



労働政策研究報告書 No. 140

2012

JILPT : The Japan Institute for Labour Policy and Training

---

---

## シングルマザーの就業と経済的自立

労働政策研究・研修機構

# シングルマザーの就業と経済的自立

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

本報告書は、アンケート調査の二次分析を中心に、母子世帯の経済的自立状況とその必要条件について総合的に検討したものである。

非正規就業者を中心に、働いても貧困が解消されない、慢性的貧困に陥りやすいなど、母子世帯の経済的自立には多くの壁がたちはだかっている。経済的自立を果たせた者と果たせなかった者との差がどこにあるのか。より多くの母子世帯を非自立グループから自立グループへと移行させるためには、母親がどのような職業選択を行い、どのような教育投資を行えば良いのか。また、母子世帯の経済的自立を促すためには、どのような支援が望ましいのか。本報告書は、これらの疑問の解明に挑もうとしている。

そして、シングルマザーの就業に欠かせない視点は、仕事と育児と余暇時間の融和、いわゆる「ワーク・ライフ・バランス」である。就業所得の向上による経済的自立も、一定の限界がある。本人の能力問題はさておき、シングルマザーは有配偶女性に比べ、育児時間、家事時間と睡眠時間が相対的に少なく、勤労時間が長くなっている。シングルマザーに必要なのは、「企業戦士型経済的自立」ではなく、「ワーク・ライフ・バランス型経済的自立」ではなかろうか。

本報告書が、母子世帯の経済的自立の向上や今後の労働行政施策の立案等に資することを期待する。

2012年1月

独立行政法人 労働政策研究・研修機構  
理事長 山口 浩一郎

執筆担当者（執筆順）

氏名	所属	執筆章
<small>しゅう えんび</small> 周 燕飛	JILPT 副主任研究員	他の担当を 除く全編
マッケンジー・コリン	慶応義塾大学経済学部教授	第3章
<small>ま きんきん</small> 馬 欣欣	JILPT アシスタントフェロー	第3章、 第8章
<small>おおいし あきこ</small> 大石 亜希子	千葉大学法経学部教授	第5章
<small>あべ あや</small> 阿部 彩	国立社会保障・人口問題研究所部長	第11章

「シングルマザーの仕事と生活」研究会メンバー（除く執筆者）

梅澤 真一 JILPT 統括研究員  
James Raymo ウィスコンシン大学マディソン校社会学部教授

# 目 次

まえがき

## 序 論

第 1 章 「働いているのに貧困」から「経済的自立」へ	
第 1 節 有業母子世帯の貧困率は、OECD30 カ国中最高	1
第 2 節 生活保護に頼ることの危険性	2
第 3 節 経済的自立に必要なもの	2
第 4 節 就業の視点による検討	4
第 5 節 何を持って経済的自立と判断するか	5
第 6 節 本報告書の構成	6
第 7 節 知見の集約：経済的自立に向けて	14
Q&A①—母子世帯の定義がなぜバラバラなの？	16

第 2 章 経済的自立をめぐる現状とのその規定要因	
第 1 節 シングルマザーの就業と経済状況	17
第 2 節 生活保護や児童扶養手当への依存度	19
第 3 節 実証分析：経済的に自立している母子世帯の特性	22
第 4 節 おわりに—仕事と育児と余暇のバランスを図る	26
Q&A②—日本全国で母子世帯はどれくらいいるの？	29

第 3 章 母子世帯の貧困—就業形態の影響について	
第 1 節 はじめに	30
第 2 節 データから観察されたシングルマザーの就業形態と貧困 の関係	32
第 3 節 先行研究のサーベイ	40
第 4 節 計量分析の方法	42
第 5 節 計量分析の結果	47
第 6 節 結論と政策的示唆	57

## 第 1 部 シングルマザーの就業戦略

第 4 章 正社員就業がなぜ希望されないのか	
第 1 節 はじめに	61
第 2 節 正社員就業が希望されない理由—3 つの仮説	63
第 3 節 本研究の意義とオリジナリティ	64
第 4 節 データと記述統計	66
第 5 節 母親の正社員就業希望を低める要因	67
第 6 節 シングルマザーと有配偶女性との違い	70
第 7 節 生活保護と正社員就業意欲	72

第 8 節	正社員就業の希望を果たすための条件とは	72
第 9 節	結びにかえて—これから求められる就業支援	74
Q&A③	—諸外国に比べ、日本の母子世帯は多い方なの？	78
第 5 章	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	
第 1 節	はじめに	79
第 2 節	分析モデル	80
第 3 節	シングルマザーの就業移動の実情	87
第 4 節	推定結果	89
第 5 節	まとめと考察	96
第 6 章	就業と自立に向けての奮闘：事例報告	
第 1 節	事例報告の意義	99
第 2 節	自立への道は、十人十色	99
第 3 節	児童扶養手当と養育費	103
第 4 節	結びにかけて—どこまで自立を求めるか	104
Q&A④	—母子世帯になった理由は何なの？	105
第 2 部	就業支援	
第 7 章	国と自治体による就業支援	
第 1 節	就業支援の 3 大ツール	107
第 2 節	それぞれの就業支援ツールをどう評価すべきか	108
第 3 節	在宅就業支援をめぐる新たな動き	113
第 4 節	おわりに—支援情報の周知徹底	114
Q&A⑤	—離婚は本当に増えているの？	117
第 8 章	職業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動 —専門資格取得の影響について—	
第 1 節	はじめに	118
第 2 節	データから観察されたシングルマザーの就業状況	119
第 3 節	先行研究のサーベイと仮説の設定	125
第 4 節	計量分析の方法	128
第 5 節	計量分析の結果	134
第 6 節	結論と政策的示唆	144
第 9 章	公的就業支援はどこまで有効か	
第 1 節	本章のねらい	149
第 2 節	公的就業支援の認知度と利用状況	149
第 3 節	どのような母親が支援制度をよく知り、よく利用して いるのか	150

第4節	事業の利用は、母親の「仕事力」を高めているか…	153
第5節	おわりに ……	156
Q&A⑥	—なぜ父子世帯はあまり増えないの？ ……	159

### 第3部 養育費と時間格差

#### 第10章 養育費の徴収に秘策があるのか

第1節	養育費のどこか問題なのか ……	161
第2節	なぜ養育費の受取率が低いのか ……	163
第3節	養育費の徴収に秘策があるのか ……	164
第4節	養育費不払いから母子世帯を守る最終手段 ……	166
第5節	実証分析：離別父親の支払い能力と養育費の関係…	168
第6節	終わりに—父親の扶養責任をどこまで追及して 良いのか ……	174
Q&A⑦	—シングルマザーの平均像はどのようなもの？ ……	177

#### 第11章 時間の貧困：ジェンダーと社会経済階級と時間格差

第1節	問題意識 ……	178
第2節	先行研究 ……	179
第3節	データ ……	180
第4節	自由時間のジェンダー格差 ……	182
第5節	自由時間と社会階層（SES） ……	187
第6節	考察 ……	195

# 序 論



## 第1章 「働いているのに貧困」から「経済的自立」へ

### 第1節 有業母子世帯の貧困率は、OECD30 カ国中最高

近年白熱化している貧困と所得格差議論の中に、母子世帯の母（以下、原則として「シングルマザー」とする）が主役としてたびたび登場するようになった。実際、2007年7月に放送され、大きな反響を呼んだNHKスペシャル「ワーキングプア」（働く貧困層）の中にも、シングルマザーの事例が大きく取り上げられている。母子世帯の約半数は収入が生活保護水準以下のワーキングプア層に分類されることがその背景にある（周 2008）。

母親のジョブレス（Jobless）または不完全雇用（underemployment）による貧困が一般的である他の先進国と比べると、「働いているのに貧困」というのは日本のシングルマザーにおける普遍的な特徴である。OECD"SOCKETY AT A GLANCE2009"によると、日本における有業母子世帯の貧困率は58%に達しており、OECD30 カ国中最も高い水準である。母親の無業・有業にかかわらず、日本の母子世帯は貧困に陥るリスクが高いことが分かる。

第1-1-1表 貧困率の国際比較(%)

	子どもの貧困率		子どものいる世帯の貧困率(2005年頃)					
	2005年頃	1995年頃との比較	全体	母子世帯		二親世帯		
				無業	有業	無業	1人働き	共働き
オーストラリア	12	-1.2	10	68	6	51	8	1
カナダ	15	2.2	13	89	32	81	22	4
デンマーク	3	0.8	2	20	4	21	5	0
フランス	8	0.3	7	46	12	48	12	2
ドイツ	16	5.1	13	56	26	47	6	1
日本	14	1.6	12	60	58	50	11	10
韓国	10	..	9	29	26	65	10	4
イギリス	10	-3.6	9	39	7	36	9	1
米国	21	-1.7	18	92	36	82	27	6
<b>OECD30カ国平均</b>	12	0.4	10	55	23	53	12	3

資料出所：OECD(2008)

母子世帯の貧困問題は、母親本人の問題に止まらず、その子供にもネガティブな影響を及ぼす可能性が高い。貧困であるゆえに、母親が育児放棄や児童虐待に走ったり、子供に十分な栄養や教育を提供できなかつたりすることが比較的容易に起きる。昨年大阪で起きたシングルマザーの育児放棄による2幼児餓死事件は多くの人にとって記憶に新しい。たとえ虐待までいかななくても、母子世帯で育てられた子供が成人した後に、より高い確率で貧困の連鎖に陥ることは、日本の行政統計からも確認できる（阿部 2011、道中 2009）。また、海外の研究では、経済的困窮が主な原因で、ひとり親世帯で育てられた子供が、より高い確率で学校

の中で問題行動を起こしたり、高校を中退したり、犯罪に加担したりすることが指摘されている (Carlson and Corcoran 2001; McLanahan and Sandefur 1994).

## 第2節 生活保護に頼ることの危険性

では、所得の低い母子世帯に一齐に「生活保護」を与えてはどうか。予算はどこから捻出するかという問題はさておき、果たして「生活保護」はシングルマザー自身やその子供にとって最良の選択となるのであろうか。筆者も含め、おそらくほとんどの読者は、懐疑的に思うであろう。

生活保護に頼ることは、少なくとも二つの弊害をもたらす。一つ目は、働く意欲の減退または喪失である。一旦生活保護を選択すると、なかなかそこから抜け出せないことが、多くの実証研究で確認されている (道中 2009)。それは、生活保護制度には、「働き損」というメカニズムが自動的に組み込まれているからである。つまり、生活保護制度には、生活費の足りない部分を補てんするという大原則があり、働けば働くほど保護費が減額され、働かないまたは少なく働く方が得になるような仕組みになっている。実際、周 (2010) によると、生活保護を受給したシングルマザーは非受給者より正社員希望の確率が 14.0 ポイントも低いことが分かっている。生活保護期間中にできたキャリアブランクが長ければ長いほど、子供が成人した後も、母親が生活保護に頼らざるを得ない可能性は高くなる。

そしてもうひとつの弊害は、子供への影響である。文字通り、生活保護は最低生活水準しか保障しない。塾や習い事等、子供の将来の可能性を広げるかもしれないといった機会も、生活保護世帯ならばあきらめざるを得ないことが多い。また、制度を利用すること自体に「福祉の罠」 (welfare trap) の危険性が伴う (Levine and Zimmerman 1996)。つまり、生活保護世帯の子供は、福祉受給への許容度が高い等の理由から、収入が一定だとしても、非受給世帯の子供よりも成人後に福祉を受給するリスクが高いことが指摘されている。実際、Pepper (2000) の米国 PSID データを用いた分析によると、10代で福祉受給の経験を持つ黒人女性は、その後の福祉 (AFDC) の受給確率が非経験者の約2倍で、受給期間が2年以上の確率が非経験者の約7倍にもなる。

もちろん、働く能力のない人や特別の事情により働けない人にとって生活保護はぜひとも必要なセーフティネットではあるが、稼働能力を持つシングルマザーにとっては、生活保護は一時的な避難手段としてあるべきで、それが長期化することはぜひとも避けられるべきである。

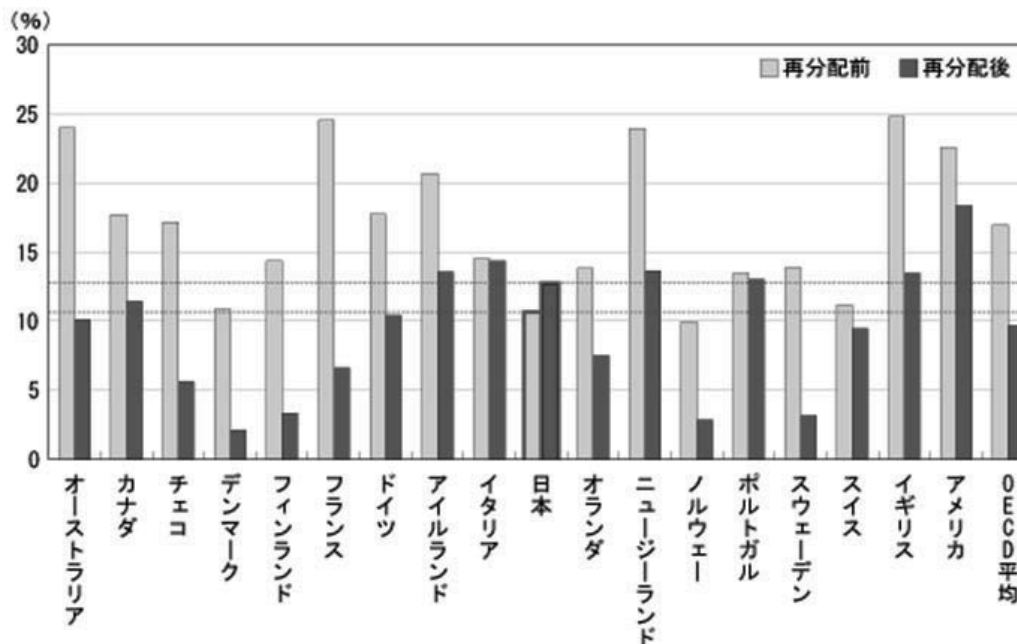
## 第3節 経済的自立に必要なもの

生活保護以外に、何をもちて母子世帯の貧困問題に立ち向うべきか。主なアプローチが3つある：①シングルマザー自身の就業収入の向上、②就労によらない補てん的収入の充実、および③税や社会保障を通じての所得移転である。

まず、①就業収入の向上は、主に仕事の「質」に着眼すべきである。なぜならば、仕事の「量」を調整する余地はあまりに小さいからである。よく知られている事実であるが、日本のシングルマザーの労働参加率は、既に OECD 中最高の 84.5% に達しており、また週平均労働時間もフルタイムに近い 39 時間に達している（周 2008）。一方、シングルマザーの仕事は一般的に「質」の低いものが多い。2006 年現在、シングルマザーの平均勤労年収は 171 万円で、同時期の女性全体の勤労年収の約半分に過ぎない。大半のシングルマザーはパートやアルバイト等の不安定雇用に甘んじている。こうした中、実効性のある対策は、母親の平均賃金を引上げる等仕事の「質」を高めることにほかならない。

そして、②就労によらない補てん的収入については、「児童扶養手当」<sup>1</sup>と「養育費」が大きなウェイトを占めている。生活保護と違って、「児童扶養手当」（以下“児扶”）は母親の就業インセンティブをあまり損なわないと言われている。また、児扶の金額は母親の収入によって異なるが、最高額でも月 4 万円強で、生活保護より遥かに少ないため、国への財政負担も比較的軽い。一方の養育費は、受け取っている母親は離婚母子世帯全体の 5 分の 1 しかおらず、平均金額も米国等に比べて低いため、今後徴収を強化することによって、ある程度の増収が期待できる。

第 1-3-1 図 「子どものいる世帯」の貧困率(2000 年)



出所：OECD 対日経済審査報告書(2005 年)

<sup>1</sup> 児童扶養手当も、ある意味で社会保障を通じての所得再分配の一種に分類される。

さらに、③税や社会保障を通じての所得再分配も、貧困率削減の有効な手段である。第 1-3-1 図を見て分かるように、日本を除くすべての OECD 諸国において、子どものいる世帯における再分配後の貧困率が下がっている。とくに北欧諸国、フランス、チェコ、オーストラリアについて、再分配後の貧困率が再分配前の半分以下の水準までに改善している。一方、日本の場合、所得再分配後の貧困率は下がるどころか、逆に上昇している。「高齢者厚遇」的な所得再分配制度に世界一の高齢化率が拍車をかけて、子どものいる世帯が、全体として所得再分配の恩恵を受けにくいことがその主な理由だと考えられる。今後、子どものいる貧困世帯に有利な所得再分配政策が行われれば、母子世帯の貧困率もある程度改善されることであろう。

#### 第 4 節 就業の視点による検討

このように、①就業収入の向上、②補てん的収入の充実、および③税や社会保障を通じての所得移転に関する検討はいずれも重要な政策課題であるが、本報告書は、執筆者らの独自の研究関心はさておき、主に以下の 3 点の理由から①就業収入の向上を重点的な検討課題としている。

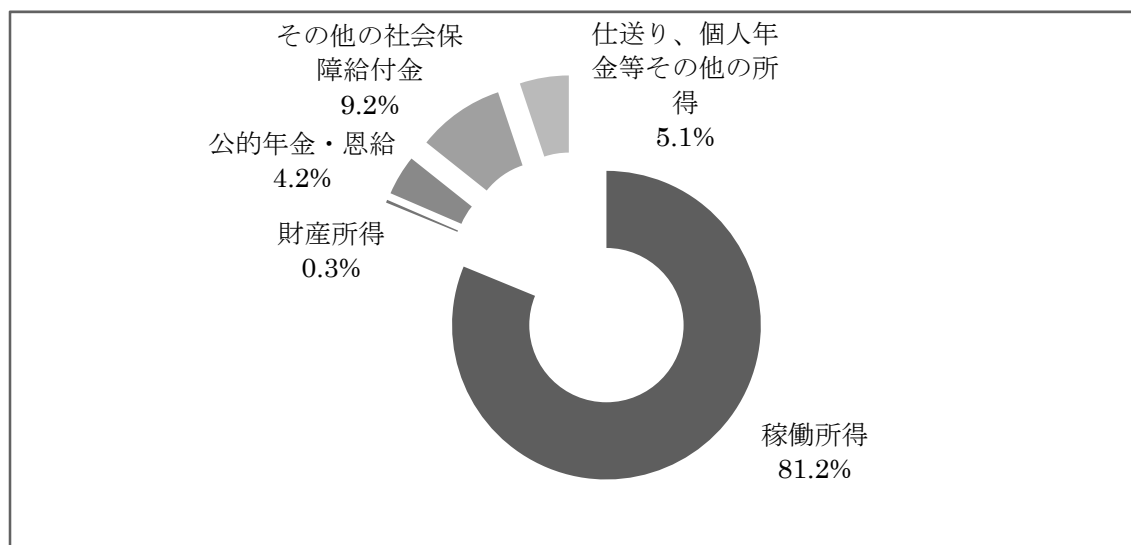
第 1 に、母子世帯の収入に占める就業収入のウェイトが圧倒的に大きいからである。厚生労働省「国民生活基礎調査」(2009)によると、母子世帯の収入の約 8 割は、母親の就業収入によるものである(第 1-4-1 図)。母子世帯が中低所得層に集中している一番大きな理由は、母親の就業収入が低いことにあると思われる。

第 2 に、国や自治体が、シングルマザーの就業を積極的に支援しようとしているからである。2002 年の母子寡婦福祉法改正以降、国や自治体は新たな予算を投じて、シングルマザーの就業を支援してきた。それは今後もしばらく続く見通しである。

第 3 に、少子化の流れを受け、ファミリーフレンドリーな企業が全体的に増えている。シングルマザーを含む子持ち女性にとって働きやすい職場づくりの企業風土が醸成されつつある。また、コミュニティーの中にも、子育てサロンや、シルバー人材センター、ファミリー・サポートセンター等による子育て支援サービスが少しずつ充実し、子育て中の女性が働きやすいように支援の輪が広がりつつある。

つまり、シングルマザーにとって就業を通じての経済的自立が図りやすい環境が整備されようとしている。こうした流れの中で、シングルマザーの現状とニーズを調査して、その支援と環境整備が的確に行われるための政策提言が急務である。

第 1-4-1 図 母子世帯の収入構成(2009 年)



データ出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」(2009 年) 所得票第 40 表より作成。

### 第 5 節 何をもって経済的自立と判断するのか

母子世帯が経済的に自立しているかどうかについて、正確かつ集計しやすい基準を見つけるのは、容易なことではない。

最も一般的に利用されている基準は、年収 300 万円ラインである。子供の人数を加味しながらも、概ね年収 300 万円以上の母子世帯を経済的自立層と定義する。その主な理由は、①派遣ネットワークが 2005 年「派遣労働者の権利向上に向けての要請書」の中で生活できる賃金として明示しているのが年収 300 万円であること、②生活保護の水準において、母と子 2 人の年間生活費は、おおよそ 300 万円前後であることがあげられているからである（中園 2008）。ちなみに、2006 年現在、母子世帯の 88.0%では、就業収入がこの自立ライン以下となる（厚生労働省『全国母子世帯等調査結果報告 2006』）。しかし、300 万円を線引きすることは、やはりある程度の恣意性がつきまとう。物価や生活費が地域間で大きなバラツキがあるため、300 万円を経済的自立を果たせるところと果たせないところが出てくる。また、就業によらない補てん収入（児扶、養育費、親族の援助、遺族年金、資産収入等）が考慮されていないという点も問題である。

経済的自立におけるもう一つの判定基準は、生活保護や児童扶養手当といった福祉給付を受けていないことである。公的給付を受けているかないかという意味では、経済的自立と整合的な意味合いを持つ基準と考えられる。この基準によると、2003 年現在、母子世帯の 28.9%は経済的自立層に分類される<sup>2</sup>。しかし、この分け方にも難点がある。生活保護や児童扶養手当の支給における年収要件は、世帯ベースのものとなっているからである。親族と世

<sup>2</sup> 2003 年に生活保護と児童扶養手当のいずれかまたは両方を受給していたシングルマザーは 871,161 人で、全体（推定 1,225,400 人）の 71.1%に当たる。データ出所：厚生労働省「平成 17 年度母子世帯の母の就業支援施策の実施状況」。

帯分離せずに同居している場合には、シングルマザー自身の収入が低くても、手当の受給対象にならない場合がある。経済的自立層とみられる者の中で、何パーセントがこうしたケースに当たるかは、不明である。

そのほか、正社員として雇われているかどうかを経済的自立の近似的な基準とすることもできる。パート・アルバイト等に比べると、正社員は高い雇用保障を有しており、また平均年収も高い。厚生労働省が2006年に行った「全国母子世帯等調査」によると、シングルマザーの42.5%が正社員で、その平均年収は257万円となる。この金額にさらに就労によらない補てん収入を上乗せすれば、経済的に自立を果たせる金額とみても良いであろう。ただし、正社員の間にも、収入のバラツキがあるため、経済的自立ができない層もその中に一部含まれていることに留意する必要がある。

以上3つの基準には、それぞれの長所と短所があるため、本報告書の分析では、この3つの基準をそれぞれ別々に使ったり、補完的に使ったりしている。

## 第6節 本報告書の目的と構成

シングルマザーが経済的に自立するに当たって、何が障壁となっており、どのような支援が必要なのであろうか。経済的自立を果たせた者と果たせなかった者との差がどこにあるのか。より多くのシングルマザーを非自立グループから自立グループへと移行させるためには、本人がどのような職業選択を行い、どのような教育投資を行えば良いのか。また、母子世帯の経済的自立を促すためには、どのような支援が望ましいのか。本報告書は、アンケート調査の二次分析を中心に、これらの疑問について、少しずつ解き明かしていきたいと思う。

各章のテーマと主要な内容は次の通りである。

### 「第2章 経済的自立をめぐる現状とその規定要因」（周論文）

第2章は、本報告書の分析の背景にある母子世帯の就業と経済的困窮状況をまとめ、母子世帯における経済的自立の規定要因を実証したものである。

日本のシングルマザーが驚異的な高就業率を誇っている一方、8割以上が年収300万円未満層、母子世帯の等価所得（世帯の構成員の生活水準を表すように調整した所得）は全世界の半分未満、「生活が大変苦しい」と感じる母子世帯が全体の半数以上を占めているなど、母子世帯を取り巻く経済環境は厳しい。

こうした厳しい経済状況にも関わらず、100%福祉頼りの「完全生活保護型」母子世帯は全体の5%未満で、大多数のシングルマザーは児童扶養手当を受給しながらも経済的自立を目指している。

そして、経済的に自立している母子世帯の特性を分析したところ、学歴、社会経験、健康状態、就業形態等の指標から判断して比較的高い稼働能力を持つ母親ほど、経済的に自立している可能性が高い。また、子ども数や末子の年齢で代表する子育て負担の重みが、母子世帯

の経済的自立の妨げになっていることも分かった。一方、母子世帯の経過年数の増加に伴い、母子世帯の経済的自立度が高まっていたわけではないことも推計結果から明らかになった。

### 「第3章 母子世帯の貧困－就業形態の影響について－」（馬・マッケンジー論文）

第3章は、2004年～2009年慶應義塾家計パネル調査を用い、シングルマザーおよび有配偶者の母を分析対象として、①就業形態の違いが一時的貧困(1期貧困)または慢性的貧困(3期連続貧困)になる確率に与える影響、②就業形態を選択する際の決定要因、および③就業形態別賃金構造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、一時的貧困やワーキングプア問題はシングルマザーの方がより顕著であることがわかった。具体的には、(1)一時的貧困になる確率はシングルマザーの方が有配偶者の母に比べて55.0～55.4%高い、(2)シングルマザーの内部では、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりもそれぞれ3.9～20.1%（非正規就業者）、2.3～9.8%（無業者）高い。一方、有配偶者の母のグループでは、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりそれぞれ5.9～7.2%（非正規就業者）、5.8～7.4%（無業者）高い。

第2に、シングルマザーがより慢性的貧困に陥りやすいことや非正規就業者の慢性的貧困率が母子世帯のグループでより顕著であることが分かった。具体的には、(1)慢性的貧困になる確率は、シングルマザーが有配偶者の母に比べて47.8%高い。(2)シングルマザーのグループでは、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者の方が正規就業者より15.9%高い(10%水準で統計的に有意)。一方、有配偶者の母のグループでは、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりもそれぞれ0.9%（非正規就業者）、0.5%（無業者）高い。

第3に、他の条件が一定であれば、有配偶者の母に比べてシングルマザーの方が、正規就業者または非正規就業者になる確率が高いことが確認された。また、シングルマザーが就業形態を選択するに当たっての要因としては、(1)非健康者に比べ、健康者の場合には、正規就業者または非正規就業者（比較グループ：非就業）になる確率が高いこと、(2)子育てはシングルマザーが正規就業または非正規就業するに当たっての阻害要因であることが示された。

第4に、賃金構造については、人的資本など他の条件が一定であれば、シングルマザーと有配偶者の母における賃金水準の差異は統計的に有意ではない。ただし、有配偶者の母に比べ、シングルマザーは低賃金の仕事に就いており、賃金水準が年齢や人的資本の上昇とともに上昇しない問題が存在することをうかがわせる。

#### 「第4章 正社員就業がなぜ希望されないのか」(周論文)

第4章は、JILPTのアンケート調査(2005、2006、2007年)を用いて、シングルマザーの正社員就業問題を分析した。筆者がとくに着目したのは、半数以上のシングルマザーが、そもそも正社員就業を希望しないという事実である。シングルマザーが、少なくとも当面の間、正社員就業を諦めざるを得ない理由として、「資格・能力不足仮説」、「育児制約仮説」および「非勤労収入仮説」が提示された。実証分析の結果、そのいずれの仮説も、一定程度の説明力を持つことが分かった。

具体的には、(1)学校教育年数の短い人、年齢の高い人、親と同居していない人、非勤労収入の高い人ほど、正社員就業を希望する確率が低いこと、(2)末子の年齢が15歳以上の人は正社員就業希望を持ちやすいものの、末子の年齢が6-14歳の人は、逆に正社員就業の希望を持ちにくいこと、(3)他の諸条件が同じ場合でも、シングルマザーは一般女性や既婚女性よりも正社員就業を強く希望しており、またそうした差異は、末子が3歳以上でより強くなっていること等が分かった。

また、正社員就業希望を持つ者だけを対象に、正社員になっている人となっていない人との違いも分析した。その結果は、学校教育年数の長い人、初職の正社員経験を持つ人等が正社員になりやすいというものである。また、看護師、准看護師、調理師、介護福祉士、簿記といった専門資格の保有も、正社員就業の確率を高めていることがわかった。

#### 「第5章 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」(大石論文)

第5章では、ライフコースの各局面や現在の正規・非正規就業状態が、現時点での母子世帯の貧困と社会保険からの脱落にどのような影響を及ぼしているかについて、JIL2001年、JILPT2007年調査の個票データに基づき分析を行った。主な結果は下記の通りである。

第1に、過去の就業履歴や個人・世帯属性をコントロールした上でも、公的機関の提供する就労支援策を利用したり資格を取得したりすることは現時点での正規雇用確率を引き上げる効果を持っており、また、現時点で正規雇用についていることが貧困リスクの回避につながっている。ただし、高等技能訓練促進費事業利用は正規雇用確率を有意に引き上げているが、自立支援教育訓練給付金事業については有意な影響が観察されていない。また、2001年の分析では、母子世帯になる前に取得している資格は、母子世帯になった後の正規雇用確率には有意な影響を及ぼしていない。

第2に、母子世帯になってからの年数は、2001年の分析では貧困リスクを引き下げる要因となっていたが、2007年の分析ではそうした効果が観察されなくなっている。2007年では、母子世帯になってから年数が経つと正規就業に就く確率は上昇するが、その就業状態をコントロールした上では、経過年数が貧困リスクを軽減する効果は観察されない。また、2001年の分析では母子世帯になってから年数が経つと公的年金加入確率が上昇する傾向が見られ



たが、2007年にはそうした効果もなくなっている。すなわち、母子世帯になってからの年数がセーフティネットからの脱落を防止する効果が、近年は観察されないことを意味する。

第3に、養育費の受給は貧困リスクを有意に引き下げている。

第4に、世帯規模による収入の差を調整した後でも、子ども数が多いことは貧困リスクを有意に高めている。

第5に、初職は母子世帯の就業状態に有意な影響を与えていない。その一方で、初職が正規雇用であることは、貧困リスクの回避には有意な影響を及ぼしている。

## 「第6章 就業と自立に向けての奮闘：事例報告」（周論文）

シングルマザーにとって、経済的自立への道は決して平たんなものではない。また、経済的自立を果たす方法や道のりも、人によってさまざまである。第6章では、5人の母親の就業と自立に向けての奮闘を紹介することで、経済的自立を果たすためのヒントを得ようと思う。

事例1—専門資格を生かした自立の道

事例2—労働組合の組織力を借りて正社員転換に成功

事例3—持ち味の明るさと粘り強さで事務職正社員に就職

事例4—無料講習会を受けて事務職正社員採用に成功

事例5—在宅ワークで自立を目指す

事例1を除いて、他の4人は全員児童扶養手当を受けている。ほとんどの母子世帯にとって、仕事から得られる稼働所得だけでは足りなくて、児童扶養手当に頼らざるを得ないのが現実だ。母親の就業収入のみで完全なる経済的自立を果たすには、本人の努力とやる気のほか、多くの条件が必要となる。行政側には、これらの条件が満たされるように労働環境の整備が求められている。

## 「第7章 国と自治体による就業支援」（周論文）

第7章では、国と自治体が母子世帯向けに行ってきた様々な就業支援を整理・概観してみた。具体的には、①雇用開発助成金等の「就業機会の増大策」、②高等技能訓練促進費等の「職業能力開発策」、および③母子自立支援プログラム等の「ジョブサーチ支援策」について、それぞれの支援制度の中身、役割と期待される効果を論じている。

「就業機会の増大策」のほとんどは、「置き換え型」の需要刺激策である。全体の求人需要を一つのパイだとすれば、これらの政策は、パイ全体の大きさが変わらない中、シングルマザーになるべく多くの分け前が行き渡るようにパイの分配方法を変えることになる。シングルマザーの就業機会が増加する分、他の労働者（主に有配偶女性等）の就業機会が減少する可能性がある。

「ジョブサーチ支援策」は、①求職者のサーチコストの軽減、②求職期間の短縮、及び③

職のマッチング度の向上を狙ったものである。問題は、政策効果の測定がなかなか難しいことである。例えば、「母子自立支援プログラム」の場合には、2009年度の対象者の61.7%が就業しており、うち38.8%が常勤就業というデータがあるものの、これを持って事業の効果が低い（または高い）と結論づけることはできない。なぜならば、このプログラムを利用しなかった場合の就業実績と比較することができないからである。

一方の「職業能力開発策」は、シングルマザーの労働生産性を高めることで、母子世帯の収入増加を狙えるほか、国全体の潜在成長率を高めることや、新たな雇用が生まれること等の波及効果も期待できる。シングルマザーの多くが「情報の欠如」（どこで何の訓練を受ければよいか分からない）と「流動性制約」（訓練資金を調達できない）に直面しているため、国が提供する職業能力開発施策は、重要な役割を果たしている。

## 「第8章 職業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動－専門資格取得の影響について－」（馬論文）

第8章では、専門資格の取得とシングルマザーの就業行動について、シングルマザーに対する2つのアンケート調査（2001年、2007年）の個票データを用いて実証分析を行った。主な分析結果およびその政策インプリケーションは以下の通りである。

第1に、全体として、専門資格を持つことはシングルマザーの就業にプラスの影響を与える傾向が明確に見て取れる。とくに専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師、教員、簿記の専門資格を取得していたグループにおいては、シングルマザーの就業確率が高いことが確認された。

第2に、専門資格の種類によって資格取得が賃金に与える影響は異なるが、専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師（2001年）、調理師（2001年）、理・美容師（2007年）の資格を取得していたグループにおいては賃金が高くなる傾向がある。

一方、資格を取得していなかったグループに比べ、ホームヘルパー（2007年）、パソコン（2007年）資格を取得したグループにおいては賃金が低いことが明らかになった。これは、これらの専門資格を取得した者の大多数が非正規就業者として就業し、低賃金しか獲得できないためだと考えられる。

第3に、教育水準が高くなるほど、専門資格取得の確率は高くなることが確認された。このことは、逆に低学歴のシングルマザーの場合には、専門資格取得の可能性が低いことを示している。この理由としては、低学歴のシングルマザーの場合、専門資格を取得する意欲が相対的に低いだけでなく、専門資格の取得に学歴の壁があることも考えられる。

## 「第9章 公的就業支援はどこまで有効か」（周論文）

第9章は、シングルマザー向けの3つの就業支援事業（高等技能訓練促進費制度、自立支援教育訓練給付金制度および母子自立支援プログラム策定事業）について、その認知度、利

用状況および就業効果を統計的に検証したものである。検証に用いたデータは、JILPT2007年調査の個票である。

調査時点においては、3事業の認知度と利用状況がともに低い水準にあることが分かった。ほとんどの事業は2003年4月以降に導入されたもので、事業の宣伝・周知が足りなかったことが主因だと考えられる。実際、「事業を知らない」ことが原因で事業の利用に至らなかったケースが全体の57.3%~78.0%を占めており、制度の周知徹底は大きな課題であることが明らかになった。

事業への認知がとくに遅れているのは、高年齢や低学歴の母親、子ども数が多い等子育て負担の重い母親である。こうした母親の特徴は、事業（とくに高等技能訓練促進費制度、自立支援教育訓練給付金制度について）の利用確率の低い母親にも概ねそのまま当てはまる。

3事業のうち、「高等技能訓練促進費」については、利用者の正社員への就業移動に積極的な効果があることが確認できている。一方の「教育訓練給付金」と「母子自立支援プログラム策定」においては、そのような効果が確認できていない。

#### 「第10章 養育費の徴収に秘策があるのか」（周論文）

第10章は、母子世帯の経済的自立に大きく関わる養育費について、その問題の所在、原因と解決方法について論じたものである。

養育費にまつわる現実の厳しさを二組の数字で集約することができる：19.0%と4.2万円。前者は、2006年現在の離婚母子世帯の養育費受取率であり、後者は、養育費の平均受取金額である。「極端に低い受取率」と「子どもの養育コストと大きくかけ離れる受取額」が養育費における最大の課題といえる。

養育費の受取率が低いことの理由として、(1)「協議離婚」を主とする離婚慣行、(2)養育費不払いに対する法的措置の欠如、および(3)父親との絶縁・敵対関係の継続が指摘されている。そのために、①協議離婚に「養育費に関する合意書」の提出を義務化する制度など、債務名義文書の確保策、②養育費不払いに対する罰則の強化、③父親との絶縁・敵対関係の解消策、④養育費徴収の第三者機関の設立等の対策を講じる必要がある。また、母親の回収できない養育費債権について、専門機関に買い取ってもらえるようにすべきであると筆者は考える。

さらに、これまでに謎に包まれている離別父親の経済状況や個人属性、それが養育費の支払いに与える影響についても、統計的に検証してみた。その結果、離別父親の経済状況が一般世帯主より悪いものの、8割程度の離別父親が養育費の支払い能力を持っていることが分かった。支払能力があるにも関わらず、養育費を支払っていない離別父親が相当の割合で存在している。

養育費の受取確率が父親の収入階層の上昇とともに高まる傾向にある。しかし、受取金額の多寡は父親の収入階層との関連性が弱い。その中でも、弁護士経由の離婚事案の方が、離

別父親の収入階層が養育費決定額に顕著な影響を与えており、協議離婚よりも調停・裁判離婚の方が金額の面でより有利な決着になることが示唆される。そのほか、決定方法が簡易算定表に基づく場合に、養育費の決定確率が上昇するものの、決定額は逆に低下することも明らかになった。

### 「第 11 章 時間の貧困：ジェンダーと社会経済階級と時間格差」（阿部論文）

第 11 章では、JILPT「就業・社会参加に関する調査」（2006 年）を用いて、自由時間を規定する要因を分析した。分析から得られた知見をまとめると以下となる。

まず、日本のデータにおいても、自由時間の男女格差は顕著に確認することができ、その差は主に育児中の女性とそれ以外の男女との差として現れる。

次に、自由時間については、アメリカの先行研究と同様に社会経済階層によって影響されていることが示唆される。世帯所得は、女性において、所得が高くなると自由時間が「まったくくない」とする確率が上がるものの、フルタイムの就労をしている女性については、それを緩和する機能が見られる。

最後に、末子の年齢や、就労状況を一定とした場合に、シングルマザーは、そうでない女性に比べて家事時間と睡眠時間が少なく、勤労時間が長い。特に、睡眠時間については、シングルマザーであることに加え、子どもがあること（6-19 歳のみ）、フルタイムで就労していることなどの睡眠時間を減少させる要因が加わることによって、健康を保つために十分な睡眠時間が得られているかどうか懸念される。

さらに、シングルマザーは「自由時間がまったくくない」とする確率が、末子年齢などをコントロールしても高くなっている。しかし、就労ステータスをコントロールすると、この影響は有意でなくなるので、これは、シングルマザーがより多く働いていることに起因すると考えられる。

なお、各章の分析に用いた主なアンケート調査の概要は第 1-6-1 表の通りである。

第 1-6-1 表 本報告書の分析に用いた主なアンケート調査の概要

調査名	分析章	調査実施者	調査年	調査対象	標本抽出法 & 調査方法	サンプルサイズ	回収率	母子世帯数	調査詳細情報掲載ウェブサイト
① 母子世帯の母への就業支援に関する調査	第2章、第5章、第8章	旧JIL	2001年	全国のシングルマザー5,000人	住民基本台帳より層化2段抽出法 & 郵送法	1,721	42.2%	1,721	<a href="http://search.jil.go.jp/cgi-bin/jsk/jsk02">http://search.jil.go.jp/cgi-bin/jsk/jsk02</a> (調査研究報告書No.156)
② 母子家庭の母への就業支援に関する調査	第2章、第4章、第5章、第8-10章	JILPT	2007年	20の自治体に住むシングルマザー6,226人	各地の母子家庭等就業者・自立支援センター等が保有している名簿登録者全員 & 郵送法	1,311	21.1%	1,311	<a href="http://www.jil.go.jp/institute/reports/2008/0101.htm">http://www.jil.go.jp/institute/reports/2008/0101.htm</a>
③ 日本人の働き方調査	第4章	JILPT	2005年	全国の満20歳以上65歳以下の男女8,000人	住民基本台帳より層化2段抽出法 & 訪問留置法	4,939	61.7%	61	<a href="http://www.jil.go.jp/institute/research/2006/015.htm">http://www.jil.go.jp/institute/research/2006/015.htm</a>
④ 就業・社会参加に関する調査	第4章、第11章	JILPT	2006年	同4,000人	同上	2,274	56.9%	36	<a href="http://www.jil.go.jp/institute/research/2007/031.htm">http://www.jil.go.jp/institute/research/2007/031.htm</a>
⑤ 慶應義塾家計パネル調査	第3章	慶應義塾大学	2004～2009年	2004年1月31日時点で満19歳から69歳の男女4005人(2007年標本追加)	住民基本台帳より層化2段無作為抽出法 & 訪問留置法	4,005(2004年) 3,422(2009年)	約70%	157(2004年) 187(2009年)	<a href="http://www.gcoe-econbus.keio.ac.jp/post-8.html">http://www.gcoe-econbus.keio.ac.jp/post-8.html</a>
⑥ 養育費に関するアンケート調査	第10章	千葉県弁護士会	2009年	千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会に加入している弁護士116人	非ランダム抽出	不明	不明	103	報告書のみの掲載

注：(1)旧JIL（日本労働研究機構）は、JILPTの前身である。

## 第7節 知見の集約：経済的自立に向けて

日本のシングルマザーにとって、働いても貧困が解消されない、非正規就業者を中心に慢性的貧困に陥りやすいなど、経済的自立には多くの壁がたちはだかっている。

経済的自立を果たせたグループと果たせなかったグループとの比較（第2章、第4～5章、第8章）を通じて分かったことは、比較的高い人的資本（短大以上の学歴、社会経験、専門資格等）や身体的資本（年齢の若さ、健康状態等）を持つシングルマザーは、稼働能力が高いため、経済的に自立しやすい。また、同等な稼働能力を持つシングルマザーの場合には、子育て負担の低い母親は経済的に自立しやすい。したがって、母子世帯の経済的自立を促進するためには、シングルマザーの稼働能力の向上と子育て負担の軽減に向けての支援が必要不可欠である。

では、シングルマザーの稼働能力を向上させるためには、具体的にどのように支援すれば良いのであろうか。本報告書は、職業訓練、専門資格の取得、正規就業のキャリアラダーの構築、ジョブマッチング効率の改善など様々な角度から稼働能力の向上策を論じようとしている（第3章～第9章）。これらの実証研究より、看護師等の専門資格を持つ者や（第3章、第4章、第8章）、就業履歴において正社員就業を継続してきた者（第5章）、国の職業能力開発支援を利用した者（第9章）等は、その比較相手と比べて平均的に高い稼働能力を持っていることが分かった。こうした就業支援を充実・拡大することによって、より多くのシングルマザーが稼働能力を高めて、経済的自立に向けて一歩前進できるものと考えられる。

しかしながら、母親の就業所得の向上に頼って経済的自立を目指すことも、一定の限界がある。例えば、高年齢、低学歴または疾病等の関係で専門資格を目指すような職業訓練を受けることができないシングルマザーが大勢いる。また、多くのシングルマザー（とくに低年齢児の母親）が、子どもとの時間を大切にしたいため、フルタイム・正社員就業をそもそも希望していない（第4章）。さらに、シングルマザーはそうでない女性に比べ、家事時間と睡眠時間が既に少なく、勤労時間が長くなっている（第11章）。これ以上母親の余暇時間を犠牲にして経済的自立を目指すことは現実的ではない。

したがって、シングルマザーに必要なのは、「企業戦士型経済的自立」というよりも「ワーク・ライフ・バランス（WLB）型経済的自立」ではなかろうか。「WLB型経済的自立」を実現するためには、離別父親にきっちり養育費を支払ってもらい、国が社会保障（児童扶養手当等）や税金での所得移転を通じて母子世帯に引き続き経済支援を行うことが重要である。離別父親に養育費の追及を強めることや（第10章）、児童扶養手当の減額議論により慎重な姿勢（第2章、第5章）が、いま、行政側に求められているのではなかろうか。

## 参考文献

- 阿部彩(2011)「子ども期の貧困が成人後の生活困難(デプリベーション)に与える影響の分析」  
『季刊社会保障研究』第46巻 第4号、354-367
- 周燕飛(2008)「母子世帯のいまー増加要因・就業率・収入等」JILPT 労働政策研究報告書 No.101、  
第1章第2節
- 周燕飛(2010)「母子世帯の母親はなぜ正社員就業を希望しないのか」JILPT ディスカッション  
ンペーパー No.10-07
- 道中隆(2009)『生活保護と日本型ワーキングプア』ミネルヴァ書房
- 中園桐代(2008)「母子世帯の母親の労働実態と地域における支援ー北海道K市を事例として」  
『賃金と社会保障』No.1465 5月上旬号
- Carlson, M. J. and M. E. Corcoran (2001)"Family structure and children's behavioral and cognitive  
outcomes." *Journal of Marriage and the Family* 63:779-792.
- Levine, Phillip B and D. J. Zimmerman (1996) " The Intergenerational Correlation in AFDC  
Participation: Welfare Trap or Poverty Trap", *IRP Discussion Paper* No.1100-96
- McLanahan, S. & G. Sandefur (1994) *Growing up with a Single Parent: What Hurts, What Helps.*  
Cambridge, MA: Harvard University Press.
- OECD(2008)" Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries" (第5.2表)
- Pepper, John V. (2000) "The Intergenerational Transmission of welfare receipt: a nonparametric  
bounds analysis. *Review of Economics and Statistics* 82, 472-488

## Q&A①—母子世帯の定義がなぜバラバラなの？

母子世帯の研究をやっていると、その定義について時々戸惑うことがある。母子世帯を「父親のいない児童がその母によって養育されている世帯」として定義することに異議を唱える者は少ないものの、肝心の児童の年齢は統一されていないことが多いからである。例えば、母子世帯の多くが受給している児童扶養手当の受給資格において、児童が「18歳に達する日以後の最初の3月31日までの間にあるもの」とされている。一方、厚生労働省による公式統計（母子家庭白書や「全国母子世帯等調査」等）では、「20歳未満の未婚の子供」を児童としている。

同じ日本国内なのに、なぜこのような差異が生じたのだろうか。その理由は、それぞれの依拠する法律において、児童の定義が違うからである。児童扶養手当が依拠する児童福祉法は、児童を「満18歳に満たないもの」として定義している。一方、公式統計が依拠する民法では、「年齢20歳をもって成年とする」（第4条）という条項と「20歳未満であっても婚姻していれば成年者とみなされている」（第753条）という条項があるため、「20歳未満の未婚の子供」が児童の定義となっている。

また、母子世帯の定義は、国によっても異なる。例えば、米、独、仏等の主要国は、「18歳以下のすべての子供」を児童としている。一方、アイルランドは「15歳以下のすべての子供」、英国は「16歳以下のすべての子供および16-17歳の在学中の子供」を児童としている。そのため、母子世帯に関する国際比較を行う際には、統計指標は厳密的な比較にならないことに留意する必要がある。

もっとややこしいことに、母子世帯に関する日本国内の統計指標も実は統一されていない。例えば、平成20年度版「母子家庭白書」（厚生労働省「母子世帯の母の就業の支援に関する年次報告」の通称）によると、2005年現在日本の母子世帯は全部で749,048世帯としている（国勢調査）。一方の児童扶養手当の受給人数は955,741人で、調査統計上の母子世帯の総数より20万人も多い。なぜこのような不自然な結果となってしまったのか。これは調査設計の都合上、国勢調査や国民生活基礎調査などの調査では、親族等と同居していない「独立母子世帯」のみが集計対象となっているからである。一方の児童扶養手当の受給者の中には、親族と同居しているシングルマザーも含まれている。



## 第2章 経済的自立をめぐる現状とその規定要因

日本のシングルマザーを巡っては二つの興味深い順位がある。ひとつは、OECD24 カ国中上から2位であるシングルマザーの就業率（84.5%）である。もう一つは、OECD24 カ国中上から2位である母子世帯の貧困率（54.3%）である<sup>1</sup>。就業率と貧困率の同時高は、シングルマザーが置かれている「働いているのに貧困」という厳しい現実を示唆するものである。

### 第1節 シングルマザーの就業と経済状況

#### （驚異的な高就業率）

日本のシングルマザーが高い就業率を誇っている。2006年現在、シングルマザーの84.5%が就業しており、これまでの調査年（1998年73.1%、2003年83.0%）と比べて就業者の割合がさらに増加している（厚生労働省「全国母子世帯等調査」）。

就業形態について、最も多いのが「臨時・パート」の43.6%で、その次は「常用雇用者」の42.5%である<sup>2</sup>。また、「常用雇用者」の割合は、末子の年齢が高くなるにつれ徐々に上昇する傾向にある。例えば、末子の年齢が3~5歳では、「常用雇用者」の比率が就業している母のうち29.7%と低いが、末子の年齢が就学年齢となる6~8歳では「常用雇用者」が43.2%となり、末子が18~19歳になると「常用雇用者」は53.2%へと高まる。

そして、シングルマザーが従事する職種の中で、残業時間が少なく、高度なスキルを必要としない場合の多い「事務職」は25.2%で最も多い。ただし、希望者が多く競争倍率が高いため、事務職正社員になることは難しいとも言われている。そのため、女性比率の多いサービス業（19.6%）や販売（11.5%）、技能工・生産工程及び労務（9.8%）に従事するシングルマザーも全体の4割ほどを占めている。専門的・技術的職業に従事するシングルマザーはやや少なめの17.8%である。

#### （8割以上が年収300万円未満層）

平均賃金の低い臨時・パート就労や、サービス業就労が多いため、シングルマザーが就業から得られる平均所得はそれほど高くない。その結果、常用雇用者や専門的・技術的職業に従事するシングルマザーに限ってみれば、平均年収は女性全体とほぼ同じ水準であるものの、様々な就業形態や職業を含むシングルマザー全体の平均就業収入（171万円）は同時期の女性平均の約半分しかない。

所得階級別でみると、シングルマザーの約4割は、年収が100~200万円未満の所得層に属している。その付近の中低収入層（100万円未満または200~300万円未満）と合わせると、

<sup>1</sup> 2005年頃の数値である。データ出所：OECD(2007)、阿部(2008)。なお、就業率と貧困率に関する順位は、年代および比較対象国の違いにより若干変化する場合がある。

<sup>2</sup> ただし、「常用雇用者」の中には「フルタイム・パート」等の非正社員も一部含まれている。JILPTの調査によると、正社員という区分で働くシングルマザーは、全体の3割しかない（JILPT2008）。

シングルマザーの8割以上が年収300万円未満の非自立層に属する（第2-1-1表）。

第2-1-1表 シングルマザーの就業収入の階級分布(2005年度、%)

	300万円 未満合計	内訳			300万円 以上	平均年収 (万円)
		～100万円 未満	～200万円 未満	～300万円 未満		
母子世帯全体	88.0	31.2	39.1	17.7	12.0	171
常用雇用者	73.1	7.1	33.8	32.2	26.9	257
臨時・パート	99.4	42.9	49.2	7.3	0.6	113
専門的・技術的職業	63.3	13.1	27.7	22.5	36.6	278
事務	86.4	21.0	39.5	25.9	13.6	191
販売	95.2	32.5	52.4	10.3	4.8	140
サービス業	96.9	34.7	46.2	16.0	3.1	139

資料出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」2006

注：四捨五入の関係で、パーセンテージの合計値が100.0%とならない場合がある。

#### （母子世帯の等価所得は全世帯の半分未満）

もっとも、シングルマザーは就業収入のほか、遺族年金、養育費、児童扶養手当等補てん的収入を持っていることが多い。では、これらを全て合わせた所得の総額でみるとシングルマザーの経済状況は改善されるのであろうか。

厚生労働省「全国母子世帯等調査」によると、2005年度母子世帯における補てん的収入の平均額は42万円で、就業収入と合わせた総所得平均は213万円(世帯員1人当たり65万円)となる。世帯員1人あたりでみると、母子世帯の平均所得は、全世帯平均の半分にも及ばない水準である(厚生労働省「国民生活基礎調査2006」)。

また、世帯員の生活水準をより正確に捉えている「等価所得」(所得/世帯人数の平方根)で比較する場合、母子世帯の等価所得は、全世帯平均の42.6%にとどまり、その格差がやはり大きい(第2-1-2表)。さらに、税や社会保障による所得再分配後の可処分所得で比べると、母子世帯の等価可処分所得は、全世帯平均の46.9%となり、所得再分配前より格差は4.3ポイント改善したものの、依然として全世帯平均の半分未満という低水準に留まっている<sup>3</sup>。

<sup>3</sup> もっとも、母子世帯と子どものいる世帯全体と等価所得比は、若干高い(85.4%)。また、可処分所得ベースで見た場合、その格差がさらに91.9%までに縮小している。

第 2-1-2 表 総所得と可処分所得(2009 年)

	可処分所得 (万円)	総所得 (万円)	所得の内訳				
			稼働 所得	財産 所得	公的年金・恩給	その他の 社会保障	その他
全世帯	424	547.5	76.9%	2.3%	18.0%	0.6%	2.2%
独立母子世帯	197.4	231.4	81.2%	0.3%	4.2%	9.2%	5.1%
児童のいる世帯	545.7	688.5	93.2%	0.8%	4.6%	0.6%	0.8%
等価所得比 (母子/全世帯)	46.9%	42.6%					
等価所得比 (母子/児童のいる世帯)	91.9%	85.4%					

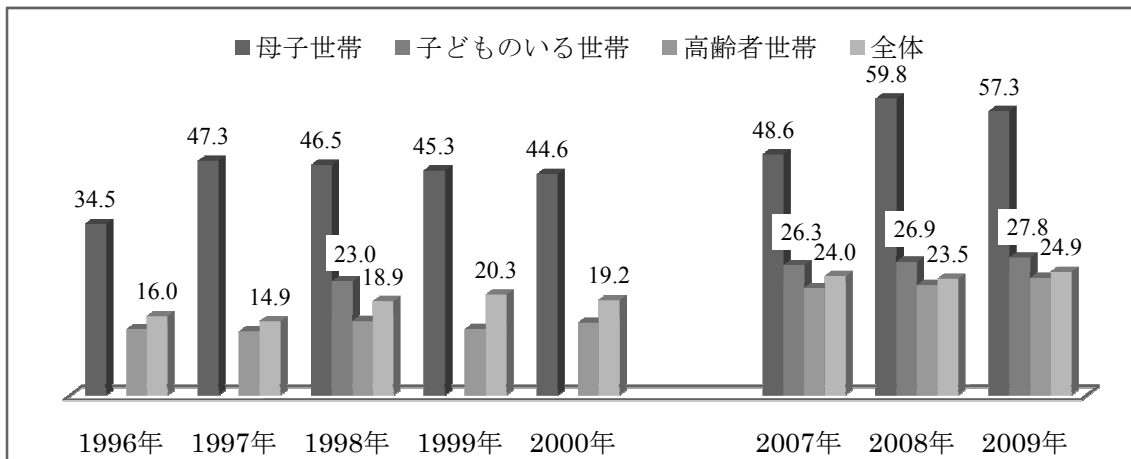
データ出所：厚生労働省「国民生活基礎調査 2009」より作成。

注) 等価所得は、所得を世帯人数の平方根で割った数値である。なお、世帯人数について、全世帯、母子世帯と児童のいる世帯がそれぞれ 2.62 人、2.61 人と 4.16 人である。

(半数以上の母子世帯「生活が大変苦しい」)

実際、「生活が大変苦しい」と感じる母子世帯の割合は一般世帯よりはるかに高い。2009 年現在、「生活が大変苦しい」と感じる母子世帯は 57.3%に上り、世帯全体 (同 24.9%) の 2 倍以上である。2000 年代後半に入り、子どものいる世帯全体や高齢者世帯について、生活苦の意識が大きくは悪化していない中、生活苦を感じる母子世帯の割合が 2007 年の 48.6%から 2009 年の 57.3%へと、比較的増えているのが分かる。

第 2-1-3 図 「生活が大変苦しい」と感じる世帯の割合(%)



資料出所：厚生労働省「国民生活基礎調査」(各年)より作成。

第 2 節 生活保護や児童扶養手当への依存度

(100%福祉頼りの母子世帯は稀なケース)

こうした厳しい経済状況の中、母子世帯はどのくらい国の経済支援に頼っているのだろうか。第 2-2-1 表では経済的自立度の低い順に、母子世帯を以下の 5 類型に分け、それぞれの世帯数と割合を試算してみた。

- ① 「完全生活保護型」。母親が無業の生活保護受給世帯。
- ② 「部分生活保護型」。母親は何らかの勤労収入があり、最低生活費に達しない不足分について生活扶助を受けている世帯。
- ③ 「児扶全額受給型」。母親の就労等収入が130万円未満（2人世帯の場合）で児童扶養手当の全額支給（月額41,880円）<sup>4</sup>を受けている世帯（除く生活保護世帯）。
- ④ 「児扶部分受給型」。母親の就労等収入が130万円以上365万円未満で児童扶養手当の部分支給（月額9,900円～）を受けている世帯。
- ⑤ 「非依存型」。生活保護と児童扶養手当のいずれも受給していない世帯。

第2-2-1表を見て分かるように、100%福祉頼りの「完全生活保護型」母子世帯は全体の3.5%しかなく、一部の特殊なケース（例えば母親が健康上の理由で就業できない）と言える。母が就業している「部分生活保護型」と合わせても、母子世帯の生活保護率は6.4%<sup>5</sup>（概算値）に過ぎない。これは、独立母子世帯のみでみた場合の生活保護率の約半分程度の水準である。

第2-2-1表 経済的自立度別でみる母子世帯の世帯数と割合(2009年月平均)

		世帯数	割合	
低 ↑ 経済的自立度 ↓ 高	① 「完全生活保護型」	54,926	3.5%	} 6.4%
	② 「部分生活保護型」	44,667	2.9%	
	③ 「児扶全額受給型」	465,896	30.1%	
	④ 「児扶部分受給型」	420,194	27.1%	
	⑤ 「非依存型」（概算値）	563,317	36.4%	

データ出所：厚生労働省「社会福祉行政業務報告」（福祉行政報告例）より作成。

注：「非依存型」世帯数および各世帯類型の割合を計算する際には、母子世帯の総数を推測する必要があった。ここでは、単純に母子世帯の総数が線形的に増加した場合を想定し、その概算値（154.9万世帯）を用いている。具体的には、「2009年の母子世帯総数＝2003年の母子世帯数＋（1998年～2003年間の年平均増加数）×6年間」としている。ただし、1998年と2003年の母子世帯数については、厚生労働省の推計値（95.5万人と122.5万人）を利用している。

母子世帯の大多数が恩恵に与っているのは、やはり「児童扶養手当」（児扶）である。生活保護を受けずに「児扶」を全額受給している低所得の母子世帯は、全体の3割を占めている。一定程度の所得があるため、「児扶」が減額されながらも受給している母子世帯は、全体の3割弱を占めている。この二つを合わせると、6割弱の母子世帯が「児扶」で国の経済援助を受けることとなる。

一方、「非依存型」母子世帯も36.4%に上る。生活保護も「児扶」も受けていない理由につ

<sup>4</sup> 2人目5000円、3人目3000円の加算となる。

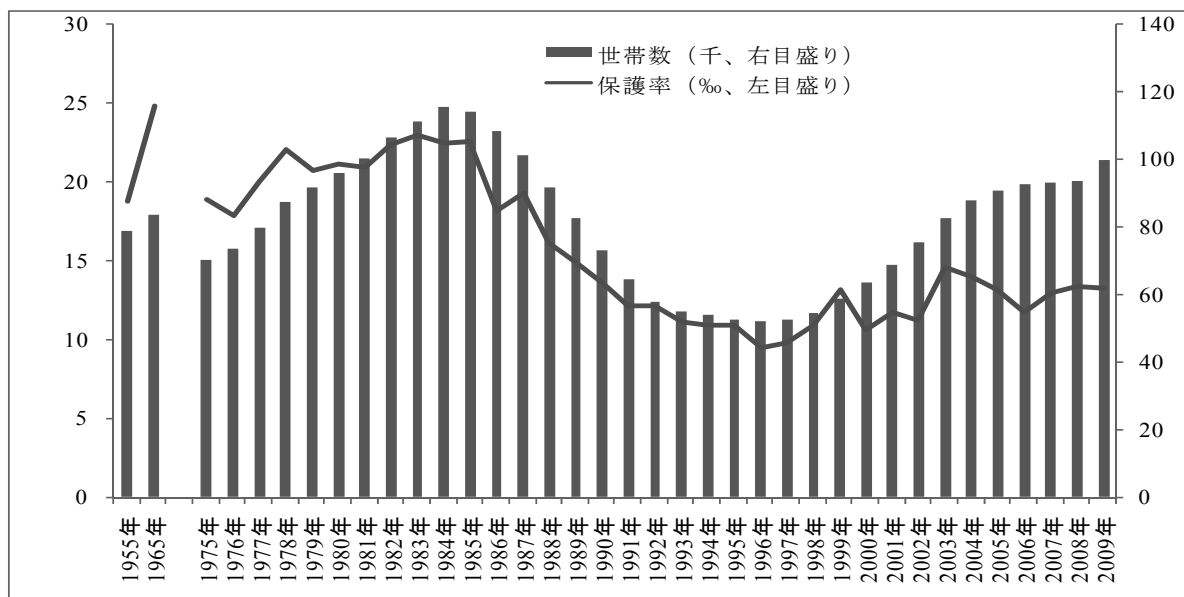
<sup>5</sup> 同居母子世帯の生活保護件数が分子に含まれていないため、この数字は母子世帯の生活保護率を過小評価している可能性がある。

いて、3つの可能性が考えられる。一つ目は、母親の就労等収入が所得制限を超えているケースである。二つ目は、同居母子世帯で親族との合算所得が所得制限を超えているケースである。そして、三つ目は、「児扶」等の受給資格があるにもかかわらず、稀に申請していないケースである。前述のように、年収300万円以上の母子世帯は全体の1割強なので、母親の単独収入だけで所得制限を超えるケースはそれほど多くないはずである。「非依存型」母子世帯の大半は、同居母子世帯ではないかと思われる。

**(2000年代以降、件数は増えているものの、全額支給が厳格化)**

第2-2-2図と第2-2-3図はそれぞれ生活保護と児童扶養手当の受給世帯数または受給率の推移を表したものである。生活保護を受給している独立母子世帯の数は、1997年以降に増えており、2000年代に入ってから概ね7-8世帯に1世帯の割合で生活保護を受給している。

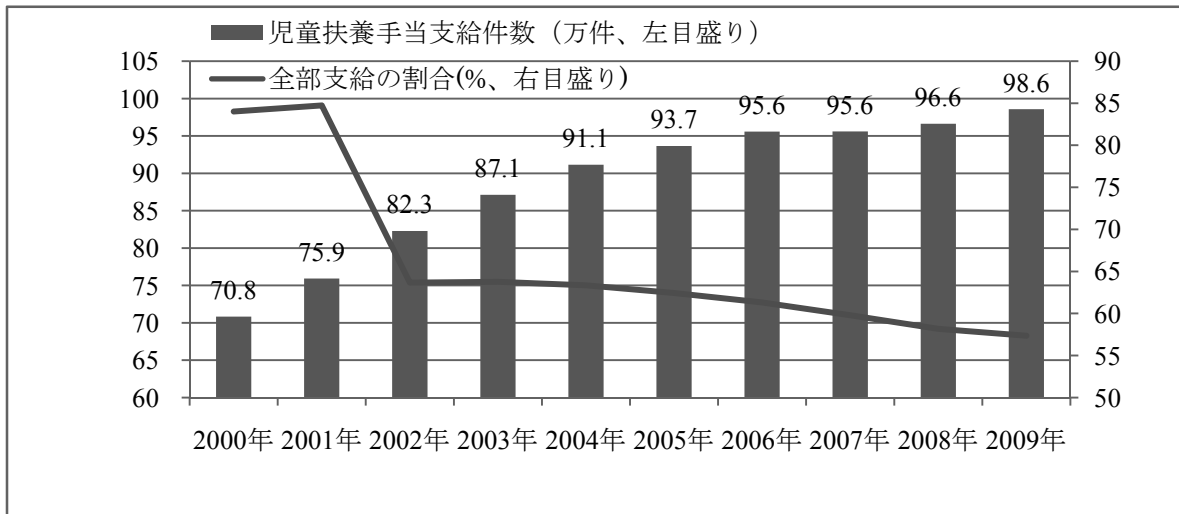
**第2-2-2図 母子世帯の生活保護受給世帯数および受給率の推移(1955年～2009年)**



資料出所：国立社会保障・人口問題研究所「生活保護」に関する公的統計データ一覧（2011年6月）より作成

また、児童扶養手当の受給件数も2000年以降に急速に増えており、100万件の大台に迫ってきている。ただし、児童扶養手当の受給件数は増えているものの、所得制限の厳格化により、「全部支給」の割合は2000年の84.0%から2009年の57.4%へとむしろ急落している。

第 2-2-3 図 児童扶養手当の支給件数と全部支給率の推移(2000 年～2009 年)



資料出所：厚生労働省「社会福祉行政業務報告（厚生省報告例）」より作成。

注：2002 年の制度改正により、全部支給の所得制限限度額は年収 204.8 万円から 130 万円に引き下げられた（母と子 1 人の 2 人世帯の場合）。それが原因で児童扶養手当の全部支給率が急落している。

### 第 3 節 実証分析：経済的に自立している母子世帯の特性

母子世帯における経済的自立は、母親が正社員かどうか、300 万円以上の年収を得ているかどうかとは表裏一体的な関係にあるものの、完全に 1 対 1 の関係ではないようである。

旧日本労働研究機構（JIL）が行った母子世帯調査（2001 年）によると、年収 300 万円以上層の 61.8%が「非依存型」となっている一方、年収 300 万円未満層は同半分程度の 31.8%である（第 2-3-1 表）。また、正社員の「非依存型」比率が 46.4%となっており、正社員以外の者より 12.1 ポイント高い。つまり、母子世帯の経済的自立にあたって、「正社員」、「年収 300 万円以上」が重要な判断材料になることが分かる。

しかし一方で、母親が「正社員」である母子世帯の中でも、約 1/4 の世帯が児童扶養手当を全額受給しており<sup>6</sup>、正社員の中でも収入が低くて経済的自立を果たせない者が大勢いることが分かる。また、年収 300 万円以上の世帯においても、1/8（12.2%）の世帯が児童扶養手当を全額受給している<sup>7</sup>。

<sup>6</sup> 2001 年当時の制度では、児童扶養手当における全部支給の所得制限限度額は 204.8 万円（母と子 1 人の 2 人世帯の場合）だったため、全額受給のハードルは現在より低かった。

<sup>7</sup> 児童扶養手当の支給基準は、「税込年収」ではなく、税法上の「所得」（年間収入金額－必要経費－80,000 円－諸控除額）である。年収は 300 万円以上でも、所得では 200 万円未満となるケースがある。また、子ども数が多ければ多いほど、全部支給の所得制限限度額も高くなる。

第 2-3-1 表 年収、就業形態別母子世帯の経済的自立度(2001 年、2007 年)

	JIL2001年調査					JILPT2007年調査				
	全体	正社員		年収300万円		全体	正社員		年収300万円	
		No	Yes	未満	以上		No	Yes	未満	以上
完全生活保護	1.9%	3.0%	0.0%	2.8%	0.0%	3.5%	4.8%	0.0%	4.4%	0.0%
部分生活保護	2.1%	2.5%	1.3%	2.6%	0.0%	9.1%	9.1%	9.1%	10.9%	-
児扶全額受給	39.8%	47.8%	26.4%	49.1%	12.2%	42.7%	49.2%	25.3%	42.5%	1.8%
児扶部分受給	17.5%	12.4%	25.9%	13.7%	26.0%	36.5%	29.5%	55.2%	35.5%	66.1%
非依存	38.8%	34.3%	46.4%	31.8%	61.8%	8.2%	7.4%	10.4%	6.7%	23.2%
合計	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
N	1,706	1,070	636	1,135	385	888	647	241	699	56

資料出所：旧 JIL「母子世帯の母への就業支援に関する調査 2001」および JILPT「母子家庭の母の就業支援に関する調査 2007」の個票より作成。

注(1) JILPT2007 調査は、独立母子世帯のみについての集計結果である。(2)JILPT2007 年調査について、生活保護の受給有無は推測値である。具体的には、親族と同居していない独立母子世帯のうち、以下の条件を満たす人々を生活保護受給者と推測する。(i)親族から経済的援助を受けていない、(ii)死別母子世帯ではない、(iii)本人の稼働収入、児童扶養手当、養育費以外の不明収入を持っている、(iv)その不明収入ならびに世帯の総所得は生活保護の生活扶助基準範囲内である。なお、生活扶助基準額は、制度にしたがって、母親の年齢、子供の年齢、子供数および級地別に算出を行った。

### (仮説)

ここで、どのような特性を持った母子世帯が経済的に自立しやすいのかを整理しておきたい。

まず、母親稼働能力が最も重要な要因である。既婚女性の場合、夫の収入があるため、本人の稼働収入が世帯の経済状況に与える影響は限定的である<sup>8</sup>。一方の母子世帯の場合、母親本人の就業収入は世帯の経済状況にとってほぼ決定的となる。本章では、母親の稼働能力を代理する変数として、母親の学歴、社会経験年数(年齢)、健康状態および就業形態が用いられている。

次に、子育て負担の重さも大きな要因となる。子どもの数が多ければ多いほど生活費と教育費等が高くなり、経済的自立が難しくなる。また、末子が小さければ小さいほど、子育てにより多くの時間と体力を要するため(その分仕事へのコミットメントが少なくなる)、母子世帯が経済的に自立しにくくなる。

最後に、母子世帯の経過年数も考慮すべき要因である。母子世帯の経過年数が長くなるにつれ、母親の仕事や収入が安定的になり、母子世帯の経済的困窮が徐々に解消されていくという期待が政策当局にあった(阿部 2008)。その期待を確かめるべく、本章では、母子世帯の経過年数と経済的自立度(または福祉依存度)との関係を調べてみたい。

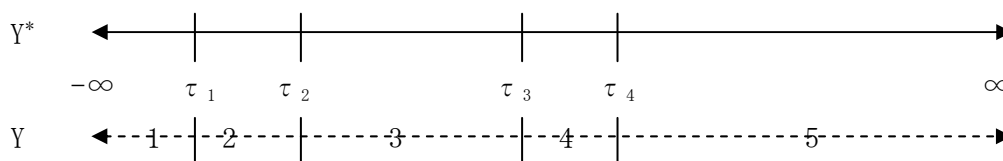
<sup>8</sup> もっとも、この仮説(Pin Money Hypothesis)に異議を唱える研究もある。例えば、Harkness 他(1997)が行った英国の研究によると、共働き世帯の妻が仮に仕事を辞めた場合には、該当世帯の貧困確率は、1%から4%へと上昇する見込みである。既婚女性の収入がすでにお小遣い(Pin Money)以上の役割を果たしているという。

(実証モデル)

母子世帯の経済的自立度 (Y) の指標として、前出の 5 スコアの非連続変数 (順序変数) を用いる (1 = 「完全生活保護型」、2 = 「部分生活保護型」、3 = 「児扶全部受給型」、4 = 「児扶部分受給型」、5 = 「非依存型」)。スコアが高ければ高いほど、経済的自立度が高いと見られる。Y が非連続変数であるため、最小二乗法 (OLS) 推定では、最良な不偏推定値を得ることができない。そこで、順序変数を推定する時に良く用いられる「順序 probit モデル」を実証モデルとする (Long, 1997)。つまり、Y の代わりに、次のような連続した潜在変数  $Y^*$  を推定することにする。

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \rightarrow \text{「完全生活保護型」} & \text{if } \tau_0 = -\infty \leq Y_i^* < \tau_1 \\ 2 & \rightarrow \text{「部分生活保護型」} & \text{if } \tau_1 \leq Y_i^* < \tau_2 \\ 3 & \rightarrow \text{「児扶全部受給型」} & \text{if } \tau_2 \leq Y_i^* < \tau_3 \\ 4 & \rightarrow \text{「児扶部分受給型」} & \text{if } \tau_3 \leq Y_i^* < \tau_4 \\ 5 & \rightarrow \text{「非依存型」} & \text{if } \tau_4 \leq Y_i^* < \tau_5 = \infty \end{cases}$$

Y と  $Y^*$  との関係を以下のように図示することもできる。



被説明変数である経済的自立度  $Y^*$  を下記のモデルを用いて推定する。

$$Y^* = \alpha + \beta_1 EDU + \beta_2 AGE + \beta_3 Regjob + \beta_4 nKid + \beta_5 Kidage + \beta_6 Span + \varepsilon \quad (1)$$

説明変数(変数ベクトル  $X$ )には、母親の稼働能力を代表する母親の「学歴」 ( $EDU$ )、「年齢」 (社会経験の代理変数)、「就業形態：正社員かどうか」 ( $Regjob$ )；子育て負担の重さを表す指標である「子ども数」 ( $nKid$ )、「末子の年齢」 ( $Kidage$ )；および「母子世帯の経験年数」 ( $Span$ ) 等によって構成される。なお、主要な説明変数の単純集計値については、第 2-付-1 表を参照されたい。

残差項  $\varepsilon$  は標準正規分布に従うと仮定して、下記の確率の尤度を最大化するようにパラメーター ( $\alpha$ 、 $\beta$  と  $\tau$ ) を求める。



$$P_i = \begin{cases} \Pr(Y=1|X) = \Phi(\tau_1 - \alpha - X\beta) & \text{if } Y=1 \\ \Pr(Y=2|X) = \Phi(\tau_2 - \alpha - X\beta) - \Phi(\tau_1 - \alpha - X\beta) & \text{if } Y=2 \\ \Pr(Y=3|X) = \Phi(\tau_3 - \alpha - X\beta) - \Phi(\tau_2 - \alpha - X\beta) & \text{if } Y=3 \\ \Pr(Y=4|X) = \Phi(\tau_4 - \alpha - X\beta) - \Phi(\tau_3 - \alpha - X\beta) & \text{if } Y=4 \\ \Pr(Y=5|X) = 1 - \Phi(\tau_4 - \alpha - X\beta) & \text{if } Y=5 \end{cases}$$

$$\text{Max } L(\alpha, \beta, \tau | Y, X) = \prod_{i=1}^5 P_i \quad (2)$$

なお、本研究の統計分析に利用される STATA ソフトの場合、モデルの識別方法として、 $\alpha = 0$  と仮定して、cutpoints  $\tau$  と係数  $\beta$  の推定値を報告することとしている<sup>9</sup>。

### (推定結果)

第 2-3-2 表は、母子世帯における 2 時点の調査 (2001 年、2007 年) を用いて、上記の順序 probit モデルを推定した結果である。ただし、JILPT2007 年調査について、生活保護の受給有無に関する設問が無かったため、次善の策として他の情報を総合して、擬似的な生活保護変数を作っている (詳細については第 2-3-1 表の注 2 を参照されたい)。従って、JILPT2007 年調査の被説明変数は、経済的依存度における厳密な指標ではない。推定結果を引用する際には、こうした点に留意されたい。

いずれの年に行われた調査においても、仮説の通り、「母親の稼働能力」(学歴、社会経験、健康状態、就業形態) が高ければ高いほど、母子世帯の経済的自立度が高い。また、「子育て負担」の重み (子ども数、末子の年齢) は経済的自立に負の影響を与える点についても、仮説通りの結果となっている。

一方、「母子世帯経過 5 年以上」は、母子世帯の経済的自立度に有意な影響を与えないか (2007 年調査)、もしくはネガティブな影響を与えている (2001 年調査) ことが分かった。「母子世帯経過 5 年以上」を連続変数 (「母子世帯の経過年数」) に変えての推定も試みたが、やはり時間の経過と共に母子世帯が経済的に自立しやすくなるという仮説は支持されなかった。

<sup>9</sup> 一部の統計ソフト (例えば LIMDEP) において、 $\tau_1=0$  として、 $\alpha$  の推定値を報告する場合もある。なお、いずれの識別方法においても、係数  $\beta$  の推定値は変わらない。

第 2-3-2 表 経済的自立度の決定要因(順序 probit モデル)

	2001年JIL調査			2007年JILPT調査		
	$\beta$	(S. E)		$\beta$	(S. E)	
年齢	0.0263	0.0065	***	-0.0006	0.0047	
学歴2-高校	0.1954	0.0885	**	0.2972	0.1582	*
学歴3-専修学校・各種学校	0.4494	0.1122	***	0.5828	0.1826	***
学歴4-短大・高専	0.5286	0.1095	***	0.4830	0.1703	***
学歴5-大学・大学院	0.4993	0.1380	***	0.5938	0.2152	***
学歴6-その他	0.4721	0.2506	*	0.5848	0.4397	
健康的	0.1638	0.0667	***	0.0159	0.0818	
正社員	0.4481	0.0615	***	0.5454	0.0887	***
子ども数	-0.3959	0.0496	***	-0.2706	0.0757	***
末子の年齢	0.0325	0.0097	***	0.0433	0.0102	***
世帯員数	0.2100	0.0328	***	0.0276	0.0690	
母子世帯経過 5 年以上	-0.2197	0.0638	***	-0.0293	0.0880	
居住地ダミー	YES(3区分)			YES(20区分)		
Cut1	-0.4309	0.2327		-1.8839	0.2780	
Cut2	-0.0640	0.2280		-1.1685	0.2698	
Cut3	1.7620	0.2287		0.2727	0.2659	
Cut4	2.2714	0.2303		1.6856	0.2724	
対数尤度	-1772.0			-974.0		
N	1,623			830		

資料出所：旧 JIL(2001)「母子世帯の母への就業支援に関する調査」および JILPT「母子家庭の母の就業支援に関する調査 2007」の個票データより推定。

注：(1)「母子世帯経過 5 年以上(ダミー変数)の代わりに、「母子世帯の経過年数」(連続変数)も入れてみたが、結果は概ね同じである。(2) \*p 値<0.1, \*\*p 値<0.05, \*\*\*p 値<0.01。

#### 第 4 節 おわりにー仕事と育児と余暇のバランスを図る

日本のシングルマザーは、子育てをしながらも仕事に大きな比重を置いてきた。8割以上の就業率、フルタイム就業に近い平均就業時間数は、その証拠となる。

仕事と育児をひとり親でこなさなければならないため、自分の余暇や睡眠時間を削る母親も少なくない。JILPT「就業・社会参加調査 2006」によると、シングルマザーの 1 日あたり平均睡眠時間はわずか 5.8 時間で、有配偶者女性より 0.64 時間短い(詳細な分析については第 11 章へ)。つまり、シングルマザーは経済的にだけでなく、時間的にも貧困状況に陥っている可能性が高い。

さらに心配なことは、時間的貧困が子育てに及ぼす影響である。同 JILPT 調査によると、有業シングルマザーが 1 日の育児に当てた平均時間は 0.58 時間に過ぎず、同専業主婦の母の半分未満(1.31 時間)である。育児時間の定義について回答者の間に受け止め方の違いはあるものの、シングルマザーの育児時間が専業主婦に比べ、著しく少ないことはこのデータから読み取れる。実際、育児にもっと時間を当てたいからの理由で、正社員就業を希望しないシングルマザーが大勢いる(詳細については第 4 章へ)。

母子世帯における経済的自立への追求も、育児と余暇時間との融合、いわゆる「ワーク・ライフ・バランス」を前提にしたものでなければならない。母子世帯のワーク・ライフ・バランスを実現するためには、少なくとも以下2点の施策を今後講じる必要がある。

第一に、母子世帯における経済的自立のハードルを下げる必要がある。そのためには、離別父親にきっちり養育費を支払ってもらい、国が社会保障（児童扶養手当等）や税金での所得移転を通じて母子世帯に引き続き経済支援を行うことが肝心である。第10章の分析で明らかになるように、養育費の支払率と支払額は、離別父親の経済状況に比例していない。とくに年収800万円以上の豊かな層においては、約半数の父親が養育費を払っていないことや、払った平均養育費額が6万円前後で年収の多さに比べると金額が低いことは問題である。これを是正するために行政の関与が今後とも必要であろう。

第二に、雇用制度の改革が必要である。正規と非正規の労働市場が分断されている現在の「硬直的二元労働市場」からフリーな労働移動ができる「柔軟な多元化労働市場」への移行が望ましい。また、女性の活躍の場を、現在圧倒的に多いとされる低賃金の労務職・一般職から高賃金の専門職・管理職へと広げることも必要である。実は、民間ではそのような動きが既に現れている。労働力人口が減少する中、多くの民間企業が人材確保のため、子育て中の女性を中核人材として活用することを試みている<sup>10</sup>。その結果、正社員と非正社員の長所をミックスした中間的な働き方が生まれている。例えば、正社員ではあるが短時間勤務（短時間正社員）、非正規だけれども正社員と同等な賃金や責務を持つ社員、会社員だけど自営業のように自宅で勤務できる職種など、働き方が多元化かつ柔軟化してきている<sup>11</sup>。こうしたワーク・ライフ・バランス的な働き方は、まだ少数派で実施上多くの課題が残されているが、法制度の整備や企業に経済的インセンティブを与えることによって今後一定の広がりを見せる可能性がある<sup>12</sup>。

---

<sup>10</sup>池田(2010)の中では、その具体例が示されている。具体的には、雇用管理の上では男女の区別をしない企業や、女性社員のキャリア支援制度を取り入れる企業等が紹介されている。

<sup>11</sup> ワーク・ライフ・バランスにおける企業の取り組みの実例と課題の詳細については、池田(2010)を参照されたい。

<sup>12</sup> 例えば、池田(2010)によると、短時間正社員の女性には、職場次第で早く退勤しにくい雰囲気が生じていることがある。

## 参考文献

- 阿部彩(2008)『子どもの貧困』岩波新書, 111
- 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 報告書 No.122
- Harkness, S., S. Machin, J. Waldfogel (1997) “Evaluating the Pin Money Hypothesis: The Relationship between Women’s Labor Market Activity, Family Income and Poverty in Britain”, *Journal of Population Economics*, Vol. 10(2), 137-158
- Long, S. (1997) *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, SAGE Publications, 114-147
- JILPT (2007) 「就業・社会参加に関する調査」JILPT 調査シリーズ No.31 (2007年3月)
- JILPT (2008) 『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書 No.101
- OECD(2007)“Babies and Bosses: Reconciling Work and Family Life- A Synthesis of Findings for OECD Countries”,16

第 2-付-1 表 実証分析に用いた主要な説明変数の記述統計量

	2001 年		2007 年	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年齢	40.5	7.3	37.5	9.9
学歴 2-高校	0.489	0.500	0.488	0.500
学歴 3-専修学校・各種学校	0.133	0.340	0.136	0.343
学歴 4-短大・高専	0.160	0.367	0.234	0.423
学歴 5-大学・大学院	0.073	0.261	0.066	0.249
学歴 6-その他	0.014	0.118	0.008	0.092
健康的	0.749	0.434	0.663	0.473
正社員	0.372	0.484	0.269	0.444
子ども数	1.6	0.7	1.8	0.8
末子の年齢	11.4	5.2	9.8	4.6
世帯員数	6.4	4.9	2.7	0.8
母子世帯経過 5 年以上	0.556	0.497	0.460	0.499
標本サイズ	1,623		830	

## Q&A②— 日本全国で母子世帯はどれくらいいるの？

実は、これに関する正確な統計が皆無である。厚生労働省は、2003年までは自前の「全国母子世帯等調査」に基づいて、母子世帯は全部で122.5万世帯という推計値を出している。しかし、推計のベースとなる調査標本はわずか1,854世帯とのことで、推計値の精度は低いものと思われる。そのためなのか、厚生労働省は2003年以降に、母子世帯の総数に関する新たな推計値を公表していない。

シングルマザーの総数を正確に把握することはかなり困難であるものの、母親と子（うち少なくとも1人は20歳未満の未婚者）のみでなる「独立母子世帯」についてはかなり連続した正確な統計データが存在している。そのうちの一つは、厚生労働省が毎年結果を公表している「国民生活基礎調査」である。下表をみると、独立母子世帯数は1998年の50.2万世帯から2009年の75.2万世帯へと約1.5倍の規模となっている。これを児童のいる世帯総数で割ってみると、母子世帯のウェイトは1998年の3.7%から2009年の6.1%へと大きく上昇しているのが分かる。

第 Q&A②-1 表 母子世帯数とその比率の推計

調査年	国民生活基礎調査（推計値A）			全国母子世帯等調査（推計値B）		推計値A利用		推計値B利用	
	児童（20歳未満未婚）のいる世帯数	母子世帯数	父子世帯数	母子世帯数	父子世帯数	母子世帯比率	父子世帯比率	母子世帯比率	父子世帯比率
1986	17,364,000	600,000	115,000			3.46%	0.66%		
1989(1988)	16,426,000	554,000	100,000	849,200	173,300	3.37%	0.61%	5.17%	1.06%
1992(1993)	15,009,000	480,000	86,000	789,900	157,300	3.20%	0.57%	5.26%	1.05%
1995	13,586,000	483,000	84,000			3.56%	0.62%		
1998	13,453,000	502,000	78,000	954,900	163,400	3.73%	0.58%	7.10%	1.21%
2001	13,156,000	587,000	80,000			4.46%	0.61%		
2004(2003)	12,916,000	627,000	90,000	1,225,400	173,800	4.85%	0.70%	9.49%	1.35%
2005	12,366,000	691,000	79,000			5.59%	0.64%		
2006	12,973,000	788,000	89,000	未公表	未公表	6.07%	0.69%		
2007	12,499,000	717,000	100,000			5.74%	0.80%		
2008	12,151,000	701,000	94,000			5.77%	0.77%		
2009	12,323,000	752,000	93,000			6.10%	0.75%		

資料出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」、「国民生活基礎調査」より作成。

注：(1)母子世帯比率＝母子世帯数/児童のいる親族世帯数。父子世帯比率＝父子世帯数/児童のいる親族世帯数。

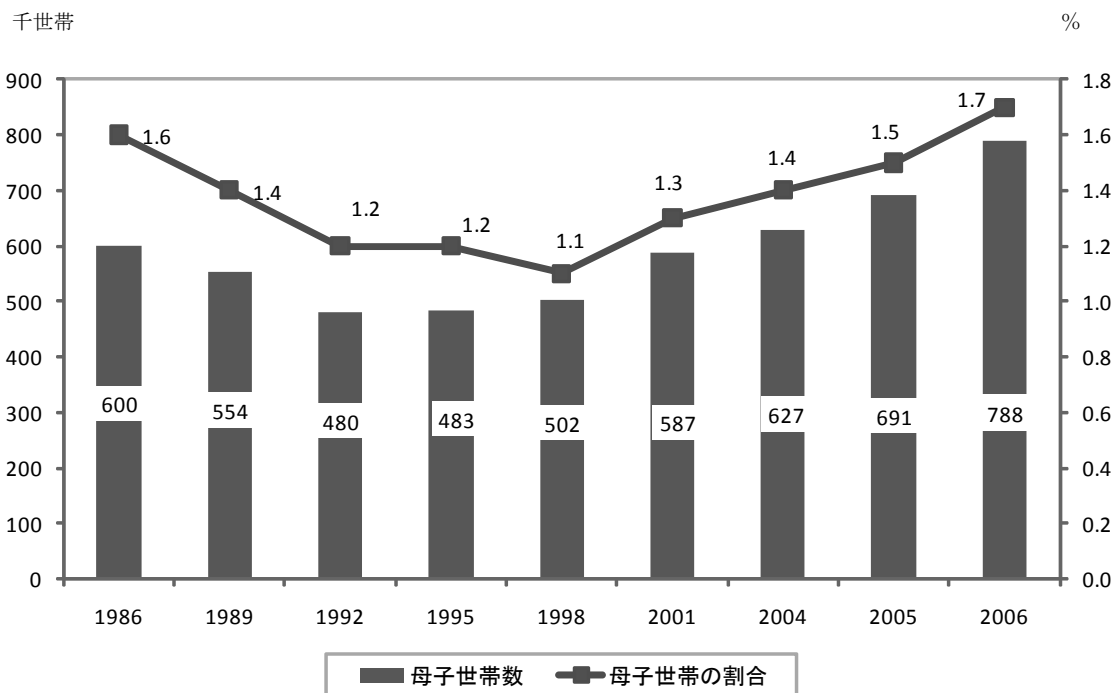
(2)括弧の中は、厚生労働省「全国母子世帯等調査」の行われた年である。

### 第3章 母子世帯の貧困—就業形態の影響について—

#### 第1節 はじめに

現在、母子世帯の貧困問題に対して社会的関心が高まっている。その原因は主に2点ある。まず、近年になるほど母子世帯数が増加している。第3-1-1図によれば、母子世帯数は、1986年60万世帯から2006年の78.8万世帯へと増加した。母子世帯の全世帯に占める割合をみると、1986年の1.6%から1998年の1.1%まで一旦低下したが、その後、2006年の1.7%へと高まった。次に、母子世帯数の増加にともなって、母子世帯の貧困問題は深刻化している。厚生労働省の発表（2009年）によると、2007年の相対的貧困率は国民全体で15.7%である一方、ひとり親世帯では54.3%である。また、経済協力開発機構（OECD）の集計（第3-1-2図）では、日本では母子世帯の半数以上が貧困状態にあるとされており、OECD加盟の30か国中で最も高い（第3-1-2図参照）。

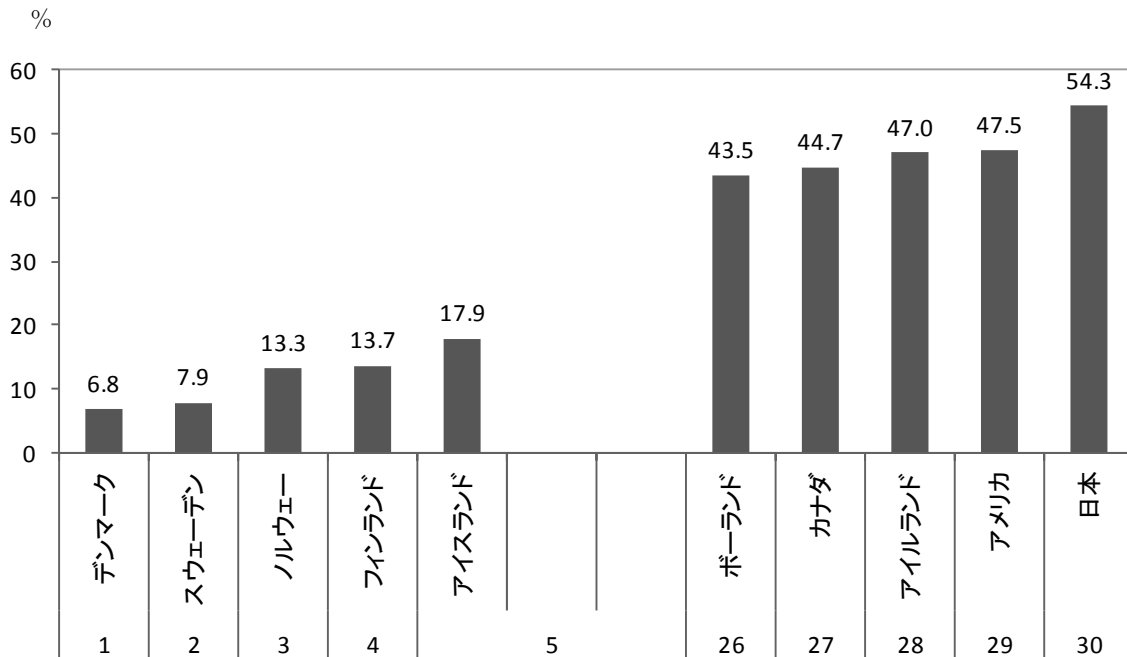
第3-1-1図 日本における母子世帯数およびその割合の推移



出所：厚生労働省『国民生活基礎調査』（各年度）より作成。

注：割合（%）は母子世帯数が全世帯数に占める割合。

第 3-1-2 図 ひとり親世帯の相対的貧困率の国際比較



出所：厚生労働省(2009)「子どもがいる現役世帯の世帯員の相対的貧困率の公表について」  
報道資料2009年11月14日

注：日本の数値は厚生労働省が2007年調査に基づいて計算して公表したた数値である。

日本において母子世帯が貧困層であることの要因としては、シングルマザーの大多数が低賃金の非正規就業者であり、つまりワーキングプア（working poor）問題<sup>1</sup>が関係していることが指摘されている（阿部・國枝・鈴木・林 2008）。厚生労働省の 2006 年調査によると、シングルマザーの就業形態は、パートなどの非正規雇用の割合が 43.6%で、正社員などの常用雇用の割合（42.5%）より高く、父子世帯の父親が 72.2%は常用雇用で働いていたのとは対照的であった。母子世帯になった後、残業や出張ができず、正規就業者として働くことを辞めざるをえないため、シングルマザーは非正規就業者になり、就業しても、相対的貧困者となっていると考えられる。

母子世帯の貧困問題を解明するため、本章ではシングルマザーにおけるワーキングプア問題に焦点を当てて、有配偶者の母と比較しながら、就業形態が母子世帯<sup>2</sup>の貧困に与える影響を検討する。具体的には、2004～09 年慶應義塾家計パネル調査（KHPS2004～2009）の個票データを用い、第 1 に、就業形態は、どの程度シングルマザーと有配偶者の母（配偶者と子供

<sup>1</sup> ワーキングプア（working poor）は、直訳では「働く貧者」、「働く貧困層」である。ここでワーキングプアの定義については、各研究により異なることに留意しておく。本章では「労働者が非正規就業者として働く場合には、低賃金しか獲得できないため、就業しても、所得が相対的貧困ライン（平均所得の中央値の半分）以下となり、つまり相対的貧困者であること」をワーキングプアの定義としている。

<sup>2</sup> 母子世帯の定義については、本章では、厚生労働省の 2003 年「全国母子世帯等調査」における母子世帯の定義を参照にし、（1）「母親と 20 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する。

を持つ女性)における一時的貧困と慢性的貧困<sup>3</sup>になる確率に影響を与えるか、第2に、シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の選択に影響を与えるのはどのような要因か、第3に、シングルマザーと有配偶者の母における賃金構造は異なるか、の3つの問題を明らかにする。

本章の構成は以下の通りである。第2節では KHPS2004～2009 の個票データから観察されたシングルマザーにおける就業形態と貧困の状況を明らかにする。第3節では先行研究をサーベイし、そして第4節で計量分析の方法(推定モデルおよび各変数の設定)について述べ、第5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及び政策インプリケーションをまとめる。

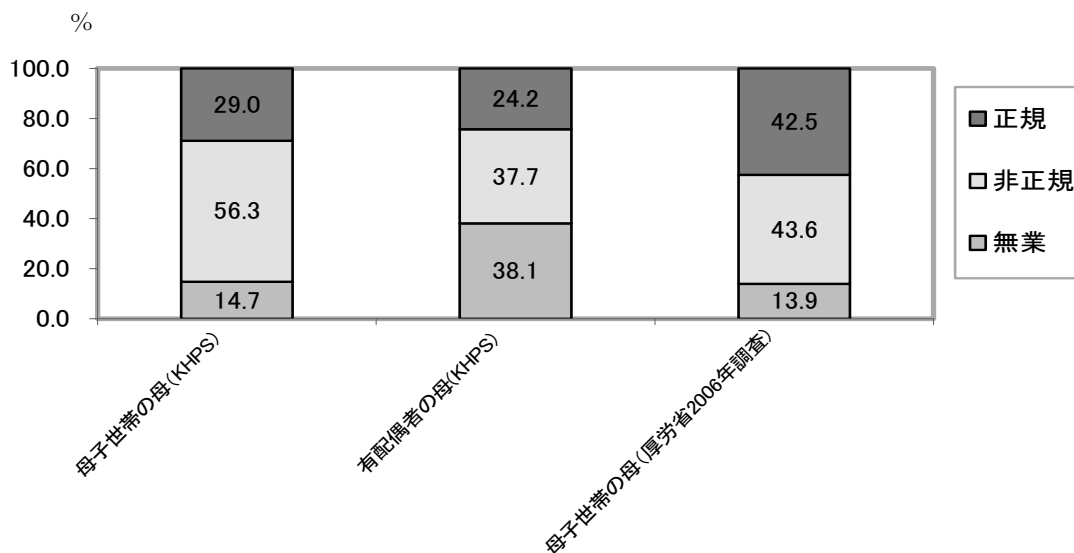
## 第2節 データから観察されたシングルマザーの就業形態と貧困の関係

本節では、KHPS2004～2009 の個票データを用いてシングルマザーと有配偶者の母における、就業形態と貧困との関係を確認しておこう。

### 1. シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の分布

第3-2-1 図は KHPS2004～2009 によるシングルマザーおよび有配偶者の母における就業形態の分布を示した。以下のことが示された。

第3-2-1 図 シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の分布



出所：KHPS2004～2009より計算。

注：正規：常勤の職員・従業員（正規社員）—役職なし

常勤の職員・従業員（正規社員）—役職あり

非正規：契約社員、アルバイト・パートタイム、派遣、嘱託、  
自営業主、自由業者、家族従業者、在宅就業・内職、  
委託労働・請負者

<sup>3</sup>一時的貧困と慢性的貧困の定義および変数の設定について、本節「2. 用いたデータの説明と変数の設定」を参照されたい。



まず、非正規就業者の割合は、シングルマザーが 56.3% で有配偶者の母 (37.7%) に比べて多い。また正規就業者の割合は、シングルマザーが 29.0% で有配偶者の母 (24.2%) に比べて多い。一方、無業者の割合は、シングルマザーが 14.7% で有配偶者の母 (38.1%) に比べて少ない。就業者の割合 (非正規就業者と正規就業者の合計) はシングルマザーが 85.3% で有配偶者の母 (61.9%) より多い。シングルマザーの多くは非正規就業に集中していることが見て取れる。

次に、シングルマザーにおける就業形態の分布について、KHPS2004~2009 と厚生労働省が 2006 年に実施した母子世帯に関する調査の結果 (以下では、「厚生労働省 2006 年調査」と略称する) とを比較する。厚生労働省 2006 年調査によれば、就業形態別就業者の割合は正規就業者が 42.5%、非正規就業者が 43.6%、無業者が 13.9% となっている。他方、KHPS2004~2009 によれば、就業形態別就業者の割合は正規就業者が 29.0%、非正規就業者が 56.3%、無業者が 14.7% となっている。2 つの調査では、正規・非正規就業者の割合がやや異なっており、厚生労働省 2006 年調査の場合、正規就業者の割合が KHPS2004~2009 に比べてやや多目に出ている。ただ、2 つの調査では、いずれも非正規就業者の割合が正規就業者の割合より多くなっており、また無業者の割合は両調査ともいずれも少なく、両調査による差異も小さくなっている。

2 つの調査で、正規就業者と非正規就業者の割合がやや異なることについては、以下のことが考えられる。

第 1 に、調査対象が異なる。厚生労働省 2006 年調査は全国の母子世帯、父子世帯及び養育者世帯を対象とした調査である一方で、KHPS2004~2009 は 2005 年 1 月に全国に居住する満 20~69 歳の男女個人を対象とした調査である。そのため、母子世帯のサンプルサイズは厚生労働省 2006 年調査が KHPS2004~2009 より多い。

第 2 に、調査年代が異なる。厚生労働省 2006 年調査は 2006 年に実施した調査である。一方、KHPS2004~2009 は、2004 年から 2009 年にかけて年 1 回実施した時系列調査である。

第 3 に、調査方法が異なる。まず、厚生労働省 2006 年調査はクロスセクション調査である。一方、KHPS2004~2009 は家計パネル調査であり、同一家計 (あるいは個人) に対する追跡調査である。次に、サンプリングの方法が異なる。厚生労働省 2006 年調査は平成 18 年国勢調査により設定された調査地区から全国の母子世帯、父子世帯及び養育者世帯を無作為に抽出した 1,800 地区の対象世帯及びその世帯員を標本とし、都道府県知事 (指定都市市長、中核市市長) が任命した調査員が、福祉事務所の指導監督の下に調査地区内の対象世帯を訪問して、調査票を手渡し、郵送により調査票の回収を行った調査である。一方、KHPS2004~2009 は層化 2 段階無作為抽出法を用いた。具体的に、第 1 段目の抽出単位は地点であり、地点の単位は平成 16 年国勢調査により設定された調査地域に基づいて抽出した。第 2 段目では、第 1 段目で抽出された地点において、住民基本台帳あるいは選挙人名簿を用いて対象となる個人を無作為に抽出した。層化の基準は全国の 8 地域 (北海道、東北、中部、近畿、中国、

四国、九州) および市郡規模 (14 大都市、その他の市・町村) で、計 23 層に分けてサンプルを抽出した。また、調査方法は中央調査社の調査員訪問調査と留め置き調査の 2 つである。

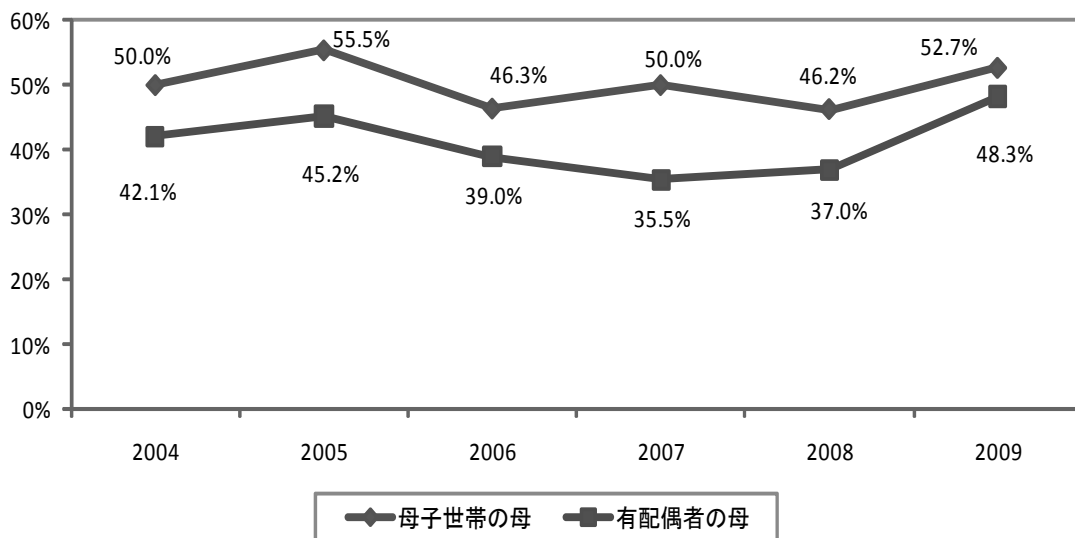
## 2. シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の割合の推移

第 3-2-2 図はシングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の割合の推移をまとめた。以下のことが指摘できる。

まず、シングルマザー、有配偶者の母とも、非正規就業者の割合は 2004 年から 2006 年にかけてやや低下した後、2009 年には上昇した。たとえば、シングルマザーにおいて、非正規就業者の割合は 2004 年の 50.0% から 2006 年の 46.3% に低下した後、2009 年の 52.7% へと高くなり、有配偶者の母において、非正規就業者の割合は 2004 年の 42.1% から 2006 年の 39.0% に低下した後、2009 年の 48.3% へと高くなった。

次に、非正規就業者の割合は、いずれの調査年においても、シングルマザーの方が有配偶者の母よりも多い。たとえば、2004 年に非正規就業者の割合はシングルマザーが 50.0% で有配偶者の母 (42.1%) より多く、また 2009 年に非正規就業者の割合はシングルマザーが 52.7% で有配偶者の母 (48.3%) よりも多い。

第 3-2-2 図 シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の割合の推移



出所：KHPS2004～2009より計算。

注：図の数値は非正規就業者の人数が全体の総数（正規、非正規、無業の合計）に占める割合を示す。

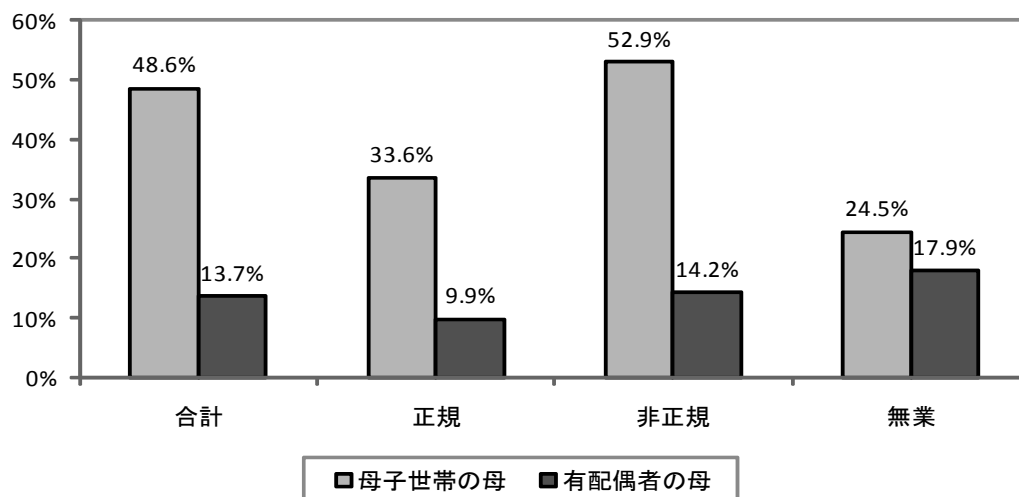
## 3. シングルマザーと有配偶者の母の就業形態別相対的貧困率

第 3-2-3 図はシングルマザーと有配偶者の母の就業形態別相対的貧困率を示している。以下のことが明らかになっている。

まず、全体として、相対的貧困率はシングルマザーが48.6%で有配偶者の母(13.7%)より高い。また、正規就業者、非正規就業者、無業者の各グループでは、いずれも相対的貧困率はシングルマザーの方が高い。すなわち、非正規就業者のグループにおける相対的貧困率はシングルマザーが52.9%で有配偶者の母(14.2%)より高く、正規就業者のグループにおける相対的貧困率はシングルマザーが33.6%で有配偶者の母(9.9%)より高く、また無業者のグループにおける相対的貧困率はシングルマザーが24.5%で有配偶者の母(17.9%)よりも高い。

次に、シングルマザー、有配偶者の母とも、就業形態によって相対的貧困率が異なっているが、いずれの就業形態で高いかは、シングルマザーと有配偶者の母とで異なっている。シングルマザーについては、相対的貧困率は非正規就業者(52.9%)が一番高い。一方、有配偶者の母における相対的貧困率は無業者(17.9%)が一番高い。有配偶者の母のグループの場合、非正規就業者の大多数は家計補助者として就業しているため、相対的貧困率が比較的低いと考えられる。非正規就業における相対的貧困率の問題を見る限り、シングルマザーのグループ(非正規就業者として就業している者の約5割が貧困者)の方が、ワーキングプアの問題はより深刻であることがうかがえる。

第3-2-3図 シングルマザーと有配偶者の母の就業形態別相対的貧困率



出所：KHPS2004～2009より計算。

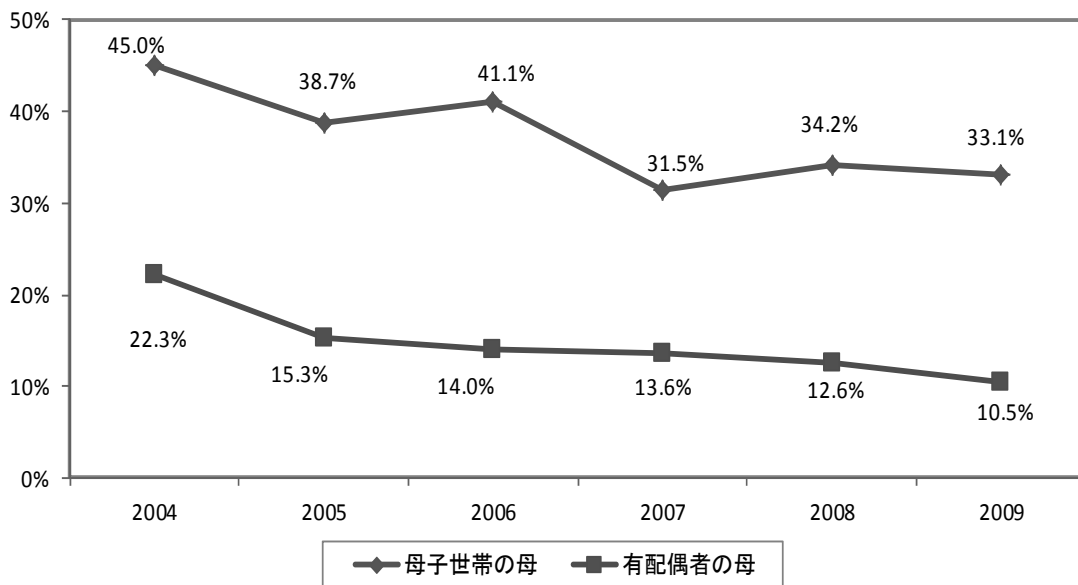
- 注：1) 相対的貧困率＝等価年間所得（世帯の年間総所得を世帯人数の平方根で除したもの）の中央値の半分（相対的貧困ライン）以下である者の割合。各年度の所得はCPIにより調整した。
- 2) 相対的貧困ラインの計算には、母子世帯の母、有配偶者の母だけでなく、それ以外のすべてのサンプルを用いた。
- 3) 各年度の貧困ラインは別々に計算した。
- 4) 図の数値は相対的貧困ラインに満たさない者が各グループの総人数に占める割合を示す。
- 5) 図の数値は2004～09年の相対的貧困率の単純平均。

#### 4. シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の相対的貧困率の推移

そこで非正規就業者の相対的貧困率に着目してみる。第3-2-4図は、シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の相対的貧困率の推移を示している。2004年から2009年にかけて、非正規就業者における相対的貧困率は、シングルマザーと有配偶者の母のいずれも低下する傾向がみられるが、その相対的貧困率の高さ自体はシングルマザーが有配偶者の母より常に高くなっている。

たとえば、2004年において非正規就業者における相対的貧困率は、シングルマザーが45.0%で有配偶者の母(22.3%)より高く、また2009年において非正規就業者における相対的貧困率は、シングルマザーが33.1%で有配偶者の母(10.5%)よりも高い。非正規就業者のグループでは、ワーキングプアの問題は母子世帯の方が深刻であることがうかがえる。

第3-2-4図 シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の相対的貧困率の推移



出所および注：第3-2-3図と同じ。

#### 5. シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の変化

第3-2-5表は、シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の2年間の変化をまとめた。例として、2008年と2009年の変化については、(1)シングルマザーのグループでは、2008年に正規就業していた者のうち、2009年に非正規就業へ移動した者の割合が54.2%、無業へ移動した者の割合が25.0%、正規就業者として継続した者の割合が20.8%となっている。一方、2008年に非正規就業者であった者のうち、2009年に正規就業へ移動した者の割合が23.8%、無業へ移動した者の割合が23.8%、非正規就業者として継続した者の割合が

52.5%となっている。(2) 有配偶者の母のグループでは、2008年に正規就業者であった者のうち、2009年に非正規就業者へ移動した者の割合が49.3%、無業者へ移動した者の割合が35.0%、正規就業者として継続した者の割合が15.7%となっている。一方、2008年に非正規就業者であった者のうち、2009年に正規就業へ移動した者の割合が11.9%、無業へ移動した者の割合が40.1%、非正規就業者として継続した者の割合が48.0%となっている。

総じてシングルマザー、有配偶者の母とも、正規から非正規・無業への移動は非正規から正規への移動より多いことが見て取れる。シングルマザー、有配偶者の母とも、就業が不安定な状況にあることが分かる。

## 6. シングルマザーと有配偶者の母における所得階層の移動

第3-2-6表は、シングルマザーと有配偶者の母における所得階層の移動をまとめた。シングルマザー、有配偶者の母とも、低所得層（第1五分位）または高所得層（第5五分位）は相対的に固定化していることが見て取れる。

たとえば、2008年と2009年の2年間の所得階層の移動については、(1) シングルマザーのグループでは、2008年に第1五分位階層であった者のうち、2009年に依然として第1五分位階層に属する者の割合は83.7%である。また、2008年に第5五分位階層であった者のうち、2009年に依然として第5五分位階層に属する者の割合は56.2%である。(2) 有配偶者の母のグループでは、2008年に第1五分位階層であった者のうち、2009年に依然として第1五分位階層に属する者の割合は67.2%である。また、2008年に第5五分位階層であった者のうち、2009年に依然として第5五分位階層に属する者の割合は69.8%である。(3) 低所得層と高所得層が固定化している現象は、シングルマザーの方がより顕著に見て取れる。

以上のクロス集計結果により、(1) 有配偶者の母に比べ、シングルマザーのグループでは非正規就業者の割合が多い。(2) 調査期間中のいずれの年においても、非正規就業者の割合はシングルマザーが有配偶者の母より多い。(3) シングルマザーにおける相対的貧困率は就業形態別には非正規就業者が一番高い。一方、有配偶者の母における相対的貧困率は無業者が一番高い。(4) 調査期間中のいずれの年においても、非正規就業者における相対的貧困率は、シングルマザーが有配偶者の母より高い。(5) シングルマザー、有配偶者の母とも、正規から非正規・非就業への移動が非正規から正規への移動より多く、子供を持つ女性の就業は不安定な状況である。(6) 低所得層と高所得層が固定化している現象は、シングルマザーの方がより顕著であることが示された。

しかし、上記のクロス集計の結果は、人的資本などの他の要因をコントロールしていないものであり、厳密な分析となっていない。次節から、就業形態と貧困に関する計量分析の結果をサーベイしたうえで、実証分析を行い、就業形態と母子世帯の貧困問題を解明する。

第3-2-5表 シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の変化

2005 \ 2004	母子世帯の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	10 17.9	30 53.6	16 28.5	56 100
非正規	13 24.5	29 54.7	11 20.8	53 100
無業	5 18.5	17 63.0	5 18.5	27 100
合計	28 20.6	76 55.9	32 23.5	136 100

2005 \ 2004	有配偶者の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	45 12.3	148 40.3	174 47.4	367 100
非正規	38 11.0	166 47.8	143 41.2	347 100
無業	38 14.6	125 48.1	97 37.3	260 100
合計	121 12.4	439 45.1	414 42.5	974 100

2006 \ 2005	母子世帯の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	0 0.00	6 37.5	10 62.5	16 100
非正規	1 3.6	14 50.0	13 46.4	28 100
無業	0 0.0	6 60.0	4 40.0	10 100
合計	1 1.9	26 48.1	27 50.0	54 100

2006 \ 2005	有配偶者の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	97 37.9	50 19.5	109 42.6	256 100
非正規	97 32.1	53 17.6	152 50.3	302 100
無業	74 35.9	47 22.8	85 41.3	206 100
合計	268 35.1	150 19.6	346 45.3	764 100

2007 \ 2006	母子世帯の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	6 28.6	9 42.9	6 28.5	21 100
非正規	10 29.4	16 47.1	8 23.5	34 100
無業	3 10.7	20 71.4	5 17.9	28 100
合計	19 22.9	45 54.2	19 22.9	83 100

2007 \ 2006	有配偶者の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	22 21.0	46 43.8	37 35.2	105 100
非正規	29 14.2	86 42.2	89 43.6	204 100
無業	20 9.8	101 49.5	83 40.7	204 100
合計	71 13.8	233 45.4	209 40.8	513 100

2008 \ 2007	母子世帯の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	10 31.3	14 43.7	8 25.0	32 100
非正規	10 22.2	15 33.3	20 44.5	45 100
無業	10 29.4	14 41.2	10 29.4	34 100
合計	30 27.0	43 38.7	38 34.3	111 100

2008 \ 2007	有配偶者の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	103 33.1	80 25.7	128 41.2	311 100
非正規	120 36.7	81 24.8	126 38.5	327 100
無業	86 31.6	87 32.0	99 36.4	272 100
合計	309 34.0	248 27.3	353 38.7	910 100

2009 \ 2008	母子世帯の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	5 20.8	13 54.2	6 25.0	24 100
非正規	19 23.8	42 52.5	19 23.7	80 100
無業	3 7.5	19 47.5	18 45.0	40 100
合計	27 18.8	74 51.4	43 29.8	144 100

2009 \ 2008	有配偶者の母			
	正規	非正規	無業	合計
正規	22 15.7	69 49.3	49 35.0	140 100
非正規	55 11.9	222 48.0	186 40.1	463 100
無業	25 10.8	112 48.5	94 40.7	231 100
合計	102 12.2	403 48.3	329 39.5	834 100

出所：KHPS2004～2009により計算。

注：上段：人数、下段：割合（%）

第3-2-6表 シングルマザーと有配偶者の母における所得階層の移動

2005		母子世帯の母				
2004	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	42	5	1	4	0	
	80.8	9.6	1.9	7.7	0.0	
第2五分位	4	11	5	3	0	
	17.4	47.8	21.7	13.1	0.0	
第3五分位	1	2	3	0	2	
	12.5	25.0	37.5	0.0	25.0	
第4五分位	2	0	1	4	4	
	18.2	0.0	9.0	36.4	36.4	
第5五分位	0	1	0	0	5	
	0.0	16.7	0.0	0.0	83.3	

2005		有配偶者の母				
2004	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	139	48	8	3	1	
	69.9	24.1	4.0	1.5	0.5	
第2五分位	38	123	55	13	5	
	16.2	52.6	23.5	5.6	2.1	
第3五分位	11	17	64	27	8	
	8.7	13.4	50.4	21.3	6.2	
第4五分位	5	6	24	80	38	
	3.3	3.9	15.7	52.3	24.8	
第5五分位	1	2	3	13	76	
	1.0	2.1	3.2	13.7	80.0	

2006		母子世帯の母				
2005	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	40	6	2	1	0	
	81.6	12.3	4.1	2.0	0.00	
第2五分位	6	5	3	2	1	
	35.3	29.4	17.7	11.8	5.8	
第3五分位	1	2	4	2	0	
	11.1	22.2	44.5	22.2	0.0	
第4五分位	0	4	1	7	1	
	0.0	30.8	7.7	53.9	7.6	
第5五分位	2	0	1	3	4	
	20.0	0.0	10.0	30.0	40.0	

2006		有配偶者の母				
2005	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	121	29	11	3	1	
	73.3	17.6	6.7	1.8	0.6	
第2五分位	36	99	28	11	1	
	20.6	56.6	16.0	6.3	0.5	
第3五分位	7	22	80	27	7	
	4.9	15.4	55.9	18.9	4.9	
第4五分位	0	4	23	73	26	
	0.0	3.2	18.3	57.9	20.6	
第5五分位	3	1	5	13	84	
	2.8	0.9	4.7	12.3	79.3	

2007		母子世帯の母				
2006	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	34	8	3	2	1	
	70.8	16.7	6.3	4.2	2.0	
第2五分位	5	10	2	0	1	
	27.8	55.6	11.1	0.0	5.6	
第3五分位	0	4	3	1	3	
	0.0	36.4	27.3	9.0	27.3	
第4五分位	0	2	2	5	5	
	0.0	14.3	14.3	35.7	35.7	
第5五分位	1	0	1	0	7	
	11.1	0.0	11.1	0.0	77.8	

2007		有配偶者の母				
2006	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	113	36	8	3	2	
	69.8	22.2	4.9	1.9	1.2	
第2五分位	24	91	27	6	3	
	15.9	60.3	17.8	4.0	2.0	
第3五分位	11	22	81	21	2	
	8.0	16.1	59.1	15.3	1.5	
第4五分位	2	7	14	83	20	
	1.6	5.6	11.1	65.9	15.8	
第5五分位	1	1	2	23	80	
	0.9	0.9	1.9	21.5	74.8	

2008		母子世帯の母				
2007	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	40	10	3	3	1	
	70.2	17.5	5.3	5.3	1.7	
第2五分位	14	17	4	4	1	
	35.0	42.5	10.0	10.0	2.5	
第3五分位	1	4	6	2	3	
	6.3	25.0	37.5	12.5	18.7	
第4五分位	0	0	1	6	3	
	0.0	0.0	10.0	60.0	30.0	
第5五分位	0	1	1	3	15	
	0.0	5.0	5.0	15.0	75.0	

2008		有配偶者の母				
2007	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	151	54	10	4	0	
	69.0	24.7	4.5	1.8	0.0	
第2五分位	31	126	59	16	3	
	13.2	53.6	25.1	6.8	1.3	
第3五分位	11	28	108	36	9	
	5.7	14.6	56.3	18.8	4.6	
第4五分位	2	3	28	106	43	
	1.1	1.7	15.4	58.2	23.6	
第5五分位	2	1	8	25	110	
	1.4	0.7	5.5	17.1	75.3	

2009		母子世帯の母				
2008	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	41	6	2	0	0	
	83.7	12.2	4.1	0.0	0.0	
第2五分位	8	8	8	7	0	
	25.8	25.8	25.8	22.6	0.0	
第3五分位	1	1	6	3	0	
	9.1	9.1	54.6	27.2	0.0	
第4五分位	1	1	2	10	3	
	5.9	5.9	11.8	58.8	17.6	
第5五分位	0	0	2	5	9	
	0.0	0.0	12.5	31.3	56.2	

2009		有配偶者の母				
2008	第1五分位	第2五分位	第3五分位	第4五分位	第5五分位	
第1五分位	121	42	12	3	2	
	67.2	23.3	6.7	1.7	1.1	
第2五分位	31	124	33	12	5	
	15.1	60.5	16.1	5.9	2.4	
第3五分位	5	36	102	36	12	
	2.6	18.9	53.4	18.9	6.2	
第4五分位	3	9	20	99	38	
	1.8	5.3	11.8	58.6	22.5	
第5五分位	1	0	6	37	102	
	0.7	0.0	4.1	25.4	69.8	

出所：KHPS2004～2009により計算。

注：上段：人数、下段：割合（％）

### 第3節 先行研究のサーベイ

本節では、シングルマザーの就業形態と貧困に関する理論仮説を整理した後、実証研究をサーベイしておこう。

#### 1. 貧困の形成と就業形態・賃金の決定に関する理論仮説

まず、一時貧困と慢性貧困の形成要因については、勤労所得は低くなるほど、貧困者になる確率は高くなると考えられる。現在の日本において、労働市場は正規就業、非正規就業の就業形態により分断されており、つまり就業形態間の賃金格差は大きい（永瀬 2003；馬 2009a, b）。そのため、就業形態は貧困者になる確率に影響を与えており、正規就業者に比べ、母親が非正規就業者である場合、貧困者になる確率は高くなると考えられる。また、多くの既婚女性の就業は家庭生計の補助者としての行動となっている（樋口 1991；馬 2011）。そのため、二人親世帯の母親（本稿での有配偶者の母親）に比べ、母子世帯の母親のグループにおいて、就業形態は貧困者になる確率に与える影響は相対的に大きいと推測できる。

次に、就業決定については、主体均衡モデルによれば、就業するかどうかは予算制約線（賃金）と無差別曲線（余暇嗜好）によって決定される。余暇嗜好が一定であり、また余暇は上級財である場合、市場賃金は高くなるのが労働供給の量（労働時間）に与える影響に2つの効果がある。すなわち、所得効果によれば、賃金が高くなると余暇時間が長くなる一方で、労働時間が短くなる。代替効果によると、賃金が高くなると余暇時間が短くなる一方で、労働時間が長くなる。学歴（あるいは教育年数）は賃金の代理指標とする場合、学歴の就業形態に与える影響は、このような2つの効果を相殺した結果であろう。また、就業形態の選択における有配偶者の母親と母子世帯の母親の相違については、以下のことが考えられる。有配偶者の母親の就業決定については、ダグラス＝有沢の第1法則（Douglas 1934；有沢 1956）によれば、夫の賃金が高くなるほど就業確率は低くなることが示されている。つまり、有配偶者の母親の就業選択は家計内の役割分業（育児・家事・市場労働）を考慮したうえでの家計行動の一部であり、それは夫の就業状況に関連している。一方、母子世帯の母親の場合、生活保護を受けていないと、児童福祉（児童手当、児童扶養手当）の給付水準は低くて、これらは生活費のすべてを賄うことは不可能である。母子世帯の母親は生計を成り立つため、就業を選択せざるを得ない状況に直面しており、多くの母子世帯の母親は家計の主な稼ぎ手となっている。したがって、母子世帯の母親と有配偶者の母親における家計の役割が異なっている。そのため、他の条件は一定であれば、就業、特に正規就業者を選択する可能性は、母子世帯の母親のほうが高いと考えられる。

最後に、賃金決定については、いくつかの理論仮説が提唱されている<sup>4</sup>。人的資本理論（Becker 1964； Mincer 1974）によれば、賃金は労働者が持つ人的資本によって決定され、

---

<sup>4</sup> 賃金決定に関する諸理論仮説に関するサーベイについては、馬（2011）第2章を参照されたい。



具体的に学校教育（一般人的資本）および仕事を通じた技能・知識（企業特殊的人的資本）を習得する機会によって、人的資本が多くなり、賃金は上昇することが説明される。したがって、一般人的資本の代理指標としての学歴（あるいは教育水準）は高くなるほど、賃金が高くなると考えられる。また、効率的賃金仮説<sup>5</sup>によると、従業員をモチベーションさせるため、また企業のモニタリング機能を向上させるため、企業は市場賃金より高い賃金水準を設定することが可能であることが説明されている。たとえば、Lazear（1979）は、企業が従業員の勤務不良（shirk）を抑制しようとするために、定年まで賃金上昇が生じることを指摘している。つまり、雇用期間の前半は、労働者がそのときの限界の労働生産力より低い賃金を受け取ることで企業に預託金を積み、雇用期間の後半には、定年まで企業への貢献量（生涯貢献量）に見合った高い賃金を受け取るというような暗黙の契約が結ばれ、定年までの年功賃金が形成されることが説明される。そのため、年齢は賃金にも影響を与えられ。また、労働市場分断化仮説によれば、学歴、年齢などの要因が一定である場合、就業形態による差別的取扱いが存在すれば、就業形態ごとに賃金構造は異なる可能性もある。以下では、これらの理論仮説に基づく実証研究をサーベイする。

## 2. 実証分析のサーベイ

まず、母子世帯の貧困（あるいは子供の貧困）について、阿部（2008）は、日本では相対的貧困率は母子世帯、高齢者世帯の方が他の世帯に比べて高いことを示している。また、Kniesner, McElroy and Wilcox(1988)は、欧米においても、相対的貧困率は母子世帯の方が高いことを明示している。

次に、シングルマザーの就業形態の状況について、阿部・國枝・鈴木・林（2008）は、厚生労働省の調査結果を用いてシングルマザーの大多数が非正規就業者であることを指摘している。

続いて、本章の問題意識に類似する就業形態と貧困問題については、樋口・石井・佐藤（2011）、阿部（2006）、橘木・浦川（2006）は、母子世帯に限定せず、全世帯に関する実証分析により、世帯主が正規就業者であるグループに比べ、世帯主が非正規就業者・失業者であるグループは貧困世帯になる確率が高いことを示している。

貧困の動態的变化については、石井（2011）、石井・山田（2009）、Jenkins（2000）、Bane and Ellwood(1986), Duncan その他（1993）が、日本、アメリカにおいて、母子世帯に限定せず、全世帯に関するパネルデータを用いて実証研究を行ったところ、いずれも学歴、健康、子供の状況などは一時的貧困ないしは慢性的貧困に陥る確率に影響を与えることを示してい

---

<sup>5</sup> 効率的賃金仮説は怠業抑制モデル（Lazear 1979）、離職抑制モデル、社会学的（贈与交換）モデル、逆選択モデルなどによって構成される。効率的賃金仮説に関する詳細な説明および実証研究については、Akerlof and Yellen(1986)を参考されたい。この著書には、効率的賃金仮説に関する主な研究論文が収められている。

る。

しかし、上記の先行研究において、日本におけるシングルマザーの就業形態と貧困に関する実証分析は行われておらず、就業形態がどの程度母子世帯の貧困に影響を与えるのかは明確となっていない。また、有配偶者の母とシングルマザーの2つのグループでは、直面する家計所得、労働時間や育児時間の制約などの状況が異なるため、就業形態が貧困に与える影響は有配偶世帯と母子世帯によって異なると考えられるが、それらの問題に関する実証研究もほとんど行われていない。さらに、日本の母子世帯に関する実証研究は、ほとんどがクロスセクションデータを用いた分析であり、それらの推定結果には個体間の異質性の問題が残されており、また母子世帯の貧困の動態に影響を与える各要因は明確になっていない。

本章では、これらの先行研究の問題点を踏まえ、子供を持つ母（シングルマザーと有配偶者の母）を分析対象とし、就業形態が貧困に与える影響を明らかにしたうえで、子供を持つ母における就業形態の選択の決定要因および賃金構造を解明する。また、それらの問題におけるシングルマザーと有配偶者の母の差異を検討する。さらに、パネルデータを活用し、一時的貧困と慢性的貧困の決定要因に関する分析を行い、また賃金関数の推定で個体間の異質性の問題に対処する。以下では、計量分析の方法について述べる。

## 第4節 計量分析の方法

### 1. 推定モデル

まず、一時的貧困と慢性的貧困になる確率に関する分析では、プロビット分析のランダム効果モデルを用いる。推定モデルを(1.1)式、(1.2)式に示す。

$$y_{it}^* = \beta_{\text{single}} \text{single}_{it} + \beta_{\text{emp}} \text{emp}_{it} + \beta_x X_{it} + u_i + v_{it} \quad (1.1)$$

$$\begin{aligned} \Pr(y_{it} = 1) &= \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(v_{it} > -\beta_{\text{single}} \text{single}_{it} - \beta_{\text{emp}} \text{emp}_{it} - \beta_x X_{it} - u_i) \\ &= F(\beta_{\text{single}} \text{single}_{it} + \beta_{\text{emp}} \text{emp}_{it} + \beta_x X_{it} + u_i) \end{aligned} \quad (1.2)$$

ここで、添え字*i*は個々の労働者、*t*は各調査年、 $u_i$ は時間とともに変化しない固定効果、 $v_{it}$ は真の誤差をそれぞれ示す。従来のプロビット分析では、誤差項に $u_i$ が入ることで、一致推定量を得ることができない。一方、線形パネルデータの回帰モデルで、 $u_i$ はウィズイン (within) 推定によって除去し、 $\beta$ の一致推定値が得られる。 $y$ は貧困になる確率、 $\text{single}$ はシングルマザーダミー、 $\text{emp}$ は就業形態ダミー、 $X$ はそれ以外の要因、 $\beta_{\text{single}}$ 、 $\beta_{\text{emp}}$ 、 $\beta_x$ は各推定係数をそれぞれ示す。 $\beta_{\text{single}}$ が統計的に有意であり、他の条件が一定であれば、貧困者になる確率にシングルマザーと有配偶者の母とで差異が存在することを意味する。また、 $\beta_{\text{emp}}$ が統計的に有意であり、他の条件が一定であれば、就業形態の種類によって相対的貧困

者になる確率が異なることを示す。分析結果で  $\beta_{single}$ 、 $\beta_{emp}$  を注目したい。

次に、就業形態の選択に関する多項ロジット分析の推定式は (2) 式で示す。

$$\Pr(I_{it} = s) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^p \beta_{sj} M_{ij})}{\sum_{n=1}^m \exp(\sum_{j=0}^p \beta_{nj} M_{ij})} \quad (s = 1, 2, \dots, m) \quad (2)$$

(2) 式において、 $n$  は就業形態の各選択肢（本章では正規就業、非正規就業、無業の 3 種類）、 $s$  は選択されたある就業形態、 $M$  は就業形態の選択に影響を与える各要因、 $\beta$  は各推定係数、 $\varepsilon$  は誤差項をそれぞれ示す。 $\beta$  を用いて就業形態の選択の決定要因を検討することができる。

続いて、賃金関数に関するランダム効果モデルの推定式は (3) 式の通りである。

$$\ln wage_{it} = \beta_{single} single_{it} + \beta_{emp} emp_{it} + \beta_N N_{it} + w_i + x_{it} \quad (3)$$

OLS による賃金関数の推定では、誤差項に時間とともに変化しない固定効果  $w_i$  が入ることによって、一致推定量を得られない問題が残される。一方、(3) 式のランダム効果モデルでは、固定効果  $w_i$  を確率変数として扱い、 $w_i$  は  $x_{it}$  から独立すると仮定し、固定効果  $w_i$  を取り除いた上で、一致推定を得ることができる。 $\ln wage$  は賃金の自然対数の値、 $y$  は貧困になる確率、 $single$  はシングルマザーダミー、 $emp$  は就業形態ダミー、 $N$  は人的資本を含む他の要因を示す。 $\beta_{single}$ 、 $\beta_{emp}$ 、 $\beta_N$  は各推定係数をそれぞれ示す。 $\beta_{single}$  が統計的に有意であり、人的資本など他の条件が一定であれば、賃金水準が母子世帯と有配偶者の母とで異なることを意味する。 $\beta_{emp}$  が統計的に有意であり、他の条件が一定であれば、就業形態間で賃金格差が存在することを意味する。また、 $\beta_N$  を用いて賃金構造を検討することができる。

さらに、以上の各分析では、サンプルを全体グループ（シングルマザーのグループと有配偶者の母のグループの合計）、シングルマザーのグループと有配偶者の母のグループ、の 3 つに分けてそれぞれの分析を行い、それらの決定要因におけるグループ間の差異も比較する。

## 2. 用いたデータの説明と変数の設定

分析では 2004～09 年の慶應義塾家計パネル調査 (KHPS2004～2009) を用いる。慶應義塾家計パネル調査は、慶應義塾大学が 2004 年に開始し、年 1 回実施している日本家計パネル調査である。

最初の KHPS2004 は、層化 2 段無作為抽出によって日本全国を代表するように選ばれた 4,000 世帯を対象に実施された家計パネル調査である。その調査対象は 2004 年 1 月 31 日時

点で満 19 歳から 69 歳の男女である。2007 年に新規サンプルを追加した。したがって、KHPS2004～2009 は、2004～09 年の継続者のサンプルおよび 2007～09 年の新規者のサンプルの両方を含んでいる。KHPS2004～2009 は日本における有数の、全国を代表する世帯を対象とする調査であり、KHPS2004～2009 から所得、就業状況などに関する豊富な家計・個人の情報を得られるため、母子世帯の貧困問題についても実証分析が可能である。また有配偶者の母の世帯と比較する分析も可能である。さらに、パネルデータを用いた分析により、個人間の異質性の問題に対処でき、就業形態と母子世帯の貧困に関する、より厳密な計量分析ができる。

KHPS2004～2009 のサンプルサイズについては、2004 年が 4,005 人、2005 年が 3,314 人、2006 年が 2,887 人、2007 年が 4,062 人（新規者が 1,419 人、継続者が 2,643 人）、2008 年が 3,691 人、2009 年が 3,422 人となっている。また母子世帯数は、2004 年が 157 世帯、2005 年が 140 世帯、2006 年が 129 世帯、2007 年が 188 世帯、2008 年が 178 世帯、2009 年が 187 世帯となっている。以下では、被説明変数と説明変数について説明する（第 3-4-1 表参照）。

第 3-4-1 表 変数の設定

変数名		変数の設定
貧困	1期貧困	等価所得が調査年 $t$ 期に貧困線（等価所得の中央値の半分）以下である場合=1、それ以外=0
	3期貧困	等価所得が $t-2$ 期、 $t-1$ 期、 $t$ 期の貧困線（等価所得の中央値の半分）以下である場合=1、それ以外=0
賃金	賃金率の対数値	「月給・週給」、「日給」、「時給」、「年俸」を対応する実労働時間で除して、また2004年基準とした消費者物価指数により調整したもの
就業形態	正規就業	正規就業=1、それ以外=0
	非正規就業	非正規就業=1、それ以外=0
	無業	無業=1、それ以外=0
個人属性		
学歴	中学卒	中学校=1、それ以外=0
	高校卒	高校=1、それ以外=0
	短大・高専卒	短大・高等専門学校=1、それ以外=0
	大卒以上	大学・大学院=1、それ以外=0
教育訓練	教育訓練あり	教育訓練を受けたことがあり=1、なし=0
年齢	年齢	調査年-生まれた年
健康状況	健康ダミー	健康、やや健康=1、それ以外=0
家族属性		
子供	0～3歳子供の人数	「あなたとの続柄、性別、生年月、現在の就学・就業状況、同居・別居の別、配偶関係をご記入ください」の質問に基づいて設定
家族構成員	家族人数	「あなたが一緒に住んでいるご家族は、あなたを含めて何人ですか」の質問に基づいて設定（=回答した人数-1）
同居状況	親との同居ダミー	親との同一建物で生計を共にしている=1、それ以外=0
金融資産	貯蓄	家計貯蓄金額
	有価証券	家計有価証券金額
	借金ありダミー	借金あり=1、なし=0
その他		
都市規模	大都市	大都市=1、それ以外=0
	中都市	他市=1、それ以外=0
	小都市	郡部=1、それ以外=0
地域	地域ブロックダミー	北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州
年代	年代ダミー	2004年、2005年、2006年、2007年、2008年、2009年

出所：KHPS2004～2009により作成。

被説明変数は、以下のように設定した。

第1に、貧困に関する各変数の設定を説明する。

まず、世帯所得を家族人数の平方根で除して等価所得を求めた。世帯所得のデータは、「あなたの世帯の昨年1年間（1月～12月）の年収（税込み）はおおよそいくらでしたか。資産（金融、実物とも）売却は除いてお答えください。」の質問項目に対する回答から得た。

次に、各年代における等価所得の中央値を算出し、中央値の半分を相対的貧困ラインとした。相対的貧困ラインの以下の所得である者を各年代の相対的貧困者とした。

最後に、「等価所得が調査年 $t$ 期に相対的貧困ライン（等価所得の中央値の半分）以下である場合」を1期貧困（以下では、「一時的貧困」と呼ばれる場合もある）として設定し、また「 $t-2$ 期、 $t-1$ 期、 $t$ 期において、等価所得がいずれも $t-2$ 期、 $t-1$ 期、 $t$ 期の貧困線（等価所得の中央値の半分）以下である場合」を3期貧困（以下では、「慢性的貧困」と呼ばれる場合もある）の変数として設定した。

第2に、就業形態のカテゴリ変数は、「1＝正規就業、2＝非正規就業、3＝無業」のように設定した。具体的に、質問項目に基づいて、「常勤の職員・従業員（正規社員）一役職なし、常勤の職員・従業員（正規社員）一役職あり」と回答した者を正規就業者とし、「契約社員、アルバイト・パートタイム、派遣・嘱託、自営業主、自由業者、家族従業者、在宅就業・内職、委託労働・請負者」と回答した者を非正規就業者<sup>6</sup>とし、「仕事を休んでいた、仕事を探していた、通学・家事・その他」と回答した者を無業者として設定した。

第3に、賃金関数で時間当たり賃金（以下では、賃金率と略称する）を被説明変数として用いている。賃金率は、質問項目における「月給・週給」、「日給」、「時給」、「年俸」を対応した実労働時間で除し、また2004年基準とした消費者物価指数により調整した。

説明変数については、主に個人属性、家族属性、その他の要因の3つのグループに分けて設定した。

第1に、年齢、学歴ダミー（中学卒、高校卒、短大・高専卒、大卒以上）、教育訓練ありダミー（教育訓練を受けたことがある場合＝1、教育訓練を受かったことがない場合＝0）、健康ダミーを個人属性として設定した。

第2に、0～3歳子供の人数、家族人数、親との同居を家族属性として設定した。また、貯蓄、有価証券、借金は留保賃金として就業形態の選択に影響を与えられられる。それらの要因をコントロールするため、各変数を設定した。

第3に、地域、年代により、マクロ労働市場の状況が異なると考えられる。それらの影響をコントロールするため、地域ダミー、都市規模ダミー、年代ダミーを設定した。

**第3-4-2表**は各変数の記述統計量をまとめた。各変数の平均値にみるシングルマザーと有

---

<sup>6</sup> 正規就業者と非正規就業者の分類については、雇用者を限定するのは望ましいが、本稿では計量分析の必要である母子世帯の数を確保するため、自営業主、自由業者、家族従業者および在宅就業者・内職者も非正規就業者として設定した。正規雇用者と非正規雇用者を対象とする実証分析は今後の課題としたい。

配偶者の母の差異については、以下のことが指摘できる。

第1に、1期貧困率と3期貧困率は、シングルマザーが48.6%（1期貧困）、41.7%（3期貧困）で有配偶者の母（1期貧困率が13.6%、3期貧困率が12.2%）より高い。

第2に、非正規就業者の割合はシングルマザー（56.3%）が有配偶者の母（37.7%）より多く、シングルマザーは約5割が非正規就業に集中している。

第3に、教育訓練を受けた者の割合は、シングルマザーが31.8%で有配偶者の母（24.7%）よりやや多い。

第4に、「健康」と回答した者の割合はシングルマザーが49.5%で有配偶者の母（55.8%）より低く、健康状況はシングルマザーが有配偶者の母よりやや劣っている。

第5に、学歴、年齢、親との同居などにおいては、シングルマザーと有配偶者の母は差異が小さくなっている。

第3-4-2表 記述統計量

	母子世帯の母				有配偶者の母			
	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値
1期貧困率	0.486	0.500	0	1	0.136	0.343	0	1
3期貧困率	0.417	0.493	0	1	0.122	0.327	0	1
貸金率の対数値	7.128	0.805	5.074	12.024	7.327	0.941	3.484	14.346
就業形態の構成 (%)								
正規就業	0.290	0.454	0	1	0.242	0.500	0	1
非正規就業	0.563	0.497	0	1	0.377	0.497	0	1
無業	0.147	0.316	0	1	0.381	0.485	0	1
学歴の構成 (%)								
中学卒	0.108	0.290	0	1	0.103	0.291	0	1
高校卒	0.524	0.500	0	1	0.542	0.498	0	1
短大・高専卒	0.141	0.348	0	1	0.175	0.380	0	1
大卒以上	0.228	0.420	0	1	0.180	0.384	0	1
教育訓練あり	0.318	0.466	0	1	0.247	0.431	0	1
年齢	46	8	21	59	47	8	27	59
健康	0.495	0.500	0	1	0.558	0.497	0	1
0～3歳子供の人数	0.025	0.157	0	1	0.165	0.413	0	3
家族人数	3	1	1	7	4	1	1	11
親との同居	0.327	0.470	0	1	0.310	0.463	0	1
貯蓄	504	1002	0	6000	527	934	0	11000
有価証券	76	318	0	3000	107	649	0	19300
借金あり	0.750	0.433	0	1	0.834	0.372	0	1
都市類型の構成 (%)								
大都市	0.341	0.475	0	1	0.340	0.474	0	1
中都市	0.395	0.479	0	1	0.401	0.473	0	1
小都市	0.264	0.441	0	1	0.259	0.438	0	1
年代の構成 (%)								
2004	0.135	0.342	0	1	0.172	0.378	0	1
2005	0.136	0.344	0	1	0.149	0.356	0	1
2006	0.126	0.332	0	1	0.131	0.338	0	1
2007	0.205	0.404	0	1	0.195	0.396	0	1
2008	0.190	0.393	0	1	0.179	0.383	0	1
2009	0.208	0.406	0	1	0.174	0.379	0	1

出所：KHPS2004～2009により計算。

## 第5節 計量分析の結果

### 1. 一時的貧困になる確率に関する分析結果

第3-5-1表、第3-5-2表は、一時的貧困（1期貧困）になる確率に関する分析結果をまとめたものである。調査年の就業形態を用いた分析結果を第3-5-1表に、就業形態のラグ効果（調査年の貧困状況は前年度の就業形態に影響を受けていること）を考慮した分析結果を第3-5-2表にそれぞれ示した。分析結果から、以下の結論が得られた。

まず、有配偶者の母に比べ、一時的貧困になる確率はシングルマザーが55.0～55.4%高い。学歴、年齢など他の条件が一定であれば、有配偶者の母に比べ、シングルマザーの場合には、一時的貧困になる確率が高いことが確認された。

次に、就業形態の違いがもたらす一時的貧困への影響を検討する。（1）他の条件が一定であれば、全体的に一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者が正規就業者よりそれぞれ6.4～7.2%（非正規就業者）、5.3～7.9%（無業者）高い。（2）シングルマザーのグループでは、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者が正規就業者よりそれぞれ3.9～20.1%（非正規就業者）、2.3～9.8%（無業者）高い。（3）有配偶者の母のグループでは、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者が正規就業者よりそれぞれ5.9～7.2%（非正規就業者）、5.8～7.4%（無業者）高い。これらの分析結果により、シングルマザー、有配偶者の母の各グループでは、いずれもワーキングプア問題が存在するものの、その程度はシングルマザーのグループの方が顕著であることが示された。

続いて、他の要因の影響については、（1）シングルマザー、有配偶者の母の各グループにおいては、いずれも年齢が高くなるほど一時的貧困になる確率が高くなる傾向がある。（2）有配偶者の母では、大卒以上の者に比べ、高卒の者の場合、一時的貧困になる確率は4.4～4.5%高い。一方、シングルマザーのグループでは、学歴の影響は統計的に有意ではない。（3）有配偶者の母のグループでは、家族人数が1人増えると、一時的貧困になる確率が7.0～7.4%高い。シングルマザーのグループでは、家族人数が1人増えると、一時的貧困になる確率が7.9%～12.1%高くなる。

第 3-5-1 表 一時的貧困になる確率に関する分析結果(就業形態の現時点効果)

	母子世帯の母＋有配偶者の母			母子世帯の母			有配偶者の母		
	推定係数	z 値	限界効果	推定係数	z 値	限界効果	推定係数	z 値	限界効果
母子世帯ダミー	3.182 **	13.55	0.554						
調査年の就業形態(正規)									
非正規	0.327 **	2.68	0.072	0.738 *	2.02	0.201	0.249 +	1.83	0.059
無業	0.515 **	3.74	0.079	0.689	1.05	0.023	0.541 **	3.68	0.074
年齢	-0.289 **	-3.28	-0.038	-0.643 +	-1.65	-0.176	-0.292 **	-3.09	-0.031
年齢の二乗	0.002 *	2.39	0.000	0.005	1.26	0.002	0.002 *	2.31	0.000
学歴(大卒以上)									
中卒	1.306 **	4.07	0.263	-0.822	-0.69	0.024	1.427	4.13	0.251
高校卒	0.498 **	2.72	0.053	-0.447	-0.60	-0.013	0.511 **	2.60	0.044
短大・高専卒	0.111	0.54	0.013	-0.595	-0.69	-0.025	0.095	0.43	0.008
健康	-0.045	-0.47	-0.030	0.362	0.94	-0.074	-0.100	-0.97	-0.026
親との同居	-0.064	-0.41	0.015	-0.194	-0.31	-0.139	-0.083	-0.49	0.013
家族人数	0.706 **	10.92	0.075	0.344	1.55	0.079	0.768 **	10.77	0.070
都市類型(大都市)									
中都市	-0.063	-0.43	-0.023	0.368	0.68	0.063	-0.177	-1.11	-0.032
小都市	-0.073 **	-0.36	-0.025	-0.257	-0.32	-0.033	-0.064	-0.30	-0.025
地域ブロック	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
年代ダミー	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
定数項	3.208 +	1.69		18.074 *	1.97		3.022	1.49	
サンプルサイズ	4484			331			4153		
グループ数	1334			131			1203		
対数尤度	-1277.680			-149.525			-1099.370		

出所：KHPS2004～2009により計算。

注：1) +, \*, \*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 母親の年齢は60歳以下、母子世帯の母と有配偶者の母のグループに限定した。

3) パネルデータのプロビットランダム効果モデルを用いた分析。



第3-5-2表 一時的貧困になる確率に関する分析結果(就業形態のラグ効果)

	母子世帯の母+有配偶者の母			母子世帯の母			有配偶者の母		
	推定係数	z 値	限界効果	推定係数	z 値	限界効果	推定係数	z 値	限界効果
母子世帯ダミー	3.396 **	11.60	0.550						
一期前の就業形態(正規)									
非正規	0.300 *	2.25	0.064	0.008	0.02	0.039	0.431 **	2.89	0.072
無業	0.141	0.89	0.053	0.757	0.82	0.098	0.219	1.29	0.058
年齢	-0.359 **	-3.36	-0.042	-0.575	-1.17	-0.130	-0.361 **	-3.12	-0.035
年齢の二乗	0.003 **	2.52	0.000	0.005	0.98	0.001	0.003 *	2.32	0.000
学歴(大卒以上)									
中卒	1.642 **	4.07	0.285	2.654	1.24	0.358	1.576 **	3.70	0.256
高校卒	0.509 *	2.26	0.056	0.010	0.01	0.038	0.497 *	2.06	0.045
短大・高専卒	0.232	0.92	0.022	0.484	0.45	0.000	0.214	0.79	0.012
健康	-0.224 *	-1.97	-0.047	-0.364	-0.80	-0.221	-0.185	-1.50	-0.033
親との同居	0.007	0.04	0.016	-0.561	-0.78	-0.134	0.034	0.17	0.018
家族人数	0.813 **	9.92	0.080	0.650 *	2.35	0.120	0.857 **	9.49	0.074
都市類型(大都市)									
中都市	-0.093	-0.55	-0.022	0.048	0.08	0.144	-0.138	-0.74	-0.027
小都市	0.002	0.01	0.007	-0.197	-0.23	-0.013	-0.006	-0.02	-0.009
地域ブロック	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
年代ダミー	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
定数項	4.707 *	2.06		15.013	1.31		4.531 +	1.85	
サンプルサイズ	3417			244			3173		
グループ数	1143			106			1037		
対数尤度	-979.336			-115.390			-842.673		

出所：KHPS2004～2009により計算。

注：1) +, \*, \*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 母親の年齢は60歳以下、母子世帯の母と有配偶者の母のグループに限定した。

3) パネルデータのプロビットランダム効果モデルを用いた分析。

## 2. 慢性的貧困になる確率に関する分析結果

第 3-5-3 表は、慢性的貧困（3 期貧困）になる確率に関する分析結果をまとめた。以下のことが示された。

まず、全体の分析結果については、人的資本など他の条件が一定であれば、慢性的貧困になる確率は、シングルマザーが有配偶者の母に比べて 47.8%高いことが明らかになった。有配偶者の母のグループに比べ、シングルマザーの場合、一旦貧困層に落ちると、貧困からの脱出が困難であり、慢性的貧困になる確率が高いことが示された。

次に、就業形態の違いが慢性的貧困になる確率に及ぼす影響を検討する。(1) 全体的に、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者が正規就業者よりそれぞれ 7.6%（非正規就業者）、4.4%（無業者）高い。(2) シングルマザーのグループでは、有意水準 10%ではあるが、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者が正規就業者より 15.9%高い。(3) 有配偶者の母のグループでは、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者が正規就業者よりそれぞれ 0.9%（非正規就業者）、0.5%（無業者）高い。就業形態の違いが慢性的貧困になる確率に与える影響は、シングルマザーの方が有配偶者の母より大きいことがうかがえる。

その他の要因の影響については、(1) シングルマザー、有配偶者の母のグループにおいては、いずれも家族人数が多くなるほど、慢性的貧困になる確率が高くなる。具体的に、家族人数が 1 人増えると、慢性的貧困になる確率はそれぞれ 7.3%（シングルマザー）、0.9%（有配偶者の母）高くなる。家族人数が慢性的貧困になる確率に影響を与えており、その影響はシングルマザーのグループの方が大きいことが示された。(2) 有意水準 10%ではあるが、シングルマザーに関する分析結果で、親と同居をしていないグループに比べ、親と同居をしているグループの場合、慢性的貧困になる確率は 19.4%低い。一方、有配偶者の母に関する分析結果で、親との同居は慢性的貧困になる確率に有意な影響を与えていない。親との同居（住宅状況）が慢性的貧困になる確率に与える影響は、母子世帯の方がより大きいことがわかる。(3) 年齢の影響については、シングルマザー、有配偶者の母のグループでは、いずれも年齢が高くなるほど、慢性的貧困になる確率が高くなる傾向がある。



### 3. 就業形態の選択の決定要因

上記の分析により、就業形態の違いが一時的貧困または慢性的貧困になる確率に影響を与えることが確認された。本節では就業形態の選択の決定要因を検討する。第 3-5-4 表は、就業形態の選択関数の分析結果をまとめたものである。

まず全体として、他の条件が一定であれば、有配偶者の母に比べ、シングルマザーは正規就業者または非正規就業者になる確率が高い。つまり、就業者になる確率はシングルマザーの方が有配偶者の母より高いことが確認された。

次に、下記の要因はシングルマザーが就業形態を選択する際に影響を与えることが確認された。

第 1 に、不健康者に比べ、健康者の場合、正規就業者または非正規就業者になる確率が高い。健康状態がシングルマザーの就業に影響を与えることが確認された。

第 2 に、有意水準 10%ではあるが、借金をしていなかったグループに比べ、借金をしていたグループの場合には、就業する確率が高い。

第 3 に、家族要因の影響については、(1) 有意水準 10%ではあるが、親と同居していない場合に比べ、親と同居している場合、非正規就業者になる確率が高い。親と同居している場合、親からの子育て支援の可能性が高くなるため、シングルマザーは無業ではなく、非正規就業者になる確率が高くなると考えられる。(2) 0~3 歳の子供を持っている場合、無業者になる確率が高くなる傾向がある。(1)、(2) の分析結果により、子育てがシングルマザーの就業の阻害要因であることがうかがえる。

なお、有配偶者の母が就業形態を選択する際の決定要因については、以下のことが示された。

第 1 に、教育を受けていたグループの場合、就業する確率が高くなる（無業者ではなく、正規就業者や非正規就業者となる確率が高くなる）。これらの分析結果は、人的資本理論に一致している。

学歴の影響については、短大・高専卒の者は、大卒以上の者に比べ、無業者になる確率が非正規就業者になる確率より相対的に高い。一方、有意水準 10%ではあるが、高卒の者は、大卒以上の者に比べ、正規就業者になる確率が無業者になる確率より相対的に高い。非正規就業と無業との選択では、人的資本が高くなるほど、非正規就業者になる確率が高くなる傾向がある。しかし、正規就業と無業との選択では、正規就業者になる確率は必ずしも高学歴者（大卒以上の者）の方が低学歴者（高卒者）より高いとはいえない。樋口（1991）は有配偶者女性の就業確率は大卒者が高卒者より低いことを指摘している。今回の分析結果から得られた結論は樋口（1991）に類似し、つまり 2000 年代にあっても有配偶者の母のグループでは、大卒以上の者が、正規就業者になる可能性が低いことが示された。この理由については、以下のことが考えられる。まず、労働供給側から考えると、低学歴の女性に比べ、高学歴の女性は高学歴の男性に結婚する割合が相

対的に高く、また勤労所得は高学歴者が低学歴者より高いと考えられる。したがって、ダグラス＝有沢法則で示されたように、高学歴の夫の所得が高くなると、高学歴の妻の就業確率は低くなる可能性が存在する。次に、労働需要側の要因である。80年代以後、女性の就業を促進するため、男女雇用機会均等法、育児介護休業制度などが実施されたとともに、仕事と育児の両立ができる企業の環境は改善されたが、結婚・出産・育児の時期における有配偶者の母が、正規就業者として継続就業することが困難である問題は、現在も依然として存在している(馬 2005; 四方・馬 2006; 労働政策研究・研修機構 2011)。

第2に、正規就業者または非正規就業者になる確率は年齢の上昇とともに高くなるが、ある年齢を超えると、正規就業者または非正規就業者になる確率は低くなる傾向がある。

第3に、不健康者のグループに比べ、健康者のグループは正規就業者または非正規就業者になる確率が高い。

第4に、親と同居していないグループに比べ、親と同居しているグループは非正規就業者になる確率が高い。一方、0～3歳の子供を持っていないグループに比べ、0～3歳の子供を持つグループは無業者になる確率が高い。子育てが有配偶者の母の就業の阻害要因となり、シングルマザーに関する分析に類似する結果が得られた。

第5に、有意水準10%ではあるが、借金をしていないグループに比べ、借金をしているグループは非正規就業者になる確率が高い。また、貯蓄、有価証券の金額が多くなるほど、正規就業者または非正規就業者になる確率が低くなる。他の条件が一定であれば、非勤労所得が多くなるほど、就業(正規就業または非正規就業)の確率が低くなると考えられる。

第6に、大都市に居住するグループに比べ、中都市、小都市に居住するグループの場合、正規就業者になる確率は高くなる一方で、非正規就業者になる確率は低くなる。

#### 4. 就業形態別賃金関数

就業形態別賃金関数の推定結果をまとめた**第3-5-5表**からは下記の結果が得られた。

まず、人的資本など他の条件が一定であれば、シングルマザーと有配偶の母における賃金水準の差異は統計的に有意ではない。

次に、賃金構造における両者間の差異を検討する。

第1に、年齢や年齢の二乗はシングルマザーの賃金に有意な影響を与えていない。一方、有配偶者の母の正規就業者のグループでは、最初に年齢の上昇とともに賃金が高くなるが、ある年齢を超えると賃金が低下する傾向がある。シングルマザーに比べ、有配偶者の母の正規就業者は年功的な賃金制度の適用を受けている傾向がうかがえる。

第2に、学歴はシングルマザーの賃金に有意な影響を与えていない。一方、有配偶の母の場合、正規就業者、非正規就業者の各グループでは、いずれも学歴が高くなるほど賃金が高くなる傾向がある。学歴、年齢などの人的資本が賃金に与える影響は、有配偶

者の母のグループのほうがシングルマザーのグループより大きい傾向にある。有配偶の母に比べ、シングルマザーは、低賃金の仕事に就いており、しかも賃金水準は年齢や教育水準の上昇とともに上昇していない問題が存在することをうかがわせる。

第3-5-4表 シングルマザーと有配偶者の母における就業形態の選択関数

	母子世帯の母+有配偶者の母				母子世帯の母				有配偶者の母			
	正規/無業		非正規/無業		正規/無業		非正規/無業		正規/無業		非正規/無業	
	推定係数	z値	推定係数	z値	推定係数	z値	推定係数	z値	推定係数	z値	推定係数	z値
母子世帯ダミー	1.588 **	6.27	1.934 **	8.15	0.073	0.11	-0.096	-0.15	0.852 **	6.41	0.648 **	5.10
教育訓練あり	0.825 **	6.40	0.621 **	5.05	0.024	0.07	0.265	0.77	0.214 **	2.95	0.125 *	1.93
年齢	0.179 **	2.61	0.154 *	2.46	-0.001	-0.14	-0.004	-0.95	-0.002 **	-2.74	-0.001	-1.44
年齢の二乗	-0.002 *	-2.39	-0.001 *	-2.04								
学歴 (大卒以上)												
中卒	-0.066	-0.25	0.018	0.08	-0.823	-0.66	-1.403	-1.22	-0.036	-0.13	0.071	0.31
高校卒	0.232 +	1.86	0.110	0.98	-0.126	-0.14	-0.732	-0.86	0.233 +	1.83	0.106	0.92
短大・高専卒	-0.074	-0.53	-0.285 *	-2.25	-0.476	-0.50	-1.286	-1.42	-0.088	-0.62	-0.262 *	-2.03
健康	0.404 **	4.25	0.181 *	2.09	1.696 **	2.64	1.291 *	2.07	0.371 **	3.78	0.159 +	1.79
親との同居	0.496 **	3.96	0.513 **	4.42	1.010	1.11	1.505 +	1.70	0.481 **	3.75	0.491 **	4.14
家族人数	0.039	0.85	0.078 +	1.87	-0.242	-0.97	-0.253	-1.04	0.046	0.97	0.090 *	2.10
0~3歳子供の数	-1.194 **	-7.52	-1.216 **	-8.34	-1.665	-1.09	-2.827 +	-1.82	-1.201 **	-7.42	-1.168 **	-7.92
持ち家	0.027	0.21	-0.130	-1.17	0.602	0.84	-0.371	-0.54	-0.036	-0.28	-0.120	-1.03
転居あり	0.213	0.98	0.493 *	2.39	1.067	1.12	1.588 +	1.78	0.218	0.94	0.486 *	2.21
貯蓄	-1.02E-04 +	-1.94	-1.63E-04 **	-3.45	-1.54E-04	-0.49	1.38E-05	0.05	-9.07E-05 +	-1.68	-1.92E-04 **	-3.89
有価証券	-3.90E-04 **	-2.61	-2.14E-04 *	-2.49	-0.001	-1.14	-0.001	-1.41	-4.01E-04 *	-2.54	-1.97E-04 *	-2.37
借金あり	0.134	0.88	0.252 +	1.87	1.214 +	1.86	1.004 +	1.64	0.065	0.41	0.236 +	1.67
都市類型 (大都市)												
大都市	0.152	1.47	-0.383 **	-4.20	-0.594	-0.93	-0.317	-0.52	0.216 *	2.02	-0.441 **	-4.72
小都市	0.409 **	4.02	-0.590 **	-5.78	-0.469	-0.59	-1.096	-1.44	0.440 **	4.25	-0.587 **	-5.62
地域ブロック	有り		有り		有り		有り		有り		有り	
定数項	-5.553 **	-3.61	-4.479 **	-3.21	0.297	0.04	-1.987	-0.25	-6.264 **	-3.85	-4.017 **	-2.76
サンプルサイズ	3613		288		3325							
対数尤度	-3537.922		-213.174		-3290.754							
決定係数	0.098		0.130		0.089							
尤度比検定	chi2=770.57 Prob>chi2=0.000		chi2(44)=63.50 Prob>chi2=0.029		chi2(44)=641.24 Prob>chi2=0.000							

出所：KHP2004~2009により計算。

注：1) +, \*\*, \*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 母親の年齢は60歳以下、母子世帯の母および有配偶者の母のグループに限定した。

3) 多項ロジットモデルを用いた分析。

第 3-5-5 表 シングルマザーと有配偶者の母の賃金関数

	母子世帯の母 + 有配偶者の母			母子世帯の母			有配偶者の母			
	正規		非正規	正規		非正規	正規		非正規	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
母子世帯ダミー	0.184	1.31	0.104	0.82						
年齢	-0.003	-0.07	0.082 *	2.38	-0.192	-1.18	0.110	1.13	0.092 *	2.45
年齢の二乗	1.27E-04	0.31	-0.001 *	-2.25	0.002	1.11	-0.001 *	-1.13	-0.001 *	-2.31
学歴 (大卒以上)										
中卒	-0.244 *	-2.02	-0.190 +	-1.65	-0.715	-1.09	-0.438	-1.18	-0.169	-1.41
高校卒	-0.262 **	-4.34	-0.138 *	-2.50	-0.529	-1.32	0.166	0.92	-0.158 **	-2.69
短大・高専卒	-0.136 *	-2.01	-0.079	-1.23	-0.129	-0.31	-0.010	-0.04	-0.078	-1.16
健康	0.022	0.45	0.044	1.01	-0.075	-0.33	-0.033	-0.25	0.046	1.02
都市類型 (大都市)										
中都市	0.068	1.19	-0.022	-0.44	0.151	0.54	-0.069	-0.50	-0.031	-0.58
小都市	0.154 +	1.91	0.053	0.69	-0.186	-0.44	0.797 **	2.86	-0.022	-0.28
地域ブロック	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
年代ダミー	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り	有り
修正項										
非正規就業					0.100	0.18	-0.299	-0.80	-0.087 +	-1.86
正規就業					-0.040	-0.05	-0.671	-1.35	-0.106	-1.42
非就業					-0.589	-1.48	-0.197	-0.77	-0.029	-0.27
定数項	7.554 *	2.49	6.366 *	2.27	10.544 *	2.16	5.441 *	2.08	4.854 **	5.41
サンプルサイズ	889		787		56		104		833	
グループ数	478		560		42		71		496	
within	0.007		0.014		0.487		0.181		0.032	
between	0.262		0.153		0.249		0.328		0.179	
overall	0.254		0.096		0.353		0.264		0.123	
Breusch and Pagan	chi2(1)=44.22		chi2(1)=54.66		chi2(1)=0.05		chi2(1)=0.04		chi2(1)=55.47	
検定	Prob>chi2=0.000		Prob>chi2=0.000		Prob>chi2=0.832		Prob>chi2=0.851		Prob>chi2=0.000	

出所：KHPS2004～2009により計算。

注：1) +、\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 母親の年齢は60歳以下、シングルマザーおよび既婚母親グループに限定した。

3) パネルデータのランダム効果モデルを用いた分析。



## 第6節 結論と政策的示唆

本章では、2004～2009年慶應義塾家計パネル調査(KHPS2004～2009)を用い、シングルマザーおよび有配偶者の母を分析対象として、①就業形態の違いが一時的貧困または慢性的貧困になる確率に与える影響、②就業形態を選択する際の決定要因、および③就業形態別賃金構造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、他の条件が一定である場合、一時的貧困になる確率はシングルマザーの方が有配偶者の母に比べて55.0～55.4%高いことが確認された。母子世帯の方がより深刻な貧困問題に直面していることがわかる。

また、母の就業形態が一時的貧困に与える影響については、シングルマザーのグループでは、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりもそれぞれ3.9～20.1%（非正規就業者）、2.3～9.8%（無業者）高い。一方、有配偶者の母のグループでは、一時的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりもそれぞれ5.9～7.2%（非正規就業者）、5.8～7.4%（無業者）高い。シングルマザー、有配偶者の母の各グループにおいて、いずれもワーキングプアの現象が存在するものの、ワーキングプアの問題はシングルマザーのグループの方が顕著である。

第2に、学歴、年齢など他の条件が一定であれば、慢性的貧困になる確率は、シングルマザーが有配偶者の母に比べて47.8%高いことが明らかになった。有配偶者の母のグループに比べ、シングルマザーの場合、一旦貧困層に落ちると、貧困からの脱出が困難であり、慢性的貧困になる確率が高いことが示された。

また、母の就業形態が慢性的貧困に与える影響シングルマザーのグループでは、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者の方が正規就業者より15.9%高い（10%水準で統計的に有意）。一方、有配偶者の母のグループでは、慢性的貧困になる確率は、非正規就業者、無業者の方が正規就業者よりもそれぞれ0.9%（非正規就業者）、0.5%（無業者）高い。就業形態の違いが慢性的貧困になる確率に与える影響は、シングルマザーの方が有配偶者の母より大きいことがうかがえる。

第3に、母の就業形態の選択の決定要因については、まず、他の条件が一定であれば、有配偶者の母に比べてシングルマザーの方が、正規就業者または非正規就業者になる確率が高いことが確認された。次に、シングルマザーが就業形態を選択するに当たっての要因としては、（1）不健康者に比べ、健康者の場合には、正規就業者または非正規就業者（比較グループ：非就業）になる確率が高いこと、（2）子育てはシングルマザーが正規就業または非正規就業するに当たっての阻害要因であること、が示された。

第4に、賃金構造については、学歴、年齢、健康状態など他の条件が一定であれば、シングルマザーと有配偶の母における賃金水準の差異は統計的に有意ではない。ただし、有配偶の母に比べ、シングルマザーは低賃金の仕事に就いており、賃金水準が年齢や教育水準の上昇とともに上昇しない問題が存在している。

上記の実証研究の諸結果は、以下のような政策的含意を持つものと考えられる。

第1に、母子世帯の自立と貧困削減を促進するために、シングルマザーの就業を促進する政策が必要である。ただし、勤労所得は正規就業者が非正規就業者より高いため、シングルマザー正規就業を促進することは、母子世帯の貧困削減対策の一環になると考えられる。しかし、非正規就業者に比べ、正規就業者になると、勤労所得が高くなり、母子世帯の貧困状態を改善できる一方で、母子世帯の母親は転勤が多くなり、労働時間が長くなり、また子供のための休暇を取得することは難しくなる可能性が高い。つまり、正規就業者になる代償は、子育てと仕事の両立が困難になることであろう。その理由で、仕事と育児の両立に関する社会・地域・企業の就労環境を整備するうえで、シングルマザーの正規就業を促進することは、今後の課題になると考えられる。

また、母子世帯のワーキングプアの問題に対処する観点から、生活の安定と自立を保つため、シングルマザーの就業を促進すると同時に、シングルマザーが非正規就業者として就業しても低賃金層となった母子世帯に対する経済的支援政策を実施する必要がある。母子寡婦福祉貸付金制度<sup>7</sup>、児童扶養手当制度<sup>8</sup>などを充実することも検討すべきであろう。

第2に、子育てがシングルマザーの就業の阻害要因となっていることを踏まえて、シングルマザーの就労を促進する際に、併せて子育て支援政策を促進する必要があると考えられる。

最後に、計量分析により、賃金構造がシングルマザーと有配偶者の母とで異なることが示された。有配偶者の母に比べ、シングルマザーは、長期的に低賃金の仕事に就いており、賃金水準が年齢や教育水準の上昇とともに上昇していないことが明らかとなった。こうした状況がなぜ生じているかについて、更なる分析が必要である。また、育児費用や民間の育児サービスへのアクセス状況の違いなどもシングルマザーと有配偶者の母の就業に影響を与えていると考えられる。これらの問題に関する実証分析を今後の課題としたい。さらに、有配偶者の母のグループについて、夫の就業状況・家事参加の状況が妻の就業選択に影響を与えていると考えることができるが、本章は母子世帯の貧困問題

---

<sup>7</sup> 母子寡婦福祉貸付金制度とは、生活福祉資金貸付制度に基づいて、低所得の母子世帯を対象とする資金援助制度である。貸付資金の種類は総合支援資金、福祉資金、教育支援資金、不動産担保型生活資金の4種類である。連帯保証人が原則として必要であるが、保証人を立てない場合も貸付は可能である。また、母子寡婦福祉貸付金制度は都道府県社会福祉協議会により実施する。この制度に関するより詳しい説明については、厚生労働省のホームページ <http://www.mhlw.go.jp/bunya/seikatsuhogo/seikatsu-fukushi-shikin1.html> を参考されたい。

<sup>8</sup> 児童扶養手当制度とは、児童扶養手当法に基づいて母子世帯の生活の安定と自立を促進するために設けられた制度である。この制度の設定・変更の経緯は以下の通りである。児童扶養手当制度は1961年に創設された。しかし、その後離婚の増加に伴い対象者は急増し、また母子福祉年金は年金保険料を支払ったものに対する遺族年金と移行していたことから、1985年に福祉制度へと改められた。従来は都道府県が審査事務を担っていたが、2002年に地方分権の一環とし市に事務が移管された。また、手当の支給額の算定にあたって父親からの扶養費の一部を所得に加える制度が創設された。子供が3歳になってから5年以上受給している世帯は、2008年4月から最大で半額まで減額されることが決定されたが、事実上凍結状態である。また、2010年8月から父子世帯も支給の対象になった。

を中心としたため、これらの問題についても別の論文に譲ることとしたい<sup>9</sup>。

## 参考文献

- 阿部彩（2006）「貧困の現状とその要因—1980～2000年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫（編）『日本の所得分配』東京大学出版会。
- （2008）『こどもの貧困—日本の不公平を考える』岩波書店。
- ・大石亜希子（2006）「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、pp. 143-161。
- ・國枝繁樹・鈴木亘・林正義（2008）「就労支援と生活保護」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会。
- 有沢廣己（1956）「賃金構造と経済構造——低賃金の意義と背景」中山伊知郎低賃金の意義と背景」中山伊知郎（編）『賃金基本調査』東洋経済新報社。
- 石井加代子・山田篤裕（2007）「貧困の動態分析——KHPSに基づく3年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21世紀 COE（編）『日本の家計行動のダイナミズムⅢ—経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会、pp. 101-129。
- 四方理人・馬欣欣（2006）「90年代における両立支援施策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21世紀 COE（編）『日本の家計行動のダイナミズムⅡ——税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会、pp. 169-190。
- 橋木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 永瀬伸子（2003）「非正規社員と正規社員の賃金格差の納得性に関する分析」『国立女性教育会館研究紀要』第418号、pp. 3-19。
- 樋口美雄（1991）『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- ・石井加代子・佐藤一磨（2011）「貧困と就業—ワーキングプア解消に向けた有効策の検討—」RIETI Discussion Paper 11-J-056。
- 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。
- （2007）「世帯の生活時間と生活格差」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21世紀 COE（編）『日本の家計行動のダイナミズム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。
- （2009a）「正規と非正規の就業形態およびその賃金格差の要因に関する日中比較

---

<sup>9</sup> 馬（2007）は、2004～2006年慶應義塾家計パネル調査の個票データを用いた実証分析により、夫の労働時間が長く、家事時間が短いほど、妻の労働時間が短くなる（つまり、妻が非正規主婦になる可能性が高くなる）ことを示している。

- ((下))『大原社会問題研究所雑誌第 602 号、pp. 86-98。  
——(2009b)「正規と非正規の就業形態およびその賃金格差の要因に関する日中比較  
(上)」『大原社会問題研究所雑誌』第 601 号、pp. 17-28。  
——(2011)『中国女性の就業行動—「市場化」と都市労働市場の変容』慶應義塾大学  
出版会。  
労働政策研究・研修機構 (2011)『出産・育児期の就業継続—2005 年以後の動向に着目  
して』労働政策研究報告書 No. 136。  
Akerlof, G. A. and J. L. Yellen (eds.) (1986) *Efficiency Wage Models of the Labor  
Market*, New York: Cambridge University Press.  
Bane, M.J. and D.T. Ellwood (1986) “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics  
of Spells,” *Journal of Human Resources*, 21(1), pp.1-23.  
Douglas, P. H. (1934) *The Theory of Wages*, New York: Augustus M. Kelley.  
Duncan, G. J., B. Gustaffsson, R. Hausera, G. Schmauss, H. Messinger, R. Muffels, B.  
Nolan and J. C. Ray (1993) “Poverty Dynamics in Eight Countries,” *Journal of  
Population Economics*, 6(3), pp. 215-234.  
Jenkins, S. P. (2000) “Modelling Household Income Dynamics,” *Journal of Population  
Economics*, 13(4), pp. 529-567.  
Kniesner, T.J., M.B. McElroy and S.P. Wilcox (1988) “Getting into Poverty Without  
a Husband, and Getting Out, With or Without,” *American Economic Review*,  
78(2), pp.86-90.  
Lazear, E. P. (1979) “Why is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political  
Economy*, 87(6), pp. 1261-1284.  
OECD (2008) *Growing Unequal*, OECD, Paris.

# 第1部

## シングルマザーの就業戦略

## 第4章 正社員就業がなぜ希望されないのか<sup>1</sup>

### 第1節 はじめに

#### (正社員就業をめぐる意外な事実)

シングルマザーが正社員就業を希望しない人が意外に多いという事実は、ご存じであろうか。JILPT(2007)「母子家庭の母への就業支援に関する調査」によると、今後3～5年の間<sup>2</sup>に正社員就業を希望している母親は、無職者で22.2%、パート・アルバイトで30.3%、派遣・契約等では33.3%に過ぎない。現在正社員の母親を全員希望者として計算し直しても、シングルマザーの約半数(53.6%)は、正社員就業を希望していないのが現状である。

単に収入面からみれば、正社員就業は魅力的にみえる。厚生労働省「全国母子世帯等調査2006」によると、正社員で働くシングルマザーの平均年収は257万円で、臨時やパートで働く者の年収の2.3倍に当たる金額である。仮にシングルマザーの正社員比率を現在(2006年)の42.5%から60%へと引き上げることができれば、年収300万円以上の自立層の割合は3.9%ポイント上昇する見通しである<sup>3</sup>。

#### (正社員就業が希望されない理由—母親たちの本音)

では、なぜこれだけ多くのシングルマザーが正社員就業を希望しないのか。八代(2009)は、男性をモデルとする日本の正社員制度が、子育て中の女性にとっては厳しい制度であると指摘する。正社員には、雇用保障、企業内福利厚生、安定した収入等魅力的な一面がある。しかし一方で、正社員の仕事には慢性的な長時間労働、頻繁な配置転換、転勤などの義務を伴う場合も多い。加えて、平均学歴が低く、中途採用割合の高いシングルマザー「正社員」は、労働時間が長いわりには収入が低く、決して「割のよい仕事」ではないことも良く知られている(藤原2003)。

では、正社員就業を希望していないシングルマザー自身は、どのように考えているのであろうか。上記アンケート調査における母親の自由記述から、彼女らが正社員就業に希望を持たない理由についてその概要を把握してみよう。「将来」正社員として働くつもりのない母親の自由記述をまとめてみると(第4-1-1表)、その理由は、以下の数種類に大別される。

<sup>1</sup> 本章は、周燕飛(2010)「母子世帯の母親はなぜ正社員就業を希望しないのか」JILPTディスカッションペーパー No.10-07)を元に加筆・修正したものである。

<sup>2</sup> ちなみに、「今後3年もしくは5年くらいの間」という制約条件を外すと、正社員就業の希望率が一気に上昇する。同JILPT2007調査によると、「将来」、正社員として働きたいと答えているのはシングルマザー全体の78.3%に上る。つまり、将来いずれ正社員になりたいという希望を抱きながら、現実問題として、向こう3年から5年の間は正社員就業を希望しないというシングルマザーが多いようである。

<sup>3</sup> 厚生労働省「全国母子世帯等調査2006」によると、年収300万円以上の自立層の割合は、正社員が26.9%であるのに対して、非正社員が0.6%である。シングルマザーの就業率は84.5%なので、正社員の比率は17.5ポイント上昇に伴い、母子世帯全体における自立層の割合は3.9%ポイント(=((60%-42.5%)×26.9%+(40%-57.5%)×0.6%)×84.5%)上昇すると考えられる。

- (1) 本人の健康状態。本人の健康状態が悪く、正社員就業が難しいと判断したケース。
- (2) 本人の年齢。年齢が40歳代後半以上となり、正社員としての就職口がないとして断念したケース。
- (3) 子どもの健康。子供が持病を持っていたり、障害を抱えていたりしているため、正社員としての就業が無理だと認識したケース。
- (4) 保育園、学校との折り合い。残業や急な休みをとれないことで、保育園や学校との時間的やりくりが付きにくいと判断して、正社員就業をあきらめたケース。
- (5) 子どもと過ごす時間の重要性。子供との時間を大切にしたいと、正社員就業を希望しないケース。

第4-1-1表 正社員就業希望を持たない理由についての自由記述

理由	事例	自由記述
(1)本人の健康状態	Aさん(46歳、無職、母子歴12年)	「私は去年1ヶ月入院しました。離婚後7回入院したので健康に気を使います。体に無理がきかないのでパートをするしかありません。」
	Bさん(44歳、無職、母子歴6年)	「20年前からうつ病で苦しんでいる。家事も出来ないで親(年金生活者)の世話になっている。仕事も出来ない。収入がない。仕事についてもすぐ首になってしまう。」
(2)本人の年齢	Cさん(48歳、無職、母子歴7年)	「45歳までと制限のあるところが多いので、なかなか仕事がない。」
(3)子どもの健康	Dさん(43歳、パート、母子歴2年)	「長女は障害児です。私は長女の通院が多く、短期間の仕事しかできない状態です。」
(4)保育園・学校との折り合い	Eさん(36歳、パート、母子歴3年)	「正社員だと、子供が病気等で急に学校を休まなくてはならない時に休みづらかったり、伝染病で長く休まなければならない時に長く休めなかったりする。残業の時に夜遅くまで子供達を留守番させることになり、習い事に連れていく事が出来ない。」
(5)子供との時間	Fさん(32歳、自営業、母子歴9年)	「正社員として働いていても、かなり所得を上げないと生活できない。なぜなら児童扶養手当が減らされるから。パートなら時間も短く働けるが収入が少ないが子供と一緒に居る時間は作れる。」
	Gさん(41歳、嘱託・契約社員、母子歴3年)	「子供が小さい内はもう少し子供と一緒にいる時間を過ごしたい。子供の行事で休めたり、抜け出したり出来る仕事場は少ないと思う。時間が調整できる仕事は、大抵不安定なアルバイトだったり、かなり安くて生活が出来ない収入だったり、子育てと本当の意味での就職は難しい。」

注：JILPT(2007)「母子家庭の母への就業支援に関する調査」の間43の自由記述を元に整理したものである。

つまり、この自由記述からは、正社員就業を希望しない理由として、本人自身の資格・能力要因や、子育て上の都合要因が多いことがわかる。とりわけ、子育て上の都合は、母親の正社員就業上大きな制約になっていることが、この自由記述から明らかになっている。

また、有配偶女性と比較すると、シングルマザーは正社員以外の働き方を希望する理由に、子育て上の都合要因がとくに目立っていることが分かる。JILPT(2005)「日本人の働き方調査」では、非正社員のシングルマザーに現在の就業形態を選択した理由(複数回答)を尋ねたところ、「家庭の事情と両立しやすいから」(33.3%)、「自分の良い時間に働けるから」

(33.3%)、「通勤時間が短いから」(29.2%)といった理由が目立っており、そのいずれかを

挙げているシングルマザーの割合は、全体の 58.3%を占めている。これに対し、子供のいる有配偶女性がもっとも多く（52.6%）挙げている理由は「家計の補助・学費を得たいから」というものである<sup>4</sup>。シングルマザーと有配偶女性とで就業動機が本質的に異なることがわかる。

## 第2節 正社員就業が希望されない理由－3つの仮説

以上の自由記述と意識調査により、シングルマザーが正社員就業を希望しない理由として、大きく「資格・能力不足仮説」（理由(1)、(2)）と「育児制約仮説」（理由(3)～理由(5)）という二つの仮説を設定することができる。ここでは、経済学の理論から設定できる仮説も加えて、以下の3つの仮説を提示することにする。

仮説1：資格・能力不足仮説。年齢が高い、本人の健康状態が悪い、学歴や職業経験が不足している等の理由で、正社員就業が不可能と本人が判断し、断念する。

日本企業の正社員採用は、年齢、学歴と職歴経験を重視する傾向があるため、一定年齢（大企業は35歳まで、中小零細企業は45歳まで）を超えている人、低学歴（高卒以下）の人、正社員として働いた経験のない人にとって、正社員就業のハードルは高いことが容易に想像できる。また、仮に年齢、学歴と職歴経験の要件をクリアしたとしても、本人の健康状態が悪ければ、正社員として働くことは、物理的に困難である。とくにシングルマザーの中には、元夫から家庭内暴力（DV）を受けて精神疾患を患ったり、行動障害を抱えたり、入退院を繰り返したりしていて、健康状態が悪くなっている者が一般女性よりも多いといわれている（道中2009）。

仮説2：育児制約仮説。ひとり親で子供を育てるシングルマザーにとって、育児制約が正社員就業の障害となり、母親は正社員就業の希望を持ちにくくなる。

子供の年齢段階によって、育児制約の中身と程度が多少異なるが、総じて子供の年齢が低ければ低いほど制約が大きいと思われる。未就学児童の場合には、平日・昼間の保育が一般的であり、母親は夜間・休日勤務に応じにくい。また、小さい子（とくに3歳未満）は病気にかかりやすく、母親は仕事を突然休まなければならないことが多い。一方、小学生の場合には、平日での学校行事が多く、また学童保育や学校の終了時間が早いという新たな制約がある。これらの育児制約に直面するため、「突然の休みにも応じてくれる」、「夜間・休日勤務がない」、「出張や残業が少ない」というような職場でなければ、シングルマザーにとって、仕事と子育てとの両立は難しいと考えられる。しかしながら、これらの条件をすべて満たす正社員の職場は非常に少ないのが現状である。

<sup>4</sup> 集計対象は、子供のいる有配偶女性が321人であるのに対して、シングルマザーは24人に過ぎない。したがって、パーセンテージの信頼性は必ずしも高くなく、引用には留意が必要である。



なお、これらの育児制約が緩和するための条件としては、祖父母や近隣コミュニティの育児支援が挙げられる。近くに子育てを手伝ってくれる祖父母がいると、育児制約が大幅に緩和されると考えられる。また、居住している自治体で、保育所の入所待機率が低かったり、病（後）児保育、休日・夜間保育、学童クラブの開所時間の延長などの子育て支援が充実していたりすると、育児制約が小さくなる可能性はある。一方、子供が通院を必要とする持病を抱えていたり、障害を持っていたりすると、育児制約がより一層大きくなり、母親は正社員就業の希望を持ちにくくなる。

そのほか、自由記述ではあまり触れられていないが、シングルマザーが正社員就業を希望しないもう一つの可能性は、非勤労収入の存在である。

仮説3：非勤労収入仮説。その他の世帯員の収入、養育費や遺族年金、家賃収入等の非勤労収入が十分であれば、正社員として働く必要がなく、正社員就業を希望しない。

標準的な就業選択のモデルによると、資産収入等の非勤労所得は、就業希望者の留保賃金を引き上げ、労働供給を抑制する効果がある。母子世帯の場合には、元夫からの養育費や遺族年金、児童扶養手当、家賃や利子収入等の非勤労収入を得られるケースがある。もっとも、一般にはこれらの収入はさほど多くないことから、正社員を希望しないほどの効果は存在しないだろう。なぜならば、日本の場合、母子世帯の元夫からの養育費の受給率は2割程度、平均金額が2万円強に過ぎない。また、母子世帯になる理由は死別よりも離婚が圧倒的に多く、遺族年金を受給している母子世帯は極めて少ない。

### 第3節 本研究の意義とオリジナリティ

#### （研究の意義）

前述のように、母親が正社員就業を希望しない主な理由として、(1)本人の能力不足、(2)育児の制約、および(3)非勤労収入の存在が考えられる。(1)と(2)が原因となっている場合には、その原因を除去（母親自身の条件を高めたり、育児の制約を緩和してあげたり）することで、母親に再び正社員就業の希望を持ってもらえる可能性は高い。一方(3)が原因となっている場合には、正社員就業を希望しないことは本人にとっての最適な状態であろうから、特段の政策介入は必要ないものと思われる。つまり、正社員就業が希望されない本当の理由を明らかにすることによって、その阻害要因を取り除くための有効な対策を講じることが可能となる。

しかしながら、そもそも、なぜシングルマザーの正社員就業が望ましいのか。それは、母親の正社員就業促進は、母子世帯における貧困解消の目玉政策になりうるからである。

現在、母子世帯の貧困解消策は、大まかにいって、①公的な所得支援の拡大、②養育費の徴収強化、③母親の稼働能力の向上という3種類の施策が取られている。①生活保護の適用などの公的な所得支援は、政府及び自治体の財政状況の厳しさから考えて、そう簡単に拡大

が考えられるものではない。②養育費の徴収強化は、米国のように政府による全面的関与が無い限り、実効性に乏しく、日本では母子世帯の貧困改善にほとんど役立っていないことが知られている（下夷 2008）。消去法で、③母親における稼働能力の向上は大きな可能性を秘めていることとなる。

母親における稼働能力の向上は、二つのアプローチで達成することができる。一つ目のアプローチは、労働時間や就業率を引き上げることで「労働の量」を高める方法である。二つ目のアプローチは、時間当たりの賃金を引き上げることで「労働の質」を改善する方法である。とりわけ、「労働の質」が改善される余地が大きい。なぜならば、日本のシングルマザーにおける「労働の量」はすでに相当な高水準まで達しているからである（周 2008）。

一方、シングルマザーにおける「労働の質」には改善の余地がまだまだあるように見える。2006年現在、シングルマザーの平均勤労年収は171万円で、同時期の女性全体の勤労年収<sup>5</sup>の約半分である。その主な原因は、比較的高い収入が見込める正社員の仕事に就く母親が少ないことにある。正社員の母親の平均勤労年収を100%とすると、非正社員の母親の平均勤労年収はその4～割程度に過ぎない。労働時間を調整した後の賃金率（時間あたり賃金額）で比較しても、非正社員は正社員の5～7割程度にとどまっている。正社員就業に拘らずに（例えば契約社員や派遣社員でも）高収入を得られるケースもないわけではないが、母子世帯の就業アップを図るもっともオーソドックスな方法はやはり「正社員就業」である。

### （本研究のオリジナリティ）

シングルマザーへの正社員就業支援は、2つに分けて行うことが必要である。第1の支援策はもちろん、正社員を希望しても正社員になれない母親に対して行う就業支援である。第2の支援策は、シングルマザーがなぜ正社員就業を希望しないのかを究明し、その阻害要因を取り除く対策を講じることである。

これまでの実証研究は、どちらかといえば第1の観点からのものが多く、第2の観点からのものは皆無に等しかった。例えば、永瀬(2003)は厚生労働省「就業構造基本統計調査」(1997)の個票を用いた分析により、①シングルマザーが他の女性（とくに未婚女性）に比べて、正社員になる確率が低いこと、②しかしながら、同じ幼い子供を持つ有配偶女性と比較した場合には、シングルマザーの方が正社員就業の確率が高いことを明らかにしている。また、高田(2010)は、シングルマザーのみを推計対象とした分析を行い、母子世帯になる直前に無業の母親について、ホームヘルパーの資格は正社員就業確率を高めているという結果を得ている。

筆者は、より研究の重要度が高いのは第2の観点ではないかと考える。正社員就業を希望すらしていない人に、いくら正社員就業の支援政策を打ち出しても、結果は空振りに終わっ

<sup>5</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」(2006年)によると、女性全体の勤労年収は343.3万円である。

てしまう可能性は高いからである。

そこで、本章は、これまで皆無に等しかった第2の観点－「母親の正社員希望」－についての実証分析を試みた。具体的には、最新のアンケート調査の個票データを元に、シングルマザーの正社員希望の状況、正社員就業を希望しない母親の特徴を明らかにし、母親の正社員就業のニーズを阻む要因を実証的に探った。

もっとも、第1の観点からの実証研究も十分だとは言えない状況である。永瀬(2003)、高田(2010)のいずれとも全体の1割強しかいない「無職者」を比較グループとする多項 Logit モデルを用いており、比較対象の妥当性について疑問が残るものとなっている。また、正社員就業の希望を持つ者と持たない者とは正社員になる確率がそもそも異なるはずであるが、いずれの研究においても、正社員就業の希望の有無は考慮されていない。そこで、本章はモデルの妥当性を確認したうえで、母親にとってもっとも一般的な働き方である「パート・アルバイト」を比較グループとした多項 Logit モデルを採用して、第1の観点からも再度厳密な検証を試みた。

さらに、従来の研究では取り入れられていなかった、シングルマザーと有配偶女性、独身女性との比較分析も行った。これにより、シングルマザーとその他の女性が抱える正社員就業問題の差異が浮き彫りとなる。

#### 第4節 データ

本章で用いるデータは、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)が2005年、2006年、2007年と3年にわたって実施した3つのアンケート調査の個票データである。まず、2005年の「日本人の働き方調査」(以下、JILPT2005年調査)と2006年の「就業・社会参加に関する調査」(以下、JILPT2006年調査)は、特に母子世帯に特化したデータではない。ともに20歳から65歳までの男女を対象に、住民基本台帳より層化二段抽出法で標本を抽出した汎用的な労働調査である(第4-4-1表)。両調査の有効回収率は、いずれも6割前後に達しており、シングルマザーのほか、単身女性や有配偶女性についてもランダムに調査しているので、異なるグループ間の比較が可能である。ただ、ネックとなるのは、母子世帯の標本サイズが小さいことである。

そこで、母子世帯の属性をより細かく分析する必要がある場合には、2007年に行った「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(以下、JILPT2007年調査)を併用して分析することにした<sup>6</sup>。なお、各調査の概要については、第4-4-1表を参照されたい。

---

<sup>6</sup> もっとも、JILPTは2001年にも母子世帯を対象としたサンプリング調査を行っていたが、該当調査は、無業者のみについて「正社員就業希望の有無」を聞いているため、利用を断念せざるを得なかった。

第 4-4-1 表 本章が用いる主な調査データの一覧表

	調査名	調査対象	標本抽出法&調査方法	調査時期	N	回収率 (%)	母子世帯数
2005年	「日本人の働き方調査」	全国の満20歳以上65歳以下の男女8,000人	住民基本台帳より層化2段抽出法 訪問留置法	8月～9月	4,939	61.7	61
2006年	「就業・社会参加に関する調査」	同4,000人	同上	12月～翌1月	2,274	56.9	36
2007年	「母子家庭の母への就業支援に関する調査」	20の自治体に住む母子世帯の母6,226人	各地の母子家庭等就業・自立支援センター等が保有している名簿登録者全員 郵送調査	12月～翌1月	1,311	21.1	1,311

注：(1)筆者がまとめたものである。(2)それぞれの調査の詳細については、JILPT 調査シリーズ No. 15(2006)「就業形態の多様化の中での日本人の働き方—日本人の働き方調査（第1回）」、JILPT 調査シリーズ No. 31(2007)「就業・社会参加に関する調査」、JILPT 労働政策研究報告書 No.101(2008)「母子家庭の母への就業支援に関する研究」（第3章）を参照されたい。

## 第5節 母親の正社員就業希望を低める要因

正社員就業希望を低める要因を突き詰めるためには、正社員を希望するグループと希望しないグループにおける平均属性の比較を最初に行うのは一般的である。しかし、平均属性は、正社員就業を希望しない母親の特徴をある程度反映しているものの、その結果をもって仮説が検証されたと結論づけることはできない。なぜならば、正社員希望者と非希望者におけるこうした平均属性の違いは、他の要因と絡んだ結果たまたまそうなったに過ぎないとの可能性はあるからである。一例をあげると、親と同居している者は、平均的に低学歴で、正社員就業を希望する人も少ない（親から経済的サポートがあるから）と仮定する。すると、正社員就業の非希望者グループに見られる「低学歴」という特徴は、「親と同居している」という特徴と重なることとなる。つまり、平均学歴の違いをもって、仮説通りに「学歴が低い人ほど、本人の能力では正社員就業が難しいと判断し、正社員就業を希望しにくくなる」と推測することが難しくなる。「学歴が低い人ほど、親と同居しているため、親から経済的支援を受けている、正社員就業を希望しなくなる」とも解釈できるからである。

したがって、低位学歴が本当に母親の正社員就業希望を低める要因になっているかどうかを判断するに当たっては、母親が持つその他の様々な属性（親との同居の有無、健康状態、居住地域等）を同時に考慮する必要がある。つまり、その他の属性要因が一定という条件の元で、学歴の変化は、母親の正社員就業希望に影響を及ぼしているかどうかをみて判断すべきである。その影響がゼロではないことを 90%以上の確信を持って（有意水準が 10%以下）言える場合には、その要因の影響は統計的に有意と認められることとなる。

本章では、Logit モデルを用いて、様々な属性要因をコントロールしながら、学歴や非勤

労収入等のキー変数が母親の正社員就業希望に与える影響を分析することになっている<sup>7</sup>(詳細については、付1を参照すること)。

主な結果(第4-5-1表)をまとめると、①シングルマザーが正社員就業を希望する確率は、一般女性より13.4%~22.7%ポイントも高い<sup>8</sup>、②シングルマザーを含む女性全体が正社員を希望しない理由として、本章が提起した3つの仮説全てが概ね支持されている、という2点を結論付けることができる。

まず、対象者の学校教育年数と年齢は、大部分のケースにおいて正社員就業希望に有意な影響を与えている。つまり、学校教育年数が1年増えるごとに、正社員就業を希望する確率は2.8%~3.5%ポイント上昇する。また、年齢が1歳増えるごとに、正社員就業を希望する確率は、0.7%~0.8%ポイント低下する。これらは、「能力不足仮説」と一致した結果と解釈できる。

第4-5-1表 正社員就業希望の決定要因(Logitモデル)

説明変数	(1)女性全体				(2)子のいる女性全体			
	係数	S.E.		限界効果	係数	S.E.		限界効果
学校教育年数	0.214	0.033	***	0.035	0.168	0.055	***	0.028
年齢	-0.052	0.006	***	-0.008	-0.017	0.020		-0.003
健康状態(1=良くない)	0.407	0.145	***	0.070	0.424	0.237	*	0.076
末子-3~5歳	-0.138	0.297		-0.022	-0.258	0.310		-0.042
6~14歳	-0.120	0.254		-0.019	-0.562	0.313	*	-0.093
15歳以上	0.497	0.263	*	0.083	-0.338	0.419		-0.055
子供無・年齢不詳	0.622	0.234	***	0.106				
親との同居ダミー	0.279	0.127	**	0.047	0.285	0.208		0.050
居住地の保育所待機率(%)	0.017	0.099		0.003	0.190	0.185		0.032
log(非勤労収入)	-0.082	0.012	***	-0.014	-0.080	0.027	***	-0.013
log(金融資産額)	0.094	0.045	**	0.015	0.236	0.078	***	0.040
log(負債額)	0.032	0.009	***	0.005	0.055	0.014	***	0.009
母子世帯ダミー	0.763	0.311	***	0.139	1.143	0.400	***	0.227
2005年ダミー	-0.483	0.125	***	-0.083	-0.489	0.207	**	-0.087
産業ダミー、職種ダミー	—				—			
定数項	-1.762	0.622	***		-3.287	1.084	***	
対数尤度	-1030.7				-399.5			
擬似決定係数	0.156				0.114			
標本サイズ	2,059				779			

<sup>7</sup> 正社員就業希望の定義について、JILPT2007調査はその他の2カ年調査と異なるため、この推計は、JILPT2005年、2006年調査のデータのみを用いることにしている。

<sup>8</sup> 正社員以外の有配偶女性が正社員を希望する割合は、全体のわずか3.1%~8.1%であるのに対して、シングルマザーの場合には25.4%である(JILPT2005年、2006年調査)。

注：(1)被説明変数は、正社員就業希望の有無（1=現在正社員または正社員就業の希望を持っている、0=その他）である。(2)地域ダミーおよび人口規模ダミーの係数推計値が省略されている。(3)限界効果は、標本ごとに計算され、その平均トリートメント効果(Average treatment effect)が報告されている。(4)\*,\*\*,\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

次に、育児制約を緩和する可能性のある二つの要因（親との同居および居住地の保育所待機率）のうち、親との同居ダミーの影響をみると、女性全体（Case 1）においては対象者の正社員就業希望確率に有意な影響を与えている。具体的には、親と同居している者は、同居していない者よりも、正社員就業を希望する確率が 4.7%ポイントも高い。

一方、育児制約の大きさを表す末子の年齢が、母親の正社員就業希望に与える影響は、やや複雑である<sup>9</sup>。末子の年齢が 15 歳以上の人は、比較的的正社員就業希望を持ちやすいものの、末子の年齢が 6-14 歳の人は、逆に正社員就業の希望を持ちにくいことが分かった（何れも末子の年齢が 3 歳未満のグループと比較した場合）。これは、育児制約の大きさは子どもの年齢との間で単純な線形的相関関係にあるのではなく、子供が少し成長した小中学校の段階では育児制約が逆に大きくなっている可能性を示唆したものである。つまり、小中学校は学校の終了時間が早い上、PTA、授業参観、保護者会等平日昼間の父母行事が多く、働く親を念頭に運営されている保育園に比べると、利用者にとって、正社員就業と育児との両立が一層難しいものになっていると考えられる。

最後に、「非勤労収入」仮説の代理変数である非勤労収入額および負債額（住宅ローン等）は、期待通りの符号となっている。具体的には、非勤労収入が 1 万円増えるごとに、正社員就業を希望する確率は、1.3%～1.4%ポイント低下する。負債額については、1 万円増えるごとに、同確率が 0.5%～0.9%ポイント高くなる。

もっとも、上記の結果は、シングルマザーに限定されたものではなく、女性全体について当てはまるものである。それでは、シングルマザーに限って見た場合には、上記の仮説は依然として成り立つのだろうか。

第 4-5-2 表は、JILPT2007 調査のデータを用いて、シングルマザーを対象を限定した推計結果である。その結果は、女性全体を対象とした推計結果とおおむね一致していることが分かる。具体的には、「資格・能力」の代理変数である母親の年齢、「子育て制約」の代理変数である親との同居ダミー、非勤労収入の係数推計値は全て有意であり、仮説通りの符号となっている。言い換えれば、本章が提起した 3 つの原因仮説は、シングルマザーと、一般有配偶女性の両方に適用できる話だと考えられる。

<sup>9</sup> 育児制約の影響をよりストレートにみるために、配偶者のいない女性に限定した推計も行った。その結果、育児制約を受けているシングルマザーの正社員希望確率は独身女性より低いものの、その差は統計的に有意ではないことがわかった。

第 4-5-2 表 シングルマザーにおける正社員就業希望の決定要因(Logit モデル)

	CaseA (全母子世帯)					CaseB (独立母子世帯のみ)			
	係数	SE		限界効果	Xの平均値	係数	SE		限界効果
学校教育年数	0.044	0.044		0.010	12.9	0.064	0.054		0.014
年齢	-0.038	0.012	***	-0.008	39.3	-0.020	0.015		-0.004
健康状態 (1=良くない)	-0.415	0.122	***	-0.097	30.4%	-0.542	0.157	***	-0.129
初職正社員	-0.090	0.146		-0.019	77.1%	-0.252	0.190		-0.053
資格3:保育士	-0.326	0.366		-0.080	4.8%	-1.343	0.479	***	-0.397
資格6:調理師	-0.042	0.249		-0.009	6.1%	-0.513	0.295	*	0.141
資格10:ホームヘルパー	0.308	0.157	**	0.062	22.0%	0.707	0.229	***	0.130
子-3~5歳	-0.028	0.334		-0.006	17.7%	-0.885	0.598		-0.233
子-6~14歳	0.081	0.320		0.018	59.0%	-0.682	0.586		-0.141
子-15歳以上	0.185	0.361		0.038	18.3%	-0.591	0.622		-0.150
子供が重病・難病	0.107	0.283		0.022	4.7%	0.323	0.417		0.064
親との同居ダミー	0.381	0.170	**	0.075	22.6%				
親等の援助：世話的援助のみ	0.029	0.154		0.006	32.5%	-0.149	0.188		-0.034
経済的援助のみ	-0.092	0.199		-0.021	11.4%	-0.723	0.261	***	-0.194
世話的&経済的援助	-0.089	0.180		-0.020	28.8%	-0.351	0.248		-0.085
log (非勤労収入)	-0.076	0.036	**	-0.017	96.4万円 (実値)	-0.085	0.066		-0.019
生活保護受給(推測値)						-0.554	0.205		-0.140
定数項	2.544	0.735	***			3.182	1.047		
対数尤度	-320.4					-201.7			
N	815					502			

注：(1) JILPT2007 年データを用いた推計結果である。正社員就業希望の定義(1=「将来」正社員として働きたい、0=その他)は、他の2カ年調査と異なることに留意していただきたい。(2) 統計的に有意ではない資格ダミー(ほか10種類)および地域ダミーの係数推計値が省略されている。(3) 限界効果は、標本ごとに計算され、その平均トリートメント効果(Average treatment effect)が報告されている。(4) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

## 第 6 節 シングルマザーと有配偶女性との違い

では、シングルマザーと有配偶女性の間で、それぞれの理由仮説の成立程度に強弱はあるのだろうか。たとえば、学校教育年数が本人の正社員希望へ与える影響は、シングルマザーにより強く出ているといったことはあるのだろうか。この疑問に答えるべく、第 4-5-1 表で用いた主要な説明変数を用いて、母子世帯ダミーとの交差項を作り、それを説明変数に加えた推計を行った。これは、一種の「差分の差」(DID, Difference-in-Difference) 推計と解釈することができる<sup>10</sup>。

<sup>10</sup> JILPT2005 年と 2006 年調査におけるシングルマザーのサンプルサイズが小さいため、シングルマザーを対象

DID 推計の結果(第 4-6-1 表)、「末子の年齢」を除く主な説明変数の係数推計値について、シングルマザーと有配偶女性との間に有意な差は認められなかった。つまり、本人の学校教育年数、年齢、親との同居の有無、非勤労収入の多寡は、いずれのグループにおいても、正社員就業の希望確率にほぼ同じ程度の影響力を持っている。したがって、正社員を希望する者の割合について、シングルマザーの方が有配偶女性より高い理由は、主にこうした平均的な属性の違いにあると考えられる。とくに非勤労収入について、母子世帯は有配偶女性世帯の 1/7 から 1/5 程度に過ぎず、両者の間に大きな格差が存在している<sup>11</sup>。非勤労収入が非常に少ないことが、シングルマザーの正社員希望率を引き上げていると言えよう。

なお、キー変数のうち、唯一、シングルマザーと一般女性の中に説明力の差が存在しているのは「末子の年齢」である。その結果からは、シングルマザーは一般女性より正社員就業を強く希望しており、またそうした差異は、末子が 3 歳以上のグループの間でより強く表れていると推測できる。

第 4-6-1 表 シングルマザーと有配偶女性にとっての主な説明変数の効果の違い

説明変数の交差項		女性全体		有業者女性		子持ち女性			子持ち有業女性			
		係数	SE	係数	SE	係数	SE		係数	SE		
学校教育年数	×母子ダミー	-0.050	0.048	-0.036	0.045	-0.047	0.049		-0.016	0.047		
年齢	×母子ダミー	-0.010	0.012	-0.013	0.012	-0.019	0.012		-0.021	0.013		
末子-3~5歳	×母子ダミー	0.218	0.255	1.366	0.514	***	1.591	0.581	***	1.537	0.567	***
6~14歳	×母子ダミー	-0.127	0.151	1.157	0.516	**	1.304	0.629	**	1.330	0.587	**
15歳以上	×母子ダミー	(dropped)		1.305	0.562	**	1.560	0.704	**	1.593	0.654	**
親との同居ダミー	×母子ダミー	0.079	0.143	0.101	0.167		0.112	0.149		0.097	0.187	
保育所待機率	×母子ダミー	0.023	0.063	-0.109	0.075		0.037	0.065		-0.141	0.078	*
log(非勤労収入)	×母子ダミー	0.001	0.010	-0.003	0.008		0.002	0.012		0.001	0.011	
log(金融資産額)	×母子ダミー	0.053	0.045	0.005	0.064		0.024	0.049		-0.013	0.070	
log(負債額)	×母子ダミー	0.011	0.009	0.009	0.009		0.007	0.010		0.006	0.010	

注：(1)JILPT2005、2006 年データを用いた推計結果である。被説明変数、その他の説明変数および標本サイズは、それぞれ同第 4-5-1 表。(2)第 4-6-1 表は、前述の Logit モデルではなく、線形確率モデルを用いて推計している。Logit モデルの場合には、交差項の係数を線形モデルのように DID パラメーターとして直接、その符号や t 値の大きさから解釈することはできない (Liu ほか 2004)。そのため、Liu ほか (2004) に倣って、交差項の限界効果の解釈が容易な線形確率モデルを用いることにした。(3)\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

に限定した場合の推計結果を出すことができなかった。

<sup>11</sup> 平均教育年数や末子の平均年齢についても、二つのグループ間に若干の違いがみられるものの、非勤労収入ほど顕著ではない。



## 第7節 生活保護と正社員就業意欲

そのほか、生活保護の利用の有無も、シングルマザーの正社員希望率に一定の影響を与えている可能性はある。2008年度現在、母子世帯の13.3%が生活保護を受給しており、これは一般世帯（除く高齢者世帯と母子世帯）における受給率の約10倍にあたる<sup>12</sup>。こうした家庭の中には、正社員就業によって生活保護の受給がうち切られることを恐れて、正社員就業を希望しない母親がいるかもしれない。しかし残念ながら、本章で用いた三つのデータセットは全て、生活保護の受給有無について尋ねておらず、この生活保護による正社員希望の減退効果を直接に検証することは不可能である。

そこで、次善の策として、JILPT2007年調査から得られる収入等の情報に基づき、生活保護の受給の有無を推測し、その推測値を用いてシングルマザーの正社員就業希望を推計することにした（モデルは同第4-5-1表）。具体的には、親族と同居していない独立母子世帯のうち、以下の条件を満たす人々を生活保護受給者と推測する。(1)親族から経済的援助を受けていない、(2)死別母子世帯<sup>13</sup>ではない、(3)本人の稼働収入、児童扶養手当、養育費以外の不明収入を持っている、(4)その不明収入ならびに世帯の総所得は生活保護の生活扶助基準範囲内である。なお、生活扶助基準額は、制度にしたがって、母親の年齢、子供の年齢、子供数および級地別に算出を行った。その結果、独立母子世帯の11.7%が生活保護を受給していると推測される。これは、同時期の公的統計による母子世帯の生活保護受給率（13.0%）とかなり近い数値であると言えよう。

生活保護の受給有無（推測値）の影響を入れて再推計した結果、上記の生活保護を受給している母親は、非受給者より正社員希望の確率が14.0ポイント低くなっており、受給者と非受給者との差が1%水準で有意であることが分かった（第4-5-2表 caseB）。懸念された、生活保護による正社員就業意欲の減退効果が、シングルマザーの間で確認される結果となっている。

## 第8節 正社員就業の希望を果たすための条件とは

それでは、正社員就業の希望を果たすための条件とはどのようなものであろうか。第4-8-1表は、正社員就業の希望者のみを対象として、女性全体（CaseA）またはシングルマザー（CaseB）について、彼女らの正社員就業の確率を推計した結果である。つまり、5種類の就業状態（1=正社員、2=パート・アルバイト、3=契約・派遣社員等、4=自営業、5=無職）の中で、最も一般的な働き方である「パート・アルバイト」と比較して、対象者が正社員になる確率はどれだけ高いか（低いか）をみることである。

各選択肢が独立であるというIIA(Independence of irrelevant alternatives)仮説が満たされる

<sup>12</sup> データ出所：国立社会保障・人口問題研究所「生活保護に関する公的統計データ一覧」2010年9月

<sup>13</sup> 死別母子世帯は、遺族年金を受けている可能性は高い。遺族年金の具体額が分からないため、これらの死別母子世帯を分析対象外とした。なお、JILPT2007年調査の場合には、生活保護受給の有無について推測可能な標本のうち、5.5%が死別母子世帯である。

のであれば、正社員就業の確率を多項 Logit モデルで推計することが正当化される。そこで、この IIA 仮説の有効性を確かめるために、「4=自営業」、「5=無職」という 2つの選択肢を落としたモデルとすべての選択肢を含んだモデルを推計し、二つのモデルの係数推計値が統計的に異なるかどうかのハウスマン検定を行った結果、IIA 仮説の成立は否定できなかった<sup>14</sup>。したがって、ここでは多項 Logit モデルを用いることが妥当だと判断できる。

まず、女性全体についての結果 (CaseA) をみると、正社員就業の希望が実現するためには、学校教育年数がとくに重要であることがわかる。具体的には、学校教育年数が 1 年増えるごとに、正社員就業に就く確率が 2%ポイント高くなる。ただし、シングルマザーに限った推計結果 (CaseB) では、学校教育年数の影響はそれほど顕著ではない。

次に、母親の年齢が上がることに伴い、正社員就業の希望が叶えにくくなることがシングルマザーについて確認できた<sup>15</sup>。具体的には、母親の年齢が 1 歳上がるごとに、正社員になる確率が 0.7%ポイント低下する。

そして、末子の年齢が上がると、正社員就業の希望がかなえにくくなることがシングルマザーと有配偶女性の両方に確認されている。これは、子供の成長に伴い育児制約が緩和されるものの、母親が正社員の労働市場から離れたブランクの期間も同時に長くなったため、正社員希望をかなえるのは難しくなることを反映したものだと考えられる。

一方、いずれのケースにおいても、親との同居有無および保育所待機率が正社員就業の実現に有意な影響を与えていないことが分かった。この点については、複雑な因果関係が想像されるが、一つの可能性として、子育て制約をある程度クリアした人のみが正社員就業を希望しているということに理由があるものと思われる。

そのほか、シングルマザーについてみると (CaseB)、学校卒業後の初職が正社員だった者や、ある特定の専門資格を持つ者は、正社員就業の希望を実現しやすいことが分かった。具体的には、看護師、准看護師、調理師、介護福祉士、簿記といった専門資格の保有も正社員就業希望の実現に有効であることがわかる<sup>16</sup>。実際、筆者等が 2007 年に各地の母子世帯等就業・自立支援センターで行ったヒアリング調査(JILPT(2008))でも、看護師や准看護師、介護福祉士等の資格取得は、シングルマザーの間で人気が高く、正社員就業につながりやすいことを実感していた。資格の中には (例えば簿記資格) 実務経験を要するものもあり、経理部門での実務経験を持たない者は簿記資格を取得したとしても、なかなかスムーズに正社員就業に繋がらないことにも留意すべきである。

---

<sup>14</sup> 女性全体の標本を用いた IIA 仮説に対するハウスマンテストの結果は、 $\chi^2(25) = 10.04$  (P 値=0.9979) となっており、上記の IIA 仮説の成立は否定されなかった。

<sup>15</sup> 女性全体についてはむしろその逆の結果である。それは、シングルマザーは中途採用で正社員になることが多いのに対して、有配偶女性は新卒採用で正社員になることが多いことが原因だと考えられる。

<sup>16</sup> ただし、ホームヘルパー資格の保有は、母親の正社員就業希望を高めているものの、その希望の実現には逆の相関関係となっている。

第 4-8-1 表 正社員就業希望の実現要因（多項 Logit モデル）

	A) 2005・2006年調査(女性全体)						B) 2007年調査(母子世帯の母親)							
	正社員			契約・派遣社員等			正社員			契約・派遣社員等				
	係数	S.E	限界効果	係数	S.E		係数	S.E	限界効果	係数	S.E			
学校教育年数	0.189	0.072	***	0.020	0.245	0.101	**	0.046	0.062	0.000	0.144	0.070	**	
年齢	0.072	0.016	***	0.009	0.038	0.021	*	-0.046	0.017	***	-0.007	-0.021	0.019	
健康状態不良	-0.789	0.706		0.000	0.023	0.973		-0.237	0.194		-0.076	0.193	0.208	***
初職正社員								0.392	0.216	*	0.066	-0.008	0.236	
自己啓発ダミー	0.025	0.234		-0.006	0.113	0.334		-0.178	0.236		-0.056	-0.029	0.271	
資格1:看護師								1.218	0.692	*	0.187	0.075	0.966	
資格2:准看護師								1.555	0.641	**	0.419	-36.671	.	
資格6:調理師								0.807	0.387	**	0.118	-0.239	0.505	
資格9:介護福祉士								1.417	0.548	***	0.315	0.125	0.763	
資格10:ホームヘルパー								-0.405	0.209	**	-0.043	-0.515	0.238	**
資格12:簿記								0.456	0.203	**	0.086	0.292	0.224	
末子-3~5歳	-1.950	0.708	***	-0.719	15.890	2.191	***	-1.045	0.459	**	-0.108	-1.649	0.619	***
6~14歳	-0.963	0.717		-0.654	17.783	2.133	***	-1.376	0.362	***	-0.176	-0.885	0.392	**
15歳以上	-1.491	0.739	**	-0.606	16.605	2.214	***	-0.344	0.262		-0.031	-0.294	0.291	
子供無・年齢不詳	-0.054	0.647		-0.233	17.931	2.059	***							
子供が重病・持病								0.141	0.428		0.010	0.186	0.468	
親との同居ダミー	-0.141	0.269		-0.024	0.066	0.382		0.100	0.203		-0.001	0.082	0.227	
保育所待機率	0.046	0.209		0.026	-0.109	0.367								
母子世帯ダミー	-0.249	0.469		0.010	-0.403	0.771								
定数項	-3.085	1.461			-23.606	.		0.905	1.091			-0.811	1.207	
対数尤度	-668.2						-1186.1							
N	934						980							

注：(1)推計対象者は、現在正社員または正社員就業希望を持つ女性である。比較グループはパート・アルバイトである。(2) JILPT2007 調査における正社員就業希望の定義は、他の2カ年と異なることに留意されたい。(3) 自営業、無職グループの係数推計値および一部の変数（地域、人口規模、統計的有意ではない資格ダミー）の係数推計値が省略されている。(4)\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

## 第 9 節 結びにかえて—これから求められる就業支援

本章は、最新のアンケート調査を用いて、シングルマザーの正社員就業に関する諸問題を分析した。筆者がとくに着目したのは、半数以上のシングルマザーが、そもそも正社員就業を希望しないという事実である。シングルマザーが、少なくとも当面の間、正社員就業を諦めざるを得ない理由として、「資格・能力不足仮説」、「育児制約仮説」および「非勤労収入仮説」が提示された。実証分析の結果、それらの仮説のいずれも、一定程度の説明力を持つことが分かった。

具体的には、(1)学校教育年数の短い人、年齢の高い人、親と同居していない人、非勤労収入の高い人ほど、正社員就業を希望する確率が低いことや、(2)末子の年齢が15歳以上の人は正社員就業希望を持ちやすいものの、末子の年齢が6-14歳の方は、逆に正社員就業の希望を持ちにくいこと、(3)他の諸条件が同じ場合でも、シングルマザーは一般女性や有配偶女性よりも正社員就業を強く希望しており、またそうした差異は、末子が3歳以上のグループでより強くなっていること等が分かった。

また、正社員就業希望を持つ者だけを対象に、正社員になっている人となっていない人の違いも分析した。その結果は、学校教育年数の長い人、初職の正社員経験を持つ人等が正社員になりやすいというものである。また、看護師、准看護師、調理師、介護福祉士、簿記といった専門資格の保有も、正社員就業の確率を高めていることがわかった。

したがって、これから期待されるシングルマザーへの就業支援は、おおむね以下の三つが考えられる。

第一に、シングルマザーにおける「育児による制約」を緩和するための支援策が必要である。たとえば、親ともっと同居しやすいような仕組みづくり<sup>17</sup>、ファミリーフレンドリーな企業に対する支援策の充実、家事・育児支援の拡大などが考えられる。

第二に、本章の分析から、学校教育年数が、女性の正社員就業希望に影響するだけではなく、その希望が実際の就職に結びつくかどうかにも影響する重要な要因であることが分かった。中学校卒や高卒など低位学歴の多いシングルマザーの稼働能力を上げるためには、専門学校や大学等での再教育を支援することが有効な手段となるかもしれない。

第三に、(准)看護師や介護福祉士等の正社員就業に有利に働く専門資格に絞って、その取得を奨励・支援すべきといえる。2003年度に創設されたシングルマザー向けの「自立支援教育訓練給付金」と「高等技能訓練促進費」制度は、こうしたニーズに応えようとしたものである。特に、後者の「高等技能訓練促進費」制度を利用した専門資格の取得サポート事業は、利用者の正社員就業率が8割を超えるなど、実績を上げている。ただ、こうした制度の認知度はまだまだ低く、利用者も少ないことから、今後はこれらの制度利用を促進するために、広報・普及活動を行うべきと考えられる。

なお、シングルマザーにおける職業能力開発は、「働きながら」、そして「子育てしながら」行えるように制度設計する必要がある。つまり、シングルマザーには、訓練費用だけではなく、訓練を受けている期間の生活費や子供の保育問題もセットで解決するような政策を計画すべきである。

もっとも、母子世帯にとって、直ちに「正社員就業実現＝脱貧困」という構図にはなっていないことにも注意が必要である。仮に世帯年収300万円を脱貧困の一つの指標とすれば、

---

<sup>17</sup> 現行制度の下では、児童扶養手当等母子世帯への支援制度に、世帯ベースでの所得制限があるため、同居によってこれらの支援が減額、またはゼロとなることが多い。親との同居を促進するためには、世帯分離制度の活用が考えられる。

正社員の母子世帯ですら約半数は、その条件を満たしていない。「正社員就業」は、母子世帯にとって脱貧困に向けての良いスタート条件となろうが、それだけでは十分ではなく、専門職に就くことや、キャリアを中断させないためのサポートも必要不可欠であると考えられる。

また、推測値に基づく分析結果ではあるが、生活保護の受給が母親の正社員意欲を抑制しているという点も注目に値するポイントの一つである。今後母親の正社員意欲を損なわないような制度設計を新たに考える必要性があろうかと思う。具体策として、正社員就業の奨励金を設けることや、正社員就業後も仕事が安定するまでの一定期間の生活保護継続受給を認めること等が考えられる。

## 参考文献

阿部彩(2008)『子どもの貧困』岩波新書

下夷美幸(2008)『養育費制度にみる国家と家族』勁草書房

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

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

永瀬伸子(2003)「シングルマザーのキャリア形成、その可能性」日本労働研究機構調査研究  
報告書 No.156『シングルマザーへの就業支援に関する研究』第3部第3章

藤原千沙(2003)「児童扶養手当の改革と就業支援策の課題」『女性労働研究』No.44

道中隆(2009)『生活保護と日本型ワーキングプア』ミネルヴァ書房

八代尚宏(2009)『労働市場改革の経済学』東洋経済新報社

JILPT (2008)「母子家庭の母への就業支援に関する研究」JILPT 労働政策研究報告書 No.101

Liu, Z. , Dow, W.H. and E. C. Norton (2004) “Effect of Drive-through Delivery Laws on Postpartum Length of Stay and Hospital Charges”, *Journal of Health Economics* 23(1), 129-155

## 付1 仮説の検証方法

仮説が成立するかどうかは、それぞれの仮説を代理する属性を変数とし、属性が異なる個人において、正社員就業希望確率が有意に異なるかどうかを検証して判断する。たとえば、資格・能力の代理変数である母親の学歴が低いほど、正社員就業を希望する確率が低くなれば、「能力不足仮説」が支持されると判断する。具体的には、正社員就業の希望する確率を推計するにあたって、以下の Logit モデルを用いることとする。

$$\Pr(Kibo = 1 | X) = \frac{1}{1 + e^{-X\beta}} \quad (1)$$

$$\text{With } X\beta = \beta_0 + \beta_1 \text{Age} + \beta_2 \text{EDU} + \beta_3 H + \beta_4 \text{Age}^k + \beta_5 H^k + \beta_6 D + \beta_7 T + \beta_8 \text{OI}$$

正社員就業の希望有無 (*Kibo*) に影響する一連の説明要因 (*X*) は、「母親の資格・能力」を反映する母親の年齢 (*Age*)、学歴 (*EDU*)、健康状態 (*H*)、「子育て制約の大きさ」を表す末子の年齢 (*Age<sup>k</sup>*)、難病・重病の子どもの有無 (*H<sup>k</sup>*)、親との同居の有無 (*D*)、居住地域の保育所待機率 (*T*)<sup>18</sup>、および「非勤労所得」の多寡を表す変数 (*OI*) が含まれている。

---

<sup>18</sup> ここでは居住地域が、行政ブロック（東北、関東、北陸、東山、東海、近畿、中国、四国、北九州、南九州）および都市規模（指定都市、中核市、一般）により 30 の地区に分けられ、それぞれの地区における調査年の保育所待機率の平均値（保育所待機児童数/保育所入所児童数）を説明変数としている。なお、保育所待機率は、厚生労働省「保育所の状況」（各年）の中の都道府県・指定都市・中核市別の待機・入所児童数に基づき、筆者が集計したものである。

### Q&A③—諸外国に比べ、日本の母子世帯は多い方なの？

日本では近年母子世帯の割合は上昇しているものの、未婚や非婚による出産がまだまだ少ないことから、母子世帯の比率は諸外国に比べるとやや低めである。欧米の多くの国々（米国、英国、カナダ、アイルランド、ドイツなど）では、子供のいる世帯に占めるひとり親世帯の割合はすでに20%を超えている中、日本のひとり親世帯の割合は未だ10%前後で、先進国の中では最も低い水準にあることは確かである。

ただし、欧米諸国では母子世帯の増加ベースが鈍化している国（米国、ドイツ等）もある中で、日本の母子世帯の割合は引き続き増加傾向にある。今後日本の母子世帯の割合も欧米並みの2割台に上昇する可能性は十分にある。

第4-Q&A③-1表 ひとり親世帯の数と割合の国際比較(1980-2009年)

国	年	ひとり親世帯数 (単位：千)	子どものいる世帯 に占める比率(%)	国	年	ひとり親世帯数 (単位：千)	子どものいる世帯 に占める比率(%)
米国	1980	6,061	19.5	デンマーク	1980	99	13.4
	1990	7,752	24.0		1990	117	17.8
	2000	9,357	27.0		2001	120	18.4
	2008	10,536	29.5		2009	165	21.7
英国	1981	1010	13.9	フランス	1982	887	10.2
	1991	1344	19.4		1990	1175	13.2
	2000	1434	20.7		1999	1494	17.4
	2008	1750	25.0		2005	1725	19.8
カナダ	1981	437	12.7	スウェーデン	1985	117	11.2
	1991	572	16.2		1990	151.1	14.8
	1996	690	18.7		2000	233	21.4
	2006	1276	24.6		2008	200.4	18.7
アイルランド	1981	30	7.2	オランダ	1988	179	9.6
	1991	44	10.7		2000	240	13.0
	2002	50.3	17.4		2005	290	14.9
	2006	78.2	22.6		2009	310.4	16.0
ドイツ	1991	1,429	15.2	日本	1980	796	4.9
	2001	2,318	18.1		1990	934	6.5
	2005	2,525	20.1		2000	996	8.3
	2008	2,616	21.7		2005	1163	10.2

資料出所：米国商務省、Statistical Abstract of the United States2011（第1336表）

注(1)児童の定義は、国によって異なる。アイルランドは、15歳以下の子供を「児童」としている。イギリスは、1981年までは15歳以下の全ての子供および15-17歳で学校にいる子供を「児童」としていたが、1982年以降は、16歳以下の全ての子供および16-17歳で学校にいる子供を「児童」としている。それ以外の国では、18歳以下の全ての子供を「児童」としている。(2)フランスおよび2008年以降のデンマークのデータは、25歳以下の子供を養育している全てのひとり親世帯に関するもので、2001年以降のカナダと1995年以降のドイツのデータは、全ての年齢層の子供を養育しているひとり親世帯に関するものである。(3)日本に関する数字は、どこからの引用かについて明記されていない。ひとり親世帯の割合は、国民生活基礎調査の試算値より4ポイント程度高くなっているため、同居ひとり親世帯を含む数値だと思われる。

## 第5章 非正規就業が母子世帯の貧困と セーフティー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 —

### 第1節 はじめに

国際的にみた場合の日本の母子世帯の特徴として、就労率が高いにもかかわらず所得が低く、貧困率が高いことが指摘できる。OECD(2008)によると、日本において子どものいるひとり親世帯の貧困率は、親が就労している場合でも 58%（不就労の場合は 60%）に達し、OECD 諸国中で最も高い。

母子世帯が低所得や貧困に陥る背景には、以下のような日本の労働市場に特有の事情がある。第1に、シングルマザーの多くが非正規就業についているが、正規・非正規労働者の間には大幅な収入格差と社会保険のカバレッジの差、すなわちセーフティーネットの格差が存在する。第2に、正規就業機会が学卒直後に集中し、いったん退職したり非正規就業に就いたりした者は、正規労働者に戻ることに難しい。たとえば酒井・樋口（2005）は、学卒後にフリーターとなった者は、その状態から脱することが難しく、正規就業に就いた者と比較して低所得の状態が継続することを明らかにしている。第3に、仕事と家庭の両立が困難であるために結婚・出産を契機に退職する女性が多い。厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」によると、第1子出産前に仕事を持っていた女性の7割が仕事を辞めている。いったん退職した女性が再度、労働市場に入る場合、多くは前述した理由から非正規就業に就くことになる。

そこで本章では、ライフコースの各局面や現在の正規・非正規就業状態が、現時点での母子世帯の貧困と社会保険からの脱落にどのような影響を及ぼしているかを分析し、母子世帯への就業支援策のポイントをどこに置くべきかを検討する。具体的には、労働政策研究・研修機構（および旧・日本労働研究機構）が2001年と2007年に実施したシングルマザーを対象とする調査の個票から就業履歴を復元し、ライフコースの各局面における正規・非正規就業が現在の貧困や公的年金未加入に及ぼす影響を逐次的な *multivariate probit model* で推計する。

本章の特徴は、母子世帯となる前の段階、あるいは学卒後の初職の段階に立ち戻り、過去の就業履歴や社会経済的属性が現在の貧困やセーフティーネットからの脱落に及ぼす影響を把握していることである。現在の就労支援策は、当然のことではあるが母子世帯になった後の母親を対象に講じられている。しかしながら、ひとりひとりの母親は、母子世帯になる前からそれぞれ異なる就業経験や社会経済的属性を持っているのであるから、それらの要因を考慮しない場合、就労支援策の効果を過大にあるいは過小に評価することになるかもしれない。本章のもうひとつの特徴は、年齢ではなく世代に着目した分析をしていることである。近年の研究では、世代によって社会に出た時期に直面する労働市場の状況が異なり、その影響が長期間持続することが指摘されている（Kondo 2007）。このような「労働市場の世代効



果」に加えて、育児・介護休業法など女性の就労促進を図る制度の整備度合も社会に出る時期によって異なる。そこで、本章では世代を明示的に取り込んだ分析を行っている。さらに本章では、児童扶養手当のタイム・リミット（5年）に関する示唆を得るために、母子世帯になってからの経過年数が現在の就労状態や貧困、セーフティーネットに及ぼす影響も検討している。

分析から得られた主な発見は5つある。第1に、初職が正規雇用であることは、貧困リスクを軽減する効果をもつ。第2に、2007年調査に基づく分析では、母子世帯になってからの経過年数が増加すると、正規就業に就く確率は上昇するものの、そうした就業状態をコントロールした上では、経過年数が貧困リスクを軽減する効果は観察されない。第3に、就労支援策を利用することや資格を保有していることは正規就業確率を引き上げる効果を持つ。第4に、養育費の受け取りは貧困リスクを有意に引き下げている。第5に、母子世帯となった当時の労働市場の状況（失業率）は就業状態に有意な影響は及ぼしていない。

本章の構成は以下の通りである。第2節では分析に用いるモデルの構成とデータについて説明する。第3節では、使用データに基づき、シングルマザーの就業移動の実情を観察する。第4節では、推定結果を報告し、インプリケーションを議論する。第5節はまとめと考察である。

## 第2節 分析モデル

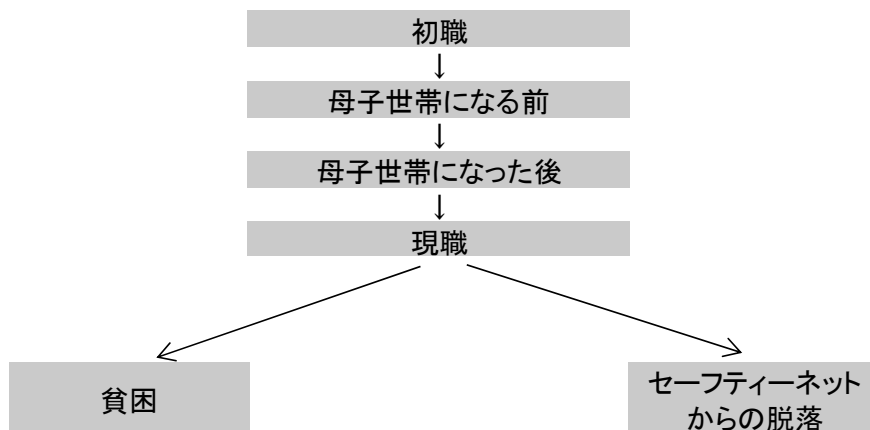
正規・非正規就業が母子世帯の貧困やセーフティーネットへの脱落に及ぼす影響を分析するために、本章では第5-2-1図に示す考えのもとに分析モデルを構築する。

このモデルでは、ライフコースの各局面において、女性は所得制約・時間制約のもと効用最大化を図るように労働供給量を決定している。ある局面での正規就業は、人的資本の蓄積を通じて本人の賃金と留保賃金の両方に影響を与え、次の局面での就業形態や労働供給量に影響を与える。現時点で正規就業についているか否かは、稼働収入の多寡を通じて現時点での貧困状態に影響するとともに、被用者保険の適用対象になるかどうかを通じて公的年金の加入状況にも影響を与える。<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> このようにライフコースにおける逐次的（recursive）な構造を想定した分析として、「ライフコース疫学」を提唱した Kuh et. al (2003)、子ども期の貧困が学歴達成や健康、幸福感に及ぼす影響を分析した Oshio, Sano and Kobayashi(2010)、同じく子ども期の貧困が成人後の生活困難に与える影響を分析した阿部(2011)がある。

第 5-2-1 図 ライフコースの各局面における正規・非正規就業が貧困とセーフティーネットからの脱落に及ぼす影響の概念図



こうしたメカニズムを念頭に、具体的には、以下の 5 本の式からなる構造を考える。

- 【母子世帯になる前の就業状態】  $y_1^* = \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_1 + u_1,$
- 【母子世帯になった後の就業状態】  $y_2^* = \alpha_{21} y_1 + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_2 + u_2,$
- 【現在の就業状態】  $y_3^* = \alpha_{31} y_1 + \alpha_{32} y_2 + \mathbf{X}_3 \boldsymbol{\beta}_3 + u_3,$
- 【現在の貧困状態】  $y_4^* = \alpha_{41} y_1 + \alpha_{42} y_2 + \alpha_{43} y_3 + \mathbf{X}_4 \boldsymbol{\beta}_4 + u_4,$
- 【現在の公的年金加入状況】  $y_5^* = \alpha_{51} y_1 + \alpha_{52} y_2 + \alpha_{53} y_3 + \mathbf{X}_5 \boldsymbol{\beta}_5 + u_5$

ここで  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, 5$ ) は質的変数である  $y_i^*$  が  $y_i^* > 0$  の場合に 1 をとり、それ以外の場合には 0 をとる二値変数である。 $\mathbf{X}_i$  は外生変数からなるベクトル、 $u_i$  は誤差項であるが、各式の誤差項同士の相関を考慮した推定を行う。すなわち、就業状態や貧困状態、公的年金加入状況など 2 つ以上のアウトカムに共通して影響を与えるような、観察されない要因が存在すると仮定している。本章で使用するような個人を対象とする調査データでは把握しきれない個人間の異質性が、それぞれのアウトカムに影響を与えている可能性は十分に考えられるが、誤差項同士の相関を考慮した multivariate probit 推定を行うことにより、一致性のある推定が可能となる (Cappellani and Jenkins 2003)。

なお、このような同時推定モデルでは各係数の識別が問題となる (Maddala 1983)。本章のモデルでは、次のレベルの推計式の説明変数には含まれない変数を少なくとも 1 つは用いることでこの問題に対処している。ただし、Wilde(2000)によれば誤差項について多変量正規分布の仮定を置けば関数形からモデルの識別は可能となるので exclusion restrictions が必須ということではない。

使用するデータは、日本労働研究機構（現・労働政策研究・研修機構）が 2001 年に実施した「母子世帯の母への就業支援に関する調査」（以下、JIL2001）および労働政策研究・研修機構が 2007 年に実施した「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（以下、JILPT2007）の個票データである。調査の概要は第 5-2-2 表に示してある。

第 5-2-2 表 調査概要

	JIL2001	JILPT2007
調査対象	母親と20歳未満の子どものみからなる世帯(独立母子世帯のみ)	「死別、離別、未婚などにより現に配偶者のいない女性が20歳未満の子どもを育てている世帯」
標本抽出方法	平成7年国勢調査の調査区をもとに調査地域を抽出し、当該地域の住民基本台帳から「60歳未満の母親と20歳未満の子どものみからなる世帯」5000世帯を抽出	全国20の自治体の母子家庭等就業・自立支援センター等が保有する名簿登録者。6,226世帯。
調査方法	郵送による配布・回収	郵送による配布・回収
調査時期	2001年1～2月	2007年12月～2008年1月
推定有効回収率	50.80%	21.10%
有効集計対象数	1,721	1,311

JIL2001 が全国を対象とする調査で、住民基本台帳からの抽出を行っているのに対し、JILPT2007 は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）および母子家庭自立支援給付金制度の利用者（釧路市）、児童扶養手当の受給資格者（貝塚市）、自立支援プログラム策定事業対象者（仙台市）で構成されている。また、調査対象者も両者で異なる。JIL2001 は、60 歳未満の母親と 20 歳未満の子どものみからなる母子世帯（いわゆる独立母子世帯）を対象としているのに対し、JILPT2007 は死別、離別、未婚などにより現に配偶者がいない女性が 20 歳未満の子どもを育てている世帯を対象としているため、女性の親と同居しているような、いわゆる同居母子世帯も含んでいる。JILPT2007 の調査対象は、母子世帯に関する先行研究である阿部・大石(2005)における母子世帯の定義と同一であり、また、「全国母子世帯等調査」（厚生労働省）を踏襲している。阿部・大石（2005）の分析では同居母子世帯のほうが独立母子世帯よりも持ち家率、等価世帯所得、貯蓄のいずれについても高い傾向があると指摘している。なお、両調査の詳細な比較は JILPT(2007)を参照されたい。

本章では、有効回答票の中から、就業履歴と分析に必要な変数に欠落のないものを用いることとした。使用する標本数は、JIL2001 が 936 票、JILPT2007 が 854 票である。要約統計は第 5-2-3 表に示す通りである。

第 5-2-3 表 使用変数の要約統計

変数名	2001年(N=936)			2007年(N=854)		
	平均値	最小値	最大値	平均値	最小値	最大値
就業している	0.916	0	1	0.897	0	1
母子世帯になる前: 正規雇用	0.221	0	1	0.104	0	1
母子世帯になった後: 正規雇用	0.355	0	1	0.190	0	1
現在: 正規雇用	0.421	0	1	0.309	0	1
現在: 貧困	0.598	0	1	0.680	0	1
雇用保険加入	0.620	0	1	0.706	0	1
医療保険加入	0.985	0	1	0.966	0	1
公的年金加入	0.928	0	1	0.878	0	1
現在: 年齢	39.987 (7.0)	20	55	39.187 (6.3)	20	57
世帯所得(万円)	287.907 (250.2)	0	2760	204.013 (131.5)	4	1048
等価世帯所得(万円)	169.126 (158.6)	0	1951.6	117.999 (70.0)	1.8	524.0
学歴: 中高卒	0.612	0	1	0.546	0	1
学歴: 専門学校/短大・高専	0.310	0	1	0.385	0	1
学歴: 大卒以上	0.078	0	1	0.069	0	1
1960年以前生まれ	0.444	0	1	0.073	0	1
1960年代生まれ	0.411	0	1	0.467	0	1
1970~80年代生まれ	0.144	0	1			
1970年代生まれ				0.410	0	1
1980年代生まれ				0.046	0	1
母子世帯になったときの年齢	33.556 (6.6)	18	54	33.656 (6.3)	16	54
死別	0.159	0	1	0.041	0	1
離別	0.748	0	1	0.909	0	1
別居	0.048	0	1	0.012	0	1
未婚・非婚	0.045	0	1	0.039	0	1
母子世帯になる前: 就業準備をした	0.181	0	1	0.392	0	1
母子世帯になる前: 就業準備不要	0.394	0	1	0.155	0	1
母子世帯になる前: 就業準備の余裕なかった	0.402	0	1	0.433	0	1
母子世帯になる前に取得した資格数	0.424 (0.6)	0	3			
保有資格数	0.564 (0.7)	0	3			
自立支援教育訓練給付金事業利用				0.115	0	1
高等技能訓練促進費事業利用				0.019	0	1
母子世帯になる前: 貯蓄あり	0.442	0	1			
母子世帯になった直後: 財産・生命保険金あり	0.149	0	1			
母子世帯になった直後: 生活保護	0.032	0	1			
母子世帯になる前年の失業率	3.779 (1.5)	1.5	7.9	5.152 (1.4)	1.9	10.5
末子就学前	0.235	0	1	0.287	0	1
子ども数	1.599 (0.7)	1	5	1.719 (0.7)	1	5
子ども2人	0.403	0	1	0.420	0	1
子ども3人以上	0.091	0	1	0.141	0	1
母子世帯になってからの年数	7.432 (4.8)	1	22	6.532 (4.0)	1	31
健康状態が悪い	0.040	0	1	0.047	0	1
同居者あり	0.342	0	1	0.237	0	1
親・親族からの援助経験なし	0.359	0	1	0.269	0	1
大都市	0.206	0	1			
郡部	0.203	0	1			
養育費あり	0.190	0	1	0.240	0	1
持家	0.237	0	1	0.121	0	1
親の持家	0.223	0	1	0.283	0	1

( )内は標準偏差

本章では、各局面での就業状態に着目した分析を行うが、それぞれの時点での就業状態は以下のようにして把握している。

まず、両調査では、母子世帯になる前後の就業状態を尋ねている。具体的には、母子世帯になる前（別居した場合を含む）にどのような働き方をしていたかを尋ねる設問があり、働いていた場合には就業形態も尋ねている。そこで、【母子世帯になる前の就業状態】については、「正社員・正規職員」として働いていた場合に 1、それ以外の場合に 0 となる変数を作成し、被説明変数とする。

次に、両調査では母子世帯になる前後で仕事上の変化があったかどうかを尋ねており、「そのままその仕事を続けた」「転職した」「新規に仕事についた」「仕事を追加した」「仕事をやめ、無職になった」「そのまま無職を続けた」の中から 1 つを選んで回答するようになっている。また、「転職した」「新規に仕事についた」「仕事を追加した」場合には新しくついた仕事の就業形態を尋ねているので、【母子世帯になった後の就業状態】については、①【母子世帯になる前の就業状態】が 1（正規就業）でかつ「そのままその仕事を続けた」場合、および、②新しく仕事についた場合にその仕事が正規就業である場合、のいずれかのときに 1 をとり、それ以外の場合は 0 となる変数を作成して被説明変数としている。

【現在の就業状態】は調査時点の就業状態に関する質問から、正規就業の場合に 1、それ以外の場合に 0 となる変数を作成して被説明変数としている。

【現在の貧困状態】に関しては、それぞれの年の等価世帯所得が貧困線以下の場合に 1、それ以外の場合に 0 となる変数を作成している。世帯所得に関しては、JIL2001 では「あなたの世帯の月平均収入（税込、賞与を除く）はいくらくらいですか」という質問があるので、これへの回答を単純に 12 倍して世帯所得としている。この方法では賞与を考慮していないため、年収の過小評価をつうじて、分析対象とする母子世帯の貧困率を高め評価する恐れがある。<sup>2</sup>ただし、2001 年時点で分析対象とした母親の約半数が非正規就業についており、パートやアルバイトなど非正規就業者の賞与額は極端に低いことや、ここでの月平均収入には月単位でしか支給されない児童扶養手当など稼働所得以外の所得も含まれていることから、賞与分の調整は行わないほうが適切であると判断した。一方、JILPT2007 については「平成 18 年度におけるあなたの世帯全体の収入総額（税込、賞与含む）はいくらくらいですか」という質問への回答を利用している。つまり、JILPT2007 は賞与込みの年収が把握できている。

こうして得られる年間所得を世帯人員数の平方根で除して、等価世帯所得とした。

貧困線の設定は以下の手順で行った。はじめに、厚生労働省「国民生活基礎調査」の平成 13 年調査と平成 19 年調査から、全世界帯の所得金額の中央値（2000 年：500 万円、2006 年：451 万円）と調査前年の平均世帯人員数（2000 年：2.76 人、2006 年：2.65 人）を得る。「国

---

<sup>2</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」平成 12 年によると、女性労働者（産業計・学歴計・企業規模計）の「年間賞与その他特別給与額」は所定内給与の 3.07 カ月分に相当する。一方で同年の女性パートタイム労働者の年間賞与その他特別給与額は 5.93 万円に過ぎない。

民生活基礎調査」では調査前年の所得を調査しているため、中央値はそれぞれ平成 12 (2000) 年と平成 18 (2006) 年の値に該当する。JIL2001 は 2001 年 1 月に実施されているため、調査から得られる月平均収入は、2000 年のものと判断できる。つぎに、それぞれの年の「国民生活基礎調査」における世帯所得の中央値を平均世帯人員数の平方根で除し、これを等価世帯所得の中央値とし、その 50% (2000 年 : 150.5 万円、2006 年 : 138.5 万円) 未満を「貧困」とする。

本章で設定している貧困線は厳密なものではないが、これに基づくと分析対象サンプルの貧困率は JIL2001 で 59.8%、JILPT2007 で 68% となり、OECD (2008) と比較しても異常な数値とはなっていない。なお、2011 年 7 月に発表された厚生労働省「平成 22 年 国民生活基礎調査の概況」によると、2000 年の貧困線は 137 万円、2006 年の貧困線は 127 万円である。これらの数値は、本章が設定した貧困線より低い、その主な理由は同年の「国民生活基礎調査」が等価可処分所得に基づいて貧困線を計算しているためと考えられる。

【現在の公的年金加入状況】は、被用者年金あるいは国民年金に加入している場合に 1、それ以外の場合に 0 となる二値変数を被説明変数にしている。JIL2001 と JILPT2007 では、雇用保険、医療保険、公的年金の加入状況を尋ねている。しかしながら、雇用保険は就業状態と同時決定になるので推定モデルに含めることができない。また、医療保険は非加入者が非常に少数であるため、推定が困難である。そこで本章では母子世帯のセーフティネットからの脱落に関して、公的年金の加入状況のみを分析で取り上げることとした。

各式の説明変数の内容は以下の通りである。

【母子世帯になる前の就業状態】については、学歴、出生コーホート、母子世帯になったときの年齢、母子世帯になった理由 (基準は死別)、母子世帯になる前に資格や技能の習得など仕事に向けての準備の状況、そして取り崩せるだけの貯蓄をもっていたかどうかを説明変数に用いている。母子世帯になった理由が離別や未婚・非婚である場合は、死別の場合と比較して、母子世帯となる未来が予想可能であるため、事前に労働供給や就業状態を調整する余裕があると考えられる。就業準備状況も同様である。貯蓄がある場合には、所得効果から就業に対して負の影響が生じると予想される。

【母子世帯になった後の就業状態】では、母子世帯となる前年の失業率を説明変数に含めている。労働市場の世代効果を指摘する太田・玄田・近藤 (2007)、Kondo (2007) では、学卒時の雇用情勢がその後の就業状態や年収に及ぼす影響を分析する上で、同時決定バイアスを避けるために卒業前年の失業率を用いている。本章もこれに倣い、雇用情勢の指標として母子世帯になる前年の失業率を用いている。また、留保賃金に影響を与える資産の保有状況の指標として、母子世帯になった直後の生活保護の有無と財産分与・相続・生命保険金の有無を表すダミー変数を用いている。

【現在の就業状態】については、留保賃金に影響する個人属性・世帯属性として、末子が

就学前かどうか、同居者（親族含む）がいるかどうか、親・親族からの援助状況（援助経験なし=1）、健康状態を説明変数に含めている。保有資格数、大都市・郡部の別は市場賃金に影響する要因として説明変数に用いている。なお、JILPT2007を用いた推定では、自立支援教育訓練給付金事業の利用と高度技能訓練促進費事業の利用の有無も説明変数に含めてこれらの事業が正規就業に及ぼす効果を計測している。母子世帯になってからの年数は、大半のシングルマザーが就労していることを考慮すると、ミンサー型賃金関数における「経験年数」に相当すると考えられる。<sup>3</sup>しかしこの変数は、政策的な観点からも注目すべきであろう。児童扶養手当を受給して5年を超える世帯については、手当額を半額まで減額することを可能とする改正が2002年に行われ、2008年からの実施が予定されていた。この措置は現在凍結されているが、政策担当者の観点では、児童扶養手当は母子世帯になった直後の家計急変期に対応するものであり、母子世帯としての年数が経つにつれて経済的な自立が可能となると見込まれている。そうした傾向が実際にあるのであれば、経過年数が長い母子世帯ほど正規就業についている確率が高いはずである。

同様の関心から、【現在の貧困状況】においても母子世帯になってからの年数とその2乗項を説明変数に含めている。政策的な観点からはもうひとつ、養育費受給の有無を示す変数を説明変数に含めている。政府は母子世帯の貧困対策の一環として、別れた父親からの養育費徴収を強化する方向にある。養育費を受給している世帯であっても、金額や送金の頻度はまちまちであるため、本章では養育費の金額に関する情報はあえて用いず、養育費受給の有無が貧困に及ぼす影響に着目することとした。また、子ども数も被説明変数に含めている。前述したように、本章で貧困かどうかを決定する際には世帯規模を調整した等価世帯所得を用いているが、世帯規模による生計費の違いだけではとらえられない影響を子ども数を説明変数に用いることでとらえようとしている。

【現在の公的年金加入状況】の説明変数は、公的年金未加入に関するこれまでの多くの先行研究を参考にしている（包括的なサーベイとして酒井(2009)がある）。ここでは流動性制約の指標として等価世帯所得、持家、親の持家を説明変数に含めている。また、親・親族など同居者がいる場合、それらの者が公的年金に加入していたり年金を受給していたりする可能性が高く、独立母子世帯と比較すれば未加入になりにくい状況にあると考えられる。未婚女性を対象に就業移動が公的年金未加入に及ぼす影響を分析した酒井(2009)は、正規雇用から非正規雇用や無職に移動する場合は国民年金の非加入率は低くなるのに対し、無職状態が長く続く場合には非加入率が上昇すると指摘している。ここから酒井(2009)は、就業移動に伴う「手続き忘れ」よりも流動性制約が非加入の要因として重要であると述べているが、本章の分析対象とするシングルマザーの場合、就業移動に加えて婚姻状態の移動もあり、複雑な移動が非加入の要因となっている可能性も無視できない。そこで母子世帯となった理由に加

---

<sup>3</sup> 経験年数は市場賃金に非線形の影響を与えることが多いので、ここでも年数の2乗項を含めている。

え、母子世帯となつてからの年数と 2 乗項を説明変数に含めることとする。

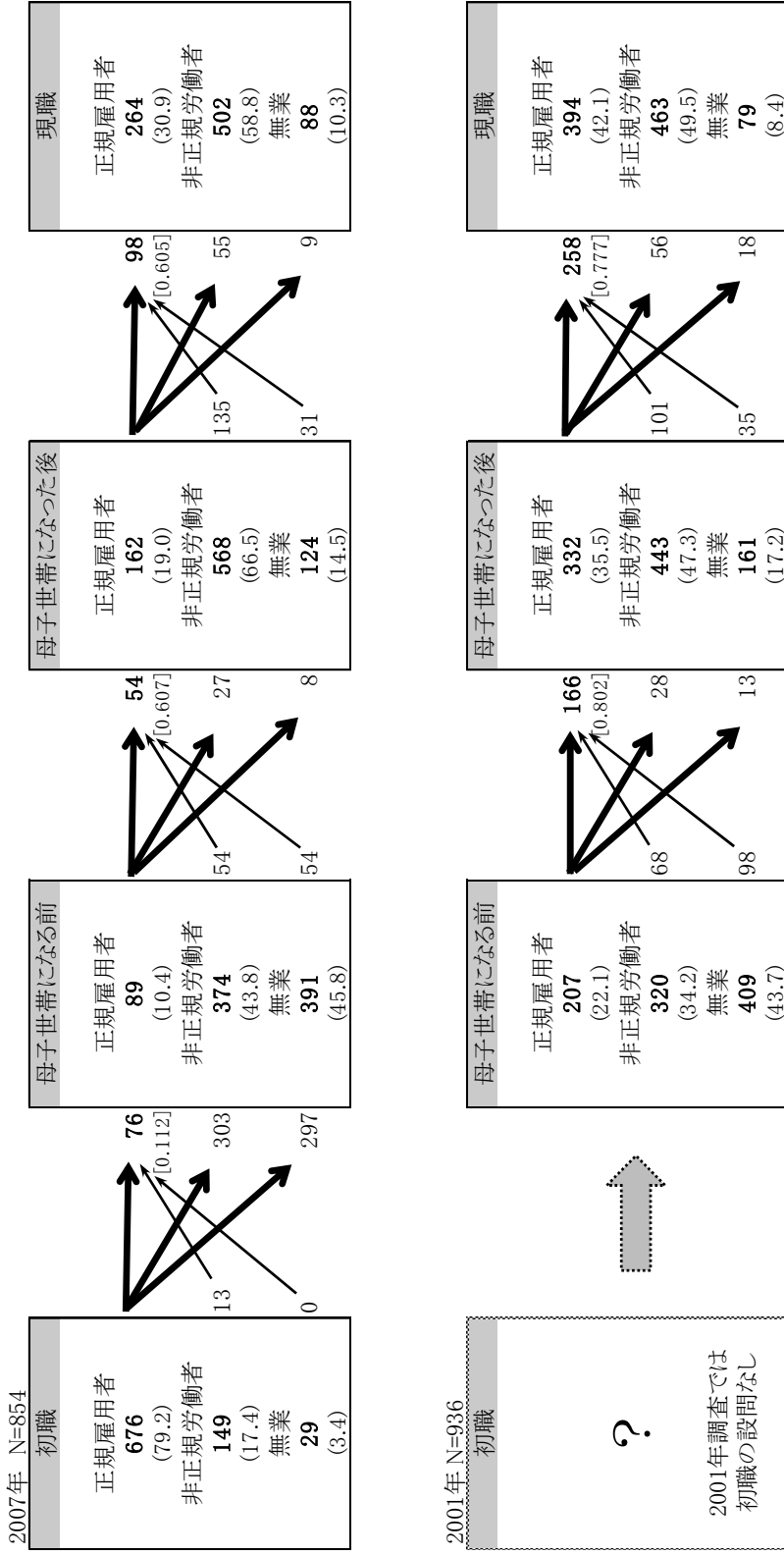
以上に加えて、JILPT2007 を用いた推定では、学卒後の初職が正規就業であったか否かを示すダミー変数を説明変数に含めている。多くの先行研究において、初職がその後の就業形態や賃金に持続的な影響を与えることが明らかにされている (Genda and Kurosawa 2001; Kondo 2007; 太田・玄田・近藤 2007 など)。とくに日本では、就職氷河期といわれるような不況期に社会に出た世代は、ジョブ・マッチングが上手くいかないために非正規雇用などの就業形態に不本意につく傾向にあり、そのことが後の就業形態や賃金にもたらすマイナス効果がアメリカと比較して長期間継続すると指摘されている。これらの研究を踏まえて、初職がライフコースの中でどのような影響を及ぼすかも検討することとする。

### 第 3 節 シングルマザーの就業移動の実情

推定に入る前に、使用するデータからシングルマザーの就業移動の実情を把握しておこう (第 5-3-1 図)。ここでは、JIL2001 については母子世帯になる前の段階、また、JILPT2007 については初職の段階で正規雇用者であった者が、その後どのような就業移動をとったかを示している。



第 5-3-1 図 シングルマザーの就業履歴



(注) ( )内は構成比。[ ]内は正規雇用者であった者の残存率。

観察される傾向として、第 1 に、JILPT2007 にみられるように、初職の段階では 79.2% の女性が正規雇用についている。それにもかかわらず、母子世帯になる前の段階では正規雇用者の割合は、2007 年で 10.4%、2001 年では 22.1% というように大幅に低くなっている。一方、非正規労働者の割合は 2007 年で 43.8%、2001 年では 34.2% というように高く、また、無業者の割合も 45.8% (2007 年)、43.7% (2001 年) というように高い。つまり、日本の女性に特有の、結婚・出産期に退職して非正規労働者として再就職するという就労パターンが見られる。母子世帯の貧困を減らすうえで、母親が正規雇用につくことができるかどうかは重要な問題であるが、そもそも母子世帯になる前の段階で多くの女性が正規雇用のプールから脱落しているという事実がある。

第 2 に、2001 年と 2007 年を比較すると、どの段階でも無業者の割合は大きくは異ならない半面、非正規労働者の割合が大幅に上昇している。労働の非正規化が全体的に進行している様子がうかがわれる。また、母子世帯になる前に正規雇用者であった者が、母子世帯になった後も正規雇用者として働いている残存率 (retention rate) に着目すると、2001 年の 80.7% から 2007 年の 60.7% へと 20 ポイント低下しており、正規雇用者のプールにとどまるのが困難になっていることがわかる。ただし、前節で説明したように両調査は調査設計が異なっているので、厳密には比較可能ではないことに注意が必要である。

第 3 に、正規雇用者のプールが縮小しているといっても、少なからざる人数が、非正規労働者や無業者の中から正規雇用者に移っている。前述した残存率の低下と裏腹ではあるが、2001 年よりも 2007 年のほうが、非正規労働者や無業者から移ってきた正規雇用者の割合が高い。たとえば 2001 年の場合、母子世帯になった後に正規雇用者として働いている 332 人のうち、母子世帯になる前から正規雇用者であった女性は約半数の 166 人に過ぎず、68 人が非正規労働者から、また、98 人が無業者から移動してきている。これが 2007 年になると、母子世帯になった後に正規雇用者として働いている 162 人のうち、母子世帯になる前から正規雇用者であった女性が 54 人、非正規労働者が 54 人、無業者が 54 人と 3 分の 1 ずつの割合になっている。また、2007 年の調査時点で正規雇用者である 264 人のうち、135 人は非正規労働者から、31 人は無業者から移ってきている。こうしてみると、少なくともシングルマザーが関係する範囲においては、正規雇用者の労働市場と非正規労働者の労働市場は分断されたものではなく、流動性があるといえる。

#### 第 4 節 推定結果

第 5-4-1 表および第 5-4-2 表は、それぞれ JIL2001 と JILPT2007 を用いて multivariate probit model を推定した結果である。各表の最も右の列は、限界効果 (dp/dx) を示している。なお、ダミー変数の限界効果は数値が 0 から 1 になった場合の各確率の変化幅で示している。また、 $\rho_{ij}$  ( $\rho_{21}$ 、 $\rho_{31}$  など) は  $y_i^*$  についての式 ( $y_2^*$  の式と  $y_1^*$  の式など) の誤差項同士の相関係数を示している。これらが統計的に有意な場合は、通常の単一の probit model

による推定量は一致性を持たない。Multivariate probit model の採用が適切であったかどうかを検証するため、表の最後では「誤差項の相関係数がすべてゼロ ( $H_0: \rho_{ij}=0$  for all  $i \neq j$ )」という帰無仮説を検定している。推定結果をみると、2001年と2007年のいずれの年次についても、帰無仮説は有意に棄却されるので、multivariate probit model の採用が支持される。

第5-4-1表 Multivariate probit model の推定結果(2001年)

	Coef.	Std.err.	z	P> z	dp/dx
<b>母子世帯になる前: 正規=1, それ以外=0</b>					
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.095	0.1072	0.89	0.374	0.002
学歴: 大卒以上	0.112	0.1795	0.62	0.534	0.032
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.082	0.1240	-0.66	0.510	-0.022
1970~80年代生まれ	-0.043	0.1910	-0.22	0.824	-0.012
母子世帯になったときの年齢	0.006	0.0101	0.64	0.525	0.002
離別・別居	0.199	0.1367	1.45	0.146	0.052
未婚・非婚	1.114 ***	0.2356	4.73	0.000	0.382
母子世帯になる前: 就業準備をした	0.322 **	0.1390	2.31	0.021	0.093
母子世帯になる前: 就業準備不要	0.714 ***	0.1087	6.57	0.000	0.208
母子世帯になる前に取得した資格数	0.115	0.0797	1.45	0.148	0.032
母子世帯になる前: 貯蓄あり	0.008	0.0951	0.09	0.931	0.002
定数項	-1.642 ***	0.4255	-3.86	0.000	
<b>母子世帯になった後: 正規=1, それ以外=0</b>					
母子世帯になる前: 正規雇用	2.027 ***	0.2393	8.47	0.000	0.658
母子世帯になる前年の失業率	-0.044	0.0610	-0.72	0.469	-0.012
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.276 ***	0.1061	2.6	0.009	0.074
学歴: 大卒以上	0.160	0.1844	0.87	0.385	0.043
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.137	0.1445	-0.95	0.342	-0.036
1970~80年代生まれ	-0.189	0.2651	-0.71	0.477	-0.048
母子世帯になったときの年齢	-0.018 *	0.0107	-1.71	0.088	-0.005
離別・別居	-0.038	0.1431	-0.27	0.789	-0.010
未婚・非婚	-1.196 ***	0.2968	-4.03	0.000	-0.227
母子世帯になる前: 就業準備をした	-0.329 **	0.1394	-2.36	0.018	-0.082
母子世帯になる前: 就業準備の余裕なかった	-0.143	0.1220	-1.17	0.240	-0.038
母子世帯になる前に取得した資格数	0.048	0.0817	0.59	0.557	0.013
母子世帯になった直後: 生活保護	-0.261	0.2741	-0.95	0.341	-0.064
母子世帯になった直後: 財産・生命保険金あり	-0.355 **	0.1438	-2.47	0.014	-0.087
定数項	0.160	0.5046	0.32	0.751	
<b>現在: 正規=1, それ以外=0</b>					
母子世帯になる前: 正規雇用	0.331	0.2717	1.22	0.223	0.092
母子世帯になった直後: 正規雇用	1.650 ***	0.2435	6.78	0.000	0.560
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.055	0.1078	0.51	0.608	0.014
学歴: 大卒以上	0.050	0.1844	0.27	0.786	0.013
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	0.280	0.1813	1.54	0.123	0.073
1970~80年代生まれ	0.139	0.3185	0.44	0.662	0.037
母子世帯になったときの年齢	-0.005	0.0169	-0.29	0.769	-0.001
末子就学前	-0.398 ***	0.1501	-2.65	0.008	-0.102
母子世帯になってからの年数	0.037	0.0434	0.86	0.392	0.010
母子世帯になってからの年数(2乗)	0.000	0.0020	-0.08	0.934	0.000
健康状態が悪い	-0.721 ***	0.2695	-2.67	0.008	-0.172
同居者あり	-0.146	0.0992	-1.47	0.141	-0.038
親・親族からの援助経験なし	0.025	0.0991	0.26	0.797	0.007
大都市	-0.050	0.1212	-0.41	0.680	-0.013
郡部	0.198 *	0.1175	1.69	0.091	0.052
保有資格数	0.163 **	0.0698	2.34	0.019	0.043
定数項	-1.099	0.8157	-1.35	0.178	

現在: 貧困=1, それ以外=0					
母子世帯になる前: 正規雇用	-0.590 *	0.3044	-1.94	0.053	-0.177
母子世帯になった直後: 正規雇用	-0.245	0.3279	-0.75	0.455	-0.072
現在: 正規雇用	-1.022 ***	0.2657	-3.85	0.000	-0.332
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	-0.374 ***	0.1061	-3.53	0.000	-0.108
学歴: 大卒以上	-0.801 ***	0.1857	-4.31	0.000	-0.234
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.129	0.1826	-0.70	0.481	-0.036
1970~80年代生まれ	-0.371	0.3194	-1.16	0.246	-0.105
母子世帯になったときの年齢	-0.026	0.0164	-1.56	0.118	-0.007
子ども2人(基準: 子ども1人)	0.261 **	0.1027	2.54	0.011	0.073
子ども3人以上	0.407 **	0.1735	2.35	0.019	0.110
母子世帯になってからの年数	-0.186 ***	0.0422	-4.41	0.000	-0.052
母子世帯になってからの年数(2乗)	0.006 ***	0.0020	3.18	0.001	0.002
健康状態が悪い	0.556 **	0.2728	2.04	0.042	0.146
養育費受給	-0.259 **	0.1245	-2.08	0.037	-0.073
離別・別居	0.264 *	0.1364	1.94	0.053	0.075
未婚・非婚	0.168	0.2887	0.58	0.561	0.046
同居者あり	0.145	0.1011	1.44	0.150	0.041
親・親族からの援助経験なし	-0.256 **	0.1016	-2.52	0.012	-0.073
大都市	-0.175	0.1166	-1.50	0.134	-0.050
郡部	0.230 *	0.1180	1.95	0.051	0.064
定数項	2.673 ***	0.8050	3.32	0.001	
現在: 公的年金加入=1, それ以外=0					
母子世帯になる前: 正規雇用	0.271	0.4075	0.67	0.506	0.031
母子世帯になった直後: 正規雇用	0.555	0.4070	1.36	0.172	0.060
現在: 正規雇用	0.714	0.4622	1.55	0.122	0.078
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.273	0.1816	1.50	0.134	0.033
学歴: 大卒以上	-0.043	0.2943	-0.15	0.883	-0.006
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	0.165	0.2782	0.59	0.553	0.021
1970~80年代生まれ	0.130	0.4543	0.29	0.774	0.016
母子世帯になったときの年齢	0.036	0.0239	1.52	0.130	0.005
離別・別居	-0.338	0.2819	-1.20	0.231	-0.039
未婚・非婚	-0.224	0.4368	-0.51	0.607	-0.032
母子世帯になってからの年数	0.127 **	0.0574	2.22	0.027	0.016
母子世帯になってからの年数(2乗)	-0.005 *	0.0028	-1.82	0.068	-0.001
等価世帯所得	0.000	0.0006	0.03	0.976	0.000
持家	0.460 *	0.2483	1.85	0.064	0.050
親の持ち家	0.329 *	0.1976	1.66	0.096	0.039
同居者あり	0.052	0.1741	0.30	0.767	0.007
母子世帯になった直後: 生活保護	-0.785 ***	0.2777	-2.83	0.005	-0.144
大都市	-0.257 *	0.1550	-1.66	0.097	-0.036
郡部	0.161	0.2027	0.80	0.426	0.020
定数項	-0.631	1.1784	-0.54	0.592	
rho21	-0.205	0.1356	-1.51	0.131	
rho31	-0.309 ***	0.1183	-2.61	0.009	
rho41	-0.015	0.1354	-0.11	0.913	
rho51	0.136	0.1287	1.06	0.291	
rho32	0.129	0.1572	0.82	0.411	
rho42	0.048	0.1536	0.31	0.755	
rho52	-0.350 **	0.1739	-2.01	0.044	
rho43	-0.308 *	0.1837	-1.68	0.093	
rho53	0.275	0.2220	1.24	0.215	
rho54	-0.027	0.1087	-0.25	0.806	
Likelihood ratio test of $H_0: \rho_{ij}=0$ for all $i \neq j$	19.000 **				
Wald chi2	776.2				
N	936				

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

第 5-4-2 表 Multivariate probit model の推定結果(2007 年)

	Coef.	Std.err.	z	P> z	dp/dx
母子世帯になる前: 正規=1, それ以外=0					
初職: 正規雇用	0.152	0.1695	0.89	0.371	0.024
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	-0.152	0.1275	-1.19	0.233	-0.025
学歴: 大卒以上	-0.730 **	0.3127	-2.33	0.020	-0.081
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.393 *	0.2291	-1.71	0.087	-0.066
1970年代生まれ	-0.822 ***	0.2725	-3.02	0.003	-0.130
1980年代生まれ	-0.897 **	0.4387	-2.04	0.041	-0.092
母子世帯になったときの年齢	-0.018	0.0130	-1.41	0.159	-0.003
離別・別居	0.870 **	0.4013	2.17	0.030	0.092
未婚・非婚	0.978 **	0.4976	1.97	0.049	0.250
母子世帯になる前: 就業準備をした	0.255 ***	0.1408	1.81	0.070	0.044
母子世帯になる前: 就業準備不要	0.773 ***	0.1631	4.74	0.000	0.171
定数項	-1.256 *	0.7574	-1.66	0.097	
母子世帯になった後: 正規=1, それ以外=0					
初職: 正規雇用	-0.044	0.1342	-0.32	0.746	-0.010
母子世帯になる前: 正規雇用	1.619 ***	0.2900	5.58	0.000	0.543
母子世帯になる前年の失業率	-0.027	0.0615	-0.45	0.656	-0.006
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.140	0.1095	1.28	0.202	0.032
学歴: 大卒以上	0.309	0.2036	1.52	0.129	0.076
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.329	0.2175	-1.51	0.130	-0.073
1970年代生まれ	-0.460	0.2859	-1.61	0.108	-0.100
1980年代生まれ	-1.096 **	0.4441	-2.47	0.014	-0.158
母子世帯になったときの年齢	-0.045 ***	0.0149	-3.04	0.002	-0.010
母子世帯になったとき: 末子就学前	-0.217	0.1436	-1.51	0.130	-0.051
離別・別居	0.402	0.3250	1.24	0.216	0.078
未婚・非婚	0.065	0.4492	0.15	0.885	0.015
母子世帯になる前: 就業準備をした	-0.078	0.1396	-0.56	0.578	-0.017
母子世帯になる前: 就業準備の余裕なかった	-0.361 **	0.1469	-2.46	0.014	-0.080
定数項	0.857	0.8541	1	0.315	
現在: 正規=1, それ以外=0					
初職: 正規雇用	0.161	0.1239	1.30	0.193	0.045
母子世帯になる前: 正規雇用	-1.029 ***	0.3553	-2.90	0.004	-0.225
母子世帯になった直後: 正規雇用	1.572 ***	0.2176	7.23	0.000	0.522
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	-0.034	0.1018	-0.33	0.741	-0.010
学歴: 大卒以上	0.195	0.1960	0.99	0.320	0.058
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	-0.305	0.2280	-1.34	0.181	-0.087
1970年代生まれ	-0.692 **	0.3441	-2.01	0.044	-0.187
1980年代生まれ	-1.025 **	0.5215	-1.97	0.049	-0.223
母子世帯になったときの年齢	-0.062 ***	0.0188	-3.28	0.001	-0.018
末子就学前	-0.426 ***	0.1411	-3.02	0.003	-0.118
母子世帯になってからの年数	0.116 **	0.0502	2.30	0.021	0.033
母子世帯になってからの年数(2乗)	-0.009 ***	0.0025	-3.68	0.000	-0.003
健康状態が悪い	-0.686 ***	0.2433	-2.82	0.005	-0.165
同居者あり	-0.020	0.1138	-0.18	0.859	-0.006
親・親族からの援助経験なし	-0.165	0.1136	-1.45	0.146	-0.047
自立支援教育訓練給付金事業利用	-0.152	0.1536	-0.99	0.323	-0.042
高等技能訓練促進費事業利用	0.789 **	0.3508	2.25	0.025	0.255
定数項	1.668 *	0.9989	1.67	0.095	

現在: 貧困=1, それ以外=0					
初職: 正規雇用	-0.256 **	0.1247	-2.05	0.041	-0.077
母子世帯になる前: 正規雇用	0.013	0.3515	0.04	0.971	0.004
母子世帯になった直後: 正規雇用	-0.472	0.3133	-1.51	0.132	-0.159
現在: 正規雇用	-0.707 **	0.2765	-2.56	0.011	-0.242
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	-0.129	0.1005	-1.28	0.200	-0.040
学歴: 大卒以上	-0.166	0.2005	-0.83	0.407	-0.053
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	0.086	0.2412	0.36	0.722	0.027
1970年代生まれ	0.238	0.3619	0.66	0.512	0.073
1980年代生まれ	0.055	0.5438	0.10	0.919	0.017
母子世帯になったときの年齢	-0.015	0.0199	-0.74	0.461	-0.005
子ども2人(基準: 子ども1人)	0.315 ***	0.1059	2.98	0.003	0.097
子ども3人以上	0.399 ***	0.1515	2.64	0.008	0.116
母子世帯になってからの年数	-0.028	0.0424	-0.66	0.509	-0.009
母子世帯になってからの年数(2乗)	0.000	0.0020	-0.14	0.889	0.000
健康状態が悪い	0.336	0.2276	1.48	0.139	0.097
養育費受給	-0.274 **	0.1118	-2.45	0.014	-0.088
離別・別居	0.512 **	0.2338	2.19	0.029	0.170
未婚・非婚	0.320	0.3264	0.98	0.328	0.092
同居者あり	-0.134	0.1140	-1.17	0.240	-0.042
親・親族からの援助経験なし	-0.013	0.1124	-0.12	0.906	-0.004
定数項	1.058	1.0692	0.99	0.323	
現在: 公的年金加入=1, それ以外=0					
初職: 正規雇用	0.071	0.1414	0.50	0.615	0.013
母子世帯になる前: 正規雇用	0.105	0.4624	0.23	0.820	0.019
母子世帯になった直後: 正規雇用	-0.785 **	0.3893	-2.02	0.044	-0.167
現在: 正規雇用	1.950 ***	0.3646	5.35	0.000	0.205
学歴: 専門学校/短大・高専(基準: 中高卒)	0.279 **	0.1334	2.09	0.037	0.050
学歴: 大卒以上	-0.061	0.2522	-0.24	0.809	-0.011
1960年代生まれ(基準: 1960年以前生まれ)	0.649 **	0.3012	2.15	0.031	0.114
1970年代生まれ	1.014 **	0.4344	2.34	0.020	0.043
1980年代生まれ	0.981	0.6677	1.47	0.142	0.010
母子世帯になったときの年齢	0.053 **	0.0234	2.25	0.024	0.010
離別・別居	0.087	0.3152	0.28	0.782	0.016
未婚・非婚	0.107	0.4196	0.25	0.799	0.019
母子世帯になってからの年数	0.057	0.0569	1.00	0.319	0.010
母子世帯になってからの年数(2乗)	-0.001	0.0029	-0.40	0.686	0.000
等価世帯所得	0.010 ***	0.0016	5.98	0.000	0.002
持家	0.291	0.2162	1.34	0.179	0.049
親の持ち家	0.230	0.1454	1.58	0.113	0.040
定数項	-3.193 **	1.2711	-2.51	0.012	
rho21	-0.182	0.1386	-1.31	0.189	
rho31	0.222	0.1564	1.42	0.155	
rho41	-0.255 **	0.1150	-2.22	0.027	
rho51	0.023	0.1398	0.16	0.872	
rho32	0.147	0.1335	1.1	0.270	
rho42	-0.089	0.1547	-0.57	0.567	
rho52	-0.093	0.1699	-0.55	0.585	
rho43	0.324 **	0.1646	1.97	0.049	
rho53	-0.371 **	0.1777	-2.09	0.037	
rho54	0.328 **	0.1266	2.59	0.010	
Likelihood ratio test of $H_0: \rho_{ij}=0$ for all $i \neq j$	18.730 **				
Wald chi2	482.14				
N	854				

\*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

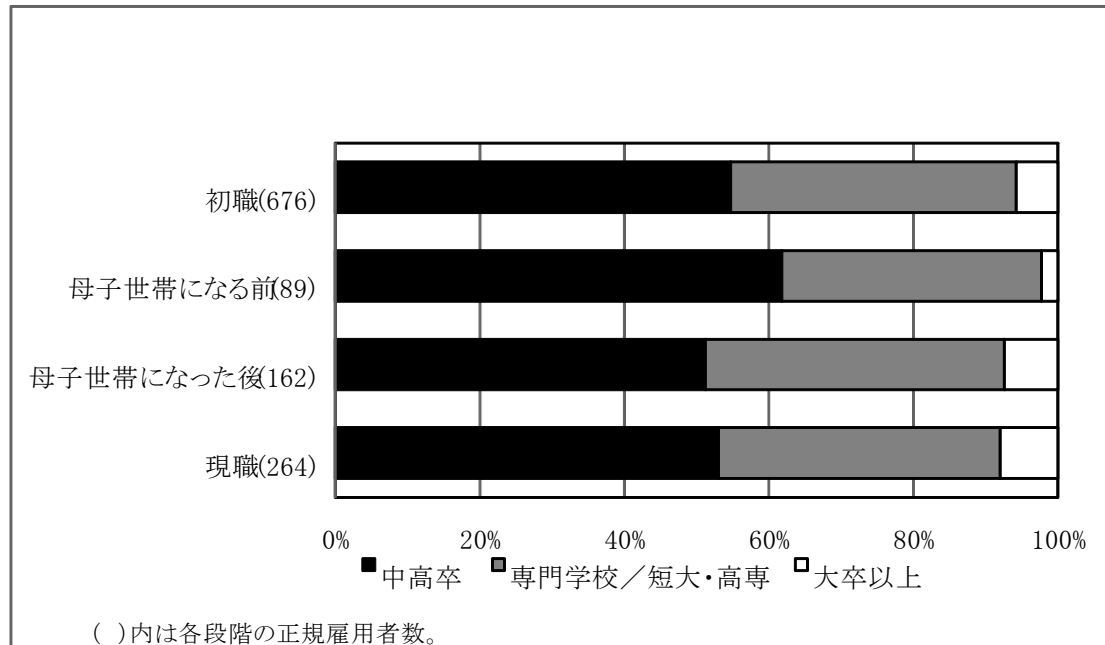
【母子世帯になる前の就業状態】についてみると、2001年では未婚・非婚であること、就業準備をしていたこと、就業準備が不要であったことがそれぞれ正規雇用確率を有意に高めている。ここで就業準備が不要であったというのは、すでに資格を保持していたり就労していたりして、改めて就業準備を行う必要性がなかったことを意味している。貯蓄の影響は有意には観察されない。一方、2007年の推定では、学歴と世代が有意な影響を持つようになっている。大卒の場合は中高卒と比較して8.1%ポイントだけ正規雇用者である確率が有意に低い。また、1960年代以前の生まれと比較して、1970年代生まれは13%ポイント、1980年代生まれは9.2%ポイント、それぞれ正規雇用確率が有意に低くなっている。大卒女性は、大卒男性と結婚する傾向にあるので、ここでの女性の学歴は、夫の所得水準の高さをとらえている可能性が高い。夫の高所得は所得効果を通じて妻の就労を抑制する効果を持つので、推定された符号は理論予想と合致している。2007年の推定には、初職の就業状態を示すダミー変数も含めている。しかしながら、係数は有意ではない。前節でみたように、初職で正規雇用についていても、大半の女性が母子世帯となる前に離職していることが影響しているものと考えられる。

【母子世帯になった後の就業状態】については、母子世帯になる前に正規雇用者であることの影響は有意に強く、2001年で65.8%ポイント、2007年で54.3%ポイントそれぞれ正規雇用確率を引き上げる効果を持っている。しかし、2007年の推定において初職の効果は有意ではない。これは前述したように、結婚・出産前後に離職する女性の就労パターンの影響が表れているものと考えられる。母子世帯になる前の就業状態をコントロールした上では、就業準備をしていたことは2001年については有意に負の影響を与えている。また、未婚・非婚は2001年では正規雇用確率を大きく引き下げている。未婚・非婚の場合、母子世帯になった後というのは子どもの誕生直後や幼少期を意味しており、そのために正規雇用につくことが困難であるものとみられる。両年次とも、母子世帯になったときの年齢が高いと正規雇用確率が低くなる。また、2001年では財産や生命保険金がある場合に正規雇用確率を有意に低めているが、これは理論から予想される通りの結果である。

【現在の就業状態】についてみると、2007年の推定では初職の効果がここでも有意にはなっていない。母子世帯になる前に正規雇用についていたことが現在の正規雇用確率に及ぼす影響は、2001年では非有意であるのに対し、2007年では有意に負となっている。すなわち、2007年では母子世帯になる前に正規雇用についている者ほど現在は正規雇用についていない傾向があることになる。これは予想外の結果ではあるが、母子世帯になる前の時点で正規雇用についている女性は、人数が少ない上に学歴面では中高卒が多く、大卒は少ない（第5-4-3図）。一方、現時点で正規雇用者として働いている女性は、大卒者の割合がサンプル中の大卒者割合よりも高い。つまり、多くの女性が出産・育児期に無業になったりパートなどの非正規労働者として働いたりする中で、あえて母子世帯になる前の段階から正規雇用で働いている女性というのは、夫も中高卒で収入が低いなどの事情があったと考えられる。し

かし、そうした女性の人的資本は低いため、母子世帯となった後はむしろ正規雇用のプールから脱落していく傾向にあるものとみられる。

第 5-4-3 図 ライフステージ別 正規雇用者の学歴構成(2007 年)



末子が就学前であることや、母親本人の健康状態が悪いことは正規雇用確率を有意に引き下げている。これは女性就業に関する先行研究とも整合的な結果である。他方、世代の効果は 2001 年には有意ではないものの、2007 年には有意となっており、他の要因をコントロールしたうえでも、世代が若くなるほど正規雇用に就くことが困難となっていることがわかる。2001 年に有意な効果が観察されなかったのは、サンプル中に 1970 年代以降生まれが少ないためであるとみられる。

母子世帯になってからの年数は、2001 年には有意でない半面、2007 年には有意に正規雇用確率に影響を及ぼしている。2 乗項の効果を合わせて計算すると、母子世帯になってから 5~7 年ごろが最も正規雇用確率が高く (10%ポイント程度)、それ以降は急速に効果が減衰して 13 年目からは影響がマイナスに転じ、15 年目には正規雇用確率を 10%ポイント引き下げる要因となる。

保有資格数は、2001 年の推定にのみ用いている。<sup>4</sup>資格数が 1 つ増えると現在の正規雇用確率は 4.3%ポイント上昇する。また、2007 年の推定で説明変数となっている自立支援教育訓練給付金事業と高等技能訓練促進費事業の利用については、後者のみが正規雇用確率を有

<sup>4</sup> JILPT2007 での保有資格の設問の記入方法が JIL2001 と異なることと、資格の一部が高等技能訓練促進費事業と重複するため 2007 年の推定では保有資格数を使用していない。



意に引き上げている。

【現在の貧困状態】についてみると、2001年と2007年とで興味深い共通点と相違点が観察される。まず共通点としては、現在正規雇用についていることや養育費を受給していることは貧困リスクを有意に軽減するのに対し、子ども数が多いこと、離別・別居が原因で母子世帯になったことは貧困リスクを有意に高める要因となっている。相違点としては、2001年では高学歴者ほど貧困リスクが低い傾向がみられるのに対し、2007年では有意な影響がみられない。また、母子世帯になってからの年数は、2001年には有意に貧困リスクを引き下げる効果をもっていたが、2007年には有意でなくなっている。健康状態や親・親族からの援助についても、2007年には説明力を持たなくなっている。一方、2007年の推定では、初職が正規雇用であることが、貧困リスクを有意に引き下げる効果を持っている。ライフコースの各局面での就業状態に関して、初職は有意な影響をもっていないにもかかわらず、貧困リスクについては有意に影響しているという点は注目される。初職が正規雇用であることは、Kondo(2007)の指摘にあるように個々人の選好や能力、観察されない特性をとらえているとも考えられる。また、初職が正規雇用であることは、各局面の就業状態には影響を与えないものの、貧困リスクの回避に役立つような社会的なネットワークの構築、あるいはノウハウの取得を可能としているのかもしれない。

【現在の公的年金加入状況】については、2001年では各局面の就業状態は有意な影響を及ぼしていない。2007年では母子世帯になった後に正規雇用である場合、現在公的年金に非加入となる確率が上昇するというやや解釈に苦しむ結果となっている。一方、現在正規雇用であることは2007年では公的年金加入を有意に促している。2001年の推定では、等価世帯所得は有意ではないが、持家や親の持ち家に居住していることは10%水準ではあるが公的年金加入を促す要因となっている。また、2007年の推定では、持家や親の持ち家は有意でない半面、等価世帯所得が高いことが公的年金加入を有意に引き上げており、既存研究で指摘されている流動性制約仮説と整合的な結果となっている。母子世帯になってからの年数は、2001年では有意に公的年金加入を促す要因となっているが、2007年では有意となっていない。その半面、2007年では母子世帯になったときの年齢が高いほど、公的年金に加入している確率が高いという結果となっている。2001年では母子世帯になった直後に生活保護を受給したかどうかという情報が利用可能であるが、生活保護経験は公的年金加入確率を有意に引き下げている。

## 第5節 まとめと考察

本章では、ライフコースの各局面や現在の正規・非正規就業状態が、現時点での母子世帯の貧困と社会保険からの脱落にどのような影響を及ぼしているかを JIL2001、JILPT2007 の個票データに基づき分析を行った。この節では、分析から得られた結果に基づき、母子世帯を対象とする施策への示唆を考察する。

第1に、過去の就業履歴や個人・世帯属性をコントロールした上でも、公的機関の提供する就労支援策を利用したり資格を取得したりすることは現時点での正規雇用確率を引き上げる効果を持っており、また、現時点で正規雇用についていることが貧困リスクの回避につながっている。ただし、高等技能訓練促進費事業利用は正規雇用確率を有意に引き上げているが、自立支援教育訓練給付金事業については有意な影響が観察されていない。また、2001年の分析では、母子世帯になる前に取得している資格は、母子世帯になった後の正規雇用確率には有意な影響を及ぼしていない。したがって、高等技能訓練促進費事業で講じられているような、資格の取得に結びつく施策の拡充に重点を置くことが望ましいと考えられる。

第2に、母子世帯になってからの年数は、2001年の分析では貧困リスクを引き下げる要因となっていたが、2007年の分析ではそうした効果が観察されなくなっている。2007年では、母子世帯になってから年数が経つと正規就業に就く確率は上昇するが、その就業状態をコントロールした上では、経過年数が貧困リスクを軽減する効果は観察されない。また、2001年の分析では母子世帯になってから年数が経つと公的年金加入確率が上昇する傾向が見られたが、2007年にはそうした効果もなくなっている。すなわち、母子世帯になってからの年数がセーフティネットからの脱落を防止する効果が、近年は観察されないことを意味する。この点に着目すると、児童扶養手当の受給期間5年超について減額を行う措置について、十分な検討と見直しを行う必要がある。

第3に、養育費の受給は貧困リスクを有意に引き下げていることから、養育費の確保を一層進めることが望まれる。養育費に関しては下夷(2008)の詳細な研究があるが、離別した父親がどのような社会経済的属性を備えているかといった面については阿部・大石(2005)、大石(近刊)を除いて研究蓄積が少ない。今後は離別父親の状況を分析することで養育費確保に向けてどのような施策が有効か検討を行うべきであろう。

第4に、世帯規模による収入の差を調整した後でも、子ども数が多いことは貧困リスクを有意に高めている。これはすなわち、既存の社会保障施策では多子母子世帯の貧困を十分に回避できていないことを意味し、母子世帯の子どもに対する現金・現物両面での給付のあり方を検討する必要があることを示唆していると言えよう。

第5に、世代効果に関する先行研究とは異なり、本章の分析では、初職は母子世帯の就業状態に有意な影響を与えていない。前田ほか(2010)によると、初職効果は2-3年間で最も大きく、その後減衰するとされているので、母子世帯になる前の段階で初職効果が既に消滅しているということがあるかもしれない。その一方で、初職が正規雇用であることは、貧困リスクの回避には有意な影響を及ぼしている。このことと、分析で明らかにされているように、若い世代になるほど、他の要因をコントロールした上でも正規雇用につく確率が低くなっていることを考慮すると、今後、若い世代を中心に初職で非正規就業に就く者が増加するにつれ、母子世帯の貧困がさらに深刻化する可能性がある。若い世代に対して、再挑戦の機会を増やすとともに、正規雇用についた女性の継続就業を可能とするような両立支援策の

拡充も必要であろう。

なお、本章の分析結果の解釈については、JIL2001 と JILPT2007 が異なる調査設計で実施されていることに十分な注意を払う必要がある。

## 参考文献

- 阿部彩(2011)「子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析」『季刊社会保障研究』第46巻第4号. 354-367.
- 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』東大出版会.143-161.
- 大石亜希子（近刊）「離別男性の生活実態と養育費」国立社会保障・人口問題研究所編『日本人の生活不安』慶應義塾大学出版会.
- 太田聡一・玄田有史・近藤絢子(2007)「溶けない氷河 - 世代効果の展望」『日本労働研究雑誌』 569号. 4-16.
- 酒井正（2009）「就業移動と社会保険の非加入行動の関係」『日本労働研究雑誌』592号. 88-103.
- 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
- 前田佐恵子・濱秋純哉・堀雅博・村田啓子(2010)「新卒時就職活動の失敗は挽回可能か？家計研パネルの個票を用いた女性就業の実証分析」*ESRI Discussion Paper Series No.234*. 内閣府経済社会総合研究所.
- 労働政策研究・研修機構（JILPT）（2007）『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書 NO.101、第7章
- Cappeliani, L. and Jenkins, S.P., 2003. Multivariate probit regression using simulated maximum likelihood, *The Stata Journal* 3, 278-294.
- Genda, Y. and Kurosawa, M., 2001. Transition from school to work in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 15, 465-488.
- Kondo, A., 2007. Does the first job really matter? State dependency in employment status in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies* 21, 379-402.
- Kuh, D., Ben-Shlomo, Y., Lynch, J., Hallqvist, J., Power, C., 2003. Life course epidemiology. *Journal of Epidemiology and Community Health* 57, 778-783.
- Maddala, G. S., 1983. *Limited-dependent Models and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- OECD. 2008. *Growing Unequal*, Paris: OECD.
- Oshio, T., Sano, S. and Kobayashi, M. 2010. Child poverty as a determinant of life outcomes: Evidence from nationwide surveys in Japan. *Social Indicators Research* 99, 81-99.
- Wilde, J. 2000. Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy variables. *Economic Letters* 69, 309-312.

## 第6章 就業と自立に向けての奮闘:事例報告<sup>1</sup>

### 第1節 事例報告の意義

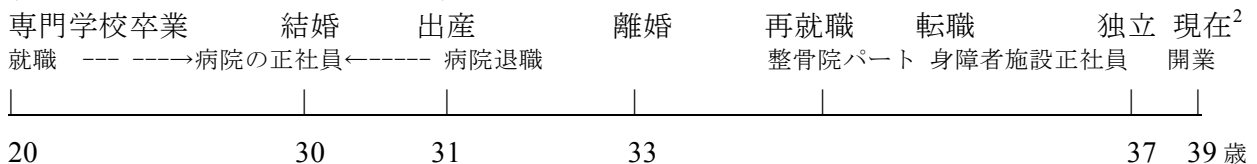
シングルマザーにとって、経済的自立への道は決して平たんなものではない。また、経済的自立を果たす方法や道のりも、人によってさまざまである。本章では、5人の母親の就業と自立に向けての奮闘を紹介することで、経済的自立を果たすためのヒントを得ようと思う。

もちろん、この5人にすべての自立パターンが集約されているわけではない。調査の都合上で、たまたま彼女たちが選ばれたという側面がある。しかしながら、その1人1人の取り組みのどこかに普遍的なものが存在しているのではないかと、筆者は考えている。

### 第2節 自立への道は、十人十色

#### 事例1—専門資格を生かした自立の道

##### (Eさんのライフ・プロフィール)



「専門資格を持つ人が強い」というのは多くのシングルマザーが口にする言葉である。実際、看護師や准看護師等の専門資格を取得したシングルマザーが、病院や福祉施設で正社員として働き、自立を果たした例が周りにもたくさんある。しかし、ここで紹介したいのは、比較的マイナーである「柔道整復師」の資格を持つ母親の自立例である。

北海道在住のEさんは、高校卒業後に専門学校に進学し、20歳の時に柔道整復師の資格を取得した。卒業と同時に、病院の正社員として採用され、勤続10年目で結婚し、31歳で出産した。しかし、2年後には離婚して、2歳の幼い子どもを抱えながら一人で働くことになった。離婚後に整骨院のパートを経て、ある身障者施設の正社員として働くことができたが、37歳で柔道整復師とアロマセラピー（産休中に取得）の資格を生かして、整骨院を開業することとなった。現在Eさんは年収400万円程度で、児童扶養手当を受給しておらず、完全なる自立ができた。

しかし、一般のシングルマザーと比べると、Eさんは恵まれたキャリアの持ち主と認めざるを得ない。強みの一つは、学校卒業と同時に「柔道整復師」という専門資格を手に入れたことである。もう一つの強みは、キャリアが長いことである。病院や身障者施設で10年以上

<sup>1</sup> 本章は、周燕飛(2008)「母の対応—具体例」(JILPT 労働政策研究報告書『母子家庭の母への就業支援に関する研究』No.101 第2章第3節)を元に加筆・修正したものである。

<sup>2</sup> 以下特別に言及しない限り、「現在」とは、ヒアリング調査を行った時点のことを指している。

の勤続経験を持ち、しっかりと専門の腕を磨く期間があった。

そこから生まれるのは、職業選択の自由である。Eさんは、敢えて正社員ではなく、自営業の道を選んだ。その主な理由は、正社員より自営業の方が子育て上都合が良いからである。Eさんによると、施設勤務の時は朝9時から夜6時までが所定勤務時間で、残業、休日出勤、遠距離出張も必要だった。また、勤務先が遠く通勤に時間がかかるのも難点だった。加えて、ひとり職場だったのでなかなか休みがとれないこともあり、子育てとの両立が難しかったという。収入と時間の融通、経験や能力の発揮を総合的に勘案した結果、独立開業の道を選んだ。現在は効率は悪いが予約制にして、子供の予定（同好会や授業参観日など）を優先しているという。整骨院の仕事は夜8時半までかかることもあるが、土曜日は3時までで、日曜は休むことができる。

もちろん、いくら腕の良い専門資格者であっても、独立開業を成功させるためには周到な用意が必要である。まずは、開業資金の確保である。Eさんの場合には、整骨院の開業資金に当たっては、保証人の要らない「事業活性化資金」（金利1.4~2.0%程度）を利用した<sup>3</sup>。4年で完済する予定で、現在は順調に返済しているという。次は、客の確保である。Eさんの場合には、開業した頃に店のことを新聞記事にしてもらったり、地域情報誌に載せてもらったりしたが、営業活動はとくに行っていない。主に口コミで顧客を確保しているという。

## 事例2 労働組合の組織力を借りて正社員転換に成功

### (Gさんのライフ・プロフィール)

高校中退 アルバイト	病院就職 正社員	結婚 病院退職	離婚・出産 → アルバイトでつなぐ	病院に転職 ← 正社員	現在
17	18	19	20	21	23歳

静岡県在住のGさんは、キャリアの面ではむしろハンディキャップの多い方である。高校中退で、病院で看護助手として1年間ほど正社員で働いていた経験があったものの、1年で退職しており、資格なども持っていなかった。離婚時子どもはまだ1歳と手のかかる年齢であった。実家は近いものの、実の母も働いているため、子どもの緊急保育が頼めない。

離婚直後のGさんは、アルバイトで生活をつなぎながら、まずは、求人の多いパート職に就くことを目標にした。学歴のハンディや育児の制約を考慮しながら、Gさんは、働いた経験のある託児所付きの病院を中心に求職活動を行った。

職業紹介にGさんは職安の母子世帯専用の窓口を活用した。窓口の専門スタッフに自分の現状と職業希望を説明し、自宅から車で15分くらいの病院での看護助手のパートを紹介して

<sup>3</sup> 母子世帯向けの無利子の母子寡婦福祉貸付金制度もあるが、Eさんは「母子の福祉貸付も相談に行ったが、前例がなく、え〜っていう感じだったので、担当者が慣れてなくて諦めた」という。

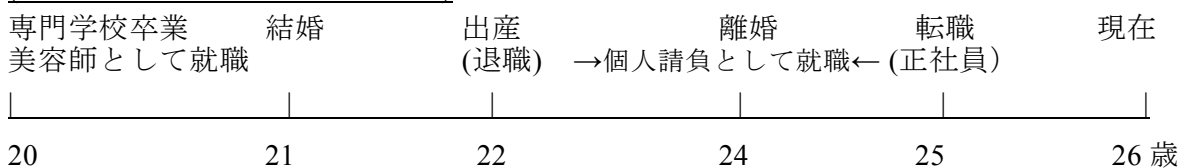
もらった。病院の隣に安価な院内保育所（月額保育料1万円未満）が設置されていたため、早番や夜勤をこなせるところが良かったという。

初めから意図した結果ではないかもしれないが、Gさんは、勤務先の病院でパートから正社員への転換に成功した。きっかけとなったのは、勤務先の労働組合への加入だった。労働組合に交渉してもらった結果、勤続2年目でパートから正社員（年収230万円程度）へと転換することができた。専門資格や高学歴を持たないGさんが病院の正社員になれたのは、労働組合の組織力と交渉力を活用したことが大きな要因だと考えられる。実際、Gさんと同期に入社して組合に加入していなかった他のパート社員は正社員になれずほとんど辞めていったという。

キャリアのバックグラウンドが弱い場合には、Gさんのように、まずは無理のないようにパートとして再就職して、そこからステップアップを図るという道は現実的かもしれない。ただし、将来のステップアップを見据えて、これまでの職歴経験を生かせる業種に就くことや、職場の組合に加入することが大切と思われる。

### 事例3—持ち味の明るさと粘り強さで事務職正社員に就職

#### (Hさんのライフ・プロフィール)



千葉県在住のHさんは、手に職（美容師）があったものの、敢えてこれまでに経験したことのない事務職正社員を目指して就職活動を行っていた。美容師は勤務時間が不規則なので、子どものためを考えて、勤務時間が安定している事務職に就きたかったのがその主な理由だった。

しかし、事務職正社員は、女性の間には人気がある職種であるため、競争が激しく、通常短大卒以上かつ経験者でないと、なかなか採用してもらえない。専門学校卒かつ事務職経験のないHさんにとっては難易度の高い就職といえる。実際、Hさんの就職活動は、最初は失敗の連続だった。「1ヶ月半ほどの間に何社も面接に回り、何社にも資料を送ったが、ことごとく断られた。企業からは、母子世帯という以前に、子どもが小さいことがネックだといわれた。非常に丈夫な子だし、万が一具合が悪くなっても実家の母にみてもらえると説明しても全然だめだった」という。

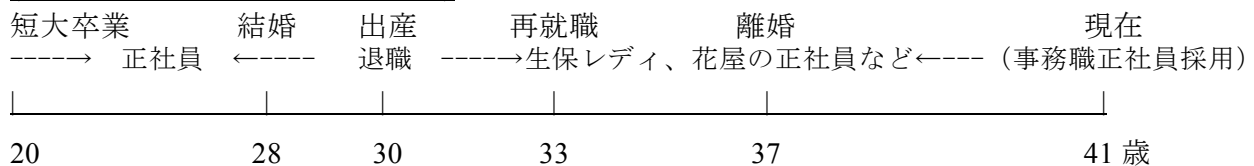
それでも、Hさんはあきらめなかった。「求職中」という条件で子どもを保育園に預け、マザーズハローワークや福祉事務所に足繁く通い、専任の担当者に職業紹介とアドバイスを

もらった。そんな中、福祉事務所でたまたま紹介されたのは、ある機械メーカーの事務職正社員だった。面接では、持ち味の明るさとコミュニケーション力が買われ、無事採用に至った。「職場にちょうど高校の先輩がいたことで話しが盛り上がり、その様子をみた社長が採用を決めてくれた」とHさんが採用までの経緯を語ってくれた。

現在の勤務先では、Hさんは正社員として、平日 8 時半から 18 時までの勤務で、営業アシスタントの事務に従事している。入社してから 4 ヶ月しかたっていないが、200 万円程度の年収が見込まれるという。「仕事は生活スタイルに馴染んでおり、働きやすいと感じている」と本人は満足している。

#### 事例 4—無料講習会を受けて事務職正社員採用に成功

##### (Dさんのライフ・プロフィール)



大阪府在住のDさんもまた、資格や経験がなかったものの、事務職正社員に再就職した母親の一人である。きっかけとなったのは、母子相談員の助言で受けたハローワークのパソコン基礎科=エクセルとワード講座である。

Dさんは、短大卒業後に、約 10 年間、ある多角経営大手の花屋さんの正社員として勤めた時期があったものの、事務職の経験や資格は持ち合わせていなかった。また、実家が遠くにあるため、いざという時に頼れるところがないという。

Dさんは、当初は今までの経験を生かせる花屋さんに就職しようと考えていた。近所の花屋さんのフルタイム・パートに出たこともあった。しかし、花屋さんのパートもやっているうちに、目眩などの症状が出たため、2007 年 5 月に退職し、再就職活動を始めた。

再就職活動を行うに当たっては、Dさんは公的支援に関する情報を自分で集めて、なるべく利用しようと考えていた。実際、花屋さんのパートを続けながら市の母子自立支援プログラム策定を受けた。市の母子相談員も親身になって就業相談を行ってくれたという。事務職正社員の希望を聞き入れた母子相談員は、ハローワークのパソコン基礎科=エクセルとワード講座も受けるように助言し、それがのちに正社員就業へとつながった。

理想の職を見つけるために、Dさんは自宅近くのハローワークの出張所を日課のようにたずねては求人検索をしていた。最終的にはハローワークの求人の中から自宅近くのリフォーム会社の一般事務の正社員として内定をもらった。ボーナス・昇給あり、勤務時間 8 時半～5 時半、残業ほとんどなし、融通もききそうなので、Dさんの理想に近い仕事だったという。

Dさんは、子どもが小さいうちは、収入の安定している正社員就業を続けたいと考えているが、将来はフラワーアレンジメントの資格（花屋さん勤務時に取得）を生かして、花屋さんとして独立する夢を持っている。

### 事例5—在宅ワークで自立を目指す

#### (Aさんのライフ・プロフィール)

高校卒業	結婚	出産	離婚 (生活保護開始)	SOHO開始 (生活保護打ち切り)	現在
18	20	22	25	27	31歳

北海道在住のAさんは、在宅ワークで自立への道を目指していた。そのきっかけとなったのは、パソコンを使った自宅でのSOHO（ホームページ制作など）を引き受けたことだった。通勤時間がかからない、在宅でできる、就業時間の融通がきくとのことで、SOHOという働き方を選んだAさん。てんかんという慢性疾患を持つ子ども（9歳）がいるため、正社員就業を目指しておらず、今後もSOHOを続けたいという。

Aさんが、SOHOから得られる年収は280万円程度（2006年）で、正社員で働く母親の平均給与よりもやや高めの水準である。また、SOHOを始めたことで、Aさんは2年間受けていた生活保護から離脱することができた。

Aさんの課題は、労働時間が長いことと、不規則勤務が多いことである。彼女の週あたりの平均勤務時間は約70時間で、土日曜日全く休まないにしても一日平均10時間労働となる計算である。また、彼女の勤務している時間帯も不規則で、深夜や早朝に及ぶことが多いという。

目下の計画として、Aさんは現在のSOHO事務所を拡大しようと考えている。そのための融資を受けるつもりだったが、必要性が認めてもらえないことと保証人を立てられないことで計画が進んでいない。Aさんによると、事務所拡大のために20万円の母子福祉資金貸付金を借りようと市に相談したところ、「今のままでできるのではないか」と言って断られたとのことである。また、母子福祉資金貸付金を借りる際には保証人が必要であるが、Aさんの親が自営業なので保証人として認めてもらえないという問題もあったという（以上いずれも調査当時）。

### 第3節 児童扶養手当と養育費

以上それぞれの道をたどって経済的自立を目指す5人のシングルマザーの事例を紹介したが、実はEさんの事例を除いて、他の4人は全員児童扶養手当を受けている（第6-3-1表）。



ほとんどの母子世帯にとって、仕事から得られる稼働所得だけでは足りなくて、児童扶養手当に頼らざるを得ないのが現実だ。実際、このヒアリング調査とほぼ同時期に行ったアンケート調査（JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査 2007」）によると、児童扶養手当を「受給したことがない」または「収入要件で受給から外れた」と答えた母子世帯は、対象者全体の 10.0%に過ぎない。

第 6-3-1 表 調査対象者の概要

対象者	居住地域	当時の年齢	母子家庭の経過期間	最終学歴	末子の年齢	仕事の形態	昨年の年収	児扶受給状況	養育費の月額	調査時期
Eさん	北海道	39	6年9ヶ月	専門学校	8歳	自営	400万円	非受給	5万円	2007.11.17
Gさん	静岡県	23	3年	高校中退	3歳	正社員	236万円	満額	0円	2007.10.19
Hさん	千葉県	26	1年10ヶ月	専門学校	4歳	正社員	200万円	満額	2.5万円	2007.10.05
Dさん	大阪府	41	4年	短大	11歳	正社員	170万円	部分	0円	2007.10.11
Aさん	北海道	31	5年11ヶ月	高校	9歳	SOHO	280万円	満額	2万円	2007.09.11

注：ヒアリング調査は、中園桐代、渡邊木棉子、高田しのぶ、金井郁及び周が分担して行われ、周が資料の整理に当たった。

児童扶養手当のほか、元夫からの養育費も、母子世帯にとっては重要な非稼働所得の一つである。養育費を受給している母子世帯は全体の 2 割程度しかない中、本章で紹介した 5 事例のうち、元夫から養育費を貰っているのは、3 事例に上る。とくに、Eさんは子どもが満 20 歳まで月額 5 万円の養育費の取り決めをつけており、最も成功した事例といえる。元夫の支払い能力にもよるが、Eさんの場合、父親が裁判所勤務だったことで、養育費がすぐに決まった経緯があったという。

#### 第 4 節 結びにかえて—どこまで自立を求めるのか

Eさんのように自らの就業収入のみで完全なる経済的自立を果たすには、本人の努力とやる気のほか、多くの条件が必要となる。行政側には、これらの条件が満たされるように労働環境の整備が求められている。しかし一方で、支援があっても能力上の理由や子育ての都合上の理由等により、どうしてもこれらの条件を備えられない母親もいると思われる。

「シングルマザーにどこまで自立を求めるのか」は実に悩ましい問題である。福祉への依存を放任することでモラルハザードを招きかねないものの、過度に自立を求めるのも問題である。こうした中、国と自治体が確実にできることは二つある：①就業支援を継続することと、②非労働収入の源泉をなるべく多く確保・開拓してあげることではないかと筆者は考える。

## Q&A④—母子世帯になった理由は何なの？

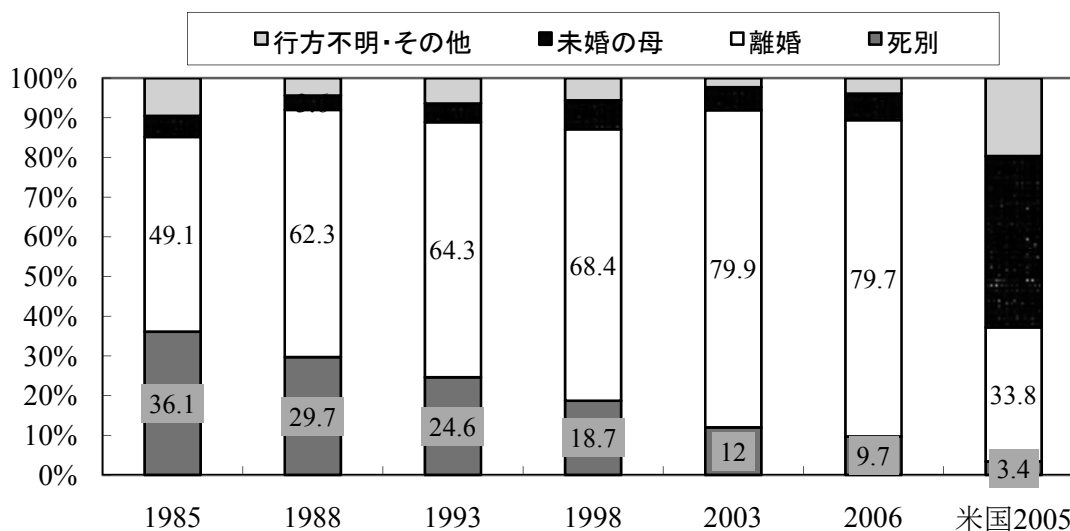
2006年現在、母子世帯になった理由は、約8割が「離婚」、1割が「死別」で、離婚母子世帯と死別母子世帯は概ね8：1の比率である。しかし、わずか20年前の1985年には、その比率は4：3程度だった。過去の20年間において、母子世帯となった理由は、「死別」から「離婚」へと大きくシフトした。

下図を見ると分かるように、1985年には母子世帯の3分の1強が「死別」によるものであるのに対して、2006年現在では死別による母子世帯が全体の1割未満となっており、死別が原因で母子世帯になった人の割合は激減している。

「死別」の減少に伴い、急速に増えているのは、離婚による母子世帯の数である。1985年には、離婚が原因で母子世帯となったケースは全体の半分未満であったが、2006年現在では離婚が原因での母子世帯は全体の8割近くまで占めるようになった。

一方、「未婚の母」も、若干増えているものの、米国等と比べると、その割合はわずかなものである。日本では、出産は婚姻を前提とするものという規範意識が依然として強いためだと考えられる。

第6-Q&A④-1図 母子世帯になった理由の構成比の変化



データ出所：「平成18年度全国母子世帯等調査結果」に基づく筆者が作成したものである。米国2005のデータは、米国商務省、Statistical Abstract of the United States2007（第64表）によるもので、18歳以下の子供が属している母子世帯の理由別構成比を表している。

## 第2部

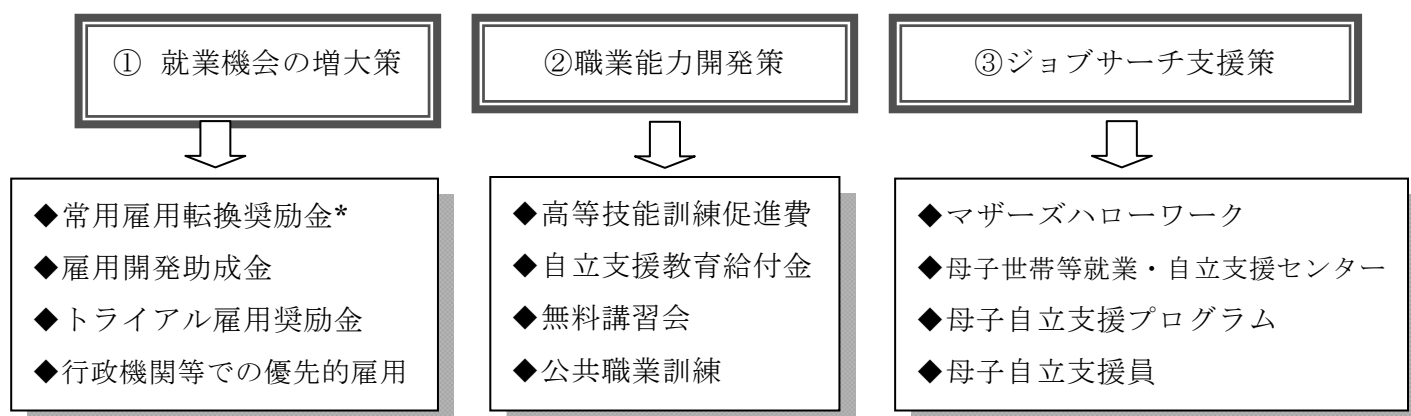
# 就業支援

## 第7章 国と自治体による就業支援

### 第1節 就業支援の3大ツール

これまでに国と自治体は、おおむね3つのツールを利用してシングルマザーに対して就業支援を行ってきた（第7-1-1図）。この3つのツールとは、①「就業機会の増大策」、②「職業能力開発策」、および③「ジョブサーチ支援策」のことである。

第7-1-1図 母子世帯向け就業支援の3大ツールとその代表的なメニュー



注：常用雇用転換奨励金制度は2007年度に廃止され、中小企業雇用安定化奨励金制度へと移行した。

まず、①「就業機会の増大策」としては、シングルマザーを雇い入れる企業に対して、助成金または奨励金を与える形で、求人需要を刺激しようとするものがもっとも一般的である。代表的なメニューには、シングルマザー等を1年以上の期間で継続雇用する事業所に出す「雇用開発助成金制度」（1人につき30～90万円）や、シングルマザー等を一定期間試行的に雇用する事業所に出す「トライアル雇用奨励金制度」（1人につき月4万円、最長3カ月）、及び非正規雇用のシングルマザーを社内で常用雇用に転換させた事業所に出す「常用雇用転換奨励金制度」がある（1人につき30万円）。また、国は地方自治体に対して、公共施設の求人におけるシングルマザーの優先的雇用や、行政機関の委託業務（会議の議事録の作成等）における母子福祉団体への優先的発注等を明文で要請している。

一方、②「職業能力開発策」は、シングルマザーにおける人的資本の増強に重点が置かれている。代表的メニューとしては、雇用保険に加入していないシングルマザー<sup>1</sup>が指定の教育訓練講座を受ける際にその費用を一部助成する「母子自立支援教育訓練給付金事業」（受講費用の2割、最大10万円）<sup>2</sup>や、看護師等の専門資格を取得する際にその学費・生活費を助成

<sup>1</sup> 厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2006年）によると、シングルマザーの43.7%が雇用保険に加入していない。

<sup>2</sup> 2007年10月以前には、母子世帯の自立支援教育訓練給付金制度における教育訓練費用の給付率は40%（最大20万円）に設定されていたが、2007年10月以降は、雇用保険制度の教育訓練給付の支給割合が40%→20%に引き下げられたことに伴い、20%の給付率（最大10万円）に改定された。

する「高等技能訓練促進費制度」（月額 70,500 円~141,000 円、最長 3 年間）があげられる。そのほか、返済義務があるものの、母子寡婦福祉貸付金制度を利用すれば、無利子で生活資金と技能習得資金を調達することも可能である。

そして、③「ジョブサーチ支援策」としては、シングルマザーに対して伴走型の個別サポートが強化されている。具体的なメニューには、子ども同伴可能や専任のスタッフ対応の「マザーズハローワーク」や、個別の就業相談に応じる福祉事務所の母子自立支援員、福祉ワーカーとハローワーク職員とのチーム制でのオーダーメイド式就業支援ー「母子自立支援プログラム」、シングルマザーに特化した就業相談機関ー「母子家庭等就業・自立支援センター」（以下「母子支援センター」）等がある。中でも、母子支援センターはマッチングの効率性こそハローワーク<sup>3</sup>に及ばないものの、母子世帯向けの支援メニュー全般（就業支援講習会、養育費、保育、法律相談など）を取り扱っているため、総合的なサポートを希望する母親にとっては強い味方となる。

## 第 2 節 それぞれの就業支援ツールをどう評価すべきか

上記の就業支援政策は、本当に狙い通りの効果があるのか。また、費用対効果の面で、効率性のある事業であるかについて、具体的な数字に基づいた政策評価が今後必要となってくるであろう。本節では、それぞれの支援ツールの位置づけと政策効果について総括的に議論したいと思う。

### 1. 就業機会の増大策ーパイの分配方法を変える

母子世帯向けの「就業機会の増大策」のほとんどは、「置き換え型」の需要刺激策である。「雇用開発助成金」をはじめ、「常用雇用転換奨励金」等の政策はすべて、仮に労働市場全体の需要は変わらないとして、如何にシングルマザー等の就業弱者を優先的に雇用してもらうかというところに腐心している。言い換えれば、これらの政策は、パイ全体の大きさが変わらない中、シングルマザーになるべく多くの分け前が行き渡るようにパイの分配方法を変えるものである。シングルマザーの就業機会が増加する分、「ゼロサムゲーム」であるために、他の労働者（主に有配偶者女性等）の就業機会が減少する可能性がある。

それでも、シングルマザー等の就業弱者に仕事の機会が優先的に振り分けられるこれらの政策は、社会の階層格差が過大とならないために必要であるとの考え方、いわば「弱者保護」には外部経済性を含んでいる、との説明が理にかなっている。また、雇用助成を通じて、低技能労働者に職業訓練の機会や比較的高い初任給を与えることができ、彼らの今後の雇用拡大につながることを期待される（DeVaro, 2001）。こうした理由から、日本のみならず、欧米

---

<sup>3</sup> 母子支援センターは、一部は独自の求人開拓も行っているものの、職業紹介を行う際には基本的にはハローワークの求人情報に頼っている。

にも同種の政策<sup>4</sup>が広く採用されている。

一方、雇用助成金制度をめぐる問題点が主に二つある。ひとつは、就業効果の持続性問題である。つまり、雇用助成の期限が切れた時に、企業は助成対象者を引き続き雇用してくれるかどうか、である。Hamersma(2008)は米国における同種の政策効果を計測したところ、助成対象グループの失業率が短期的には一定の改善がみられたものの、長期的にみるとほとんど変らなかったし、その雇用期間が長くなったわけでもなかったと結論づけた。もうひとつは、雇用助成金制度の適用自体が、対象者にとってスティグマとなることへの懸念である(Ehrenberg and Smith, 2011)。つまり、企業の人事担当者は雇用助成金の対象者であることを労働生産性のネガティブな指標にして捉える場合がある、とする見方である。

ちなみに、日本では、もっとも予算規模の大きい「雇用開発助成金」について、2009年度総額にして74億円の予算(母子世帯の分)が投じられている。これは、シングルマザーへの仕事の分配が一つ増えるごとに29万円要することを意味する(第7-2-1表)。そのほか、「常用雇用転換奨励金」制度と「トライアル雇用奨励金」についても、それぞれ1件につき30万円と12万円の費用がかかっている。これらの値段は果たして高いか安いかわかり、もっと効果的な支援方法がないか等について、今後検討の余地があると思われる。

第7-2-1表 シングルマザー向けの主な就業増大策の費用総額(2003-2006年度)

	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
雇用開発助成金(対象者数)	20,267	22,052	22,171	22,236	22,463	22,984	25,576
費用総額(億円)	53	57	58	58	59	61	74
常用雇用転換奨励金(対象者数)	11	33	44	28	—	廃止	廃止
常用雇用移行率	63.6%	72.7%	75.0%	100.0%	—		
費用総額(万円)	210	720	990	840	—		
トライアル雇用(対象者数)	175	251	323	327	290	219	149
常用雇用移行率	70.7%	77.9%	69.6%	71.7%	—	—	—
予算総額(万円)	58,275	36,000	36,000	7,500	—	—	—

資料出所：厚生労働省「母子世帯および寡婦の生活の安定と向上のための措置に関する基本的な方針に定められた施策に関する評価書」、「平成21年度母子家庭等対策の実施状況」(2010年10月5日)

注：トライアル雇用奨励金は、1件あたり最大12万円なので、実際の費用総額は予算総額よりはるかに低いと思われる。

## 2. 職業能力開発策—潜在成長率を高める

社会的弱者救済の方法として、経済学的に比較的好まれるのは、「職業能力開発策」である。日本だけでなく、諸外国でも、この種の政策が広く取られ、多くの場合には一定の政策効果が認められている。実証研究の代表例として、LaLonde(1986)があげられる。LaLonde(1986)が取り上げている米国の自然実験では、ランダムに選ばれた被験者が二つのグ

<sup>4</sup> 例えば、米国では、若者、障害者、福祉受給者等の就業弱者を雇う企業に最大1年間雇用助成金または税控除を与える制度として、Work Opportunity Tax Credit と Welfare-to-Work Credit がある。

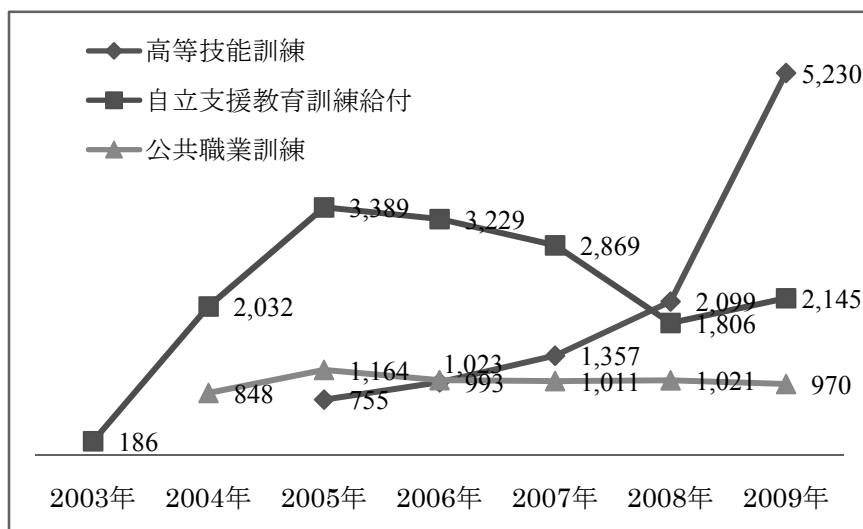
グループに分けられ、ひとつのグループには無料の職業訓練を与え、もう一つのグループには何も与えない。両グループにおける4年後の平均賃金を比較したところ、訓練を受けたグループの平均年収は、1,400ドル高いことが判明した。無料職業訓練にかかったコストは、1人当たり12,500ドルなので、これを投資だと例えれば、リターン率はおよそ10%程度となる計算である。

職業能力開発策は、経済学的に好まれる理由が別にもある。第一に、この政策は、市場競争原理を歪めない。また、この政策は、労働者の労働生産性を高めることが狙いなので、国全体の潜在成長率を高めることへと導く可能性が高い。それによって、新たな雇用が生まれ、今後の労働市場がより大きなパイになるとの期待が持てる。

母子世帯をはじめとする社会的弱者が「情報の欠如」（どこで何の訓練を受ければよいか分からない）および「流動性制約」（訓練資金を調達できない）に直面しているため、自力では最適水準の職業能力開発ができない。そこで国や地方自治体が介入して、社会的弱者に訓練情報を提供したり、資金を付与・貸付したりすることで、社会的弱者の職業能力開発を推進する政策が好ましいと考えられる。

第7-2-2図をみて分かるように、シングルマザー向けの3つの主要な職業能力開発事業のうち、高等技能訓練促進費は、利用件数が急速に伸びている。2005年では755件だった同支給件数は、2009年ではその7倍の5,230件へと大きく膨らんでいる。とくに2008年4月以降は（助成金額の引き上げと助成期間の延長を行った時期）、高等技能訓練促進費の支給件数が1年で2倍となった。

第7-2-2図 シングルマザー向けの職業能力開発支援事業の支給件数(2003～2009年度)



資料出所：厚生労働省「平成21年度母子家庭等対策の実施状況」（2010年10月5日）

注(1) 自立支援教育訓練給付の利用件数は、2007年度以降に減少している。主な原因は、受講費用の補助割合(40%→20%)および補助上限額(20万円→10万円)の引き下げ(2007年10月～)だと考えられる。(2) 公共職業訓練の支給件数とは、雇用保険受給資格者以外のシングルマザーで訓練手当(日額3,530～4,310円)を受給しながら公共職業訓練を受講した人数を指している。

では、高等技能訓練促進費のリターン率は、どのくらいと予想すれば良いのであろうか。実験データはないので、正確なリターン率は計算できない。そこで、仮にそれぞれの資格取得者の平均年収を訓練後の年収 ( $W_{af}$ ) とし、シングルマザーの平均年収を訓練前の年収 ( $W_{bf}$ ) とし、訓練期間中に就業できないために逸失した所得 (*Lostincome*) を母子世帯の平均年収と同程度と仮定すれば、既存統計からおおよその期待リターン率 ( $R$ ) を推測することが可能である。

$$R = \frac{(W_{af}^1 - W_{bf}^1) \times \Pr(\text{Newjob} = 1) + (W_{af}^2 - W_{bf}^2) \times \Pr(\text{Newjob} = 2) + (W_{af}^3 - W_{bf}^3) \times \Pr(\text{Newjob} = 3)}{\text{TrainingCost} + \text{LostIncome} \times 3\text{yrs}}$$

ここでは、 $W_{af}^1, W_{af}^2, W_{af}^3$  はそれぞれ訓練後に常勤 (Newjob=1)、非常勤 (Newjob=2) または非就業 (Newjob=3) した場合の平均年収である。訓練費用については、最大の場合(512万円)を想定し、非就業の場合の年収をゼロとする。第7-2-3表は、もっとも取得者数の多い7種類の資格について、その期待リターン率を試算した結果である。

第7-2-3表 高等技能訓練促進費の期待リターン率(2009年度)

	資格取得者数	常勤比率	非常勤比率	非就業比率	女性平均年収 (万円)			期待R		期待R (全体)	投資回収の所要年数
					常勤	非常勤	(時給)	常勤	非常勤		
看護師	715	85.3%	4.9%	9.8%	469.5	172.3	( 1,570 円)	20.7%	5.8%	18.0%	5.6
准看護師	754	57.8%	19.8%	22.4%	398.9	170.4	( 1,404 円)	13.8%	5.6%	9.1%	11.0
介護福祉士	26	65.4%	19.2%	15.4%	367.7	196.4	( 1,407 円)	10.8%	8.1%	8.6%	11.6
保育士	26	53.8%	30.8%	15.4%	323.1	180.5	( 968 円)	6.4%	6.6%	5.5%	18.2
理学療法士/ 作業療法士	26	92.3%	0.0%	7.7%	374.2	102.3	( 2,936 円)	11.4%	-1.0%	10.6%	9.5
歯科衛生士	12	50.0%	16.7%	33.3%	344.6	162.5	( 1,291 円)	8.6%	4.8%	5.1%	19.7

データ出所：厚生労働省雇用均等・児童家庭局家庭福祉課調べ、厚生労働省「賃金構造基本統計調査 2009年」  
注：(1)非常勤比率を算出する際には、「自営業・その他」も「非常勤」に分類されている。(2)母子世帯の平均年収は、厚生労働省(2006)「全国母子世帯等調査」の数値(全体 171万円、常勤 257万円、非常勤 113万円)を参照したものである。

第7-2-3表をみると、看護師や准看護師などの人気資格は、やはりリターン率も概ね高いことが分かる。とくに看護師の場合には、資格取得後に仮に常勤として働く場合には、リターン率は20.7%に達しており、投資は5年程度で回収できる見込みとなる。その他の資格について、常勤で働く場合には、6.4% (保育士) ~13.8% (准看護師) のリターン率が見込まれる。一方、資格取得後に非常勤として働く場合には、リターン率の低下がみられる。非常勤の看護師の場合には、リターン率は5.8%に落ち込み、保育士よりも低くなる。非常勤の理学療法士/作業療法士のように、リターン率がマイナスとなるケースもある。例外的なケース



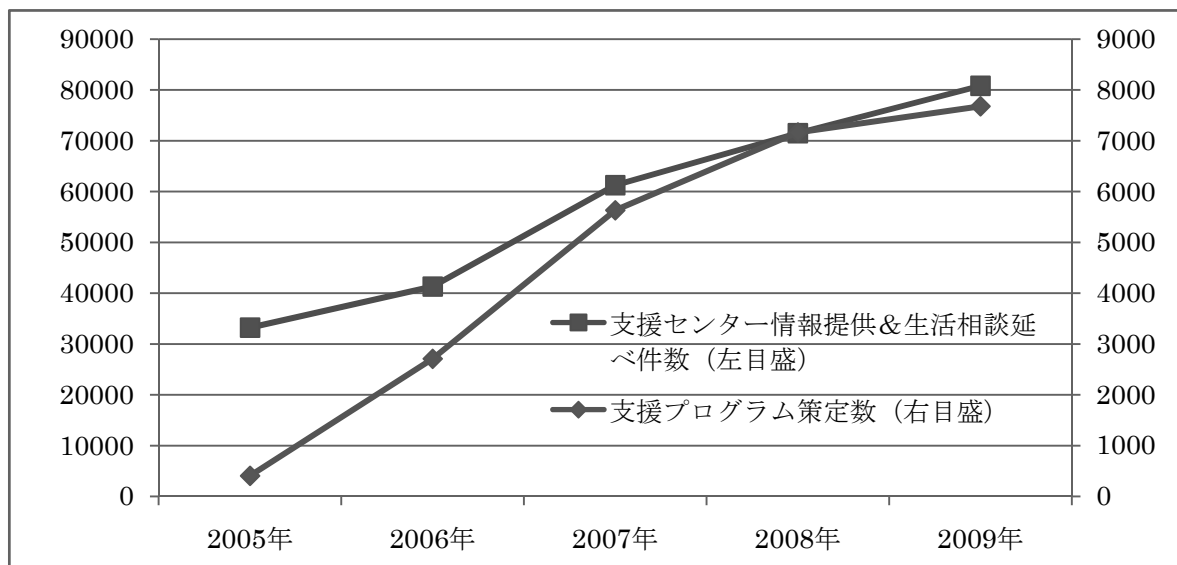
として、保育士は、非常勤就業のリターン率が常勤よりもわずかながら高い。資格取得者における実際の就業状況を加味した全体の期待リターン率は、5.1%（歯科衛生士）～18.0%（看護師）程度と推測される<sup>5</sup>。

### 3. ジョブサーチ支援策—就職のクオリティを高める

ジョブサーチ支援策に期待される主な効果は、①求職者のサーチコストの軽減、②求職期間の短縮、及び③職のマッチング度の向上の三つである。シングルマザーに与えられた特別なジョブサーチ支援メニューにおいては、「個別的サポート」と「総合的サポート」が2つのキーワードとなっている。そのいずれも、就職のクオリティ（質）を高めることを狙いとしている。つまり、シングルマザーが持つ様々な職業経験、資格、特技等を最大限に生かせるような職業や、子育てしながらも無理なく継続できる仕事と出会えるように、様々な手助けをすることである。

例えば、「母子自立支援プログラム」の場合には、母親の生活状況、就業への意欲、資格取得状況等が詳細に聞かれ、個別の支援計画書が策定される。直ちに職業紹介を行う場合もあるが、職業訓練を受けさせてからの場合もある。一方、「母子家庭等就業・自立支援センター」では、養育費の確保や子どもの保育園申請等の総合的サポート・助言を行いながら、ジョブサーチの援助を行っている（周 2008）。

第 7-2-4 図 主なジョブサーチ支援策の利用件数(2005～2009 年度)



資料出所：厚生労働省「平成21年度母子家庭等対策の実施状況」（2010年10月5日）

<sup>5</sup> この数値は、高等技能訓練促進費を受けて資格を取得した人に限って算出したものであることに留意されたい。促進費を受けながらも資格を取得できなかった人（ドロップアウト）の費用も含めて計算すると、期待リターン率がもっと下がる可能性がある。

第7-2-4図をみると、両事業における利用件数はともに順調に伸びている。2009年度現在、7,677人のシングルマザーが母子自立支援プログラムを利用して、求職または転職活動を行っていた。同時期に母子家庭等就業・自立支援センターがシングルマザーに提供した就職情報や生活相談が延べ8万件に達している。

しかしながら、これらのジョブサーチ支援策の効果測定がなかなか難しい。例えば、「母子自立支援プログラム」の場合には、2009年度の対象者の61.7%が就業しており、うち38.8%が常勤就業というデータがあるものの、これを持って事業の効果が低い（または高い）と結論づけることはできない。なぜならば、このプログラムを利用しなかった場合の就業実績と比較することができないからである<sup>6</sup>。一方の「母子家庭等就業・自立支援センター」の就業支援&生活相談を受けている人におけるその後の就職状況について、把握されているのはセンターに報告が上がっている一部のケースのみである。また、同時にいくつかの支援を受けている母親もいるので、それぞれの支援事業がどれほど就職に役に立ったのかを計測することは難しい。

今後は、シングルマザーへのアンケート調査を行い、ジョブサーチ支援を受けている母親と受けていない母親におけるその後の賃金や就業率を比較することで、政策評価を行うことは一つの方法となるであろう。あるいは、もっと厳密に政策の効果を測定したいのであれば、実験的手法（支援を与える実験グループと支援を与えない参照グループとの比較）を取り入れることもできる。ちなみに、欧米で行われたこの種の政策効果測定において、ジョブサーチ支援プログラムは就業率と賃金に一定のプラスの効果があると報告されている<sup>7</sup>。

### 第3節 在宅就業支援をめぐる新たな動き

上記で議論した支援ツールは、もっぱら主に企業に雇われて働くという標準的な就業を念頭に置いてきたものである。起業や在宅ワークへの支援がこれまで手薄だったといえる。そうした中、「安心子ども基金」を財源とした在宅就業支援事業が、2009年度から一部の自治体で試験的に行われてきた。

理論上、子育てしながら就業できる在宅ワークはシングルマザーにとって魅力的な働き方である。しかし、現実にはいくつかの高いハードルを乗り越えなければならない。たとえば、報酬が低い（とくに内職の場合）、安定的な受注を確保しにくい、業務開拓と品質の管理が母親一人では賄えない等の問題がある。

---

<sup>6</sup> 同時期に普通の求職者と同様にハローワークを利用したシングルマザーに比べると、プログラム利用者の就業率が高いものの、常勤比率が若干低めである。しかしながら、プログラム利用者はハローワーク利用者より元々就職力が弱い等、そもそも二つのグループの属性は大きく異なる可能性があるため、簡単な比較ができない。

<sup>7</sup> 例えば、米国Arkansas州とKentucky州Louisville市の同ジョブサーチ支援プログラムは、対象者の雇用率を5.3~6.2ポイント引き上げ、年収を487~643ドル引き上げる効果があったとの推定結果がある(Heckman他、1999、表22)。1人当たりの平均費用は206-244ドルなので、事業が効率的と認められる。

在宅就業支援事業の狙いは、こうした参入ハードルを下げることであった。具体的には、公募で選ばれた民間事業者に、①シングルマザーへの無料職業訓練（比較的高い報酬が見込まれる IT 分野を中心に）、②業務開拓、③品質管理等の業務を委託し、それに関わる諸費用を 2 年間国が全額助成する。この期間中民間事業者とシングルマザーの双方に体力をつけさせて、以降は、補助金に頼らずに民間独自の採算事業として継続してもらうのが狙いである。

2010 年末に、この事業を先行的に行った 15 自治体の事業概要がまとめられ、事業継続するためのノウハウや課題等が厚生労働省のホームページ<sup>8</sup>で紹介されていた（第 7-3-1 表）。在宅ワークとして選定された業務は、比較的高い報酬の見込まれるウェブサイト管理運営や OCR 処理等の IT 系（東京都、佐賀県）や、シングルマザーの馴染みやすい洋服のリフォーム・リメイク業務（北海道）、安定的な需要が見込まれるコールセンター業務（大阪府）等さまざまである。ほとんどの事業はまだ進行中なので、どの事業が優れているかを見極めることは難しいが、今後の進展に注目したい。

第 7-3-1 表 在宅就業支援事業の先行実施例

	委託先/再委託先	在宅ワークの主な内容	養成人数	1 人あたり費用
東京都	(財) 東京都母子寡婦福祉協議会/ NPO 日本 IT イノベーション協会等	中小企業を相手に、ウェブサイト管理運営、ビジネスサポート事業	120	327.7 万円
大阪府	(社福) 大阪府母子寡婦福祉連合会/ (株) プロエントコミュニケーションズ	コールセンター業務	180	89.7 万円
佐賀県	(有) プライム等民間企業 8 社	データ入力・OCR 処理、ウェブサイト管理運営等	120	396.8 万円
北海道	(株) ワイズスタッフ等民間企業 4 社	洋服のリフォーム・リメイク	300	201.8 万円

資料出所：「ひとり親家庭等の在宅就業支援フォーラム」発表用資料（2010.12.8）の再掲である。

注：養成人数に障害者、父子世帯、寡婦が一部含まれている。

#### 第 4 節 おわりに—支援情報の周知徹底

このようにシングルマザーへの就業支援は多岐にわたり、シングルマザーに周知されていないメニューも実に多い。たとえば、JILPT(2007)「母子家庭の母への就業支援に関する調査」によると、高等技能訓練促進費事業を知らないことを理由に、利用に至らなかった母親は全体の 63.2%にのぼる。その他の事業についても、周知の程度こそ異なるものの、いずれの支援メニューについてもその存在を知らないシングルマザーがかなりの割合にのぼることは事実である（JILPT2008）。

就業支援の効果を高めるには、こうした支援情報の周知徹底がまず必要である。シングルマザーが必ず訪れる場所（例えば、市役所）に「支援マップ」または「支援メニューの見取

<sup>8</sup> <http://www.mhlw.go.jp/hitorioya-zaitaku/index.html>

り図」を張ったり、メールやニュースレター等で定期的に支援情報を配信したりする方法が有効と考えられる。そのほか、支援メニューについて熟知した支援員を育成し、シングルマザーが良く訪れる場所に配置することも重要である。

## 参考文献

- 周燕飛(2008)「母子家庭の母への就業支援—母子寡婦福祉法改正以降の国と自治体の取り組み—」JILPT 労働政策研究報告書『母子家庭の母への就業支援に関する研究』No.101 第1章第3節
- DeVaro, J. (2001) “The Effect of Employer Recruitment Strategies on Job Placements and Match Quality”, Stanford Institute for Economic Policy Research, Discussion Paper 01-06
- Hamersma, S. (2008)“The Effects of an Employer Subsidy on Employment Outcomes: A Study of the Work Opportunity and Welfare-to-work Tax Credits,” *Journal of policy Analysis and Management* 27, 498-520
- Heckman, J., Lalonde, R., and Smith, J. (1999) “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs,” in Ashenfelter, O., and Card, D. (eds.) *Handbook of Labour Economics*, Vol.3a, Chap.31, 1865-2097, Amsterdam: Elsevier Science/North-Holland.
- JILPT (2008) 『母子世帯の母への就業支援に関する研究』 JILPT 労働政策研究報告書 No.101
- Katz, L. F. (1998) “Wage Subsidies for the Disadvantaged”, in Freeman, R. B. and Gottschalk, P. (eds.) *Generating Jobs: How to Increase Demand for Less-skilled Workers*, (NY: Russell Sage Foundation), 21-53
- LaLonde, R. (1986), “Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data” , *American Economic Review* 76, 604-620, Table2

第 7-付-1 表 母子世帯向けの主な就業支援事業の概況(2011 年度)

	母子家庭等就業・自立支援センター事業	自立支援教育訓練給付金事業	高等技能訓練促進費事業	母子自立支援プログラム策定事業
開始年月	2003年4月	2003年4月	2003年4月	2006年4月
実施主体	都道府県、指定都市、中核市(市、町村部に関しては都道府県)	都道府県、指定都市、中核市、市、福祉事務所設置町村	都道府県、指定都市、中核市、市、福祉事務所設置町村	都道府県、指定都市、中核市、市、福祉事務所設置町村
費用負担	国1/2、自治体1/2	国3/4、自治体1/4	国3/4、自治体1/4	国10/10
支援対象	母子世帯、父子世帯、寡婦等	雇用保険に加入していない児童扶養手当受給者又は同等の所得水準にある母子世帯の母	児童扶養手当受給者又は同等の所得水準にある母子世帯の母	児童扶養手当を受給している母子世帯の母
主な内容	<ul style="list-style-type: none"> <li>・就業相談</li> <li>・就業支援講習会</li> <li>・就業情報提供</li> <li>・弁護士による特別相談等</li> </ul>	<p>指定の教育講座の修了後に受講費用の20%を最大10万円を支給。                  ※2007年10月以前は費用の40%、最大20万円助成</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・指定の資格を取得するために2年以上養成学校に通学する場合において、養成期間の生活費を助成。</li> <li>・助成額は月額141,000円、入学支援修了一時金(5万円)あり。市町村民税課税世帯の場合には、半額支給。</li> <li>・助成期間は、全修業期間(2012年度以降に修業を開始する場合には、その後半の2分の1の期間)。</li> <li>※助成額の引き上げと助成期間の延長が2009年6月に行われた。</li> </ul>	<p>母子自立支援プログラム策定員が母子自立支援員、ハローワークと連携して、個々のケースに応じたきめ細かな就職支援を行う。</p>

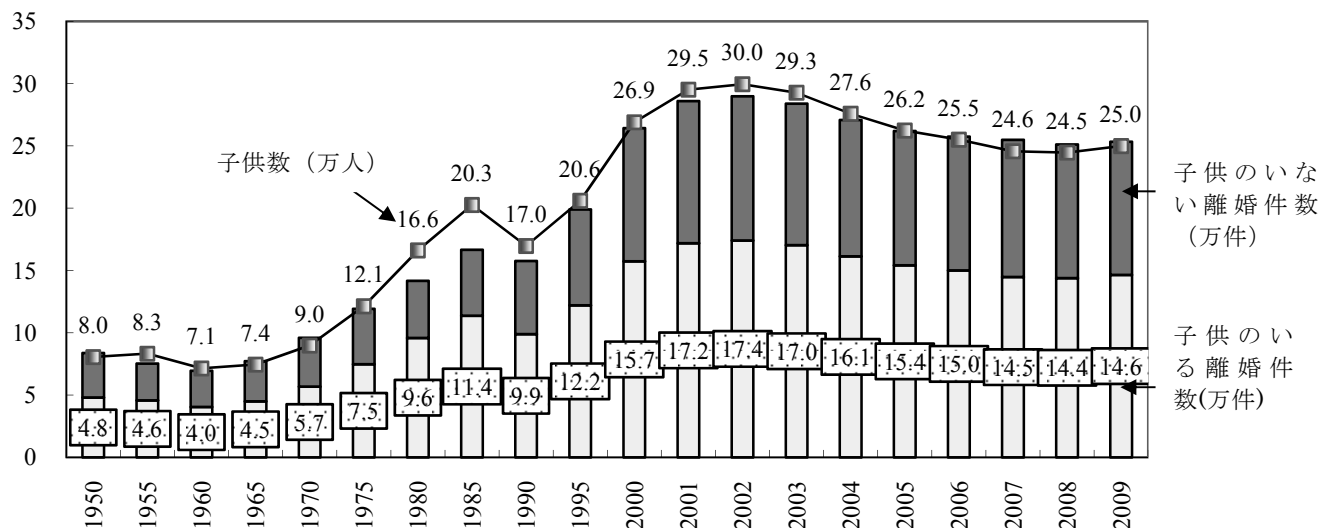
参考資料：周(2008)、厚生労働省『平成20年(2008)度母子家庭白書』

## Q&A⑤—離婚が本当に増えているの？

現在はそうでもないが、日本の離婚件数が、1960年代から2000年代前半にかけて急激に上昇していたのは事実である。下図が示すように、日本の離婚件数は、1960年以降ほぼ一貫して増加しており、1980年代後半では一時的に減少したものの、1990年以降再び増加に転じている。そのうち、総離婚件数の約6割を占める「子供のいる離婚件数」は、1990年の9.9万件から2002年の17.4万件へと大幅に増えている。2002年以降、子供のいる離婚件数は、少し落ち着きを見せているが、2009年現在も依然として年間14.6万件の高水準に止まっている。

それに伴い、親の離婚によって影響を受けた子供の数も1960年代以降急速に増えている。離婚に巻き込まれた子供の数は、1960年では年間7万人程度だったものが、1985年には20万人を超え、ピークの2002年では年間30万人に達している。2009年現在も、年間25万人の子供が親の離婚に巻き込まれている。この数字を国勢調査における20歳未満の子供人口で割ると、2005年現在、親が離婚した子供数の比率は、11.0‰（人口千対）にもなる<sup>9</sup>。これは、毎年100人に1人の子供が親の離婚によって新たにひとり親家庭に加わるとの計算になる。

第7-Q&A⑤-1 図 子供のいる離婚件数と親が離婚した子供数の推移(1950年～2009年)



資料出所：国立社会保障・人口問題研究所『一般人口統計—人口統計資料集(2011年版)—』

注：(1)元数値は、厚生労働省統計情報部『人口動態統計』による。(2)1970年以前は沖縄県を含まない。(3)子供とは、20歳未満の子である。

<sup>9</sup> 筆者の試算結果である。ちなみに、親が離婚した子供数の比率について、1950年は2.12‰、1960年は1.21‰、1970年は2.67‰、1980年は4.67‰、1990年は5.24‰、2000年は10.36‰である。1990年以降にその比率が急速に増えているのが分かる。

## 第8章 職業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動 —専門資格取得の影響について—

### 第1節 はじめに

1990年以後、欧米の先進国では母子世帯に対する政策は福祉援助から自立就業(welfare to work)へと大きく舵を切った。日本においても、母子福祉資金貸付けを行うほか、児童扶養手当による経済的支援政策(welfare policy)が実施されているが、2000年以後、シングルマザーの経済的自立を促進するため、シングルマザー向けの就業支援政策(work policy)が促進されている。その中の職業的自立促進事業(準備講習付き職業訓練)、自立支援教育訓練給付金の支給、高等技能訓練促進費の支給は、職業能力開発支援政策<sup>1</sup>として促進されている。

職業能力開発支援政策がシングルマザーの就業に与える影響については、人的資本理論に基づく考察が可能である。Becker(1964)、Mincer(1974)などの人的資本理論によれば、労働者あるいは企業は訓練を行うことによって、労働者の生産性が上昇し、それに対応して賃金が上昇すると説明している。まず、職業能力開発支援政策を実施することにより、シングルマザーは、職業技能の向上にともなって人的資本がより高度となり、訓練を受けた後の賃金が高くなる可能性がある。次に、シングルマザーの賃金が上昇する場合、市場賃金が留保賃金を上回ると、シングルマザーは就業を選択する可能性が高くなる。また、所得効果(income effect)よりも代替効果(substitution effect)の方が上回ると、シングルマザーの労働供給の量(たとえば、労働時間)が多くなる可能性もある<sup>2</sup>。つまり、他の条件が一定であれば、職業能力開発支援政策を受け、専門資格<sup>3</sup>を取得することなどを通じて賃金が上昇し、シングルマザーは就業者になる可能性が高くなり、また労働時間が長くなる可能性があると考えられる<sup>4</sup>。しかし、専門資格を取得しても、企業が資格の価値を十分に認めなかった場合、また企業が資格の価値を認めていても、長時間勤務をしいられるなどの労働条件にそこがある場合には、シング

<sup>1</sup> 母子家庭の母等の職業的自立促進事業(準備講習付き職業訓練)とは、就職前の準備段階としての準備講習と、実際の就職に必要な技能・知識を取得させるための職業訓練がセットで実施されることである。自立支援教育訓練給付金の支給とは、パソコン、ホームヘルパー等の教育訓練講座の受講に要した費用の一部を支給する政策である。高等技能訓練促進費の支給とは、看護師、介護福祉士等の経済的な自立を図る上で効果的な資格を取得するための受講期間中、生活費の負担の軽減を図り、当該資格の取得を支援する政策である。

<sup>2</sup> 労働者が自由に労働時間を決定できるという設定のもとで、労働者の賃金が増加した場合、労働者の労働時間にはどのような変化が起きるであろうか。労働時間が長くなるか、または短くなるかは、所得効果と代替効果という2つの効果の大きさによって決まる。賃金が増加すると、今まで通りの時間働いても自動的に収入が増えるという側面がある。今までと同じ収入でよければ、短い労働時間でも同じ収入を確保できる。この様に、賃金増加に伴い労働時間を短くする効果を所得効果という。一方、賃金が高くなるとそれに合わせて収入も増えるが、自由時間(余暇)を減らしてでも収入を増やそうという効果が生じる。これは代替効果と呼ばれ、労働時間を増やす方向に作用する。労働者の賃金が高くなった時に労働時間が長くなるか、または短くなるかは、これら所得効果と代替効果という相反する効果の大きさによって決まる。

<sup>3</sup> 専門資格は、専門的な知識や技術スキルを証明するものであり、また専門資格は国・協会などの組織により認定されるものである。本章では、調査票に基づいて専門資格は看護師、栄養士、教員、調理師、理・美容師、ホームヘルパー、介護福祉士、パソコン、簿記、その他の10種類に分類している。

<sup>4</sup> Connelly and Mimmel(2003)、Tekin(2007)は、実証研究の結果により、欧米において賃金率が高くなるほどシングルマザーの就業確率が高くなることを示している。

ルマザーは、必ずしも就業できるとはいえない。

したがって、上記のような、シングルマザー向けの職業能力開発支援政策の効果を考察するため、(1) どのような要因がシングルマザーの専門資格取得に影響を与えるか、(2) 専門資格を取得したことは、どの程度シングルマザーの賃金に影響を与えるか、(3) 専門資格を取得したことは、どの程度シングルマザーの労働供給(就業決定、就業形態の選択)に影響を与えるかの問題を明らかにすることは、重要な課題となっている。

本章では、2001年に日本労働研究機構(当時)が実施した「母子世帯の母への就業支援に関する調査」、2007年に労働政策研究・研修機構が実施した「母子家庭の母への就業支援に関する調査」の2時点のデータ(以下では、それぞれJIL2001母子世帯調査、JILPT2007母子世帯調査と略称する)を用い、実証分析を行い、上記の3つの問題を解明する。

本章の構成は以下の通りである。第2節でクロス集計から観察されたシングルマザーにおける専門資格と就業の状況を考察する。第3節で先行研究をサーベイした上で、仮説を設定する。第4節で計量分析の枠組みを説明する。そして第5節で計測結果を用いて仮説を検証する。最後に分析から得られた結論および政策示唆をまとめる。

## 第2節 データから観察されたシングルマザーの就業状況

### 1. シングルマザーになる前後の時期における専門資格などの就職に向けた準備の状況

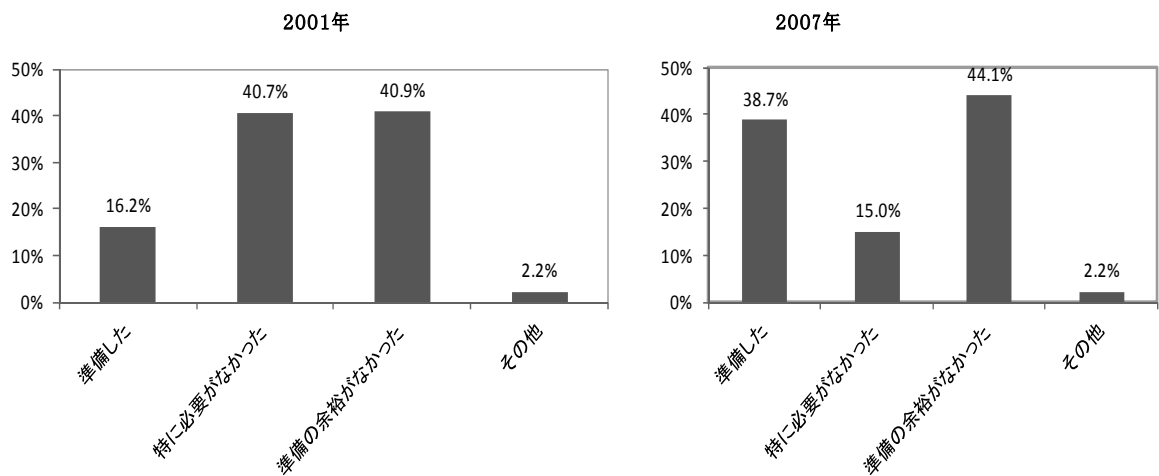
第8-2-1図はシングルマザーになる前後の時期における専門資格などの就職に向けた準備の状況を示している。

「準備した」と回答した者の割合は、2001年の16.2%から2007年の38.7%へと高くなっている。近年になるほど、母子世帯になる前後に、専門資格などの就職に向けた準備をする母の割合が増加している。

一方、「準備の余裕がなかった」と回答した者の割合は、いずれの時点においても、「準備の余裕がなかった」と回答した者の割合は約4割で一番高い。就職向けの準備をしないまま、シングルマザーになった者が多く存在していることをうかがわせる。



第 8-2-1 図 シングルマザーになる前後の時期における専門資格などの就職に向けた準備の状況

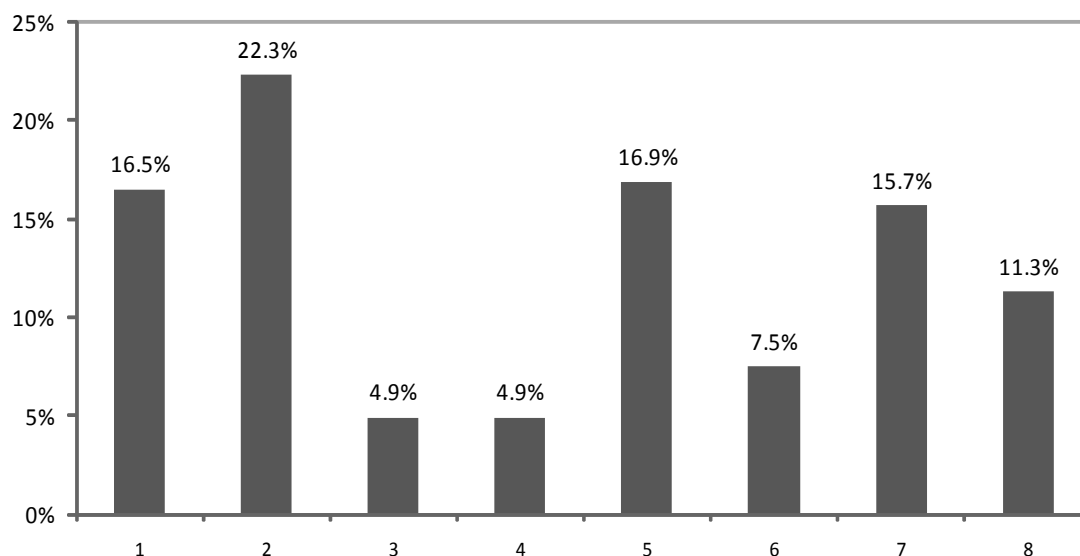


出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

## 2. シングルマザーになる前後の時期における就職に向けた準備の主な方法

第 8-2-2 図はシングルマザーが母子世帯になる前後の時期における就職に向けた準備の主な方法を示している。「母子福祉団体の主催する技能講習会に通った」と回答した割合が 22.3%で最も多い。次いで「職業訓練校など公共職業訓練施設に通った」と回答した割合が 16.5%となっている。つまり、母子福祉団体または公共職業教育訓練機関が主催した職業教育訓練を受けた者の割合は約 4割となっている。一方、「ハローワークの主催する技能講習会に通った」、「自治体主催の技能講習会に通った」と回答した割合はいずれも 4.9%で最も少ない。

第 8-2-2 図 シングルマザーになる前後の時期における就職に向けた準備の主な方法



出所:JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

- 注:1. 職業訓練校など公共職業訓練施設に通った  
 2. 母子福祉団体の主催する技能講習会に通った  
 3. ハローワークの主催する技能講習会に通った  
 4. 自治体主催の技能講習会に通った  
 5. 専修学校、各種学校に通った  
 6. 通信教育を受けた  
 7. 民間会社の主催する技能講習会に通った  
 8. その他

### 3. 専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーの就業形態の分布

第 8-2-3 表は専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーにおける就業形態の分布を示している。2001 年、2007 年において、いずれも正規就業者の割合は、専門資格を取得していたグループ（2001 年が 45.0%、2007 年が 27.8%）が専門資格を取得していなかったグループ（2001 年が 31.3%、2007 年が 19.3%）に比べて多い。一方、非正規就業者の割合は、専門資格を取得していたグループ（2001 年が 45.5%、2007 年が 58.9%）が専門資格を取得していなかったグループ（2001 年が 53.9%、2007 年が 68.1%）に比べて少ない。

また、非就業者の割合については、2001 年において専門資格を取得していなかったグループ（15.89%）が専門資格を取得していたグループ（9.5%）より多い。一方、2007 年において、非就業者の割合における専門資格を取得していたグループ（13.3%）と専門資格を取得していなかったグループ（12.6%）間の差異が小さくなっている。

第 8-2-3 表 専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーの就業形態の分布

資格取得状況	就業形態	就業形態			合計
		正規就業	非正規就業	無業	
<b>2001年</b>					
専門資格を取得していた	人数	359	363	76	798
	%	<b>45.0</b>	<b>45.5</b>	<b>9.5</b>	<b>100</b>
専門資格を取得していなかった	人数	280	474	142	896
	%	<b>31.3</b>	<b>52.9</b>	<b>15.8</b>	<b>100</b>
合計	人数	639	837	218	1,694
	%	37.7	49.4	12.9	100
<b>2007年</b>					
専門資格を取得していた	人数	329	696	157	1,182
	%	<b>27.8</b>	<b>58.9</b>	<b>13.3</b>	<b>100</b>
専門資格を取得していなかった	人数	23	81	15	119
	%	<b>19.3</b>	<b>68.1</b>	<b>12.6</b>	<b>100</b>
合計	人数	352	777	172	1,301
	%	<b>27.1</b>	<b>59.7</b>	<b>13.2</b>	<b>100</b>

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

#### 4. 専門資格の種類別にみたシングルマザーの就業形態の分布

第 8-2-4 表は専門資格の種類別にみたシングルマザーの就業形態の分布を示している。以下のことが指摘できる。

第 1 に、正規就業者になる割合は、2001 年、2007 年において、いずれも看護師、介護福祉士資格を取得していたグループの方が多い。

第 2 に、非正規就業者になる割合は、栄養士、理・美容師、ホームヘルパー、パソコンの資格を取得していたグループの方が多い。専門資格種類ごとに正規就業者、非正規就業者になる割合が異なることが見て取れる。

第 3 に、非就業者の割合は、2001 年にホームヘルパー（15.8%）、簿記（11.0%）、調理師（9.8%）の資格を取得していたグループの方が多く、2007 年にパソコン（18.9%）、教員（14.3%）、ホームヘルパー（12.7%）の資格を取得していたグループの方が多い。ただし、2001 年に比べ、2007 年の場合、専門資格を取得していたグループは非就業者になる割合がやや多くなっている。

第 8-2-4 表 専門資格の種類別にみたシングルマザーの就業形態の分布

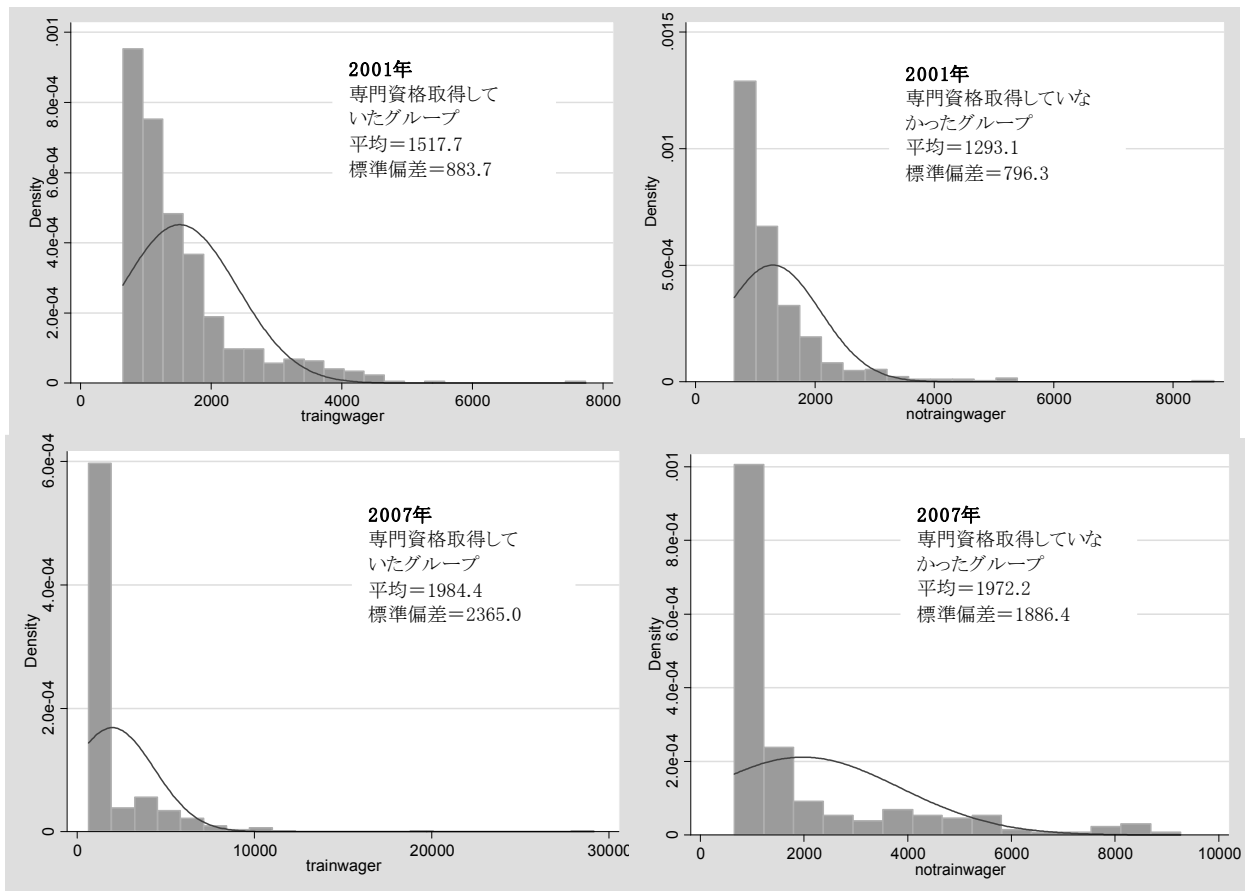
資格	週労働時間		正規就業	非正規就業	無業	合計
			2001年			
看護師	人数		74	11	3	88
	%		<b>84.1</b>	<b>12.5</b>	<b>3.4</b>	<b>100</b>
栄養士	人数		3	10	1	14
	%		<b>21.4</b>	<b>71.4</b>	<b>7.2</b>	<b>100</b>
調理師	人数		21	25	5	51
	%		<b>41.2</b>	<b>49.0</b>	<b>9.8</b>	<b>100</b>
教員	人数		37	31	3	71
	%		<b>52.1</b>	<b>43.7</b>	<b>4.2</b>	<b>100</b>
理・美容師	人数		12	29	4	45
	%		<b>26.7</b>	<b>64.4</b>	<b>8.9</b>	<b>100</b>
ホームヘルパー	人数		27	37	12	76
	%		<b>35.5</b>	<b>48.7</b>	<b>15.8</b>	<b>100</b>
介護福祉士	人数		12	1	1	14
	%		<b>85.8</b>	<b>7.1</b>	<b>7.1</b>	<b>100</b>
パソコン	人数		2	12	1	15
	%		<b>13.3</b>	<b>80.0</b>	<b>6.7</b>	<b>100</b>
簿記	人数		125	151	34	310
	%		<b>40.3</b>	<b>48.7</b>	<b>11.0</b>	<b>100</b>
その他	人数		46	56	12	114
	%		<b>40.4</b>	<b>49.1</b>	<b>10.5</b>	<b>100</b>
合計	人数		359	363	76	798
	%		<b>45.0</b>	<b>45.5</b>	<b>9.5</b>	<b>100</b>
<b>2007年</b>						
看護師	人数		14	7	3	24
	%		<b>58.3</b>	<b>29.2</b>	<b>12.5</b>	<b>100</b>
栄養士	人数		2	7	1	10
	%		<b>20.0</b>	<b>70.0</b>	<b>10.0</b>	<b>100</b>
調理師	人数		11	18	4	33
	%		<b>33.3</b>	<b>54.6</b>	<b>12.1</b>	<b>100</b>
教員	人数		14	34	8	56
	%		<b>25.0</b>	<b>60.7</b>	<b>14.3</b>	<b>100</b>
理・美容師	人数		5	12	1	18
	%		<b>27.8</b>	<b>66.7</b>	<b>5.5</b>	<b>100</b>
ホームヘルパー	人数		48	103	22	173
	%		<b>27.8</b>	<b>59.5</b>	<b>12.7</b>	<b>100</b>
介護福祉士	人数		9	7	1	17
	%		<b>52.9</b>	<b>41.2</b>	<b>5.9</b>	<b>100</b>
パソコン	人数		24	66	21	111
	%		<b>21.6</b>	<b>59.5</b>	<b>18.9</b>	<b>100</b>
簿記	人数		105	200	36	341
	%		<b>30.8</b>	<b>58.7</b>	<b>10.5</b>	<b>100</b>
その他	人数		22	62	11	95
	%		<b>23.2</b>	<b>65.3</b>	<b>11.5</b>	<b>100</b>
合計	人数		254	516	108	878
	%		<b>28.9</b>	<b>58.8</b>	<b>12.3</b>	<b>100</b>

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

## 5. 専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーの賃金分布

第 8-2-5 図は、専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーの賃金分布を示している。ここでは以下のことが示されている。

第 8-2-5 図 専門資格の取得の有無別にみたシングルマザーの賃金分布



出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

第 1 に、時間当たり賃金（以下では、賃金率と略称する）の平均値については、2001 年の場合、専門資格を取得していたグループが 1517.7 円であり、専門資格を取得していなかったグループが 1293.1 円である。2007 年の場合、専門資格を取得していたグループが 1984.4 円であり、専門資格を取得していなかったグループが 1972.2 円である。2 時点とも、賃金率の平均値は、専門資格を取得していたグループがそれ未取得してなかったグループに比べてやや高い。

第 2 に、賃金率の標準偏差については、2001 年の場合、専門資格を取得していたグループが 883.7 円であり、専門資格を取得していなかったグループが 796.3 円である。2007 年の場合、専門資格を取得していたグループが 2365.0 円であり、専門資格を取得していなかったグループが 1886.4 円である。2 時点とも、賃金率の標準偏差は、専門資格を取得していたグループがそれ未取得してなかったグループに比べて大きく、グループ内部の賃金格差は、専門資格を取得していたグループがそれ未取得してなかったグループに比べて大きい。

上記のクロス集計の結果により、専門資格の有無、専門資格の種類ごとにシングルマザーの就業形態の分布が異なることが示された。しかし、専門資格がどの程度シングルマザーの就業行動に影響を与えるかは必ずしも明確ではない。以下では、実証分析に関

する先行研究をサーベイしたうえで、計量分析を行い、仮説検証を試みる。

### 第3節 先行研究のサーベイと仮説の設定

#### 1. 理論根拠と先行研究のサーベイ

##### (1) どのような労働者が専門資格を取得したか

専門資格の取得は、労働者自身の人的資本への投資となる。労働供給側から考えると、専門資格を取得できるかどうかは、少なく見積っても3つの要因から影響を受けている。

第1に、学習能力である。他の条件が一定であれば、学習能力が高いほど、専門資格を取得する可能性が高くなると考えられる。一般的に、教育水準を学習能力の代理指標として用いることが多い。つまり、教育水準が高ければ高いほど、専門資格を取得する確率が高くなると考えられる。

第2に、学習意欲である。他の条件が一定であれば、学習意欲が高ければ、専門資格を取得する可能性は高いと考えられる。

第3に、資金の制約である。専門資格を取得するため、交通費、教材費、授業料などの資金を支払うことが必要である。これらの資金は人的資本への投資になる。金融市場が不完全競争市場であり、労働者が市場から資金を借りることができなければ、人的資本への投資ができない可能性が存在する。つまり、専門資格を取得したい者は、経済学で言われる「流動性制約」の問題に直面する。高所得層である場合または他の親族からの援助がある場合は、そうではない場合に比べ、資金の制約の影響は小さくなるため、人的資本へ投資する可能性が高くなり、専門資格を取得する可能性は高くなると考えられる。したがって、家計資産、親族援助などの所得要因も専門資格の取得に影響を与えると考えられる。

##### (2) 専門資格の取得は賃金を高めるか

人的資本理論によれば、個々の労働者の賃金は人的資本（一般人的資本、企業特人的資本<sup>5)</sup>）により決定され、労働者が持つ人的資本が上昇すれば、労働生産性が上昇し、労働者の賃金が高くなることが説明されている。専門資格を取得しないグループに比べ、専門資格を取得したグループにおいて、労働者が持つ一般人的資本が多くなり、賃金が高くなると考えられる。一方、企業が企業特人的資本を重視する場合には、一般人的資本としての専門資格が高く評価されない可能性もある。専門資格の賃金への影響は、専門資格の種類、企業の内部労働市場の構造に関連するため、専門資格を取得しなかった者に比べ、専門資格を取得した者の賃金は必ずしも高くなるとはいえない。この点については、実証研究の結果を用いて検討する必要がある。

専門資格の取得がシングルマザーの賃金に与える影響に関する直接な実証分析については、ほとんど行われていないが、教育訓練の賃金への影響に関するいくつかの実証研究がある。以下では、主に日本における教育訓練の賃金への影響に関する実証研究をま

---

<sup>5)</sup> 人的資本理論によれば、一般人的資本とは、身に付けた知識や技能などが勤めている企業のみならず、他の企業においても共通に役立つものであり、これは学校教育などを通じて形成される。一方、企業特人的資本とは、企業で仕事を通じて形成されるものである。

とめておこう。

Kurosawa(2001)は北九州市で行われたアンケート調査の個票データを用いた分析結果により、企業による教育訓練は賃金変化にプラスの影響を与えるが、自己啓発は賃金変化に有意な影響を与えていないことを示している。

奥井(2002)は、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用い、段差モデルによって、仕事に役立てる目的で過去2年間に通信教育を受けた場合に時間給が高くなること、企業による教育訓練を過去2年間続けて受けた場合も時間給が高くなること、を結論づけている。

吉田(2004)は、家計経済研究所の1993～1999年「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて、女性労働者の自主的な自己啓発がその後の賃金に与える効果をマッチング法で分析し、自己啓発を行っても月収は変化しないが、通学講座や通信講座を受講すると4年後に年収が上昇することを指摘している。

戸田・樋口(2005)は、家計経済研究所の1992～2004年「消費生活に関するパネル調査」の個票データを活用し、固定効果モデルを用い、企業による教育訓練が労働者の1年後、2年後の賃金に与える影響に関する実証分析を行い、全期間において、企業による教育訓練は労働者の1年後の賃金には有意な影響を与えていないが、2年後の賃金にプラスの影響を与えることを示している。

### (3) 専門資格の取得はシングルマザーの就業を促進するか

専門資格取得のシングルマザーの就業行動に与える影響は、人的資本理論とスクリーニング仮説により説明できる。

まず、新古典派の経済学では、主体的均衡モデルによれば、労働者の就業選択は予算制約線(市場賃金 market wage)と効用水準(余暇嗜好)によって決定される。市場賃金が留保賃金(reservation wage)を上回れば就業することを決定する。資格を取得しなかった場合に比べ、専門資格を取得した場合、企業がその専門資格の価値を労働者が持つ人的資本(例えば、専門の業務を遂行する能力)として認め、それに対応して賃金水準が引き上げられる可能性が高い。賃金水準が上昇する場合、代替効果が所得効果を上回ると、就業の確率は、専門資格を取得したグループの方が専門資格を取得しなかったグループに比べて高くなる。

次に、専門資格のスクリーニング効果(screening effect)<sup>6</sup>が存在する場合、企業は専門資格を持つ者の能力(例えば、業務遂行能力、学習能力、観察できない能力素質など)が専門資格を持っていない者に比べて前者のほうが高いと判断すると、他の条件(例えば、学歴、年齢、健康状況など)が一定であれば、専門資格を持っていない者に比べ、専門資格を持っている者が採用される可能性は高くなる。

---

<sup>6</sup> スクリーニング理論は、スペンスのシグナル理論(Spence 1973)とアローのフィルタ理論(Arrow 1973)に代表される。スクリーニング理論によれば、学歴は能力の識別手段として位置づけられると指摘されている。つまり、学歴が企業の雇用における選択装置となっており、「高学歴=高能力の代理=高学歴者が企業に選択されること」という連鎖関係が存在することが説明されている。

専門資格の取得がシングルマザーの労働供給に与える影響は、こうした期待賃金効果とスクリーニング効果が複合して作用した結果だと考えられる。上記より、他の要因が一定であれば、専門資格を取得しなかったグループに比べ、専門資格を取得したグループの場合、シングルマザーは就業する可能性が高いと考えられる。

続いて、専門資格の取得がシングルマザーの就業に与える影響に関する実証研究については、周（2011）は、JILPT2007 母子世帯調査の個票データを用い、看護師、准看護師、調理師、介護福祉士、簿記といった専門資格を持つことは、シングルマザーの正規就業者になる確率に有意なプラスの影響を与えると指摘している。また、高田（2008）は、JILPT2007 母子世帯調査の個票データを利用し、多項ロジットモデルを用いた就業形態選択関数の推定を行った結果、准看護師、調理師、介護福祉士、簿記の資格、PC 文書作成能力があると正社員になる確率が高くなること、および母子世帯になった後に取得した資格の方が正社員になる確率に与える影響は大きいことを示している。

## 2. 本章の特徴

上記の先行研究においてはいくつかの課題が残っているが、それに対して、本章は以下のような特徴を持つ。

第1に、シングルマザーのグループにおいて、どのような要因が専門資格の取得に影響を与えるかに関しては、実証分析がほとんど行われていない。本章では、シングルマザーが専門資格を取得する決定要因に関する分析を行った上で、シングルマザーを対象とする職業能力開発支援方法を提言する。

第2に、専門資格を取得すれば、シングルマザーが持つ人的資本が多くなるため、賃金が高くなる可能性が存在する。つまり、専門資格を取得させることは、母子世帯の貧困削減対策の一環となっていると期待できる。しかし、専門資格の取得がシングルマザーの賃金に与える影響に関する実証分析はほとんど行われておらず、専門資格取得の賃金への影響は明確ではない。本章では、専門資格の取得がシングルマザーの賃金に与える影響に関して分析を行い、専門資格取得は賃金上昇の効果を持つかどうかを検証する。

第3に、先行研究では、資格の種類がシングルマザーの就業形態の選択（とくに正規就業確率）に影響を与えることが指摘されているが、専門資格の取得と就業選択の2つの意思決定における同時決定の可能性が存在すると考えられる。本章では、資格取得の取得と就業選択の2つの意思決定における同時決定の可能性が存在するかどうかを検討したうえで、シングルマザーにおける就業および就業形態の選択に関する実証分析を行う。



## 第4節 計量分析の方法

### 1. 用いたデータ

本章の分析では、2001年に日本労働研究機構(当時)が実施した「母子世帯の母への就業支援に関する調査」(以下では、JIL2001 母子世帯調査と呼ぶ)、および2007年に労働政策研究・研修機構が実施した「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(以下ではJILPT2007 母子世帯調査と呼ぶ)の2つの個票データを用いる。2つの調査の調査対象は死別、離別、未婚などにより、現在、配偶者のいない60歳未満の女性が20歳未満の子供を育てている世帯である。調査方法については、JIL2001 母子世帯調査は2001年の国勢調査で設定された調査地域を抽出し、その地域の住民基本台帳から、60歳未満の母親と20歳未満の子供のみで構成されている5000世帯を抽出して調査対象とした。この中で父親が単身赴任しているケースは除外した。一方、JILPT2007 母子世帯調査は、全国20の自治体の母子家庭等就業・自立支援センターなどが保有している名簿登録者から6226世帯の協力者を選定して行った調査である<sup>7</sup>。JIL2001 母子世帯調査に比べ、JILPT2007 母子世帯調査で新しい調査項目を追加したが、2つの調査で共通な質問項目が多く設けられているため、2時点に関する分析が可能である<sup>8</sup>。

分析では2時点の調査の質問項目に基づいて共通の変数を用いている。第8-4-1表では設定した変数を、また第8-4-2表では各変数の記述統計量をそれぞれ示した。以下では変数の設定について説明する。

まず、就業(就業=1、非就業=0)の2値変数および就業形態(正規就業、非正規就業、非就業)カテゴリ変数を被説明変数として設定した。

次に説明変数の設定について説明する。分析では、以下のような説明変数を用いている。

第1に、専門資格は、専門資格の取得ダミー、専門資格の種類ダミーに分けて設定した。2時点の調査項目に合わせて、共通の専門資格(看護師、栄養士、調理師、教員、理・美容師、ホームヘルパー、介護福祉士、パソコン、簿記、その他)をグルーピングしてそれぞれのダミー変数を設定した。

第2に、個人属性に関連する各変数は以下の通りである。

(1) 賃金関数で学歴<sup>9</sup>、年齢<sup>10</sup>、健康、パソコンの使用<sup>11</sup>は人的資本の代理指標として設定した。専門資格取得の確率に関する分析では学歴は学習能力の代理指標<sup>12</sup>として

<sup>7</sup> JILPT2007 母子世帯調査は、JIL2001 母子世帯調査のように住民基本台帳から調整対象世帯を無作為抽出していない一方、シングルマザーへの公的就业支援政策を利用するケースが多いことはメリットである。ここで2つの調査の調査方法が異なることを留意されたい。

<sup>8</sup> JIL2001 母子世帯調査、JILPT2007 母子世帯調査に関する詳細な説明については、日本労働研究機構(2003)、労働政策研究・研修機構(2008)を参照されたい。

<sup>9</sup> 学歴は中学校、高校、短大、大学・大学院に分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

<sup>10</sup> 年齢は20～29歳、30～39歳、40～49歳、50～59歳の各グループに分けて年齢階層ダミー変数を設定した。

<sup>11</sup> 周(2008)は、JIL2001 および JILPT2007 の母子世帯調査の個票データを用い、OLSによって「PCの使用」は6.1～15.5%程度の賃金上昇効果があるが、操作変数法で推計した結果ではこうした効果が確認できなかったと指摘している。本章では、PCの使用の影響に関する詳しい分析を行わず、その影響をコントロールするため、パソコンの使用ダミーを設定した。

<sup>12</sup> 学習能力の代理指標については、実証研究では知能テストの点数や両親の学歴などはよく用いられてい

も用いている。

(2) 資格取得準備ありダミーは学習意欲および就業意欲の代理指標として設定した。

(3) 就業選択関数で非勤労所得、住宅状況<sup>13</sup>、両親や親族からの援助、子供の数、末子の年齢を留保賃金の代理指標として設定した<sup>14</sup>。

第3に、医療保険加入、年金加入により、社会保障移転給付を受けることになる。他の所得が一定である場合には、社会保障移転給付を受けていないグループに比べ、社会保障移転給付を受けているグループでは、社会保障移転給付を通じて非勤労所得が高くなる。そのため、医療保険加入、年金加入などの社会保障制度がシングルマザーの就業行動に影響を与えると考えられる。ただし、阿部・大石(2005)は、3時点(1995年、1998年、2001年)の「国民生活基礎調査」の個票データを用い、1997年の児童扶養手当制度の変更が母親の就業および賃金に与えた影響に関する実証分析を行い、児童扶養手当は母親の就業に影響を与えるが、その賃金には有意な影響を与えていないとの結果が得られた。社会保障制度の影響をコントロールするため、医療保険加入、年金加入、児童扶養手当取得の各ダミー変数を設定した。

第5に、地域ごとにマクロ社会経済の環境が異なり、また地域ごとに保育費が異なると考えられる。これらの影響をコントロールするため、地域ダミー<sup>15</sup>を設定した。

第6に、ヘックマンの二段階推定法<sup>16</sup>では、連立方程式を用いている。識別問題に対処するため、就業選択関数において賃金関数で含まれていない説明変数(婚姻状況、子供の数、末子の年齢、家族などの援助、社会保障制度の加入、非勤労所得、住宅状況、資格取得準備)を用い、また賃金関数では就業選択関数では含まれていない就業履歴ダミー変数(継続就業、結婚・出産後の再就職、就業しなかった、その他)<sup>17</sup>を用いる。

---

るが、JILPT2007年母子世帯調査において、これらに関する質問項目を設けていない。そのため、専門資格取得に関する分析では学歴を学習能力の代理指標として用いている。

<sup>13</sup> 住居状況は、持家、親・親族の持家、公営賃貸住宅、民間賃貸住宅など(民間賃貸住宅、社宅・寮などの給与住宅、母子生活支援施設などの社会福祉施設、その他を含むもの)の4種類に分けて設定した。民間賃貸住宅、社宅・寮などの給与住宅、母子生活支援施設などの社会福祉施設、その他のケースが少ないため、1つのグループとした。

<sup>14</sup> 親との同居は留保賃金の1つの指標であると考えられるが、本章では非勤労所得の変数は、調査対象以外の家族構成員の収入を含めている。また両親や親族からの援助、住宅状況(親・親族の持ち家など)を説明変数として用いている。これらの説明変数と親との同居における多重共線性の問題が存在する可能性があると考えられる。そのため、本章では親との同居ダミーを用いていない。

<sup>15</sup> JIL2001は47都道府県に対する調査であるが、JILPT2007は18都道府県および自治体に対する調査である。本章では、首都圏ダミー(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県=1、他の地域=0)を用いる。

<sup>16</sup> ヘックマンの二段階推定法は最尤法に基づく同時決定モデルである。このモデルに関する数理的説明については、Heckman(1976、1979)を参照されたい。

<sup>17</sup> 就業履歴の変数設定については、質問項目「母子世帯になる前のあなたの働き方は次のどれが一番近かったでしょうか」に基づいて、「最初に就職した仕事をずっと続けていた場合、あるいは転職したが、仕事を概ね続けていた場合=1、それ以外=0」を継続就業ダミーとし、「結婚、出産などで退職し再び働いていた場合=1、それ以外=0」を退職した後の再就職ダミーとし、「就業経験はなかった場合=1、それ以外=0」を就業しなかったダミーとし、「その他=1、それ以外=0」をその他ダミーとしてそれぞれの変数を設定した。

第 8-4-1 表 変数の設定

変数の種類	変数名		
被説明変数	就業	就業=1、非就業=0	
	就業形態	1. 正規就業 2. 非正規就業 3. 無業	
観察変数	専門資格	1. 専門資格取得ダミー(取得した=1、取得しなかった=0) 2. 専門資格の種類ダミー 専門資格なし(専門資格なし=1、それ以外=0) 看護師(看護師・准看護師=1、それ以外=0) 栄養士(栄養士=1、それ以外=0) 調理師(調理師=1、それ以外=0) 教員(教員=1、その他=0) 理・美容師(理・美容師=1、それ以外=0) ホームヘルパー(ホームヘルパー=1、それ以外=0) 介護福祉士(介護福祉士=1、それ以外=0) パソコン(パソコン=1、それ以外=0) 簿記(簿記=1、それ以外=0) その他(その他の資格=1、それ以外=0)	
統御変数	人的資本	学歴ダミー	中学校、高校・専修学校、短大・高専、大学・大学院の4種
		年齢	「あなたの現在の年齢」に基づいて設定
		健康ダミー	「よい、まあよい=1、それ以外=0」
		パソコン使用ダミー	「使っている=1、使っていない=0」
	留保賃金	子供の数	「あなたのお子さんは全部で何人ですか」に基づいて設定
		末子の年齢	「一番年上の子の年齢」に基づいて設定
		住宅種類ダミー	持家、親・親族の持家、公営賃貸住宅、 民間賃貸住宅・その他の4種、
		非勤労所得	「世帯総収入－シングルマザーの勤労所得」により計算
		両親や親族からの援助ダミー	「受けている=1、受けたことがない=0」
	政策要因	児童扶養手当取得ダミー	「現在児童扶養手当を取得している場合=1、取得しない場合=0」
		医療保険加入ダミー	「加入している=1、それ以外=0」
		公的年金加入ダミー	「加入している=1、それ以外=0」
	地域要因	首都圏ダミー	「埼玉県、千葉県、神奈川県、東京都=1、それ以外=0」
	就業履歴	継続就業	「最初に就職した仕事をずっと続いていた場合、 仕事を概ね続けていた場合=1、それ以外=0」
		退職した後の再就職	「結婚、出産などで退職し再び働いていた=1、それ以外=0」
		就業しなかった	「就業経験はなかった=1、それ以外=1」
		その他	「その他=1、それ以外=0」
	その他	母子家庭となった理由	「離婚=1、死別、別居、未婚・非婚、その他=0」
		資格取得準備ダミー	「準備した=1、それ以外=0」

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者作成。

第 8-4-2 表 記述統計量

	2001年				2001年			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
専門資格取得 (%)	46.9%		0	1	67.5%		0	1
専門資格種類の構成 (%)								
看護師	6.2%		0	1	3.7%		0	1
栄養士	2.0%		0	1	2.3%		0	1
調理師	4.9%		0	1	5.2%		0	1
教員	6.2%		0	1	8.3%		0	1
理・美容師	3.2%		0	1	2.1%		0	1
ホームヘルパー	6.3%		0	1	23.2%		0	1
介護福祉士	1.2%		0	1	2.1%		0	1
パソコン	2.6%		0	1	19.8%		0	1
簿記	18.4%		0	1	27.8%		0	1
その他	25.0%		0	1	7.2%		0	1
就業形態の構成 (%)								
正規就業	37.7%		0	1	27.1%		0	1
非正規就業	49.4%		0	1	59.7%		0	1
非就業	12.9%		0	1	13.2%		0	1
週労働時間 (時間)	40	11	2	84	32	16	1	120
賃金率 (円)	1411	850	650	8681	1858	1733	651	9259
年齢階層の構成 (%)								
20～29歳	7.8%		0	1	7.1%		0	1
30～39歳	34.4%		0	1	43.1%		0	1
40～49歳	46.1%		0	1	40.2%		0	1
50～59歳	11.7%		0	1	9.6%		0	1
学歴の構成 (%)								
中学校	13.4%		0	1	6.2%		0	1
高校	63.4%		0	1	62.7%		0	1
短大	15.9%		0	1	23.0%		0	1
大学・大学院	7.4%		0	1	8.1%		0	1
健康	35.4%		0	1	32.1%		0	1
パソコン使用	33.0%		0	1	72.4%		0	1
就業履歴の構成 (%)								
継続就業	0.317		0	1	0.214		0	1
退職した後の再就職	0.258		0	1	0.307		0	1
就業しなかった	0.390		0	1	0.442		0	1
その他	0.035		0	1	0.037		0	1
子供の数 (人)	2	1	1	7	2	1	1	6
末子の年齢 (歳)	13	5	0	20	9	5	0	20
親族の援助あり	41.7%		0	1	72.6%		0	1
社会保障制度の構成 (%)								
年金加入	93.3%		0	1	85.7%		0	1
児童手当取得	62.7%		0	1	83.9%		0	1
非勤労所得 (万円)	72	209	0	2520	66	115	0	1343
住宅状況の構成 (%)								
自分持家	24.8%		0	1	12.2%		0	1
親・親族持ち家	23.1%		0	1	29.6%		0	1
公営賃貸住宅	19.1%		0	1	24.9%		0	1
民間賃貸住宅・その他	33.0%		0	1	33.3%		0	1
資格取得準備あり (%)	16.2%		0	1	38.7%		0	1
母子家庭となった理由 (%)								
離婚	70.8%		0	1	87.7%		0	1
首都圏 (%)	25.4%		0	1	18.5%		0	1
サンプルサイズ	1309				1122			

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

## 2. 推定モデル

計量分析の手順としては、以下の通りである。

まず、専門資格を取得する確率に関するプロビット分析を行い、シングルマザーにおける専門資格取得の決定要因を明らかにする。

次に、ヘックマン二段階の推定法を用い、就業しているシングルマザーの賃金関数を推定し、専門資格取得がシングルマザーの賃金に与える影響を解明する。

最後に、プロビット分析および多項ロジットモデルを用いて、専門資格取得がシングルマザーの就業確率、就業形態の選択に与える影響に関する分析を行う。以下では、各推定式を定式化する。

まず、専門資格を取得する確率に関するプロビット分析モデルは(1)式で示される。

[専門資格の取得関数]

$$\Pr(H_i = 1) = \Pr(H_i^* \geq 0) = \Phi(b + \kappa_X M_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

$M$  : 年齢、学歴、健康、パソコン使用、職業経歴、母子世帯となった理由、子供の数、末子の年齢、親族からの援助有無、非勤労所得、児童扶養手当取得、住宅状況、資格取得準備あり、地域

(1)式では、 $\Pr(H_i = 1) = \Pr(H_i^* \geq 0)$ は専門資格を取得した確率を示す。添字 $i$ は個々の労働者(以下、同様)を示す。 $\Phi(\cdot)$ は確率分布関数で、これは正規分布に従う。 $b$ は定数項、 $M$ は各要因、 $k$ はそれらの推定係数、 $\varepsilon$ は誤差項を示す。推定係数 $k_X$ における学歴ダミーの推定係数を用いて仮説1を検討する。

次に、賃金関数を説明する。ここで、注意すべき問題点がある。Heckman(1976)によると、OLSの賃金関数((2.1)式)では、(2.3)式で示すようなサンプル・セレクション・バイアスの問題が生じる可能性が存在する。つまり、OLSの分析結果では就業している者の賃金しか観察できず、就業していない者の留保賃金が観察できない問題点が残っている。この問題に対処するため、本章では(2.4)式で示されるような、ヘックマン二段階推定法を用いて賃金関数を推定する。

[ヘックマンの二段階推定法の賃金関数]

$$\ln wage_i = c + \gamma_{skill} skill_i + \gamma_N N_i + u_i \quad (2.1)$$

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr(Y_i^* \geq 0) = \Phi(a + \beta_X X_i + v_i) \quad (2.2)$$

$$Cov(u, v) \neq 0 \quad (2.3)$$

$$\ln wage_i = c + \gamma_{skill} skill_i + \gamma_N N_i + \gamma_\lambda \lambda_i + \varepsilon_i \quad (2.4)$$

$N$  : 専門資格取得(あるいは専門資格の種類)、年齢、学歴、健康、パソコン使用、職業経歴、地域

$X$  : 専門資格取得(あるいは専門資格の種類)、年齢、学歴、健康、母子世帯とな

った理由、子供の数、末子の年齢、親族からの援助有無、医療保険加入、年金加入、児童扶養手当取得、非勤労所得、住宅状況、資格取得準備、地域

(2.1) 式では、 $Skill$  は専門資格取得（あるいは取得した専門資格の種類）、 $N$  は専門資格変数以外の他の要因、 $\gamma_{skill}$  は専門資格に関する変数の推定係数、 $\gamma_N$  は  $N$  の推定係数、 $c$  は定数項、 $u$  は誤差項を示す。(2.2) 式では、 $\Pr(Y_i = 1) = \Pr(Y_i^* \geq 0)$  は就業を選択した確率、 $\Phi(\cdot)$  はプロビット分析の確率分布関数であり、これは正規分布に従う。 $X$  は就業の選択に影響を与える各要因、 $\beta_x$  はその推定係数、 $a$  は定数項、 $v$  は誤差項を示す。

(2.4) 式では、 $\lambda$  は (2.2) 式の分析結果に基づいて計算した逆ミルズ比、 $\gamma_\lambda$  はその推定係数を示す。 $\gamma_{skill}$  が有意に正の値となれば、専門資格を取得したことは賃金を高める効果を持つことを意味し、仮説 2 が検証される。

最後に、プロビット分析および多項ロジットモデルを用いて、専門資格取得がシングルマザーの就業に与える影響に関する分析を行う。ここで2つの分析を行う。(1) 資格取得と就業における同時決定が存在するかどうかに関する Bivariate Probit 分析、(2) 専門資格の取得とシングルマザーの就業決定、就業形態の選択に関するプロビット分析、多項ロジット分析を行う。

#### [Bivariate Probit 分析モデル]

(3.1)式で専門資格取得関数とシングルマザーの就業確率関数の推定式がそれぞれ示される。

$$\text{専門資格取得関数： } Y_i^\beta = X_i\beta + \text{offset}_i^\beta$$

$$\text{就業関数： } Y_i^\gamma = X_i\gamma + \text{offset}_i^\gamma \quad (3.1)$$

式 (3.1) が二つの条件により分けられることは、式 (3.2) で示される。

$$y_{1i} \neq 0 \quad q_{1i} = 1 \quad \text{その他 } q_{1i} = -1$$

$$y_{2i} \neq 0 \quad q_{2i} = 1 \quad \text{その他 } q_{2i} = -1 \quad (3.2)$$

(3.1) 式、(3.2) 式によって、専門資格取得関数と就業確率関数の誤差項の相関関係に関する推定式が (3.3) 式で示される。

$$\rho_i^* = q_{1i}q_{2i}\rho \quad (3.3)$$

$\rho$  は誤差項の相関係数を示す。「 $\rho = 0$ 」であれば、専門資格の取得とシングルマザーの就業確率は無相関であることを意味する。一方、「 $\rho \neq 0$ 」になれば、専門資格取得と

就業において同時決定の相関関係が存在することを意味する。

[就業選択関数：プロビットモデル]

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr(Y_i^* \geq 0) = \Phi(\alpha + \beta_{skill} \overline{Skill}_i + \beta_X X_i) \quad (3.4)$$

[就業形態選択関数：多項ロジットモデル]

$$\Pr ob(I = s) = \frac{\exp(a + \beta_{skills} \overline{Skill}_{si} + \beta_{Xs} X_{si})}{\sum_{J \neq s} \exp(a + \beta_{skillJ} \overline{Skill}_{Ji} + \beta_{XJ} X_{Ji})} \quad (3.5)$$

$X$ ：年齢、学歴、健康、婚姻状況、子供の数、末子の年齢、親族からの援助有無、医療保険加入、年金加入、児童扶養手当取得、非勤労所得、住宅状況、資格取得準備あり、地域

(3.4) 式、(3.5) 式では、 $a$  は定数項、 $\overline{Skill}$  は専門資格取得（あるいは取得した専門資格の種類）の予測値、 $X$  は専門資格変数および賃金率以外の他の要因、 $\beta$  はそれぞれの推定係数、を示す。 $\beta_{skill}$ 、 $\beta_{skills}$  は有意なプラスの値となれば、仮説 3 が支持される。

また、分析では（1）シングルマザーになる前に取得した専門資格ダミー（推定 2）、（2）シングルマザーになった後に取得した専門資格ダミー（推定 3）、（3）両方のいずれがなくなったダミー（推定 1）を、用いてそれぞれの分析を行った。

## 第 5 節 計量分析の結果

### 1. どのような要因がシングルマザーの専門資格取得に影響を与えるか

第 8-5-1 表でシングルマザーが専門資格を取得した決定要因に関するプロビット分析の結果をまとめた。以下のことが示された。

第 1 に、教育水準の影響について、2001 年に高校・専門学校卒業者のグループに比べ、中学校卒業者のグループの場合、専門資格を取得する確率が 32.2% 低い。一方、短大卒業者、大学・大学院卒業者のグループの場合、専門資格を取得する確率はそれぞれ 10.9%、21.1% 高い。2007 年の場合、統計的な有意水準は 10% であるが、高校・専門学校卒業者のグループに比べ、短大卒業者のグループの場合、専門資格を取得する確率が 6.3% 高い。

第 2 に、住宅状況の影響については、2007 年の場合、持家グループに比べ、公営賃貸住宅グループの場合、専門資格を取得する確率が 15.3% 低い。近年になるほど、住宅条件がより良い（持家など）グループの場合には、シングルマザーは専門資格を取得する可能性が高くなることが示された。

その理由としては、公営賃貸住宅グループに比べ、持家グループの場合、家計資産が相対的に高く、流動性制約に直面する可能性が低くなる。そのため、人的資本への投

資の可能性は持家のグループの方が高くなり、専門資格を取得する確率は持家グループの方が高い結果が得られた。

第3に、児童扶養手当を取得しなかった者に比べ、児童扶養手当を取得した者の場合、2001年において専門資格を取得する確率が6.8%低い一方、2007年において専門資格を取得する確率が7.9%高い。近年になるほど、シングルマザーの就業支援政策の促進にともなって、児童手当を取得しながら、専門資格を取得するシングルマザーの割合が多くなっていることをうかがわせる。

第4に、専門資格取得の準備をしなかったグループに比べ、専門資格取得の準備をしたグループにおいて、専門資格を取得する確率はそれぞれ26.8%（2001年）、26.3%（2007年）高い。自己啓発の意欲が強くなるほど専門資格を取得する可能性が高くなることが示された。

第5に、地域間の差異については、2001年の場合、首都圏と首都圏以外の地域における専門資格を取得する確率の差異は統計的に顕著ではない。一方、2007年の場合、首都圏以外の地域に比べ、首都圏の場合、シングルマザーが専門資格を取得する確率が8.2%低い。近年になるほど、他の条件が一定であれば、専門資格の取得における地域間の格差が大きくなる傾向にある。



第 8-5-1 表 専門資格を取得する確率に関する分析結果

	2001年			2007年		
	推定係数	z 値	限界効果	推定係数	z 値	限界効果
年齢 (30～39歳)						
20～29歳	-0.161	-0.97	-0.064	0.128	0.76	0.043
40～49歳	0.089	0.80	0.036	0.068	0.62	0.023
50～59歳	0.001	0.01	0.001	0.368	1.58	0.113
学歴 (高校・専門学校)						
中学校	-0.884 **	-6.16	-0.322	-0.238	-1.31	-0.086
短大	0.276 **	2.67	0.109	0.190 +	1.83	0.063
大学以上	0.548 **	3.65	0.211	0.014	0.09	0.005
健康	0.195 *	2.51	0.078	0.024	0.27	0.008
パソコン使用	0.240 **	2.92	0.096	0.039	0.40	0.013
職業経歴 (就業しなかった)						
継続就業	0.225	0.91	0.090	0.049	0.21	0.017
退職した後の再就職	0.120	0.48	0.048	-0.010	-0.05	-0.004
その他	0.129	0.53	0.051	0.062	0.28	0.021
婚姻状況 (死別・別居・未婚)						
離婚	0.064	0.66	0.026	-0.138	-0.97	-0.046
子供の数	0.107 +	1.91	0.043	-0.049	-0.85	-0.017
末子の年齢	-0.008	-0.66	-0.003	0.014	1.17	0.005
援助あり	0.101	1.19	0.040	-0.147	-1.47	-0.049
非勤労所得	-3.07E-04 +	-1.77	-1.23E-04	3.12E-04	0.81	1.07E-04
児扶養手当取得	-0.171 +	-1.88	-0.068	0.222 +	1.76	0.079
住宅状況 (持家)						
親・親族持ち家	-0.079	-0.67	-0.031	-0.230	-1.48	-0.080
公営賃貸住宅	0.032	0.26	0.013	-0.236	-1.50	-0.083
民間賃貸住宅	-0.055	-0.51	-0.022	-0.434 **	-2.90	-0.153
資格取得準備あり	0.701 **	6.79	0.268	0.823 **	9.00	0.263
首都圏ダミー	0.071	0.82	0.028	-0.232 *	-2.16	-0.082
定数項	-1.204 *	-2.49		0.496	1.28	
サンプルサイズ	1293			1122		
対数尤度	-777.111			-627.677		
調整済み決定係数	0.133			0.099		

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

注：+、\*、\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

## 2. 専門資格の取得は、シングルマザーの賃金を高める効果を持つか

専門資格の取得がシングルマザーの賃金に与える影響について、ヘックマン二段階推定法による分析結果を第 8-5-2 表、第 8-5-3 表にまとめた。以下のことが示された。

第 8-5-2 表 専門資格の有無とシングルマザーの賃金関数

	2001年		2007年	
	推定値	z 値	推定値	z 値
		二段階推定		
資格あり	0.011	0.27	-0.034	-0.57
年齢 (30～39歳)			0.196	1.23
20～29歳	-0.079	-0.81	0.296 **	2.58
40～49歳	-0.081	-1.19	0.163	1.44
50～59歳	-0.036	-0.53	-0.150	-1.22
学歴 (高校・専門学校)			0.008	0.12
中学校	-0.016	-0.24	0.010	0.10
短大	0.054	1.06	-0.068	-1.12
大学以上	0.173 *	2.50	0.036	0.56
健康	-0.003	-0.06	0.180 *	2.49
パソコン使用	0.124 **	3.86	0.045	0.74
職業経歴 (就業しなかった)			0.161	1.06
継続就業	0.228 **	6.29	0.071	0.97
退職した後の再就職	0.003	0.08	7.214 **	46.74
その他	-0.064	-0.68		
首都圏ダミー	-0.041	-0.94		
定数項	7.348 **	73.42		
		一段階推定		
資格あり	0.177 *	2.21	0.017	0.19
年齢 (30～39歳)				
20～29歳	0.263	1.13	-0.125	-0.50
40～49歳	0.360 *	2.16	0.030	0.16
50～59歳	0.269 *	2.04	0.005	0.03
学歴 (高校・専門学校)				
中学校	-0.351 **	-2.97	0.102	0.59
短大	0.272 *	2.51	0.068	0.71
大学以上	0.358 *	2.36	0.072	0.48
健康	0.249 **	3.15	0.302 **	3.50
婚姻状況 (死別・別居・未婚)				
離婚	0.336 **	3.43	0.006	0.04
子供の数	-0.050	-0.90	0.080	1.45
末子の年齢	0.032 **	2.72	0.032 **	2.86
援助あり	-0.019	-0.23	0.066	0.70
社会保障				
医療保険加入	0.539 +	1.64	0.254	1.10
年金加入	0.441 **	2.78	0.574 **	4.63
児童扶養手当取得	-0.220 *	-2.37	-0.161	-1.34
非勤労所得	-0.001 **	-4.35	-0.003 **	-6.90
住宅状況 (持家)				
親・親族持ち家	-0.424 **	-3.58	0.143	1.04
公営賃貸住宅	0.030	0.24	0.027	0.19
民間賃貸住宅	-0.026	-0.24	0.024	0.18
資格取得準備あり	0.030	0.30	-0.207 *	-2.46
首都圏ダミー	0.059	0.68	-0.104	-1.02
定数項	-1.267 **	-3.14	-0.852 *	-2.29
逆ミルズ比	-0.616 **	-5.93	-0.376 **	-2.85
サンプルサイズ	1335		1127	
センサリング数	444		491	
非センサリング数	891		636	

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

注：1) +, \*, \*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) ヘックマンの二段階推定法を用いた計測。

第 8-5-3 表 専門資格の種類とシングルマザーの賃金関数

	2001年		2007年	
	推定値	z 値	推定値	z 値
	二段階推定			
資格の種類 (なし)				
看護師	0.297 **	4.52	0.160	1.19
栄養士	-0.001	-0.01	0.156	0.84
調理師	0.199 **	2.57	0.009	0.08
教員	0.051	0.69	0.100	0.90
理・美容師	-0.106	-1.09	0.373 *	2.15
ホームヘルパー	-0.049	-0.71	-0.170 *	-2.52
介護福祉士	-0.005	-0.04	-0.099	-0.63
パソコン	-0.045	-0.43	-0.158 *	-2.17
簿記	-0.140 *	-2.00	0.008	0.13
その他	0.045	0.73	0.075	0.71
年齢 (30～39歳)				
20～29歳	-0.099	-1.15	0.097	0.61
40～49歳	-0.092	-1.53	0.247 *	2.20
50～59歳	-0.037	-0.63	0.124	1.11
学歴 (高校・専門学校)				
中学校	-0.028	-0.47	-0.110	-0.92
短大	0.015	0.32	-0.013	-0.19
大学以上	0.167 *	2.37	-0.045	-0.40
健康	0.007	0.21	-0.056	-0.94
パソコン使用	0.163 **	5.51	0.061	0.94
職業経歴 (就業しなかった)				
継続就業	0.194 **	5.88	0.169 *	2.38
退職した後の再就職	-0.010	-0.29	0.024	0.40
その他	-0.047	-0.57	0.118	0.80
首都圏ダミー	-0.032	-0.84	0.046	0.64
定数項	7.293 **	83.51	7.236 **	47.96
	一段階推定			
資格の種類 (なし)				
看護師	0.427 *	2.53	0.512 *	2.27
栄養士	-0.033	-0.12	-0.208	-0.79
調理師	-0.207	-1.23	0.049	0.28
教員	0.165	0.87	-0.066	-0.41
理・美容師	0.120	0.57	0.650 *	2.10
ホームヘルパー	-0.131	-0.82	-0.132	-1.33
介護福祉士	0.532	1.38	0.638 *	2.09
パソコン	-0.003	-0.01	-0.173 +	-1.68
簿記	0.092	0.54	0.175 +	1.90
その他	0.079	0.52	0.077	0.49
年齢 (30～39歳)				
20～29歳	0.229	0.98	-0.158	-0.63
40～49歳	0.346 *	2.07	0.031	0.16
50～59歳	0.269 *	2.04	-0.011	-0.06
学歴 (高校・専門学校)				
中学校	-0.349 **	-2.95	0.161	0.92
短大	0.261 *	2.25	0.110	1.07
大学以上	0.345 +	1.95	0.139	0.84
健康	0.250 **	3.16	0.282 **	3.23
婚姻状況 (死別・別居・未婚)				
離婚	0.316 **	3.20	-0.044	-0.33
子供の数	-0.055	-0.97	0.089	1.58
末子の年齢	0.034 **	2.81	0.033 **	2.94
援助あり	-0.013	-0.16	0.097	1.01
社会保障				
医療保険加入	0.534 +	1.63	0.309	1.32
年金加入	0.436 **	2.74	0.535 **	4.26
児童扶養手当取得	-0.184 *	-1.96	-0.144	-1.18
非勤労所得	-0.001 **	-4.35	-0.003 **	-6.67
住宅状況 (持家)				
親・親族持ち家	-0.418 **	-3.50	0.203	1.45
公営賃貸住宅	0.029	0.23	0.079	0.55
民間賃貸住宅	-0.018	-0.16	0.073	0.53
資格取得準備あり	0.091	0.85	-0.163 +	-1.85
首都圏ダミー	0.057	0.64	-0.124	-1.18
定数項	-1.261 **	-3.12	-0.970 **	-2.61
逆ミルズ比	-0.517 **	-5.56	-0.334 *	-2.51
サンプルのサイズ	1335		1127	
センサリング数	444		491	
非センサリング数	891		636	

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

注：1) +、\*、\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) ヘックマンの二段階推定法を用いた計測。

まず、第 8-5-2 表の分析結果によれば、2001 年、2007 年において、いずれも専門資格ありダミーがシングルマザーの賃金に有意な影響を与えていない。

次に、第 8-5-3 表の分析結果では、2001 年において、専門資格を取得していなかったグループに比べると、看護師、調理師資格を取得していたグループの場合、賃金がそれぞれ 29.7%（看護師）、19.9%（調理師）高い一方で、簿記の資格を取得していたグループの場合、賃金が 14.0%低い。2007 年において、理・美容師資格を取得していたグループの場合、賃金が 37.3%高い一方で、ホームヘルパー、パソコン資格を取得していたグループの場合、賃金がそれぞれ 17.0%（ホームヘルパー）、15.8%（パソコン）低い。

これらの分析結果により、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループでは、賃金が高くなるグループと賃金が低くなるグループの 2 つが存在する。2 つの効果を相殺した結果、全体的にみると、専門資格がシングルマザーの賃金に与える影響は統計的に有意ではないという結果が現れた。

### 3. 専門資格の取得は、シングルマザーの就業を促進したか

#### (1) Bivariate probit モデルを用いた分析結果

第 8-5-4 表は、専門資格を取得したこととシングルマザーの就業決定における相関関係に関する Bivariate probit 分析の結果を示した。

第 8-5-4 表によれば、2007 年推定 2 以外、 $\rho$  の推定係数はいずれも統計的に有意ではない。これらの分析結果により、2 つの方程式の誤差項に相関関係がなく、つまり統計上で専門資格の取得とシングルマザーの就業決定における相関関係がないことが示された。

第 8-5-4 表 専門資格の取得とシングルマザーの就業決定における相関関係に関する分析結果

	2001年	2007年
推定1	0.020 (0.03)	0.066 (0.94)
推定2	0.007 (0.10)	-0.186 (-2.17) *
推定3	-0.055 (-0.59)	0.050 (0.72)

出所：JIL2001、JILPT2007の母子世帯調査より筆者計算。

注：1) \*は有意水準5%を示す。

2) 推定1：母子世帯になった以前および母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

推定2：母子世帯になった以前の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

推定3：母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

3)  $\rho$  の推定係数および  $z$  値のみを掲載している。

3) 年齢、学歴、健康、婚姻状況、子供の数、末子の年齢、非勤労所得、親族援助あり、児童手当取得、医療保険加入、年金加入、住宅状況、資格取得準備あり、地域を計測したが、掲載で省略している。

## (2) 就業確率関数の分析結果

以下では、第 8-5-5 表、第 8-5-6 表に取りまとめた専門資格の取得、専門資格の種類がシングルマザーの就業確率に与える影響に関するプロビット分析の結果を説明する。

まず、専門資格の取得がシングルマザーの就業確率に与える影響を検討する。

第 1 に、全体的にみる（推定 1）と、2001 年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループの場合、就業確率が 2.6% 高い。2007 年において、資格ありダミーの推定値が正の値となっているが、その推定値は統計的に有意ではなく、専門資格の取得はシングルマザーの就業確率に有意な影響を与えていないことが示された。

第 2 に、母子世帯になる前に専門資格を取得したことの影響（推定 2）については、2001 年において、専門資格の取得はシングルマザーの就業確率に有意な影響を与えていない結果が得られた。一方、2007 年においては、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループの場合、就業確率が 4.5% 高くなる傾向にある。

第 3 に、母子世帯になった後に専門資格を取得したことの影響（推定 3）については、2001 年、2007 年において、資格ありダミーの推定値は統計的に有意ではなく、専門資格の取得はシングルマザーの就業確率に有意な影響を与えていないことが示された。

以上の分析結果により、全体的に 2001 年において専門資格を取得したことがシングルマザーの就業確率にプラスの影響を与えること、および 2007 年において母子世帯になる前の専門資格を取得したことはシングルマザーの就業確率にプラスの影響を与えることが確認された。専門資格の取得が母子世帯の母の就業確率に与えるプラスの影響は、母子世帯になる前に専門資格を取得したグループが母子世帯になった後に専門資格を取得したグループに比べてより大きいことがうかがえる。

次に、専門資格の種類がシングルマザーの就業確率に与える影響を検討する。

第 1 に、全体的にみる（推定 1）と、(1) 2001 年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、教員資格を取得していたグループは就業確率が 6.7% 高い。また看護師の資格を取得していたグループは就業確率が 4.7% 高い。(2) 2007 年において、各専門資格ダミーの推定値は統計的に有意ではない。

第 2 に、母子世帯になる前に専門資格を取得したことの影響（推定 2）については、(1) 2001 年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、教員資格を取得していたグループは就業確率が 6.7% 高い。(2) 2007 年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、簿記資格を取得していたグループは就業確率が 10.1% 高い。

第 3 に、母子世帯になった後に専門資格を取得したことの影響（推定 3）については、2001 年、2007 年において、専門資格の各ダミー変数の推定値は、いずれも統計的に有意ではない。

以上の分析結果により、2 時点とも、全体的に専門資格を取得していなかったグループに比べ、教員（2001 年）、看護師（2001 年）、簿記（2007 年）の専門資格を取得して

いたグループにおいては、シングルマザーの就業確率が高いことが確認された。

### (3) 就業形態選択関数の分析結果

以下では、第 8-5-5 表、第 8-5-6 表に取りまとめた専門資格の取得、専門資格の種類がシングルマザーの就業形態の選択に与える影響に関する多項ロジット分析の結果を説明する。

まず、専門資格の取得がシングルマザーの就業形態の選択に与える影響を検討する。

第1に、全体的にみる(推定1)と、(1)2001年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループは正規就業者になる確率が6.9%高い。反対に、専門資格を取得したことはシングルマザーが非正規就業者になる確率には有意な影響を与えていない。(2)2007年において、専門資格を取得していたことは、正規就業者または非正規就業者になる確率にいずれも有意な影響を与えていない。

第2に、母子世帯になる前に専門資格を取得したことの影響(推定2)については、2001年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループの場合、正規就業者になる確率が5.7%高い。一方、専門資格の取得は非正規就業者になる確率に有意な影響を与えていない。2007年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループの場合、正規就業者、非正規就業者になる可能性はそれぞれ13.8%(正規就業者)、5.8%(非正規就業者)高い。

第3に、母子世帯になった後に専門資格を取得したことの影響(推定3)については、2001年、2007年において、資格ありダミーの推定値は統計的に有意ではなく、専門資格の取得はいずれもシングルマザーの就業形態の選択に有意な影響を与えていないことが示された。

第 8-5-5 表 専門資格の取得とシングルマザーの就業 (2001 年)

2001年	プロビット分析		多項ロジット分析			
	就業/非就業		正規就業/非就業		非正規就業/非就業	
	dF/dx	z 値	dF/dx	z 値	dF/dx	z 値
			<b>推定 1</b>			
資格あり	0.026 +	1.72	0.069 *	2.34	0.029	1.05
資格の種類 (なし)						
看護師	0.047 +	1.68	0.128 **	2.78	-0.038	-0.42
栄養士	0.008	0.14	-0.058	-0.43	0.051	0.53
調理師	0.003	0.09	-0.018	-0.27	-0.001	-0.01
教員	0.067 **	2.59	0.126 **	2.70	0.131 *	2.42
理・美容師	0.014	0.39	-0.017	-0.20	0.057	0.88
ホームヘルパー	-0.017	-0.54	-0.019	-0.32	-0.015	-0.27
介護福祉士	0.037	0.60	0.106	1.18	-0.085	-0.41
パソコン	0.034	0.82	-0.006	-0.06	0.092	1.29
簿記	0.016	0.53	0.020	0.35	0.021	0.37
その他	-0.011	-0.40	-0.011	-0.22	-0.035	-0.64
			<b>推定 2</b>			
資格あり	0.021	1.40	0.057 *	1.93	0.021	0.73
資格の種類 (なし)						
看護師	0.041	1.37	0.117 *	2.39	-0.076	-0.77
栄養士	0.007	0.12	-0.061	-0.44	0.051	0.54
調理師	0.012	0.29	0.028	0.35	0.005	0.06
教員	0.067 **	2.58	0.139 **	2.84	0.122	2.26
理・美容師	0.009	0.24	-0.024	-0.25	0.036	0.53
ホームヘルパー	0.023	0.32	0.081	0.69	0.052	0.35
介護福祉士	-	-	-	-	-	-
パソコン	0.057	1.04	0.091	0.68	0.117	1.17
簿記	0.007	0.23	-0.007	-0.12	0.018	0.30
その他	-0.004	-0.14	0.013	0.25	-0.015	-0.27
			<b>推定 3</b>			
資格あり	0.006	0.30	0.012	0.31	0.010	0.26
資格の種類 (なし)						
看護師	-	-	-	-	-	-
栄養士	-	-	-	-	-	-
調理師	-0.007	-0.11	-0.009	-0.07	0.001	0.01
教員	-	-	-	-	-	-
理・美容師	-	-	-	-	-	-
ホームヘルパー	-0.031	-0.85	-0.088	-1.14	-0.026	-0.42
介護福祉士	0.027	0.37	0.107	0.98	-0.156	-0.65
パソコン	0.006	0.09	-0.103	-0.59	0.051	0.51
簿記	0.004	0.08	0.048	0.49	-0.037	-0.31
その他	0.034	1.20	0.048	0.84	0.065	1.23

出所：JIL2001母子世帯調査より筆者計算。

注：1) +、\*、\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 推定1：母子世帯になった以前および母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

推定2：母子世帯になった以前の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

推定3：母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測

3) 年齢、学歴、健康、婚姻状況、子供の数、末子の年齢、非勤労所得、親族援助あり、児童手当取得、医療保険加入、年金加入、住宅状況、資格取得準備あり、地域を計測したが、掲載で省略している。

4) dF/dxは限界効果を示している。

5) -はサンプルサイズが小さいため、計測で脱落したことを示す。

第 8-5-6 表 専門資格の取得とシングルマザーの就業 (2007 年)

2007年	プロビット分析		多項ロジット分析			
	就業/非就業		正規就業/非就業		非正規就業/非就業	
	dF/dx	z 値	dF/dx	z 値	dF/dx	z 値
			<b>推定 1</b>			
資格あり	0.019	0.95	0.053	0.94	0.019	0.68
資格の種類 (なし)						
看護師	-0.012	-0.25	-0.055	-0.38	-0.142	-1.49
栄養士	-0.013	-0.20	0.103	0.60	-0.018	-0.21
調理師	-0.013	-0.30	0.147	1.50	-0.061	-0.93
教員	0.017	0.50	0.054	0.50	0.023	0.48
理・美容師	0.071	1.18	0.042	0.17	0.111	1.32
ホームヘルパー	-0.008	-0.38	-0.001	-0.01	-0.016	-0.50
介護福祉士	0.078	1.21	0.161	0.63	0.051	0.40
パソコン	-0.024	-1.01	-0.152 +	-1.85	-0.025	-0.75
簿記	0.027	1.29	0.013	0.19	0.031	1.05
その他	0.014	0.39	0.101	0.90	0.041	0.86
			<b>推定 2</b>			
資格あり	0.045 +	1.89	0.138 +	1.83	0.057 +	1.72
資格の種類 (なし)						
看護師	0.050	0.35	0.050	0.35	-0.184 +	-1.64
栄養士	-0.110	-0.60	-0.110	-0.60	-0.020	-0.24
調理師	0.073	0.58	0.073	0.58	-0.055	-0.67
教員	-0.011	-0.12	-0.011	-0.10	0.032	0.67
理・美容師	0.131	0.65	0.131	0.65	0.107	1.24
ホームヘルパー	0.074	0.64	0.074	0.64	-0.028	-0.45
介護福祉士	0.247	0.79	0.247	0.79	-0.006	-0.03
パソコン	-0.101	-0.87	-0.101	-0.87	-0.034	-0.59
簿記	0.101 +	1.62	0.101 +	1.62	0.055 +	1.75
その他	-0.034	-0.54	-0.034	-0.54	-0.027	-0.87
			<b>推定 3</b>			
資格あり	0.033	0.63	0.033	0.63	0.003	0.10
資格の種類 (なし)	-	-	-	-	-	-
看護師	-0.031	-0.44	0.308 +	1.62	0.023	0.13
栄養士	-	-	-	-	-	-
調理師	-0.009	-0.18	-0.014	-0.08	-0.060	-0.57
教員	-	-	-	-	-	-
理・美容師	-	-	-	-	-	-
ホームヘルパー	-0.012	-0.49	-0.055	-0.73	-0.016	-0.48
介護福祉士	-	-	-	-	-	-
パソコン	-0.012	-0.46	-0.063	-0.84	-0.008	-0.22
簿記	-	-	-	-	-	-
その他	0.002	0.06	-0.011	-0.16	0.000	0.01

出所：JILPT2007母子世帯調査より筆者計算。

注：1) +、\*、\*\*はそれぞれ有意水準15%、10%、5%、1%を示す。

- 2) 推定1：母子世帯になった以前および母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測  
推定2：母子世帯になった以前の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測  
推定3：母子世帯になった以後の母親の専門資格取得ダミーを用いた計測
- 3) 年齢、学歴、健康、婚姻状況、子供の数、末子の年齢、非勤労所得、親族援助あり、児童手当取得、医療保険加入、年金加入、住宅状況、資格取得準備あり、地域を計測したが、掲載で省略している。
- 4) dF/dxは限界効果を示している。
- 5) -はサンプルサイズが小さいため、計測で脱落したことを示す。



次に、専門資格の種類がシングルマザーの就業形態の選択（比較グループ：非就業）に与える影響を検討する。

第1に、全体的にみる（推定1）と、（1）2001年において、専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師、教員の資格を取得していたグループは、正規就業者になる確率がそれぞれ12.8%（看護師）、12.6%（教員）高い。また、教員資格を取得していたグループは、非正規就業者になる確率が13.1%高い。（2）2007年の場合、専門資格を取得していなかったグループに比べ、パソコン資格を取得していたグループの場合、正規就業者になる確率は15.2%低い。

第2に、母子世帯になる前に専門資格を取得したことの影響（推定2）については、専門資格を取得していなかったグループに比べると、（1）2001年の場合、看護師、教員の専門資格を取得していたグループは、正規就業者になる確率がそれぞれ11.7%（看護師）、13.9%（教員）高い。一方、専門資格の取得は非正規就業者になる確率に有意な影響を与えていない。（2）2007年の場合、簿記資格を取得していたグループは正規就業者になる確率が10.1%高い。また看護師の資格を取得していたグループは非正規就業者になる確率が18.4%低い一方、簿記の資格を取得していたグループは非正規就業者になる確率が5.5%高い。

第3に、母子世帯になった後に専門資格を取得したことの影響（推定3）については、2001年、2007年のいずれにおいても、資格ありダミーの推定値は統計的に有意ではなく、専門資格の取得はシングルマザーの就業形態の選択に有意な影響を与えていないことが示された。

## 第6節 結論と政策的示唆

本章では、専門資格の取得とシングルマザーの就業行動について、シングルマザーに対する2つのアンケート調査（2001年、2007年）の個票データを用いて実証分析を行った。主な分析結果は下記の通りである。

第1に、シングルマザーが専門資格を取得することに影響を与える要因として、母親の教育水準・学習意欲、児童扶養手当の受給有無、持ち家の有無および居住地域が挙げられる。具体的には、（1）母親の教育水準が高ければ高いほど、専門資格の取得確率が高くなる。（2）母親の学習意欲が強くなるほど専門資格を取得する確率が高くなる。（3）児童扶養手当を取得していなかったグループに比べ、児童扶養手当を取得していたグループの場合、2001年において専門資格を取得する確率が低い一方、2007年においては専門資格を取得する確率が高い。（4）持ち家の場合、専門資格を取得する確率が高くなる傾向がある。（5）2007年の場合、他の条件が一定であれば、首都圏は他地域に比べ、シングルマザーが専門資格を取得する確率は低い。

第2に、専門資格の取得が賃金を高める場合と賃金を低める場合が併存している。具体的に、2001年において専門資格を取得しなかったグループに比べ、看護師、調理師の資格を取得していたグループは賃金が高い。一方、簿記の資格を取得していたグループは賃金が高い。2007年において、理・美容師資格を取得していたグループは賃金が高い。

一方、ホームヘルパー、パソコン資格を取得していたグループは賃金が低い。専門資格の種類によって専門資格の取得が賃金に与える影響は異なることがわかる。

第3に、専門資格の就業確率への影響については、(1) 全体的に2001年において専門資格を取得したことがシングルマザーの就業確率にプラスの影響を与えること、および2007年において母子世帯になる前の専門資格を取得したことはシングルマザーの就業確率にプラスの影響を与えることが確認された。(2) 専門資格を取得していなかったグループに比べ、教員(2001年)、看護師(2001年)、簿記(2007年)の専門資格を取得していたグループにおいて、シングルマザーの就業確率が高いことが確認された。

第4に、専門資格の就業形態への影響については、(1) 全体的にみると、専門資格を取得していなかったグループに比べ、専門資格を取得していたグループは2001年に正規就業者になる確率が高いこと、および専門資格を取得していたグループは2007年に正規就業者または非正規就業者になる確率が高いことが示された。(2) 専門資格の種類については、全体的に専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師(2001年)、教員(2001年)、簿記(2007年)の資格を取得していたグループにおいては正規就業者になる確率が高い。また教員(2001年)、簿記(2007年)の資格を取得していたグループにおいては非正規就業者になる確率が高い一方で、看護師の資格(2007年)を取得していたグループにおいては非正規就業者になる確率は低い。

これらの分析結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第1に、専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師、教員、簿記の専門資格を取得していたグループにおいては、シングルマザーの就業確率が高いことが確認された。これらの分析結果を見る限り、シングルマザーの就業を促進するために、実施される職業能力開発支援政策は有効であり、今後とも関連の政策は実施し続けることが必要であろう。

第2に、実証分析の結果により、専門資格の取得が母子世帯の母の就業確率に与えるプラスの影響は、母子世帯になる前に専門資格を取得したグループのほうが母子世帯になった後に専門資格を取得したグループに比べてより大きいことがうかがえる。

この理由については、以下の2点が考えられる。まず、母子世帯になる前に専門資格を取得したシングルマザーは、その専門資格を活用して就業する経験があり、しかも母子世帯になった後、就業を継続する可能性は高いため、その専門資格を活用する経験年数が相対的に長い。一方、母子世帯になった後に専門資格を取得したシングルマザーはその専門資格を活用する経験年数が相対的に短い。求職する際に、企業は専門資格を活用する経験年数を重視する(あるいは実務能力、即戦力などを求める)場合、母子世帯の母になる前に専門資格を取得したグループのほうが母子世帯の母になった後に専門資格を取得したグループに比べて有利になるのであろう。上記の理由が存在すれば、母子世帯の母向けの就業自立支援政策で、職業教育訓練を通じて専門資格を取得させると同時に、専門資格と労働需要のマッチングの問題を考慮して、労働需要側(企業)向けのシングルマザー就業促進政策を検討する必要があるであろう。例えば、現在、看護師、介護士

が不足である業種の企業（医療・福祉産業における病院や福祉施設など）に連携して専門資格を取得させる後、就職をさせるような人材育成・就職の一体化制度を構築すること、および人材派遣会社に連携して、派遣先のニーズに合わせて専門資格を取得させる後、人材派遣を通じて就職させることは、単なる専門資格を取得させる政策に比べてシングルマザーの就業確率を高める効果を持つだろう。次に、母子世帯になった後に専門資格を取得したシングルマザーに比べ、そもそも母子世帯になる前に専門資格を取得したシングルマザーは、就業意欲が相対的に高いため、その就業確率が高いと考えられる。シングルマザーの就業意欲を含むさらなる分析は、今後の研究課題としたい。

第3に、専門資格の種類によって資格取得が賃金に与える影響は異なるが、専門資格を取得していなかったグループに比べ、看護師（2001年）、調理師（2001年）、理・美容師（2007年）の資格を取得していたグループにおいては賃金が高くなる傾向がある。これらの専門資格の取得は、母子世帯の貧困対策の一環で推薦されており、その貧困削減の効果が期待できると考えられる。

一方、資格を取得していなかったグループに比べ、ホームヘルパー（2007年）、パソコン（2007年）資格を取得したグループにおいては賃金が低いことが明らかになった。これは、これらの専門資格を取得した者の大多数が低賃金しか獲得できないためだと考えられる。したがって、母子世帯の貧困問題の対策としては、専門資格の取得を促進すると同時に、低賃金問題（ワーキングプアの問題）を重視すべきであろう（大石 2011；馬・マッケンジー 2011）。

第4に、分析結果により、教育水準が高くなるほど、専門資格取得の確率は高くなることが確認された。このことは、逆に低学歴を持つシングルマザーの場合には、専門資格取得の可能性が低いことを示している。この理由としては、低学歴のシングルマザーの場合、専門資格を取得する意欲が相対的に低いだけでなく、専門資格の取得に壁があることも考えられる。そもそもシングルマザーは低学歴の者が多い。例えば、JIL2001およびJILPT2007母子世帯調査によれば、シングルマザーにおいて学歴が高卒以下の割合は2001年が76.8%、2008年が68.9%であることがわかっている。したがって、母子世帯の自立生活を促進するためには、低学歴のシングルマザー向けの職業能力開発支援政策を検討する必要があるだろう。低学歴のシングルマザーが専門資格を取得する阻害要因に関するさらなる実証分析は、今後の課題としたい。

## 参考文献

- 赤林英夫 (2003) 「社会保障・税制と既婚女性の労働供給」国立社会保障・人口問題研究所 (編) 『選択の時代の社会保障』 東京大学出版社、pp. 113-133。
- 安部由紀子・大竹文雄 (1995) 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』 Vol. 31、No. 2、pp. 120-134。
- 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、pp. 143-161。
- 大石亜希子 (2003) 「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」『季刊社会保障研究』 Vol. 39、No. 3、pp. 286-300。
- (2011) 「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」(独立行政法人)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(近刊)。
- 奥井めぐみ (2002) 「自己啓発に関する実証分析：女性若年労働者を対象として」雇用・能力開発機構＝財団法人関西労働研究センター 『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書 (2)』、pp. 231-245。
- 厚生労働省 (2007) 『平成 18 年度母子家庭の母の就業支援施策の実施状況』 第 166 回国会 (常会) 提出資料。
- 駒村康平 (1996) 「保育需要の経済分析」『季刊社会保障研究』 Vol. 32、No. 2、pp. 210-223。
- 周燕飛 (2008) 「パソコンスキルは母子家庭の母の稼働能力を高めているのか」労働政策研究・研修機構 (編) 『母子家庭の母への就業支援に関する研究』 JILPT 労働政策研究報告書 No. 101。
- (2011) 「母子世帯の母親はなぜ正社員就業を希望しないのか」 JILPT Discussion Paper Series 10-07。
- 高田しのぶ (2008) 「母子家庭の母の正規就業の阻害要因」労働政策研究・研修機構 (編) 『母子家庭の母への就業支援に関する研究』 労働政策研究報告書 No. 101。
- 戸田淳仁・樋口美雄 (2005) 「企業による教育訓練とその役割の変化」樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩 (編著) 『労働市場設計の経済分析』 東洋経済新報社。
- 馬欣欣・マッケンジー・コリン (2011) 「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 (近刊)。
- 日本労働研究機構 (2003) 『母子世帯の母への就業支援に関する研究』 JIL 調査研究報告書 No. 156。
- 労働政策研究・研修機構 (2008) 『母子家庭の母への就業支援に関する研究』 JILPT 労働政策研究報告書 No. 101。
- 吉田恵子 (2004) 「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』 第 532 号、pp. 40-53。
- Arrow, K. J. (1973) “Higher Education as a Filter,” *Journal of Public Economics*, 2(3), pp.193- 216.

- Blau, D. M. and P. K. Robins (1988) "Childcare Costs and Family Labor Supply," *Review of Economics and Statistics*, 70(3), pp.374-381.
- Connelly, R. and J. Mimmel (2003a) "Marital Status and Full-time/Part-time Work Status in Child Care Choices," *Applied Economics*, 35, pp.761-777.
- Connelly, R. and J. Mimmel (2003b) "The Effect of Childcare Costs on the Employment and Welfare Reciprocity of Single Mothers," *Southern Economic Journal*, 35, pp.761-777.
- Flood, L., R. Wahlberg and E. Pylkkanen (2007) "From Welfare to Work: Evaluating a Tax and Benefit Reform Targeted at Single Mother in Sweden," *Labor*, 21(3), pp.443-471.
- Han, W. J. and J. Waldfogel (2001) "The Effect of Childcare Costs on the Employment of Single Mothers with pre-school Aged Children," *Social Science Quarterly*, 82(3), pp.552-568.
- Heckman, J. J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model," *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), pp.475-492.
- (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- , H. Ichimura and P. Todd (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, 64, pp.605-654.
- Kurosawa, M. (2001) "The Extent and Impact of Enterprise Training: The Case of Kitakyushu City," *Japanese Economic Review*, 52, pp.224-241.
- Michalopoulos, C. and P. K. Robins (2000) "Employment and Child-Care Choices in Canada and the United States," *Canadian Journal of Economics*, 33(2), pp.435-470.
- Powell, L. M. (1998) "Part-time Versus Full-time work and Child-Care Costs: Evidence for Married Mothers," *Applied Economics*, 30(4), pp.503-511.
- Rammohan, A. and S. Whelan (2007) "The Impact of Childcare Costs on the Full-Time/ Part-Time Employment Decisions of Australian Mothers," *Australian Economic Papers*, 46(2), pp. 152-169
- Spence, A. M. (1973) *Market Signaling*, Harvard University Press.
- Tekin, E. (2007) "Childcare Subsidies, Wages, and Employment of Single Mothers," *The Journal of Human Resources*, 42 (2), pp.453-487.

## 第9章 公的就業支援はどこまで有効か<sup>1</sup>

### 第1節 本章のねらい

本章では、母子世帯向けの就業支援制度は、どこまで認知されていて、どのくらいの母親が実際利用していたのか、利用した場合には何らかの効果があつたのかについて検証してみたいと思う。具体的には、JILPT2007 調査の個票データを用いて、母親の回答に基づいてこれらの疑問に答えることとしよう。

多岐にわたる支援メニューの中から、シングルマザーにとってとくに身近にある3つの事業に焦点を絞って検討することとする。3つの支援事業とは、「高等技能訓練促進費事業」(事業1)、「自立支援教育訓練給付金事業」(事業2)、および「母子自立支援プログラム策定事業」(事業3)である<sup>2</sup>。

### 第2節 公的就業支援の認知度と利用状況

2007年12月現在の調査時点では、母子世帯向けの上記の3つの支援事業における認知度と利用状況はともに低い水準にあることが分かった。第9-2-1表をみると、いずれの事業も認知度が50%未満で、2人に1人の母親は事業の存在自体を知らなかった。事業の導入年数がまだ浅いことや、事業の宣伝が足りなかったことが主な原因だと考えられる。

さらに、「事業を知らない」ことが原因で事業の利用に至らなかったケースが顕著である。例えば、給付額の手厚い「高等技能訓練促進費」(事業1)については、64.7%の母親が、未利用の理由として「制度を知らない」ことを挙げている。

第9-2-1表 主な支援メニューの認知度と利用状況

	事業1	事業2	事業3
	高等技能	教育訓練給付	プログラム策定
制度を知っている	36.8%	49.5%	33.7%
利用経験者の割合	2.3%	11.8%	15.0%
未利用の理由＝制度を知らない	64.7%	57.3%	78.0%

資料出所：JILPT(2008)第3章

そして、制度の利用経験について調べてみると、「母子自立支援プログラム策定」(事業3)の利用率が15.0%で最も多く、同「高等技能訓練促進費」(事業1)が2.3%で最も低いこと

<sup>1</sup> この章は、Zhou(2009)を元に加筆・修正したものである。

<sup>2</sup> 事業の詳細については、JILPT(2008)および本報告書の第6章を参照されたい。「母子家庭等就業・自立支援センター」も多くのシングルマザーにとって身近な事業であるものの、本章の分析に用いたJILPT2007調査の対象者の大部分が、「母子家庭等就業・自立支援センター」が保有している母子世帯の名簿から抽出されており、標本数は「母子家庭等就業・自立支援センター」の利用者に大きく傾くため、ここでは自立支援センターの効果を分析対象としなかった。

が分かった。支援制度の利用を妨げる原因として、情報不足のほか、支援内容と対象者ニーズの不一致等の理由が目立っている。

支援とニーズの不一致の例として、「母子自立支援プログラム策定」（事業3）があげられる。ヒアリング調査から比較的多くあがったのは、事業3は急いで就職したい母親に向かないという意見だった。実際に、プログラム策定を受けてから就職するまでに数か月かかるケースが多い。とくにプログラム策定員が配置されている福祉事務所が、ハローワークと離れている場合などは、支援期間が長くなる傾向がみられる。今後、要支援者の緊急度を何らかの形で考慮して、必要に応じて手続きを簡素化したり、ネット会議形式での面談方法を導入したりすることで、要支援者の待ち時間を解消し、迅速な対応を図る必要があると考えられる。

一方、「高等技能訓練促進費」（事業1）の場合には、①養成学校に入るための学力や専門資格を取得するための学習能力が必要であることと、②修業期間中の学費と生活費の一部しか助成してもらえないため、母親自身にある程度の蓄えが必要であること等が利用拡大の妨げになっているようである<sup>3</sup>。

### 第3節 どのような母親が支援制度をよく知り、よく利用しているのか

支援制度の認知度と利用率を上げるためには、まずは、どのような母親が支援制度を知り、実際に利用しているのかを調べるのが重要である。話を裏返せば、制度を「知らない」または「利用しなかった」母親が持つ属性を明らかにすることによって、それらの属性を持つ母親をターゲットとした有効な周知策を練ることが可能である。

主な仮説は、以下の通りである。(1)仮説1：年齢の高い母親ほど、支援制度の利用が進んでいない。母親の年齢が高ければ高いほど、職業訓練投資の回収期間が短く、新しい知識の習得能力が落ちることが予想されるからである。(2)仮説2：低位学歴の母親ほど、支援制度の利用が進んでいない。勉強に伴う肉体的苦痛が大きくて、将来に投資するよりも現在の生活を優先する志向の強い者ほど、低学歴になる傾向があるからである（Ehrenberg and Smith,2011）。(3)仮説3：職業キャリアが中断されている母親ほど、支援制度の利用が進んでいる。支援制度を利用することで、再就職や転職に必要な技能やノウハウを身につけることができるからである。(4)仮説4：育児制約の大きい母親ほど、支援制度の利用が進んでいない。とくに、保育が必要な子どもがいる場合には、時間の面で制約を受ける可能性が高い。

---

<sup>3</sup> 2007年11月に筆者が行ったヒアリング調査（大阪府貝塚市）の中で母子就労支援員の方から指摘されたことである。ただし、2009年6月から2012年3月までの間に修業を開始した場合には、全期間の生活費が助成してもらえるようになるため、②の制約は大幅に緩和されることになる。

第 9-3-1 表 事業利用の決定要因 (多項ロジット Model)

	事業1利用/利用事業なし		事業2利用/利用事業なし		事業3利用/利用事業なし		複数利用/利用事業なし		X平均値					
	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値						
母親の年齢	-0.0004	-2.49	**	-0.0060	-3.28	***	0.0039	1.76	*	-0.0002	-0.62			39.2
母親の学歴(比較G:中学校・高校卒)														
短大・高専	0.0076	2.16	**	0.0027	0.16		-0.0179	-0.85		0.0011	0.39			37.2%
四年制大学以上	0.0117	1.02		-0.0184	-0.61		-0.0006	-0.02		-0.0028	-0.75			7.9%
これまでの働き方(比較G:初職をずっと継続)														
概ね就業を続けていた	0.1104	0.52		-0.0734	-7.23	***	-0.1194	-9.54	***	0.8890	4.16	***		14.3%
退職したもの、再就職した	0.2979	0.89		-0.0733	-5.24	***	-0.1218	-6.88	***	0.7016	2.09	**		31.6%
出産などで退職したまま	0.2291	0.94		-0.0771	-4.52	***	-0.1225	-5.90	***	0.7692	3.17	***		40.3%
就業経験がなかった	0.6126	1.19		-0.0795	-8.40	***	-0.1260	-10.94	***	0.3854	0.75			7.7%
児童扶養手当(比較G:全額受給)														
部分受給	-0.0005	-0.39		-0.0113	-0.65		-0.0033	-0.15		-0.0001	-0.05			35.8%
受給していない	-0.0016	-1.18		-0.0066	-0.28		-0.0514	-2.03	**	-0.0027	-0.87			16.2%
母子世帯の経験年数	0.0000	-0.22		-0.0017	-0.67		-0.0084	-2.56	***	-0.0006	-1.34			539.5%
子ども数	0.0015	1.59		0.0160	1.48		-0.0072	-0.53		-0.0019	-1.03			173.1%
末子の年齢	0.0006	2.66	***	0.0069	2.52	***	0.0001	0.04		0.0000	-0.09			954.7%
親との同居	0.0014	0.68		-0.0164	-0.88		-0.0282	-1.20		-0.0011	-0.42			22.7%
養育費の受給	0.0001	0.07		0.0047	0.24		-0.0123	-0.54		-0.0002	-0.06			23.8%
N=1,074	対数尤度 = -828.85934	LR chi2(56) = 79.25												

注: (1)釧路市と仙台市の標本は推定対象から除外されている。釧路市については、事業1と事業2の利用者のみが調査対象となっており、また仙台市の標本は、事業3の利用者のみが調査対象となっている。(2)dY/dX は限界効果を指している。(3)\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。



第 9-3-2 表 事業認知の決定要因 (多項ロジット Model)

	事業1認知/認知事業なし		事業2認知/認知事業なし		事業3認知/認知事業なし		複数認知/認知事業なし	
	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値	dY/dX	Z 値
母親の年齢	-0.0006	-0.50	-0.0037	-1.63 *	-0.0003	-0.18	0.0046	1.36
母親の学歴(比較G:中学校・高校卒)								
短大・高専	-0.0049	-0.45	-0.0276	-1.31	-0.0076	-0.51	0.0924	2.77 ***
四年制大学以上	0.0010	0.05	-0.0172	-0.47	0.0015	0.06	0.0538	0.88
これまでの働き方(比較G:初職をずっと継続)								
概ね就業を続けていた	-0.0043	-0.17	0.0001	0.00	0.0069	0.21	0.1288	1.65 *
退職したものの、再就職した	0.0238	0.77	0.0417	0.76	-0.0215	-0.84	-0.0087	-0.12
出産などで退職したまま	-0.0026	-0.11	0.0250	0.49	-0.0152	-0.56	-0.0028	-0.04
就業経験がなかった	0.0235	0.53	0.0052	0.08	-0.0017	-0.05	-0.0143	-0.17
児童扶養手当(比較G:全額受給)								
部分受給	-0.0177	-1.73 *	0.0040	0.17	-0.0192	-1.30	0.0946	2.63 ***
受給していない	-0.0151	-1.36	-0.0237	-0.83	-0.0217	-1.29	0.0544	1.16
母子世帯の経験年数	0.0011	0.82	0.0003	0.11	0.0004	0.23	-0.0028	-0.59
子ども数	-0.0025	-0.36	0.0108	0.78	0.0060	0.68	-0.0077	-0.36
末子の年齢	0.0028	1.68 *	0.0007	0.19	0.0028	1.23	-0.0103	-1.95 **
親との同居あり	-0.0018	-0.13	0.0206	0.78	-0.0373	-2.49 ***	-0.0120	-0.32
養育費の受給	0.0201	1.31	0.0059	0.24	0.0045	0.26	0.0656	1.75 *
N=1,068	対数尤度 = -1335.9944	LR chi2(56) = 76.93						

注：(1)釧路市と仙台市の標本は推定対象から除外されている。、釧路市については、事業2の利用者のみが調査対象となっており、また仙台市の標本は、事業3の利用者のみが調査対象となっている。(2)dY/dX は限界効果を指している。(3)\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

### （事業利用の決定要因）

第 9-3-1 表は、母親の年齢や学歴等の個人属性や、末子の年齢等の世帯の属性が支援制度の利用確率に与える影響を調べた結果である。前述の 4 つの仮説がおおむね支持されている。

第 1 に、職業能力に関連する 2 つの事業（事業 1 と 2）については、若い母親ほど利用確率が高いことが分かった。

第 2 に、短大・高専卒の母親は、中学校・高校卒の母親と比べると、事業 1 を利用する確率が高い。

そして、学校卒業後の初職をずっと続けてきた母親（全体の 6.2%）に比べると、それ以外の母親は事業 2 と事業 3 を利用する確率が低い。

最後に、末子の年齢も、事業の利用有無に影響している。末子の年齢が高ければ高いほど、母親は 2 つの職業訓練事業（事業 1 と 2）を利用する確率が高くなる。

以上まとめていうと、職業能力開発事業（事業 1 と 2）の利用が比較的進んでいない母親の特徴としては、母親の高年齢、低学歴、小さい子どもを抱えていることが確認された。

### （事業認知の決定要因）

話が少し前後するが、支援事業を利用するためには、まず制度を認知しなければならない。制度の存在を母親に知ってもらうことが、利用拡大につながるからである。では、事業認知の可能性を高める（または低める）要因とは何か。

第 9-3-2 表を見てみると、母親の若さ、学歴、職業経験は、事業の認知可能性を高める要因となっている。つまり、若くて学歴の高い母親や職歴経験の豊富な母親は、上記の支援事業の一部または複数を知っている可能性は高い。言い換えれば、比較的高齢で、学歴の低い（中学校・高校卒）母親や末子の年齢が低いなど子育ての負担の重い母親は、これらの支援事業を知らない可能性は高い。

## 第 4 節 事業の利用は、母親の「仕事力」を高めているのか

では、支援事業の認知度向上や利用拡大がどうしても必要なのであろうか。その正当性が置かれている暗黙の前提条件は、支援事業はシングルマザーの就職や転職の能力、いわゆる「仕事力」（Employability）を高めることではないかと筆者は考える。言い換えれば、事業の利用は、本当にシングルマザーの「仕事力」を高めているのかを知る必要がある。第 6 章でも論じたように、この問題を厳密に検証するためには、支援を受ける前後の母親の「仕事力」に関するパネルデータもしくは自然実験のデータが必要となる。母子世帯向けの就業支援事業について、残念ながら、パネルデータも実験データも存在しない。

そこで次善策として、本章では、クロスセクションデータを用いて上記の事業効果について検証してみたいと思う。具体的には、事業を利用した母親は、利用しなかった母親に比べて、「仕事力」が高いかどうかを分析する。JILPT2007 調査では、「仕事力」を表す情報が複

数含まれている：(1)母子世帯になる前後の転職・求職にかかった月数、(2)正社員への就業移動(母子世帯になる直前の段階で正社員ではない者が、現在正社員となっている場合に1、それ以外0)、(3)昨年の就業収入。本章は、この3つの情報から構成される指標を仕事力の代理変数とする。収入関数の推定を行う際に、標本選択誤差(無業の母親についてはその収入が観察されないという問題)に対処するために、Heckman 二段階推定法を用いる。

### (求職期間)

第9-4-1表は求職期間の長さ(月数)の決定要因を推定したものである。いずれの事業についても、事業利用者と非利用者における求職期間の差は統計的に有意なものではない。これも、制度の設計上自然な結果だと考えられる。前述のように、「プログラム策定」(事業3)には、支援に時間がかかりすぎるという問題点がある。また、事業1と事業2はいずれも時間を要する職業訓練制度なので、そもそも求職期間の短縮を目的としていない。

第9-4-1表 求職期間(月数)の決定要因 (OLSモデル)

Y=log(求職月数)	係数	標準誤差	t値		X平均値
母子世帯になった当時の母親の年齢	0.0256	0.0074	3.46	***	34.0
母親の学歴(比較G:中学校・高校卒)					
短大・高専	-0.0183	0.0743	-0.25		38.9%
四年制大学以上	-0.0955	0.1380	-0.69		7.4%
学校卒業後の初職は正社員	-0.2432	0.0855	-2.84	***	78.4%
子ども数	-0.0007	0.0511	-0.01		1.7
母子世帯になった当時の末子の年齢	-0.0256	0.0120	-2.14	**	4.5
重病・難病の子供がいる	-0.0355	0.1757	-0.20		4.6%
親との同居あり	0.0374	0.0882	0.42		21.7%
求職のルート(比較G:求人誌・新聞・チラシ)					
職安	0.0649	0.1482	0.44		7.2%
友人・知人の紹介	-0.1785	0.0850	-2.10	**	34.6%
その他のルート	0.0556	0.0927	0.60		30.9%
事業の利用(比較G:利用事業なし)					
事業1のみ利用	0.5015	0.4083	1.23		1.7%
事業2のみ利用	0.0008	0.1429	0.01		7.8%
事業3のみ利用	-0.0681	0.0959	-0.71		12.3%
複数事業利用	0.0445	0.1837	0.24		2.2%
常数項	0.3008	0.2371	1.27		
N=599 F(15, 583) = 1.86 R-squared = 0.0454					

注：(1)推定対象者は、母子世帯になる前後に、転職・再就職活動を行ったシングルマザーのみである。(2)\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

ちなみに、シングルマザーの求職期間（平均 3.6 カ月）の長さに有意な影響を与えているのは、母親の年齢、学校卒業後の初職、末子の年齢および求職のルート等の属性である。年齢の高い人、学校卒業後の初職は正社員ではない人、末子の年齢の低い人ほど、求職期間が長くなっている。求人誌等で入職した者に比べ、友人・知人の紹介で入職した者の求職期間が短くなる傾向がある。

### （正社員就業と賃金）

第 9-4-2 表は、正社員への就業移動（母子世帯になる直前 vs 現在）の決定要因を推定したものである。第 9-4-2 表をみると、「高等技能訓練促進費」（事業 1）を利用していた者は、どの事業も利用していない者より、正社員へと就業移動する確率が 38.1%ポイントも高い。これは、事業 1 の利用者におけるその後の就業状況（常勤比率 8 割）と一致した推定結果である。

第 9-4-2 表 正社員への就業移動（母子世帯になる直前 vs 現在）の決定要因（ロジット Model）

	d Y/dX	Z 値		X 平均値
母親の年齢	-0.0120	-3.39	***	39.1
母親の学歴				
短大・高専	-0.0016	-0.05		37.7%
四年制大学以上	0.0357	0.58		8.3%
学校卒業後の初職は正社員	0.0396	1.06		78.6%
子ども数	-0.0244	-1.11		1.7
末子の年齢	0.0166	3.50	***	9.5
重病・難病の子供がいる	0.0266	0.34		4.4%
親との同居あり	0.0315	0.82		
事業の利用				22.3%
事業1のみ利用	0.3812	2.83	***	1.6%
事業2のみ利用	-0.0646	-1.26		8.2%
事業3のみ利用	-0.1154	-2.70	***	11.8%
複数事業利用	0.0743	0.72		2.4%
N = 1,110      対数尤度 = -1017.406      LR chi2(24) = 52.13				

注：(1)推定対象は、母子世帯になる直前の段階では正社員ではない母親である。現在自営業・家族従業員・SOHO・内職、または正社員をずっと続けている母親が推定対象から除外されている。(3)\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

しかしながら、その他の 2 事業（事業 2、3）については、正社員就業促進効果が確認されない。むしろ、予測とは逆に、事業 3 の利用者は非利用者より、正社員就業確率が低いという結果が出ている。理論上、事業 3 の利用は、仮に思惑通りの正社員就業効果がないにしても、逆効果は通常考えられにくい。このような意外な結果が出る理由としては、事業 3 を

利用した母親は、利用しなかった母親に比べると、元々個人能力や、専門技能が低いという可能性はある。こうした個人の能力要因がモデルの中で十分にコントロールできなかった可能性がある。

「正社員就業」と「比較的高賃金」との結びつきが日本ではとくに強いため、正社員就業の代わりに賃金について調べてみても、おおむね同様な傾向が見られる。実際、第9-4-3表の賃金関数の推定結果を見てみると、やはり「高等技能訓練」(事業1)のみについて、事業利用者の賃金が非利用者より若干高いようにみえる(その差は統計的有意ではないが)。

第9-4-3表 賃金の決定要因 (Heckman 二段階推定 Model)

Y=log(母親の年収)	係数	標準誤差	t値	
週あたり労働時間	0.0144	0.0017	8.55	***
母親の年齢	0.0716	0.0243	2.95	***
年齢の2乗/100	-0.0965	0.0303	-3.18	***
母親の学歴 (比較G: 中学校・高校卒)				
短大・高専	-0.0441	0.0551	-0.80	
四年制大学以上	0.1042	0.0976	1.07	
勤続年数	0.0365	0.0061	5.94	***
事業の利用 (比較G: 利用事業なし)				
事業1のみ利用	0.0195	0.1298	0.15	
事業2のみ利用	-0.1167	0.0632	-1.85	*
事業3のみ利用	-0.1176	0.0576	-2.04	**
複数事業利用	0.0078	0.1333	0.06	
常数項	3.5804	0.4901	7.31	***
その他の変数 (勤務先の規模、職種、業種) 結果省略				
仮説検定 (rho = 0)	chi2(1) = 164.50 Prob > chi2 = 0.0000			
N = 1,002 (Uncensored N=686)	対数尤度 = -1119.234	Wald chi2(24)	= 214.23	

注: (1) 現在の職業が「自営業・家族従業員・SOHO・内職」である母親は推定対象から除外されている。(2) 第1段階の推定結果が省略されている。子ども数、末子の年齢、同居の有無、養育費の有無が、識別変数として使われている。これらの変数は、就業するかしないかの意思決定(第1段階)に影響を与えるものの、母親の賃金(第2段階)にはあまり影響しないことが主な理由である。(3)\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で差が有意であることを示す。

## 第5節 おわりに

本章は、シングルマザー向けの3つの就業支援事業(高等技能訓練促進費制度、自立支援教育訓練給付金制度および母子自立支援プログラム策定事業)について、その認知度、利用状況および就業効果を統計的に検証したものである。検証に用いたデータは、JILPTが2007年12月に行った「母子家庭の母への就業支援に関する調査」の個票である。

調査時点においては、3事業の認知度と利用状況がともに低い水準にあることが分かった。ほとんどの事業は2003年4月以降に導入されたもので、事業の宣伝・周知が足りなかったことが主因だと考えられる。実際、「事業を知らない」ことが原因で事業の利用に至らなかったケースが全体の57.3%~78.0%を占めており、制度の周知徹底は大きな課題であることが明らかになった。

事業への認知がとくに遅れているのは、高年齢や低学歴の母親、子ども数が多い等子育て負担の重い母親である。こうした母親の特徴は、事業（とくに事業1と事業2について）の利用確率の低い母親にも概ねそのまま当てはまる。

3事業のうち、「高等技能訓練促進費」については、利用者の正社員への就業移動に積極的な効果があることが確認できている。一方の「教育訓練給付金」と「母子自立支援プログラム策定」においては、そのような効果が確認できていない。

以上の分析結果から得られる政策提言が主に二つある。(1)一つは、事業の存在をもっとPRする必要性である。とくに低学歴の母親や低年齢児の母親に対しては、積極的な情報発信がより一層求められる。(2)もう一つは、一定の就業効果が確認できている「高等技能訓練促進費」事業の充実である。可能な限り予算を拡充して、より多くの母親に役に立ててもらうことが望ましい。

JILPTが調査を実施してから3年あまりが過ぎた。本章が目した3つの就業支援事業は、今も継続している。今ならば、もっと多くのシングルマザーがこれらの事業の存在に気づいているはずである。事業の認知度に関する最新の調査データがないものの、事業の利用件数が順調に伸びていることから、事業の周知徹底における取り組みに一定の成果が見られたものと考えられる。

また、母親の正社員就業や賃金上昇に効果を発揮している「高等技能訓練費」事業についても、その後、制度が実際に拡充する方向に動いていた。2005年では755件だった同支給件数は、2009年ではその7倍の5,230件と大きく膨らんでいる。とくに2008年4月以降に（助成金額の引き上げと全期間助成が始まった時期）、高等技能訓練促進費の支給件数が1年で2倍にもなっていた。

「高等技能訓練費」事業の課題は、利用者1件あたりの費用が高いことである。就業全期間を助成する現行制度の下で、利用者1件あたり最大512.6万円もかかる。仮に予定通りに2012年4月以降に助成期間の1/2短縮を実施しても、利用者1件あたり最大258.8万円の直接費用がかかる。その対策としては、①無駄の徹底的排除（資格取得率の向上、対象資格の厳選等）、②母子寡婦福祉貸付金等の充実、③訓練費OB等民間の寄付を募っての奨学金制度の創設等が考えられる。

## 参考文献

- 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』、pp.143-161、東京大学出版会
- 神原文子(2006)「母子世帯の多くがなぜ貧困なのか」澤口恵一・神原文子編『第2回家族についての全国調査(NFRJ03)第2次報告書 No.2: 親子、きょうだい、サポートネットワーク』(第8章)本家族社会学会 全国家族調査委員会
- 篠塚英子(1992)「母子世帯の貧困をめぐる問題」『日本経済研究』、No.22、77-118
- 周燕飛(2008)「母子世帯のいまー増加要因・就業率・収入等」JILPT 労働政策研究報告書 No.101、第1章第2節
- 中園桐代(2008)「自立支援プログラムの充実のために」『母子家庭の母への就業支援に関する研究』JILPT 労働政策研究報告書 No.101、第4章
- JIL=日本労働研究機構(2003)『母子世帯の母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
- JILPT=日本労働政策研究・研修機構(2008)『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書 No.101
- Ehrenberg, R. and R. Smith (2011) *Modern Labor Economics* (11<sup>th</sup> Edition), Prentice Hall, N.Y., 278-322
- Zhou, Yanfei (2009), "Employment Promotion Programs for Single Mothers in Japan: 2003-2008", *Japan Labor Review*, Vol.6(2), 91-107

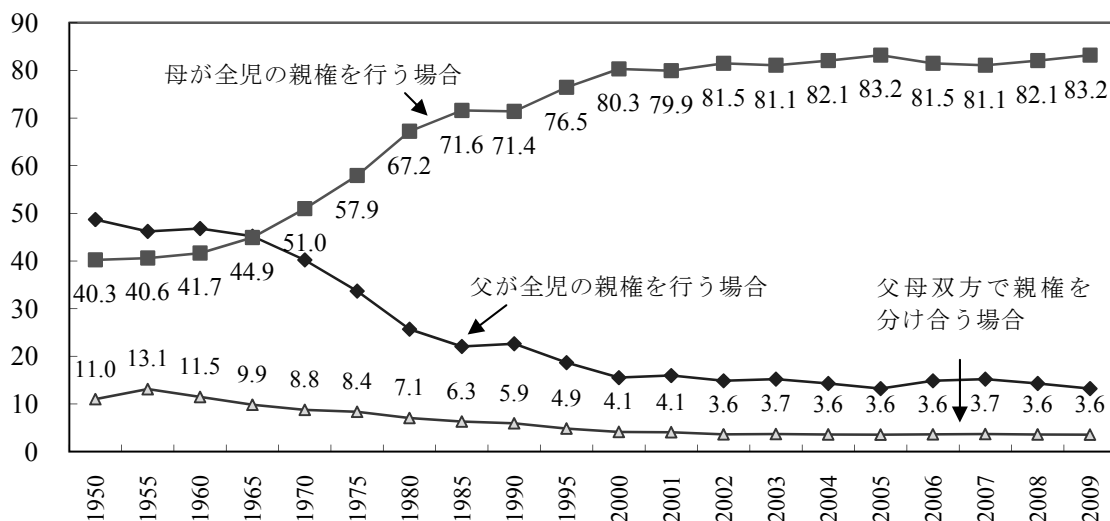
## Q&A⑥—なぜ父子世帯はあまり増えないの？

父子世帯の数も近年わずかながら増えているものの、その増え方は非常に緩やかである。それは、日本では離婚の増加は、母子世帯の増加に直結しやすいという特殊な事情があるからである。日本では、欧米のように離婚した父と母が双方で子供の親権を分け合うことは珍しく（全体の3-4%程度）、母親が全ての子供の親権を行うのが一般的である。

しかし、それは昔からの慣行というわけではない。下図をみて分かるように、戦後初期までは父親が全児の親権を行うのが一般的であった。経済が豊かになったことに加え、昔の家制度が弱まったこと等も影響して、母親が全児の親権を行う比率は徐々に上昇し、1965年以降には父親優勢が完全に逆転されていた。2000年以降、母親が全児の親権を行う割合は概ね8割前後を維持している。それは、裁判所が、「小さい子には母親が必要」という人道的配慮を持っているゆえに、社会保障制度の充実や女性の経済力の向上がそれを後押ししているからである。

現在、よほどの事情（子供への虐待など）がない限り、両親ともに親権を主張した場合には母親に親権がつくケースがほとんどとなった。これは同時に、離婚母子世帯が全体の約8割を占めるようになった最大の理由でもある。

第9-Q&A⑥-1 図 親権を行う者別にみた離婚件数構成割合(%)の推移



資料出所：国立社会保障・人口問題研究所『一般人口統計－人口統計資料集(2011年版)－』



## 第3部

# 養育費と時間格差

## 第 10 章 養育費の徴収に秘策はあるのか

### 第 1 節 養育費のどこが問題なのか

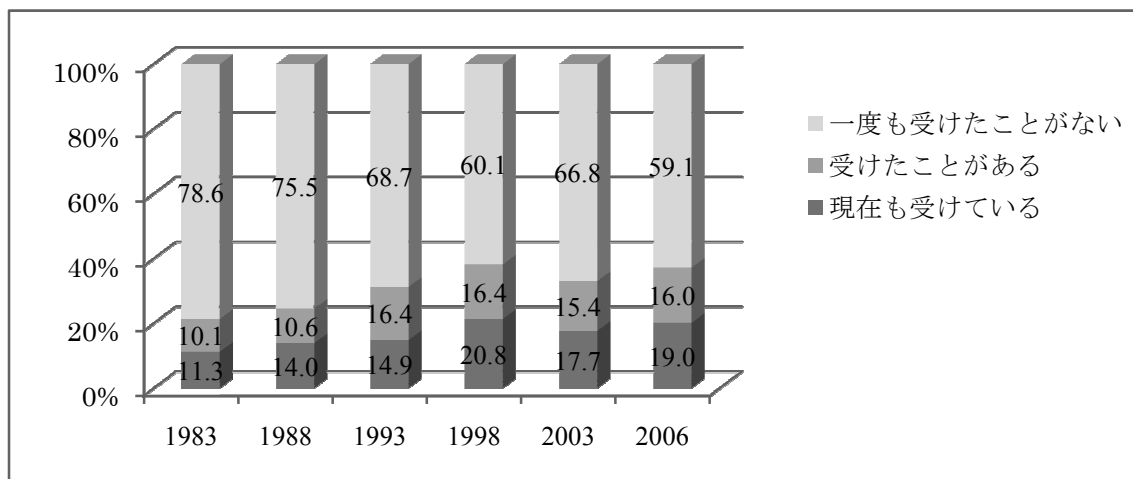
母子世帯の経済状況を大きく左右するのは、養育費である。日本の母子世帯の約 8 割は、離婚によるものである。離婚が原因で母子世帯となった場合には、当然ながら元夫は健在である。元夫による養育費は、母子世帯の生活を支える重要な柱となるはずだが、現実はその甘くはない。

養育費にまつわる現実の厳しさを二組の数字で集約することができる：19.0%と 4.2 万円。前者は、2006 年現在の離婚母子世帯の養育費受取率であり、後者は、養育費の平均受取金額である。「極端に低い受取率」と「子どもの養育コストと大きくかけ離れる受取額」が養育費における最大の課題といえる。

#### (極端に低い養育費の受取率)

厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、日本の離婚母子家庭のうち、養育費を受取っている世帯は、全体の 2 割未満（19.0%）である。一方、離婚して以来一度も養育費を受け取ったことのない母子世帯は圧倒的に多く、全体の約 6 割（59.1%）を占めている<sup>1</sup>。それでも、20 年ほど前に比べると、養育費の受取状況はいくらか改善されているようにみえる(第 10-1-1 図)。

第 10-1-1 図 離婚母子世帯における養育費の受取状況(%)



データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（各年）より作成

では、定期的に支払われる養育費（定期金）ではなく、纏まった一時金を離婚時に受け取っている母子世帯は、どのくらいいるのだろうか。厚生労働省「人口動態社会経済面調査 1998」

<sup>1</sup> データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」

によると、一時金を受け取っている母子世帯も全体の 19.2%（うち 11.7%は定期金も併給）程度で、やはり少数派である。

### （子どもの養育コストと大きくかけ離れる養育費額）

受取率の低さに加え、子どもの養育に実際にかかるコストに比べると養育費の金額が少ないことも大きな課題である。2人以上からなる勤労者世帯の標準子ども費（食料、被服代、教育費と月謝）月額<sup>2</sup>は、1人あたり平均 5.7 万円である。母子世帯の平均子ども数は 2006 年現在 1.58 人なので、単純計算すると、母子世帯にとっての平均子ども費は、少なめに見積もっても月額 9 万円程度となる見込みである（第 10-1-2 表）。

第 10-1-2 表 母子世帯における平均子ども費(目安値)の推移

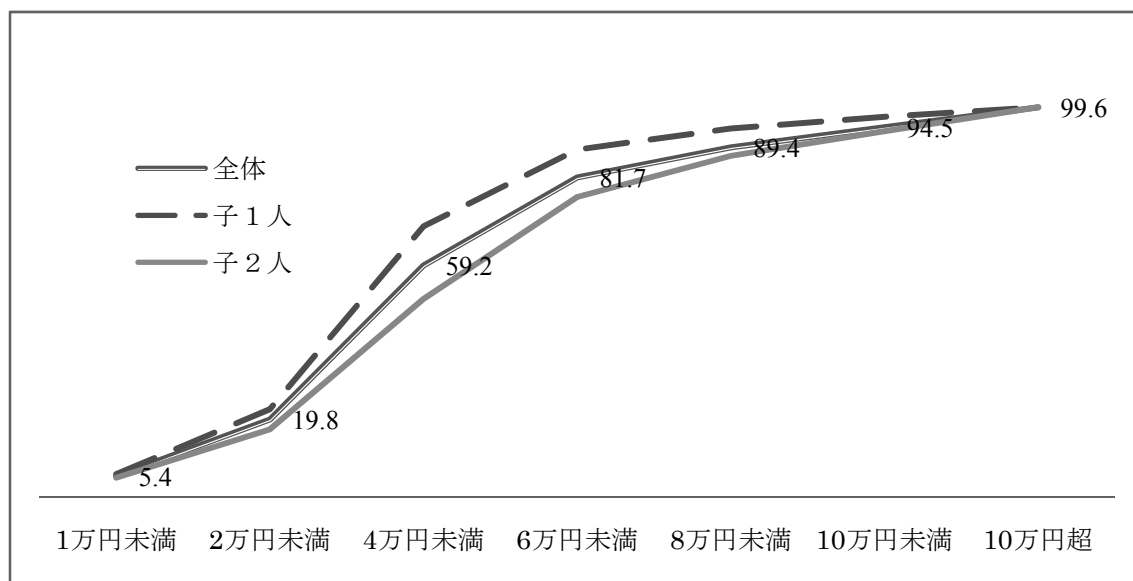
	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
子ども 1 人あたり消費月額（円、総務省統計局「家計調査」ベース）					
食料	19,148	18,656	19,265	19,445	19,138
被服代	1,981	2,061	2,028	2,026	1,962
教育費	28,878	28,944	29,835	29,255	29,966
月謝	6,785	6,085	6,641	6,334	6,219
消費額合計	56,791	55,747	57,769	57,059	57,285
平均子ども費*	89,730	88,080	91,275	90,154	90,510

注：(1)2人以上の勤労者世帯における1ヶ月間の消費支出額を元に算出。(2)食料について、子どもは世帯員平均の 55%としている。(3)被服代は、子ども用洋服、子ども用シャツ・セーター類、子ども用下着にかかる費用の合計額である。教育費は、授業料、教科書・学習参考教材、補習教育にかかる費用の合計額である。(4)いずれの費用項目についても、世帯の平均月額を平均子ども数で割っている。(5)平均子ども費は、子どもの1人あたり消費額合計に母子世帯の平均子ども数（1.58人）を乗じた数値である。

一方、厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、養育費の平均受取額は、4.2 万円で、実際にかかった子ども費の半分以下である。また、一般的に協議離婚よりも養育費を確保しやすいと言われている調停または審判離婚についても、やはり養育費の取り決め額は子どもの養育コストを大きく下回っているケースがほとんどである。第 10-1-3 図を見て分かるように、調停または審判離婚における約 9 割のケースは、取り決め額が 8 万円未満である。そのうち、4 万円未満のケースは全体の 6 割も占めている。また、子どもの数が増えていても、養育費の取り決め額があまり増えないのが現状である。

<sup>2</sup> なお、子ども費には、住居費、光熱・水道費、情報通信費、医療費およびその他雑費が含まれていないため、実際の養育コストはもっと高いと考えられる。

第 10-1-3 図 調停・審判離婚における養育費の取決め額の累積分布(%、2009 年)



データ出所：最高裁判所『司法統計年報 家事編（2009 年度）』（第 23 表）より作成。

## 第 2 節 なぜ養育費の受取率が低いのか

婚姻関係が解消されても、子と親の関係は変わらない。子どもの親権者であろうがなかろうが、親であれば本来養育費を支払う義務がある。にもかかわらず、なぜこれほど多くの親が、この義務を果たそうとしないのか。そこには、主に 3 つの要因が複雑に絡み合っていると筆者は考える。

要因 1：「協議離婚」を主とする離婚慣行。

離婚合意の難易度の低い順に、離婚には以下の 4 つの種類がある（①「協議離婚」→②「調停離婚」→③「審判離婚」→④「裁判離婚」）。そのうち、夫婦の話し合いだけで決める「協議離婚」が全体の 87.9%（2009 年）で最も多い<sup>3</sup>。家庭裁判所や弁護士の介在がある他の種類の離婚に比べると、「協議離婚」における養育費の取り決め率が著しく低いのである。厚生労働省「全国母子世帯等調査 2006」によると、「調停・審判・裁判離婚」の養育費取り決め率が 77.7%であるのに対して、同「協議離婚」は 31.2%に過ぎない。

「協議離婚」の場合でも、養育の支払いについて「離婚協議書」などの合意文書を作成し、それを「公正証書」の形で法的効力を持たせるといった手段が養育費確保に効果的である。しかし、それまで踏み込んだ措置を講じる母子世帯が少ないのが現状である。

要因 2：養育費不払いに対する法的措置の欠如。

養育費の支払いを約束したにもかかわらず、その支払いを拒否したり滞らせた場合に、父親に対する法的罰則は非常に弱い。これまでの最高罰則は、10 万円以下の過料である（家庭

<sup>3</sup> データ出所：厚生労働省「平成 21 年人口動態統計」

裁判所の「履行命令」について正当な理由なく従わない場合)。しかし、実際に「履行命令」を発令するケースが極めて少ない(2006年全国で26件のみ)。「履行命令」より、法的強制力のない「履行勧告」を利用するケースがほとんどである。「履行勧告」とは、裁判所が父親に対して養育費を支払うよう書面や電話などで助言、説得、勧告して父親の自発的な履行を促すもので、勧告に従わなくても何の罰則もないので、実際それに応じる父親は全体の3割程度という(下夷2008)。

要因3:父親との絶縁・敵対関係の継続。

だれもが離婚に至るまでのプロセスで相手ともみ合ったり、言葉や身体的暴力を受けたりして、「相手と関わりたくない」という気持ちになりやすい。問題は、離婚後においても、父親との絶縁・敵対関係が続くシングルマザーが多いことである。実際、養育費の取り決めをしていない理由について、「相手と関りたくないから」(23.7%)は2番目に多い理由として挙げられている(厚生労働省「全国母子世帯等調査2006」)。「養育費も慰謝料も一銭も無い。とにかく早く分かれたかった。養育費をもらうことで、父親の権利を主張されるのがイヤだった」(38歳千葉県母親)というような意見が母親の間に目立っている。一方の父親の養育費支払い意欲も、こうした絶縁・敵対関係によって大きく損なわれることとなる。とくに離婚後に子どもとの面会や交流が途絶えた場合には、父親としての責任感と使命感が次第に薄れてゆき、それは養育費の不払いにつながりやすい。

### 第3節 養育費の徴収に秘策はあるのか

(これまでの取り組み)

養育費の徴収率を高めるためには、これまでも様々な取り組みが行われている。2000年以降に導入された主な養育費確保策は下記の通りである。

#### ① 養育費強制執行制度の改正(2003年～)

2003年の民事執行法の改正により、保育費の滞納があれば一度の申し立てで、将来分について給与等の差し押さえができるなど、特例が設けられた。

#### ② 広報や啓発、法律相談等の拡充(2003年～)。

各地の母子家庭等就業・自立支援センターで、養育費に関する無料法律相談等が提供されるようになった。

#### ③ 「簡易算定表」の普及(2003年～)

2003年3月、裁判官等から構成される「東京・大阪養育費等研究会」により提案された「簡易算定表」<sup>4</sup>(子の人数・年齢別に9種類の算定表、添付資料に一部掲載)が行政、裁判所の両方面からの周知活動により、急速にその適用範囲が広まった。コンピューターで「簡易迅

<sup>4</sup> 簡易算定表の依拠:「簡易迅速な養育費の算定を目指して」(判例タイムズ平成15年4月1日第1111号)。簡易算定表は養育費の早期決着に役に立っている一方、その算定方法について、父親が大きな余力を残しているのに、母子世帯の生活費は生活保護基準額よりも低額となっており、という指摘も少なくない(松嶋2010)。

速」に養育費を策定できることで、養育費の徴収率アップが図られてきた。

④ 厚生労働省「養育費の手引き」の配布(2004年～)

厚生労働省が養育費を確保するための手順や方法などについて、わかりやすく説明するリーフレットを作成し、全国に配布している。

⑤ 養育費相談支援センターの創設 (2007年10月～)。

養育費に関する電話・メールの相談、母子家庭等就業・自立支援センターに配置されている養育費専門相談員のための研修活動、及び養育費に関する啓発活動を行っている。

このように、養育費の確保のために、様々な措置が講じられているものの、第10-1-2表が示した通り、実際の養育費の徴収率はわずかな上昇に留まっている(2003年17.7%→2006年19.0%)。給与の差押えができる①「養育費強制執行制度」も、当初は大きく期待されていたが、実際の利用事例は非常に限られている。例えば、東京地方裁判所民事執行センターには2004年度、約5万件の強制執行の申立てがあったが、養育費の事例は191件と極めて少なかった。強制執行に至るまでのハードルが高いこと(公正証書など債務名義の文書の確保、父親の勤務先と給与の確認など)が主な理由だと下夷(2008)は指摘する。

### (抜本的な方策はあるのか)

養育費確保の抜本策を講じる際には、やはりその病理の処方箋を求めるべきである。言い換えれば、前述の3つの要因に対して、それぞれの解決策を探るべきだと筆者は考える。

まず第一に、強制執行等司法的解決を可能にするためには、債務名義文書の確保策が必要である。つまり、養育費の取り決めにおいては、支払義務者、金額、支払期日、支払期間等を公式文書の形で定めておくことが必要である。「協議離婚」の場合でも、すべて当事者任せではなく、行政が関わる形で文書づくりを促すことが大切と考えられる。

具体的には、協議離婚の場合には、特別な事由がない限り、「養育費に関する合意書」の提出を義務化する制度が望ましい。日本弁護士連合会(日弁連)案<sup>5</sup>のように、現行の離婚届出用紙と共に、新たに「養育費に関する合意書」を当事者双方に締結するように求める方法がある。合意書原本は、離婚時の本籍地を管轄する市区町村役場で保管し、各当事者がそのコピーを1通ずつ保管するようにすることで、制度面の運用も簡単である。また、取決めの通りに確実に養育費を支払ってもらうためには、合意書に「公正証書」と同様な法的効力を持たせる必要がある。

次に、養育費不払いに対する罰則の強化が必要である。この点について、米国の取り組みは参考になる。米国では、養育費の滞納者に対しては、個人信用情報機関への滞納額の通知(これにより、ローンやクレジットカードが利用できなくなる可能性がある)、パスポートの発行拒否、専門職や商業上の免許の制限・停止などの罰則が認められている。また、扶養

<sup>5</sup> 日本弁護士連合会「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日

義務の不履行に対しては、裁判所侮辱罪や刑事罰が適用されることもある（下夷 2008、159 ページ）。こうした厳しい罰則が功を奏した形で、2007 年現在、米国の離婚母子世帯の 62.8% が養育費の取り決めをうけており、また養育費債権を持つ母親の 75.6% が実際に養育費を受け取っている（うち 51.2% が全額受け取り）<sup>6</sup>。

さらに、父親との絶縁・敵対関係の解消も大切である。家庭裁判所が作成した「面会交流のしおり」を広く配布するなど、啓発活動による絶縁・敵対関係の解消を図ることが有効な手段である。そのほか、絶縁・敵対関係が著しく、当事者本人の話し合いでは面会交流の実現が難しい場合等では、NPO や公的機関が間に入って、父親と子どもとの定期的な面会交流をセッティングしてあげることも考えられる。各地の母子家庭等就業自立・支援センターに配置されている養育費相談専門員にその仲介役を委ねれば、制度面でも十分対応可能である。

最後に、養育費徴収の第三者機関の設立に向けての検討も必要である。離婚時の養育費の交渉方法について、日本では離婚相手との直接対話が前提とされており、離婚相手の支払い能力に対する正確な調査が難しい。その結果、「相手に支払う意思や能力がないと思った」、「相手と関わりたくない」ことで養育費の取り決めをあきらめてしまうケースが多い。一方、アメリカではさまざまな養育費取立機関が存在しており、それらの機関を介して養育費の支払いを求めれば、プロフェッショナルによる支払能力調査や交渉が可能となるほか、離婚相手との直接なかかわりも避けられる。

今後、養育費の徴収を本格的に強化するのであれば、日本にも専門的な養育費取立機関を設置すべきであろう。米国の場合には、国や州政府系の無料養育費取立て機関が設置されている一方、取り立てた養育費の数%を手数料として徴収する営利の取立会社（例えば、Child Support Network, inc）も認可されている。日本も、養育費取立て機関の設置方法について、官設官営を柱としながらも、公費負担の少ない官設民営（民間委託）や完全民営（営利認可）を選択肢として検討すべきではないかと思われる（周 2008）。

#### 第 4 節 養育費不払いから母子世帯を守る最終手段

どんなに厳しい徴収措置を講じても、最終的に養育費を払ってもらえないケースは多々ある。父親が再婚したり、養育費の支払いを強固に拒否したり、行方不明になったりするなど、理由は多岐にわたる。実際、養育費の徹底徴収を励行している米国ですら、1/4 程度の養育費債権を回収できていないのが実情である（離婚母子世帯の場合）。

##### （「養育費立替え払い制度」の可能性）

養育費不払いから母子世帯を守る最終手段として、日弁連が「養育費立替え払い制度」を

<sup>6</sup> 資料出所：米国統計局 “Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2007”.  
(<http://www.census.gov/prod/2009pubs/p60-237.pdf>)

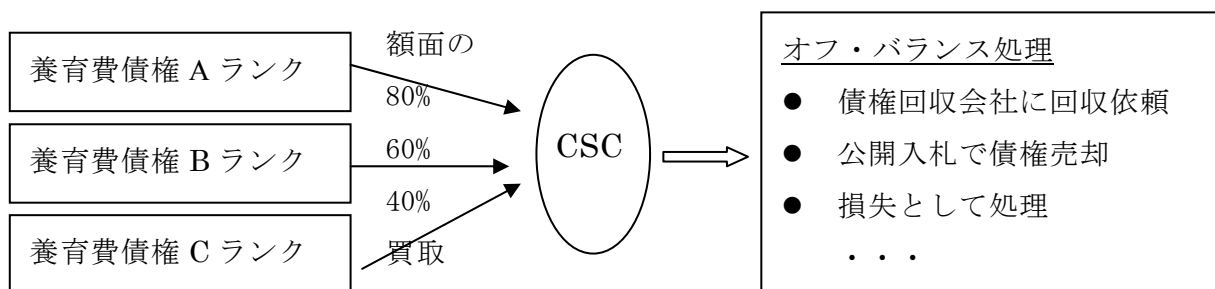
提案している<sup>7</sup>。つまり、回収できない養育費債権を国が買い取り、母子世帯に一旦立て替え払いしたうえ、国は後に国税または社会保険料と一緒に父親に請求するという制度である。この制度が本当に実現できれば、母子世帯にとっては朗報といえよう。また、養育費額が、母親の就業所得に応じて減額されることもないので、就業意欲への影響は小さいと言える<sup>8</sup>。

しかしながら、「養育費立替え払い制度」は一方では国にとっては大きなコストとなりうる。まず、立て替え払いした養育費債権を回収できる保証がない。現行制度の元では国税や社会保険料からの回収が制度化される見通しが無い。立て替えられた養育費債権の大半は、不良債権化する可能性が高い。そして、さらに深刻な懸念は、「モラルハザード」である。国が養育費債権を買い取ってくれると分かった途端、母親は養育費の回収に消極的になる可能性がある。また、父親も養育費不払いに罪悪感を覚えにくくなる可能性がある。こうした「モラルハザード」の発生によって、国が余計な税金投入をしなければいけなくなる可能性がある。

#### （養育費整理回収センターの提案）

国のリスクと税金投入を最小限に抑えながらも、養育費不払いから母子世帯を守る方法として、「養育費整理回収センター」（仮名、CSC）というアプローチがある。CSCとは、2000年代の金融機関における大量不良債権の処理で威力を発揮した「整理回収機構（RCC）」と類似したメカニズムを持つ組織のことである。

第 10-4-1 図 不良養育費債権の回収に関するイメージ図



具体的には、母親の回収できない養育費債権について、その回収見込みの難易度に応じて専門機関により3～5段階のランク付けをする（第 10-4-1 図）。それぞれのランク付けに一定の割引率を付与して、CSC が母親からその債権を買い取る。買い取った養育費債権を債権

<sup>7</sup> 日本弁護士連合会「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日。

<sup>8</sup> 類似の制度（Child Support Assurance Program）は欧米にもある。Hu(1999)によると、CSA 制度は、母子世帯の非勤労収入を増やした結果、今まで就業しなかったシングルマザーの労働参加率が上昇した。一方、CSA 制度による所得増に伴い、既に就業しているシングルマザーの就業時間の減少も見られている。



回収会社（サービサー<sup>9</sup>）にその回収を依頼するか、公開入札で売却するか、損失として処理するか等にして、不良養育費債権をオフ・バランス化する。

なお、この方法における最大の懸念は、父親に執拗な債権回収が行われることである。実際、イギリスでは養育費の厳しい追求に耐えかねて、複数の父親が自殺する事件が起きていた（梅川 1999）。父親の人権・生活権を守るためには、債権回収方法についてある程度の規制を設ける等細心な制度設計が必要である。

## 第5節 実証分析：離別父親の支払い能力と養育費の関係

### （離別父親の経済状況）

では、離別父親は実際どのくらいの支払い能力を持っているのであろうか。乾いた雑巾を絞っても水が出ない。もし離別父親の殆どは、支払能力のない貧困者であれば、養育費の徴収は思うほど期待できない。

JILPT2007年母子世帯調査によると、離別父親の平均年収は376.2万円で、一般世帯主の平均年収（520万円）より3割程度低いことが分かる（第10-5-1表）。これは、「離婚」が経済状況の悪い夫婦で生じがちであることを示唆した阿部・大石（2005）と一致した結果である<sup>10</sup>。しかし、養育費の追求が難しいとされる年収ライン（200万円）以上の収入を得ている父親は、全体の82.1%を占めており、養育費の支払い能力を持っている父親が大半である<sup>11</sup>。

また、離別父親の年収分布は一般世帯主よりもバラツキが大きく、年収300万円未満の低所得層が全体の37.2%（一般世帯主は27.0%）を占めている一方、年収千万円以上の豊かな層の割合（2.8%）も一般世帯主より高い。

離別父親の中に、豊かな層も少なからず含まれていることが別の調査からも確認できる。千葉県弁護士会が2009年に行った調査によると、弁護士が関与する離婚事案（N=116）のうち、医師・会計士等の専門職、法人代表、会社社長（自営）等年収1千万円以上の豊かな層が全体の12.9%を占めている（第10-5-2表）。弁護士を経由する離婚事案が豊かな層に偏在しているという側面もあるものの、離別父親の中に、養育費の支払い能力の高い人が一部含まれていることは紛れもない事実である。

<sup>9</sup> 「債権管理回収業に関する特別措置法」の元、法務省の認可と監督を受けている債務回収業者のことである。

<sup>10</sup> 阿部・大石（2005）が「国民生活基礎調査2001年」の個票を再集計したところ、離別父親は有配偶者男性と比べ、無業者比率・非正規比率・公的年金未加入率・非持ち家率が高いなど、経済状況が劣っていることが分かった。

<sup>11</sup> その他、約1割の母子世帯は、離別父親の年収を「分からない」と答えている。

第 10-5-1 表 離別父親の年収分布(2007 年)

JILPT調査：離別父親 (N=1,136)				家計調査：2人以上の勤労者世帯の世帯主		
	N	割合	累積分布		割合	累積分布
～100万円未満	88	8.9%	8.9%	～120万円未満	7.4%	7.4%
～200万円未満	90	9.1%	17.9%	～240万円未満	10.7%	18.1%
～300万円未満	191	19.3%	37.2%	～300万円未満	8.9%	27.0%
～400万円未満	255	25.7%	62.9%	～420万円未満	24.0%	51.0%
～500万円未満	144	14.5%	77.4%	～540万円未満	21.3%	72.3%
～600万円未満	92	9.3%	86.7%	～600万円未満	8.2%	80.6%
～800万円未満	81	8.2%	94.9%	～720万円未満	11.0%	91.6%
～1千万円未満	23	2.3%	97.2%	～1080万円未満	7.0%	98.6%
1千万円以上	28	2.8%	100.0%	～1080万円以上	1.4%	100.0%
不明・無回答	144					
平均値 (万円)			374.1			520.0

注：(1)「離別父親の年収」(離婚・別居時)及び「二人以上の勤労者世帯の世帯主年収」は、それぞれ JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(2007 年)および総務省「家計調査」(2007 年)によるものである。(2)離別父親の年収平均は、各階層の中間値(例えば、「～100 万円未満」を 50 万円とし、「～800 万円未満」を 700 万円とする)を用いた集計値である。ただし、1 千万円以上は全て 1000 万円としており、離別父親の年収平均値に過少評価の可能性がある。

第 10-5-2 表 離別父親と母親の職業と年収(弁護士経由の離婚事案)

	職業計	無職	パート・ アルバイト	会社員 (契約社員 を含む)	公務員	医師/公認 会計士/ 法人代表	自営・家族 従業員	不詳
父親								
構成 (N=116)	100%	9.5%	1.7%	62.9%	9.5%	5.2%	7.8%	3.5%
年収 (万円、平均値)	690.6	-	90.0	594.7	583.4	1,687.5	1,476.7	500.0
年収 (万円、中位値)	544.8	-	90.0	500.0	606.0	1,600.0	1,000.0	500.0
母親								
構成 (N=116)	100%	34.5%	34.5%	17.2%	8.6%	0.0%	1.7%	3.5%
年収 (万円、平均値)	212.2	-	125.2	273.1	471.5	-	100.0	-
年収 (万円、中位値)	156.0	-	100.0	299.0	462.2	-	100.0	-

データ出所：千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」(2009 年 11 月)。回答者は、該当委員会に所属する弁護士 116 人(うち、6 人は義務者側代理人)である。なお、離婚案件の対象期間は、2003 年 4 月～2009 年 11 月の間となる。

### (支払い能力は養育費の支払いにつながっているのか)

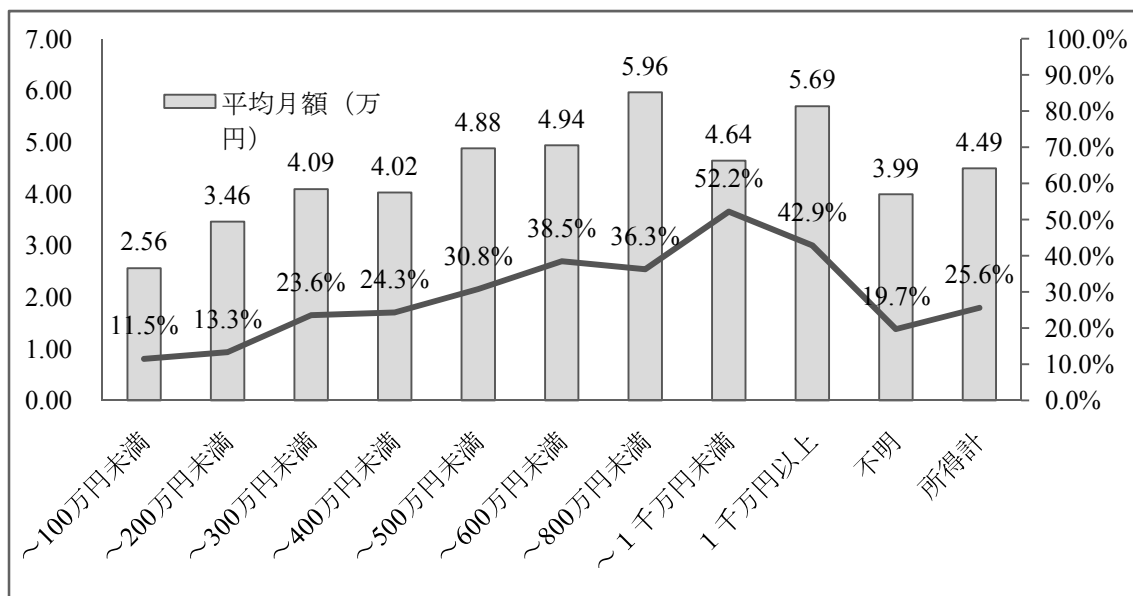
では、実際年収の高い離別父親はより高い確率で養育費を支払っているのか。また、支払っている場合には、その金額は父親の年収に比例して増加しているのでしょうか。

離別父親の所得階層別に養育費の受取率を見てみると、父親の所得階層の上昇に伴い、養育費の受取率も高くなる傾向がみられる(第 10-5-3 図)。例えば、父親の年収が 100 万円未満層について養育費の受取率が 11.5%であるのに対し、父親の年収が 200～300 万円台層では同受取率が 24%前後となり、父親の年収が 400～500 万円台層については同受取率がさらに高くなっている(30.8%～38.3%)。養育費受取率と父親の所得との正の相関関係は、弁護士経由

の離婚事案についても観察されている（第 10-5-4 図）。

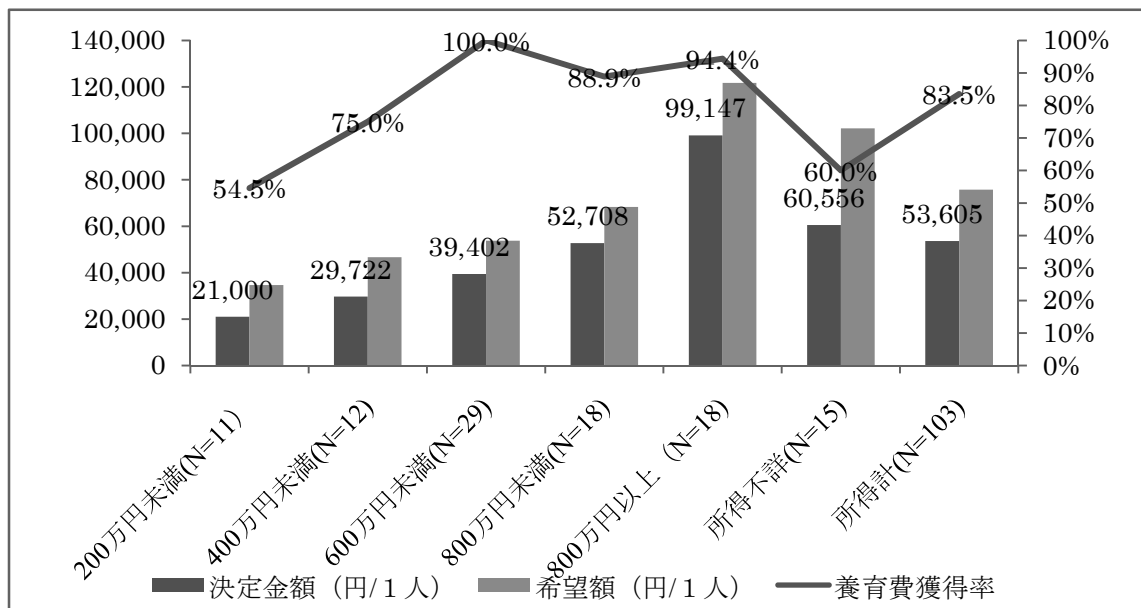
そして、養育費の平均受取額も、おおむね離別父親の所得階層の上昇とともに増える傾向にある。年収 100 万円未満層の養育費の平均月額、2.56 万円であるのに対して、年収 200 ～300 万円台層では同 4 万円前後、年収 400～500 万円台層は同 5 万円前後となっている（図 10-5-3）。弁護士経由離婚事案の場合、養育費の決定金額が JILPT 母子世帯調査の結果より若干高くなる傾向があるものの、やはり父親の年収に比例して養育費の決定額も高くなっている（図 10-5）。

第 10-5-3 図 父親の所得階層別養育費の受取率と平均金額



注(1)JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」(2007年)における離婚母子世帯の個票(N=1,130)より集計。各所得階層のサンプルサイズについては、第10-5-1表を参照されたい。

第 10-5-4 図 父親の所得階層別養育費の獲得率と決定金額(弁護士経由の離婚事案)



データ出所：千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」(2009年11月)より作成

注：(1)親権者が母親側にある103事案についての集計結果である。

ただし、年収800万円以上の層においては、約半数の父親が養育費を払っていないことや、払った平均養育費額が6万円前後で年収の多さに比べると金額が低いことはやはり問題だと考えざるをえない。弁護士経由離婚事案の場合に、豊かな層の養育費決定率が95%前後と高いものの、金額は10万円前後と父親の所得の高さと比例して増加していかないのが現状である。

このように、父親の所得階層は養育費の受取率または受取額に一定の影響を与えている。しかし、支払い能力があるにも関わらず、養育費を支払っていない離別父親も相当の割合で存在している。特に支払いに余裕のあるはずの年収800万円以上の層において、約半数の父親が養育費を支払っていないことや、払ったとしても金額は所得の割に高くないことは是正されるべき状況である。

### (養育費の支払いにおける複合的要因)

養育費の支払い有無と金額水準に、父親の所得のほか、他にも思いつく要因(夫の職業、妻の就業状況、子どもの年齢や人数、養育費の決定方法、離婚の理由等)が多数ある。例えば、公務員や会社員よりも自営業の父親は、所得が把握されにくいので養育費の支払率(額)が低い；妻がフルタイム就業してある程度の収入がある場合には、養育費の支払率(額)が低くなる；子どもの年齢が低い場合には父親の責任感が強いため養育費の支払率(額)が高くなる；算定表に基づき養育費を決定した場合には支払率が高くなるものの金額が低くなる；夫のDVが理由で離婚した場合には母親は離婚を優先するので養育費の支払率が低くなる

など、様々なシナリオが考えられる。

これらの複合的要因の影響を調べるために、第 10-5-5 表と第 10-5-6 表はそれぞれ JILPT2007 年母子世帯調査および千葉県弁護士会 2009 年調査の個票データを用いて、養育費の受取（決定）の有無およびその受取（決定）金額の決定要因を推定してみた。なお、調査項目の制約により、第 10-5-5 表と第 10-5-6 表の推定モデルに用いられる説明変数が若干異なっていることに留意されたい。

第 10-5-5 表 養育費の決定要因－離婚母子世帯（Heckman 二段階推定）

		Step1 : 受給の有無				Step2 : log(受給額)			平均値
		係数	標準誤差		限界効果	係数	標準誤差		
父親 の年 収	200～400万円未満	0.4618	0.1445	***	0.1463	0.0786	0.1541		39.6%
	400～600万円未満	0.7668	0.1568	***	0.2658	0.1177	0.1971		20.6%
	600～800万円未満	0.8392	0.1988	***	0.3058	0.3878	0.2226	*	7.3%
	800万円以上	1.0933	0.2247	***	0.4062	-0.0156	0.2549		4.6%
	所得不詳	0.3306	0.1808	*	0.1102	0.1024	0.1647		12.2%
母親 の年 収	100～200万円未満	-0.2175	0.1215	*	-0.0651	-0.0281	0.0966		32.8%
	200～300万円未満	-0.1696	0.1368		-0.0503	0.1389	0.1051		19.8%
	300万円以上	-0.1139	0.1838		-0.0338	-0.0575	0.1415		7.9%
	所得不詳	-0.0194	0.1329		-0.0059	0.0953	0.0956		19.5%
末子の年齢		-0.0039	0.0112		-0.0012	-0.0016	0.0086		9.6
子ども数		-0.0125	0.0560		-0.0038	0.1818	0.0430	***	1.8
母子世帯経過年数		-0.0633	0.0140	***	-0.0195				5.4
常数項		-0.6948	0.1872	***		3.8575	0.3392	***	
	Mills lambda	-0.3877	0.2172						
	rho	-0.6589							
	sigma	0.5884							
	Wald chi2(25)	79.1		***					
	サンプルサイズ	1,074							

注：(1) JILPT「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（2007年）における離婚母子世帯の個票より推定。(2) 父親の年収は、離婚時に母親が把握した金額である。一方、母親の年収は、2006年度のもので副業収入を含めた母親の就労収入である。(3) \* P<0.1, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01.

第 10-5-6 表 養育費の決定要因－弁護士経由離婚事案の場合（Heckman 二段階推定）

		Step1：決定の有無			Step2：log(決定額)			平均値	
		係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差			
父親の年収	200～400万円未満	0.5299	0.6591		0.0984	0.7008	0.2978	**	11.7%
	400～600万円未満	7.1426	.	***		1.0061	0.3392	***	28.2%
	600～800万円未満	1.1591	0.6632	*	0.1913	1.3192	0.3085	***	17.5%
	800万円以上	1.5698	0.8018	**	0.2357	1.8664	0.3510	***	17.5%
	所得不詳	0.2889	0.5731		0.0597	1.1507	0.2463	***	14.6%
父親職業＝自営業		-0.2326	0.6440		-0.0579	0.0299	0.2059		7.8%
母親の年収	100～300万円未満	0.2503	0.5754		0.0529	-0.1310	0.1172		26.2%
	300万円以上	0.0678	0.6435		0.0150	-0.3014	0.1366	**	16.5%
	所得不詳	0.5793	0.6228		0.1015	-0.5662	0.1760	***	9.7%
末子の年齢		-0.0245	0.0401		-0.0055	0.0252	0.0124	**	8.0
子ども数						-0.4089	0.0881	***	1.6
決定方法＝算定表		1.3017	0.4860	***	0.2872	-0.2722	0.1298	**	51.5%
離婚理由＝DV		-0.7280	0.7867		-0.2159				8.7%
別途和解金あり		0.1943	0.7360		0.0406				11.7%
常数項		-0.2279	0.4885			1.0829	0.4259	***	
	Mills lambda	-0.2034	0.3888						
	rho	-0.4752							
	sigma	0.4281							
	Wald chi2(25)	187.14		***					
	サンプルサイズ	103							

注：(1)千葉県弁護士会両性の平等に関する委員会「養育費に関するアンケート調査」（2009年）の個票データより推定。(2)推定対象は親権者が母親側にある103事案である。(3)\* P<0.1, \*\* P<0.05, \*\*\* P<0.01.

まず、説明変数が少ないものの、サンプルサイズが大きく分析対象範囲の広い第 10-5-5 表の推定結果を見てみたい。第 10-5-5 表によると、養育費の受取確率に有意な影響を与えているのは、「父親の年収（離婚時）」、「母親の現在年収」および「母子世帯経過年数」である。具体的に、父親の年収が 200 万円未満層と比べ、父親の年収が 400～600 万円層における養育費の受取確率は 26.6%高い、同 600～800 万円層では 30.6%高い、同 800 万円以上層では 40.6%高くなっている。そして、母親の年収が 100 万円未満のケースに比べ、母親の年収が 100～200 万円層の養育費受取確率は 6.5%低下し<sup>12</sup>、母子世帯経過年数が 1 年増えると養育費の受取確率は 2.0%低下する。

父親の収入階層は、養育費の受取確率に強い影響を与えている一方、養育費の受取金額に与える影響はそれほど顕著ではない。父親の年収 600～800 万円未満層における養育費受取額が同 200 万円未満層より 38.8%高くなっているものの(10%水準で統計的有意)、他の収入階層

<sup>12</sup> ただし、母親の年収が 200 万円以上層ではこうした差が逆に顕著ではなくなる。

との差が統計的に有意ではない。養育費の受取額に最も強い影響を与えるのは、「子ども数」である。子どもが1人増えると、養育費の受取額が18.2%増える。

次にサンプルサイズと代表性に難点があるものの貴重な説明変数が多く含まれている**第10-5-6表**の推定結果を見てみたい。まず、事前予測の通り、(1)父親の所得階層は養育費の決定率(額)に有意な影響を与えている。ただし、**第10-5-5表**の結果と違うのは、父親の所得階層は、養育費の決定確率のみならず、決定額にも強い影響を与えている。例えば、父親年収200万円未満層に比べ、年収600～800万円未満層の決定額が131.9%高く、同年収800万円以上層が186.6%も高いのである。これは、協議離婚(**第10-5-5表**における殆どのケース)より、弁護士等を経由した調停・裁判離婚の方が、金額の面でより有利な決着を得られることが示唆される結果となった。

そして、(2)決定方法が算定表に基づく場合には、養育費の決定確率は28.7%高くなるものの、決定額は27.2%低下することも事前予想と一致している。現在広く使われている簡易算定表は、父親に必要な以上の所得控除を認めているため、収入の多い父親にとって養育費の標準額は割安となっている(松島2010)。つまり、簡易算定表の普及により、養育費における迅速な決着が可能となった一方で、裕福な父親にとっての算定表以上の養育費額の支払を拒む立派な口実になっている側面がある。

さらに、(3)母親の年収が300万円以上の場合、養育費の決定額が30.1%低下することも予想通りの結果である。一方、予想では関連付けのある「父親の職業」、「子どもの年齢」や「DV離婚ダミー」は、養育費の決定率(額)に有意な影響を与えていないことも分かった。

## 第6節 終わりに—父親の扶養責任をどこまで追及して良いのか

日本では、養育費不払い問題といえば、養育費を踏み倒す父親が強者で、それに泣き寝入りする母親と子どもが弱者ということになる(下夷2008)。これは、労働市場における男女間の賃金格差が依然として大きい故の結果ともいえる。父親に比べて稼働能力の低い母親が子どもの親権を持つことが圧倒的に多いため、養育費は多くの母子世帯に付きまとう問題となる。とくに、父親側に支払能力が明らかにあるにも関わらず養育費が支払われなかったり、父親の支払能力に比べて養育費の支払額が不当に低かったりするケースが相当な割合で存在していることから、これを是正するために行政の関与が今後とも必要だと考えられる。

とはいえ、日本の労働市場も徐々に変容しつつある。男女間の賃金格差は縮小されつつあるものの、いまや男性も2割弱が非正規就業者である。こうした変化に伴い、父親の養育費の支払い余力も徐々に弱まってきているのが実情である。松嶋(2003)は生活保護基準額をベースに非監護父の養育費負担能力を算定したところ、月収14万円程度が一つの目安としている。父親の生活権もあるため、月収14万円未満の父親に対し、養育費の徹底追求が事実上難しいからである。そうした場合には、父親における扶養責任を、養育費以外のところ(緊急時の子どもの世話や、食品・被服の実物サポート等)に求めることもあろうかと思う。

さらに、父親が再婚した場合には、新しい家族への扶養義務が生じてしまう。現在、父親の収入から新しい家族との必要な生活経費を控除したうえ、残りの収入について養育費の支払いを求めることが一般的となっている。個人に任せきりだと、どうしても現在の家族の生活費ばかりが優先される事態になってしまう。そこで、行政が間に入って、離婚した元妻と子どもにも公平な分配が行くように誘導する必要がある。

離婚後の父親自身の生活権を守ることと、養育費を徹底追求することとは、利益相反的な側面がある。「弱者保護」および「養育責任の公平負担」という観点からみれば、父親の生活権まで多少踏み込んでも、行政が関与して母子世帯のために養育費の徴収にもっと力を入れるべきではないかと筆者は考える。

## 参考文献

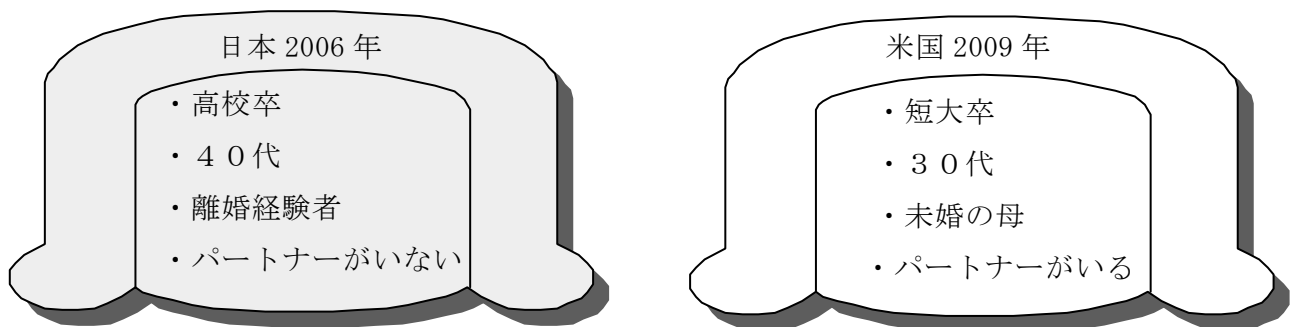
- 梅川雅美(1999)「社会保障と行政改革」武川正吾・塩野谷祐一編『イギリスの社会保障』東京大学出版会、337-349
- 下夷美幸(2008)『養育費政策にみる国家と家族－母子世帯の社会学』ケイ草書房
- 周燕飛(2008)「養育費の徴収と母子世帯の経済的自立」(独)労働政策研究・研修機構ホームページ(コラム)、2008年2月8日掲載
- 東京・大阪養育費等研究会(2003)「簡易迅速な養育費の算定を目指して」(判例タイムズ平成15年4月1日第1111号)。
- 米国統計局(2009)“Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2007”.  
(<http://www.census.gov/prod/2009pubs/p60-237.pdf>)
- 松嶋道夫(2003)「養育費のセーフティネットとガイドラインについて」『法律時報』75巻13号、304以下
- 松嶋道夫(2010)「子どもの養育費の算定基準、養育保障はいかにあるべきか」「あるべき養育費をめざして－子どもの未来のために」シンポジウム(2010.4.17 於千葉市文化センター) 報告レジュメ
- 日本弁護士連合会(2004)「養育費支払確保のための意見書」2004年3月19日  
([http://www.nichibenren.or.jp/ja/opinion/report/data/2004\\_15.pdf](http://www.nichibenren.or.jp/ja/opinion/report/data/2004_15.pdf))
- Hu, W. (1999) “Child Support, Welfare Dependency, and Women’s Labor Supply”, *Journal of Human Resources* 34, 71-103





## Q&A⑦—シングルマザーの平均像はどのようなもの？

日本の母子世帯の特徴を引き立てるためには、米国の母子世帯と比較してみるとわかりやすい。下表の集計結果を元に日米のシングルマザーの平均像を纏めると、概ね以下のようなものとなる。



また、日本のシングルマザーについて、2006年現在と1998年当時と比べてみると、母親の平均年齢が1.5歳ほど若くなっている。母親の年齢構成で見ると、40歳以上の割合は全体の63.0%から50.6%へと大きく低下していたことが分かる。平均年齢の高い死別母子世帯の減少がその主な原因だと考えられる。

第10-Q&A⑦-1表 母子世帯の属性比較

	1998年	2003年	2006年	米国2009年
母親の年齢－30歳未満	8.9%	11.0%	10.6%	30.7%
30～39歳	28.1%	38.6%	38.8%	35.1%
40歳～	<b>63.0%</b>	<b>50.4%</b>	<b>50.6%</b>	<b>34.2%</b>
母親の学歴 <sup>注1)</sup> －中卒・高校中退		13.3%	6.2%	18.4%
高卒		49.8%	48.6%	31.5%
専修・短大・高専卒		29.3%	36.7%	32.7%
4年制大学卒以上		<b>7.6%</b>	<b>8.6%</b>	<b>17.4%</b>
世帯構成 <sup>注2)</sup> －母子のみ	70.9%	62.7%	67.5%	55.7%
親と同居	23.0%	24.8%	28.2%	29.8%
パートナー等非親族と同居	<b>5.5%</b>	<b>14.5%</b>	<b>4.2%</b>	<b>14.5%</b>

データ出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（1998、2003、2006年）、U. S. Census Bureau “America’s Families and Living Arrangements: 2010 ”（元のデータは「CPS2010年社会経済補足調査」）。

注）母親の学歴における日本側の数値（2003年、2006年）は、それぞれ旧日本労働研究機構「母子世帯の母への就業支援に関する調査」（2001）および（独）労働政策研究・研修機構「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（2007）に基づくものである。

## 第 11 章 時間の貧困:ジェンダーと社会経済階層と時間格差<sup>1</sup>

### 第 1 節 問題意識

近年、女性の貧困がようやく社会政策のアジェンダとして机上にのるようになった。女性が経済的に貧困に陥りやすいことは既知の事実であり、特に、母子世帯や単身高齢女性においては貧困率が 50%を超える数値となっている(阿部 2010)。児童扶養手当や公的高齢年金、遺族年金などの社会保障の諸制度が成熟期を迎えた今となっても、女性の貧困は未だに大きな問題として存在し、解決のめどはたっていない。

このような金銭的な資源の格差が拡大する中、本章では、人々がもつ、もう一つの資源—時間—に着目する。時間は、貧富、男女の差がなく、すべての人が一日 24 時間保有する資源である。個人の 24 時間は、生活の糧を得るための有償労働や、家庭内、コミュニティ内の無償労働に費やされ、その残りの時間が健康の維持(主なものとして睡眠)や、自己実現のための趣味やレクリエーション、自己啓発の活動などに費やされる。中でも、個人が自由な活動に使うことができる時間(自由時間、leisure time)は、個人の身体的、精神的健康を保つのに不可欠であり、金銭的・物品的と同様に重要な資源である。

しかしながら、時間の活用の仕方は、性別、社会経済階層、世帯属性などによって、大きく影響される。特に指摘されてきたのが、女性の時間の使い方が、男性のそれと大きく異なる点である(Folbre and Yoon 2007; Hochschild and Machung 1989)ほか)。女性が労働市場に参入することが当たり前となってきた現代において、女性が、労働市場における有償労働に加えて、これまで女性がほとんどを担ってきた育児や介護、家事などの家庭内の無償労働も行わなければならない、有償労働の終了後に無償労働をするという「セカンド・シフト」が課せられているとの指摘や、女性が「時間の貧困」の状態にあるという指摘もある(Hochschild and Machung 1989)。

このような時間の男女格差に加えて、本章では、自由時間を規定する要因の一つとして、社会経済階層(Socio-Economic status:SES)に着目する。先に述べたように、既存研究においては、性別格差や育児・介護などの無償ケア労働の有無が、個人に available な自由時間に大きく影響するものとした分析が多いものの、自由時間と社会経済階層の関わりについては研究の蓄積が少ない。しかしながら、金銭的資源が時間的制約を緩和する機能があることも十分予想できる。例えば、金銭的に余裕があれば、女性は無償で行っていた家事労働や育児労働の一部を外部化し、他人に任せることも可能である。すなわち、人間は誰も一日 24 時間の時間資源しか持っていないものの、時間の一部は「買う」ことができる。また、金銭的余裕があれば、長時間働かなくとも、生活に困ることはないため、勤労時間を短縮する

---

<sup>1</sup> 本章は、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)における「母子家庭の母の就業支援に関する研究」プロジェクト(平成 21-23 年度)の一環として行ったものである。分析に用いた個票データは、JILPT に二次利用申請をして利用の許可を得たものである。

ことも可能であろう。子育て中の短時間勤務や、無就業（専業主婦化）も、フルタイムで働かなくてもよいだけの収入を夫が得ているという金銭的余裕の中にあつて初めて available となる選択肢である。一方で、貧困層は通常の生活の営みを保持するだけでも、非貧困層に比べてより多くの時間を必要とするという報告もある(Lareau 2003)<sup>2</sup>。もし、これらが一般化できる事実なのであれば、社会経済状況（SES）と自由時間には密接な関係が見られるはずである。また、日本の社会の中でも最も際立った属性として、ひとり親世帯を考えると、ひとり親世帯は、育児という大きな無償労働のニーズを抱えた上に、有償労働も1人で担わなければならない、さらに、経済的な資源も少ないという上で、最も「時間の貧困」の危険に晒されているであろう。

本章では、労働政策研究・研修機構（JILPT）が行った「就業・社会参加に関する調査」（2006年）を用いて、日本における自由時間の規定要因を分析する。本章の構成は以下の通りである。まず2節にてアメリカにおける自由時間の先行研究を紹介する。次に、3節にてデータの詳細とその制約を述べる。4節では、まず、自由時間の男女格差について、育児の有無を念頭に分析する。次に、5節にて、SESによる自由時間の格差をデータでもって確認する。6節に分析から得られた知見の Discussion を行う。

## 第2節 先行研究

自由時間の長期的な変化については、Aguitar and Hurst (2007)の分析が興味深い。Aguitar and Hurst (2007)は、アメリカの1965年から2003年間の5時点のデータを用いて、男性、女性ともに自由時間が増加していることを実証した(Aguitar and Hurst 2007)。彼らによると、この間女性の就労率が劇的に増加したにもかかわらず、女性の自由時間は4～8時間（/週）の上昇が見られ、これは家庭内の無償労働時間の減少によって支えられている。同期間、男性の自由時間も6～8時間（/週）増加しており、これは有償労働時間の減少によるところが大きい。すなわち、女性の労働市場への参画が、いわゆる無償・有償の労働時間を合わせた総労働時間の「ダブル・ワーク」化しているとは言えない。同様の分析結果は、先進諸国10カ国の時間データの分析によっても得られている(Bittman and Wajcman 2004)。すなわち、男性と女性の総労働時間に「ダブル・ワーク」「セカンド・シフト」という言葉から想像されるほどの差はない。しかしながら、男性と女性の自由時間を精査すると、女性の自由時間は、男性に比べて、子どもの見守りや介護といった無償労働と同時に行われている割合が高く、また途切れ途切れになることが多く、依然として自由時間の男女格差は大きいと結論づけられる(Bittman and Wajcman 2004; Mattingly and Bianchi 2003)。

---

<sup>2</sup> Lareau(2003)は、さまざまなアメリカの子育て中の家庭を長期に渡って参与観察した結果、貧困層の家庭においては、自家用車がないために公共交通手段を駆使して買い物に行かなければならなかったり、家屋の雨漏りについて大家と交渉したり、と、生活を maintain することに多大な時間と労力をかけていると報告する。

自由時間と社会経済階層についての関係については、どうであろうか。意外ではあるが、社会経済階層を明示的に分析対象とした先行研究は筆者の知る限り少ない。社会経済階層を表す変数が、コントロール変数として推定式に含まれる研究においても、その結果について詳しい言及はなされていない。Mattingly and Bianchi (2003)は、アメリカの1990年代後半のデータを用いて、自由時間の分析をしており、女性については大学（中退および卒業）の学歴の女性は、高校中退以下の学歴の女性よりも有意に総自由時間が多く、また、その回数も多いとしている。学歴による差は、男性には回数に大卒以上で有意に出ているものの、総自由時間には有意ではない。また、世帯所得については、総自由時間と自由時間の回数、および、一番長い自由時間の長さについては、女性のみ負で有意となっている。この結果について、論文内においては議論されていないものの、社会経済階層が、特に女性の自由時間について、少なからぬ影響を及ぼしていることが示唆されていると言えよう。

Folbre and Yoon (2007)は、アメリカ・タイム・ユース・サーベイ (American Time Use Survey : ATUS) を用いて育児時間の分析をしている。自由時間を直接分析しているわけではないが、育児時間と社会経済階層の関係について若干の示唆を得ることができる。Folbre and Yoon (2007)は、末子年齢が6歳未満で、かつ13歳以上の子どもがいない世帯のデータを用いて、育児時間を明確に定義して推計した結果、スーパーバイザリー・ケア活動に費やす時間は、母親の就労時間に大きく負に影響され、次に大きい負の影響を受けるのは、low intensity のケア活動、次が、身体的ケア活動、最後に発達関係のケア活動であるとしている。そして、母親は、より質の低い (low intensity) ケア活動を就労時間のために「犠牲」にしておき、子どもの発達に直接かかわる育児時間<sup>3</sup>は「温存」されると結論づけている。気になる世帯所得と母親の学歴は、コントロール変数として推計式に含まれており、その結果、世帯所得の係数はどのタイプのケア時間に対しても有意でなく、大卒以上の学歴は発達関係のケア時間のみ有意にプラスであるとの結果が出ている。

これらの先行研究から、少なくともアメリカにおいては、1)社会経済階層は、発達に関する育児時間に影響するものの、その他の育児時間には影響しないこと、2)にもかかわらず、自由時間については、学歴や世帯所得がなんらかの影響をもつ可能性があること、が示唆される。

### 第3節 データ

本章で用いるデータは、労働政策研究・研修機構 (JILPT) が行った「就業・社会参加に関する調査」(2006年)である。本調査の調査対象者は、全国20-65歳の日本人男女4000人(住民基本台帳から無作為抽出)であり、訪問留め置き法によって調査が実施された。有効回答数は2,274である(回収率56.9%)。調査票は、調査前月に「少しでも収入のある仕

<sup>3</sup> Folbre and Yoon (2007)は、発達に関わる育児時間として、本の読み聞かせや、遊びの相手、図工や絵画などのアート活動、宿題や勉強の見守り、などを挙げている。

事をした者」が対象の A 票 (n=1,702) と、「収入のある仕事はまったくしなかった者」が対象の B 票 (n=572) に分かれているが、本章で用いた設問は両方に存在する項目であるため、A 票、B 票の全サンプルを分析対象としている。

分析に用いた時間に関する変数は、育児時間、介護時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間、通勤時間、自由時間の availability である。育児時間、介護時間、家事時間については、「あなたは、現在、家事、育児、家族の介護（食事や入浴など身の回りの世話。同居、別居を問いません。）をしていますか。また、それぞれに費やす時間はどの程度ですか。」という設問で、平日、休日それぞれの時間（時間、分）を訊いている。睡眠時間については、「先月の、あなたの平均的な 1 日の睡眠時間はどのくらいでしたか」という設問で、時間、分を訊いている。また、勤労時間については、「あなたは先月、平均して週にどれくらい働きましたか。」という設問で「週□□時間」と時間数を訊いている。

自由時間については、自由時間の時間数は訊いていないものの、「あなたは、日々の生活の中で、仕事・家事（育児・介護を含む）などを除いて、自由に活動する時間（学校への通学以外の学習や、趣味・スポーツ、ボランティア活動などをする時間）がありますか。」という設問に「十分ある」「ややある」「あまりない」「まったくない」の 4 つの選択肢を設けて訊いている。

本データの時間に関する変数を分析に用いる際に留意する点がいくつか存在する。まず、「育児」「介護」「家事」などの家庭内の無償労働に費やした時間を厳格かつ別々に、定義することは非常に困難である。何故なら、これらのタスクはしばしば他のタスクと同時進行で行われており（例えば、洗濯をしながら、子どもの宿題をみる等）、どこまでがそのタスクに費やす時間と見なすのかがあいまいであるからである (Budig and Folbre 2004; Folbre and Yoon 2007; Folbre et al. 2005)。Folbre and Yoon (2007) は、育児のケア労働の時間分析において、ケア活動には、プライマリ・ケア (primary care)、セカンダリー・ケア (secondary care)、スーパーバイザリー・ケア (supervisory care) があることを明示的に意識するべきと主張する。プライマリ・ケアの時間は、子どもと直接対面するケア時間（例えば、お風呂に入れたり、おむつを替えたり等）を指すが、場合によっては子どもがその場にいなくても子どもの便益に直接繋がる時間（例えば、子どもの学校での教師との個人面談など）も含む。セカンダリー時間とは、子どものケアをしながら、他の活動もする時間を指す（例えば、おんぶをしながら農作業をする等）。その他に、Folbre and Yoon (2007) は、スーパーバイザリー的なケア時間の大きさにも着目するべきと言う。スーパーバイザリー時間とは、子どもが他の活動をしていても、何かがあった時にすぐかけつけることができる時間のことである。例えば、裏庭で子どもが自由に遊んでいたとしても、誰かが家にいる必要があるであろう。その間、たとえ家事や自宅勤務などほかの労働をしていたとしても、その場を去ることはできず、子どもの育児には多分にそのよう時間が費やされるのである。この 3 つのケアの時間の認識は、まったく、高齢者介護についても、あてはまるものである。

また、ケアの時間と家事の時間を明確に区分することも困難である。例えば、子どもや要介護者の衣服やシーツを洗濯する時間は、「家事」と考えられるものの、もし、その子どもや要介護者が世帯内に存在しなければ必要ではない「家事」である。同様に、食事の準備や買い物、掃除などについても、ケア時間なのか家事時間なのかは、その活動の目的をより精査しなければ判断がつかない。

本データにおける時間データは、時間ダイアリー（Time-Use Survey<sup>4</sup>）によって調査されたデータではないので、その多くはオーバーラップしている可能性があり、プライマリー時間というよりも、よりセカンダリーもしくはスーパーバイザリー的な時間が含まれていることを念頭において分析結果を読む必要がある。

## 第4節 自由時間のジェンダー格差

### 1. ジェンダー格差の存在

まず、分析に最も頻繁に用いられているジェンダーとケア労働（育児<sup>5</sup>）の有無、有償労働（就労）の状況の観点から、自由時間の状況を概観しよう。第11-4-1図と第11-4-2図は、性別、育児労働（時間）の有無別、就業状況別に「自由時間がまったくない」と回答した率と平日の平均睡眠時間を計算したものである。育児労働の有無は、育児時間が平日に1分でもある場合には、「育児有」、ない場合は「育児無」とした。その結果、世帯内に育児が必要な子どもがいても、回答者本人が育児にまったく参加していない場合は、育児なしとされることは留意されたい。就業状況については、平日の一日の就労時間が6時間未満の場合にパートタイム、6時間以上の場合にフルタイム、ゼロの場合に無就労としている。これを見ると、最も「自由時間がまったくない」とする割合が高いのが、育児が有るフルタイムの女性であり（15.20%）、次が、育児が有る無就業の女性（12.82%）となっている。育児がない女性は、おおよそ7%となっており、就業状況による差はほとんどない。また、育児があるパートタイム就労の女性も、育児が無い女性とほぼ同じ率となっており無就業やフルタイムの育児中の女性ほどの時間的制約がないのが特記できる。男性については、女性と異なり、無就業やパート労働の育児が無い男性の方が、育児のあるなしに関わらずフルタイム就労の男性よりも、「自由時間がまったくない」と回答した率が高い。また、育児のある場合も、ない場合も、フルタイム就労の男性はほぼ同じ率となっている。すなわち、女性で見られるように、育児の有無が時間の制約に大きく影響するということはない。また、男性と女性の共通の知見として、就労時間の長さは、それ自体が、時間の制約を規定している要因とはいえない。

男女差に着目すると、育児のあるフルタイム就業の男女については、女性の方が2倍以上

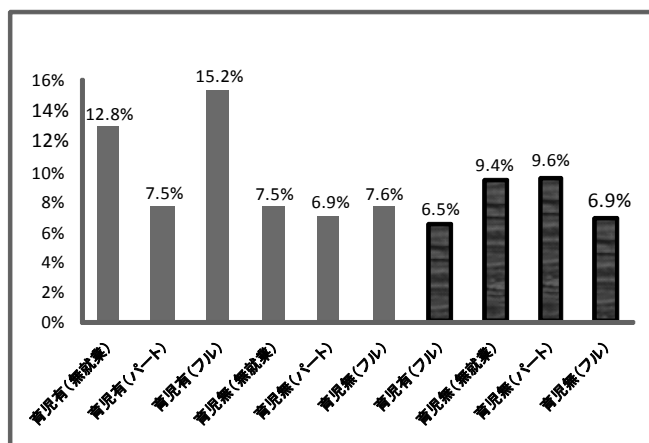
<sup>4</sup> 1日24時間中に何をしたらか詳細に記述していく手法の時間調査。時間ダイアリー法による時間調査においても、セカンダリーなタスクを記述できるようになっているものもあるが、多くはそうではない。

<sup>5</sup> 本データにおいては、介護労働が有るサンプルサイズが少ないため、就業状況別、性別の分析は育児労働の有無のみで行った。

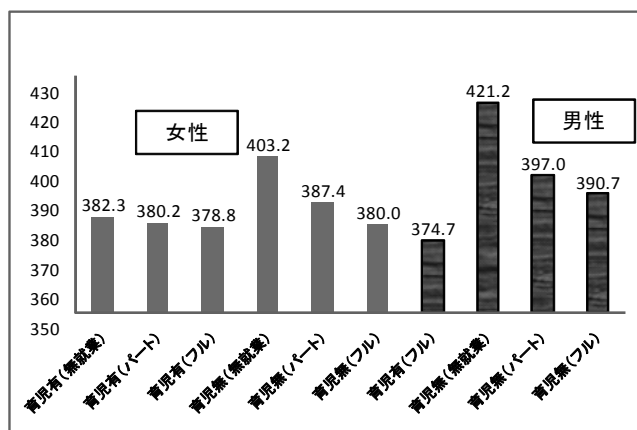
の高い率で「自由時間がまったくない」としており、依然として、育児と仕事の両立の負担の多くが女性に偏っていることが示唆される<sup>6</sup>。育児がない男女差については、無就業、パートの場合は、男性の方が時間的制約が多い人が多く、フルタイムでは大きな差はない。

次に、もう一つの余暇の指標として、睡眠時間を見てみよう（第 11-4-2 図）。最も睡眠時間が短いのは、育児があるフルタイム就労の男性であるが、その値は、育児がある女性の値と大きな差はない。一方で、育児がない無就業、パート労働の男性、育児がない無就業の女性は比較的に長い睡眠時間となっている。しかし、睡眠時間については、年齢や、健康状態などによって、必要な睡眠時間が異なることも考えられ、単純に、属性ごとの平均睡眠時間が長いことと、その属性の余暇の有無とを同一に考えることはできない点は考慮すべきであろう。

第 11-4-1 図 「自由時間がまったくない」と回答した場合



第 11-4-2 図 平均睡眠時間(平日)



<sup>6</sup> 育児のある無就業、パートタイムの男女比較は、男性のサンプルサイズが少ないため不可能であった。



## 2. 総労働時間 (total work time)

次に、労働時間の状況を見ていくこととしたい。ここでは、Bittman and Wajeman (2004) に倣って、労働時間を、有償労働時間（勤労時間＋通勤時間）、無償労働時間（育児時間、介護時間、家事時間）に分け、その二つを合算した総労働時間（total work time）の観点から、ジェンダー格差を見ていく。第 11-4-3 表に、それぞれのカテゴリーに費やされた平均時間を、性別、ケア労働の有無別に計算した結果を示す。これを見ると、育児時間は無就業の育児ありの女性が最も長く 555.9 分、次にパート就業の育児あり女性が 279.6 分、次に無就業の育児あり男性が 220.0 分（ただしサンプルサイズが 3 名であり統計的に有意とは言えない）、フルタイム就業の育児あり女性は 191.1 分となっている。ここから、まず、育児をしている人に限っても、男性、女性のジェンダー格差が大きいことがわかる。育児をしている男性の無就業者、パートタイムはサンプルサイズが小さいため、結論を導き出すには不十分であるものの、フルタイムの男女を比べると、育児時間の男女格差は 112 分と 2 時間近い。すなわち、フルタイムの女性と男性においても、女性の方が圧倒的に長い時間育児をしていることがわかる。

次に、育児をしている女性の間においても、就労の状況によって大きく育児時間が異なる。先行研究においては、母親の就業が育児時間に与える影響は supervisory 的な育児時間のみであるという結果が報告されている (Bianchi 2000; Folbre and Yoon 2007)。本データでは、育児時間の中身を見ることができないので、ここで挙げられた時間のどれほどが supervisory であるかはわからないものの、無就業の女性の育児時間が 1 日約 9 時間 (555.9 分) と長いことから、就業ステータスによる差の多くが supervisory な育児時間と推測することができる。

次に特徴的なことは、育児時間のみならず、家事時間にも同様の傾向が見て取れることである。依然として男女格差が大きく、また、女性間においても、就業ステータスによっても格差が大きい。さらに、育児がある女性（男性）と、ない女性（男性）を比べると、育児がある女性の方が、どの就労ステータスであっても、家事時間が長い。無就業、パートでは、約 100 分、フルタイムでは約 74 分の違いがある。これは、育児に伴って、家事労働も増加することを表しているといえよう（例えば、洗濯や掃除の回数や、食事の調理時間は、子どもがある家庭の方がいない家庭より多いことは容易に想像できる）。フルタイムの女性において、無就業・パートの女性よりも、この増加分が少ないことは、フルタイムの女性が育児に伴う家事労働について縮小していることを表しているかもしれない。

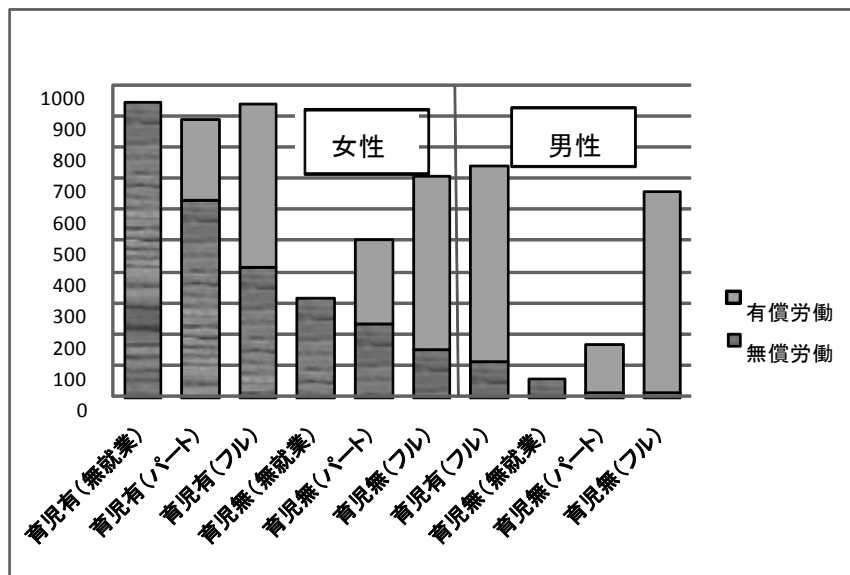
結果として、無償労働（育児＋家事＋介護時間）と有償労働（勤労＋通勤時間）を合わせた総労働時間を図で描いたものが第 11-4-4 図である。興味深いことに、育児がある女性は、就労ステータスにかかわらずほぼ同様の総労働時間となっている（約 900 分）。これは、育児がない女性の間では就労ステータスによって総労働時間が大きく異なるのに対照的である。総労働時間の男女格差については、フルタイムの育児がある男女については、約 200 分

の差がある。この結果を、Bittman and Wajcman (2004)による先進諸国 10 カ国の分析結果と比べてみよう。Bittman and Wajcman (2004)は、結婚しているフルタイムの男女の総労働時間（無償労働＋有償労働）の差は最大約 8 時間（ノルウェー1981 年）から、差がないか、もしくは男性の方が長い場合（デンマーク、オランダ、アメリカ、スウェーデン）となっている。本分析からの育児があるフルタイム雇用の男女格差は、平日の 1 日あたり約 200 分でありこの 5 倍をとると約 17 時間である。週末に日本の男性が、この格差を縮小させるべく働いている可能性もあるものの、その可能性は大きいとは考えにくい。日本の総労働時間の男女格差は、他の先進諸国に比べても大きいと推測できる。

第 11-4-3 表 平日における平均無償労働(育児、家事、介護)と有償労働、睡眠時間：性別、育児/介護の有無別

育児の有無別	平均育児時間		平均勤労+通勤時間		平均家事時間		平均介護時間		無償労働 (分)	有償労働 (分)	総労働時間 (分)
	n	mean	n	mean	n	mean	n	mean			
Child Carer(女)	117	555.9	117	0.0	117	384.1	117	4.6	944.6	0.0	944.6
無就業	53	279.6	45	258.0	53	320.9	52	31.2	631.7	258.0	889.8
パート	127	191.1	127	523.7	127	217.8	127	9.5	418.5	523.7	942.2
フルタイム											
Non-Child Carer(女)	324	0.0	324	0.0	306	283.4	315	32.6	316.0	0.0	316.0
無就業	163	0.0	132	268.1	151	216.3	161	20.6	236.9	268.1	505.0
パート	410	0.0	399	558.4	402	143.6	405	8.7	152.2	558.4	710.7
フルタイム											
Child Carer(男)											
無就業(*)											
パート(*)											
フルタイム	140	79.0	139	628.7	138	35.5	139	0.9	115.4	628.7	744.2
Non-Child Carer(男)											
無就業	128	0.0	128	0.0	127	42.1	126	14.1	56.3	0.0	56.3
パート	73	0.0	45	155.6	70	14.6	72	1.1	15.7	155.6	171.3
フルタイム	728	0.0	714	643.6	709	16.0	721	1.4	17.5	643.6	661.1
注: Childcarer=childcare 時間がゼロ以上の人											
出所: JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。											
(*)標本数が少ないため、省略。											
介護の有無別	平均育児時間		平均勤労+通勤時間		平均家事時間		平均介護時間		無償労働 (分)	有償労働 (分)	総労働時間 (分)
	n	mean	n	mean	n	mean	n	mean			
Kaigo Carer(女)	35	41.1	35	0.0	34	382.6	35	309.1	732.9	0.0	732.9
無就業	21	57.1	18	241.5	22	225.0	22	224.5	506.7	241.5	748.2
パート	32	50.6	30	530.1	32	199.7	32	147.2	397.5	530.1	927.6
フルタイム											
Non-Kaigo Carer(女)	387	164.3	406	0.0	389	305.0	397	0.0	469.3	0.0	469.3
無就業	187	72.8	159	268.3	182	245.7	191	0.0	318.5	268.3	586.8
パート	503	45.0	496	551.2	497	158.9	499	0.0	204.0	551.2	755.2
フルタイム											
Kaigo Carer(男)	9	0.0	3	0.0	9	126.7	9	197.8	324.4	0.0	324.4
無就業	3	20.0	8	250.0	3	60.0	3	46.7	126.7	250.0	376.7
パート	18	20.0	139	569.2	18	61.1	18	63.3	144.4	569.2	713.6
フルタイム											
Non-Kaigo Carer(男)	121	5.5	122	0.0	121	37.3	120	0.0	42.7	0.0	42.7
無就業	78	10.4	50	216.1	74	18.6	77	0.0	29.0	216.1	245.1
パート	838	12.8	836	632.4	829	18.3	842	0.0	31.1	632.4	663.5
フルタイム											
注: Kaigo carer=kaigoicare 時間がゼロ以上の人											
出所: JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。											

第 11-4-4 図 総労働時間 性別、育児の有無別



出所： JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算.

### 3. 自由時間と総労働時間

性別、育児労働の有無別に自由時間の有無と総労働時間を見ると、この二つが必ずしも裏表の関係にないことがわかる。例えば、育児がない男性の回答である。これらの男性の中では、フルタイム就業している人の総労働時間が突出して長く、無就業、パートの男性の総労働時間は短い。しかしながら、「自由時間がまったくくない」とした率は、パートタイム、無就業の人の方が、フルタイムの人よりも高くなっている。すなわち、総労働時間に含まれない、その他の時間的制約が無就業、パートの男性にあるということであろう。同様に、育児がない女性についても、総労働時間が異なるにもかかわらず、それと一貫した自由時間の傾向が見られず、また、育児中のパート就労の女性は、総労働時間が長いにもかかわらず、自由時間がまったくくない率は育児がない女性と同レベルである。これらから、自由時間の有無の傾向は、単純に、労働時間と反対の傾向ではないことが示唆される。換言すると、自由時間の有無は育児などの無償労働の有無、有償労働の有無、ジェンダー、という3つの視点からだけでは、説明がつかない現象とすることができる。

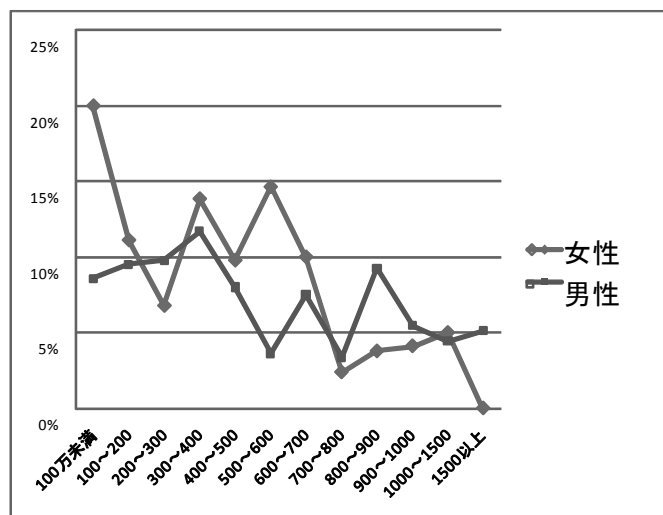
## 第5節 自由時間と社会経済階層 (SES)

### 1. 自由時間の格差

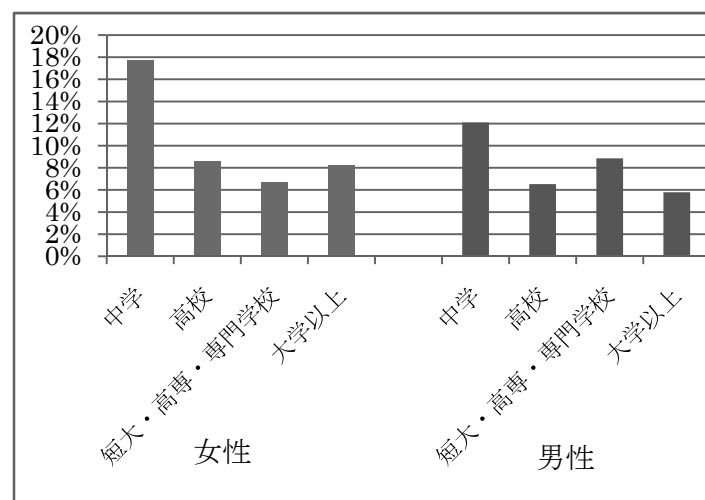
それでは、何が、自由時間の有無や長短を規定しているのでしょうか。本章では、その規定要因の一つとして、社会経済階層 (Socio-Economic status) に着目する。そこで、まず最初に、自由時間があるかないかが社会経済階層によって異なるのか、データをもって確かめ

てみたい<sup>7</sup>。第 11-5-1 図と第 11-5-2 図は、自由時間が「まったくない」と回答した率を世帯収入別、学歴別にみたものである。これを見ると、世帯収入が低いほど、学歴が低いほど、「まったくない」とした率が高いことが明らかにわかる。また、この傾向は男性よりも女性により強く現れている。

第 11-5-1 図 自由時間が「まったくない」と回答した率：世帯収入別、性別



第 11-5-2 図 自由時間が「まったくない」と回答した率：学歴別、性別



出所： JILPT (2006)「就業・社会参加に関する調査」より筆者計算。

なぜ、学歴や世帯所得が、時間の制約に影響するのであろうか。いくつかの仮説が考えられる。

- ① 低所得や低学歴の人の方が、高学歴・高所得の人に比べ、時間あたりの賃金率が低く、そのため就労時間が長くなり、自由時間が短い。

<sup>7</sup> 本分析で、説明変数として用いられる所得データは、100万円単位（2000万円まで）のカテゴリ・データである。

- ② 育児や介護を抱える人は、育児・介護労働のために有償労働を控える傾向があり、相対的に所得が低くなる。逆に、所得が低い人は、育児や介護を抱えている割合が高く、育児や介護の無償ケア労働の比重が大きいため、自由時間が短い。
- ③ 低所得・低学歴の人は、家事の外部化（家事サービスの利用や、外食やテイクアウトの利用など）やハイテク家電などによる効率化（例えば、全自動洗濯乾燥機や、自動掃除機など）の度合いが高所得・高学歴の人に比べて小さいため、家事時間が長く、結果として自由時間が短い。
- ④ 低学歴・低所得の人は、育児・介護・家事の世帯内無償労働、勤労時間（+通勤時間）の有償労働、以外の、活動に費やす時間が長い（例えば、病院への通院、就職活動など）ため、自由時間が短い。
- ⑤ 低学歴・低所得の人は、ひとり親世帯が多い。

最初の①については、これとは逆の仮説も考えられる。すなわち、無就労やパートタイムで働くよりも、フルタイムで働く方が収入が高く、また、長時間労働をすることによって残業手当なども支給される場合もあるため、就労時間が長いほど所得が高くなる。故に、所得が高い人、学歴が高い人は、就労時間が長く、結果として自由時間が短い、という仮説も説得力がある。これらは、どれも、無償・有償労働に費やす時間が長いことが自由時間を短くしているという仮説である。そこで、次に、無償・有償労働の時間が学歴・所得によって異なるのか検討する。なお、④については、育児、介護、家事、勤労時間、通勤時間以外の時間の使途が、JILPT 調査からは把握できないため本データから確認することはできない。

## 2. 育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の規定要因(tobit 推計)

育児・介護時間や勤労時間は、当然のことながら、育児や介護を要する家族の有無、就業しているか否か、パートタイム労働かフルタイム労働かによって、一番大きく左右される。ここで見たいのは、これらをコントロールした上で、社会経済階層による違いが存在するかである。そこで、育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の4つを被説明変数とした多変数解析を行う。着目する説明変数は、社会経済階層を示す変数である学歴と世帯所得である。さらに、コントロール変数として、育児・介護ニーズの有無、就労形態、世帯類型（ひとり親世帯か二人親世帯か）をコントロール変数として用いる。推計は、被説明変数が0で censoring された連続変数であるため tobit 推計を用いる。なお、介護時間も、介護者にとっては無償労働時間の大きな割合を占める活動と考えられるものの、介護時間を計上しているサンプルサイズが小さいため、ここでは分析外とした。分析は、標本を男女に分けて行う。これらの変数の影響が、男女で異なることが想像されるからである。結果を、**第 11-5-3 表**に示す。

第 11-5-3 表 育児時間、家事時間、睡眠時間、勤労時間の規定要因 (tobit 推計結果)

被説明変数(分)	育児時間		家事時間		睡眠時間		勤労+通勤時間	
	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.	女性 Coeff.	男性 Coeff.
年齢	-3.4 *	-0.9 X	4.7 ***	0.0 X	0.3 *	1.0 ***	-6.8 ***	-1.5 *
学歴: 中卒	-191.4 **	21.5 X	-35.9 *	-0.9 X	2.6 X	9.6 X	-61.4 X	-60.5 *
高卒(基準)	---	---	---	---	---	---	---	---
短大・高専	-22.6 X	36.4 *	-25.2 **	11.1 X	1.2 X	1.8 X	-0.8 X	21.3 X
大卒以上	-6.1 X	11.7 X	-15.8 X	32.5 ***	7.1 X	-8.6 X	-0.3 X	-9.9 X
末子年齢6歳未満	941.2 ***	290.2 ***	208.8 ***	14.1 X	-1.4 X	-10.9 X	-350.7 ***	145.9 ***
末子年齢6-19歳	481.3 ***	170.0 ***	134.2 ***	-7.2 X	-17.7 ***	-8.1 X	-30.0 X	117.3 ***
介護時間あり	61.3 X	59.4 X	26.8 X	93.0 ***	-12.2 *	-17.4 X	-47.5 X	-111.4 **
ひとり親世帯	-1.8 X	111.6 **	-86.8 ***	156.1 ***	-30.0 **	40.1 X	185.0 **	14.7 X
就労ステータス: 無就労(基準)	---	---	---	---	---	---	---	---
パート	-128.7 ***	-58.0 X	-61.3 ***	-38.9 *	-1.7 X	-19.1 *	---	---
フルタイム	-135.5 ***	-48.9 X	-128.4 ***	-39.0 ***	-10.8 **	-23.3 ***	---	---
世帯所得(万円)	-0.124 **	-0.004 X	-0.003 X	-0.062 ***	-0.017 ***	-0.012 *	0.215 ***	0.236 ***
切片	89.1 **	-197.1 ***	32.8 X	-9.8 X	389.8 ***	377.4 ***	480.1 ***	420.2 ***
n	954		951	864	961	882	934	859
Log likelihood	-2023.7		-5656.79	-2000.69	-5340.01	-4920.66	-4576.97	-5355.38
疑似R2	0.1491		0.0326	0.0159	0.005	0.0091	0.014	0.0149

\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意、X=有意でない

まず、育児時間については、末子年齢 6 歳未満、末子年齢 6-19 歳のダミー変数の係数は男女ともに大きく正に有意となっており、男性よりも女性、末子年齢が 6-19 歳よりも 6 歳未満の方が大きい係数となっている。この結果は想定通りである。次に、就労ステータスについてみると、女性モデルのみで有意な係数となっており、フルタイムの場合はマイナス 135.5 分、パートタイムの場合はマイナス 128.7 分育児時間が短くなっている。ひとり親世帯の変数は、男性のみ大きく正で有意である (+111.6)。これは、ひとり親世帯ではない男性に比べ、ひとり親の男性は育児時間が約 2 時間多いことを表している。これはひとり親世帯でない男性の育児時間が短いことの裏側であろう。

着目する社会経済階層を表す変数（学歴、世帯所得）の結果を見ると、学歴については、女性モデルで中卒のダミー変数が負で有意 (-191.4) となっており（基準は高卒）、低学歴の女性は育児に費やす時間が短いことがわかる。また、女性モデルでは、世帯所得の係数が負で有意である (-0.124)。男性モデルにおいては、短大・高専の係数が正で有意であるが、世帯所得は有意ではない。

変わって、家事時間を見てみよう。家事時間は、女性の場合の末子年齢 6 歳未満 (+208.8)、末子年齢 6-19 歳 (+134.2)、男性モデルでは介護がある場合 (+93.0) のみ正で有意である。これは、**第 11-4-3 表**からも示唆されたように、育児というケア労働が、女性においては育児時間のみならず、家事時間の増加を伴うことを示している。男性は、育児があっても家事時間が増えることはない。しかし、男性が介護をしている場合は、家事労働の増加を確認できる。就労ステータスでは、女性モデルで、フルタイムの係数が負で有意となっている (-128.4)。フルタイムで働く女性は、家事時間の短縮によって、時間を捻出していることがわかる。ひとり親世帯のダミー変数は、女性は負、男性は正で有意である。ひとり親世帯の女性は、その他の女性に比べて家事時間が少なく (-86.8)、ひとり親世帯の男性はその他の男性に比べて家事時間が長い (+156.1)。

学歴と世帯所得は、女性モデルにおいては、中卒と短大高専が負で有意となっている (-36.4 分、-25.5 分)。基準の高卒の両側で負となっていることから、学歴が高いほど家事時間が長いという線形の関係は見られないが、女性の学歴と家事時間の関係はより複雑であることがわかる。男性の場合は、大卒以上の係数で正で有意となっている。世帯所得は、男性のみ負で有意となっており、所得が高いと若干男性の家事労働が少なくなっている。女性については世帯所得が有意ではない。

次に、睡眠時間を見てみよう。女性モデルでは、末子年齢 6-19 歳、介護ありの係数が負、フルタイム就労の係数が負、また、世帯所得が負で有意となっている。すなわち、世帯所得が高いほど睡眠時間が少ない（しかしその係数は小さい）。さらに、ひとり親世帯のダミー変数は大きく負で有意となっている (-30.0)。つまり、子どもの有無や就労状況をコントロールした上でも、ひとり親世帯の女性は、その他の女性に比べて、30 分睡眠時間が少ない。男性モデルでは、就労ステータスが、パート、フルタイムともに負で有意である。就労ステー



タスの係数の絶対値は男性の方が大きい。世帯所得の係数は有意であるものの、男女ともに大きいとは言えない。

最後に、勤労と通勤時間を見てみよう。就労ステータスは、本データでは勤労時間から判断しているので、ここではモデルに含めていない。着目する学歴と世帯所得の係数を見ると、学歴は男性の中卒のダミー変数の係数のみが負で有意となっている。すなわち、低学歴の男性は勤労+通勤時間が少ない。また、世帯所得は、男性女性ともに正で有意である。ひとり親世帯のダミー変数は、女性は正で有意(+185.0)であり、ひとり親の女性は、ひとり親世帯でない女性に比べて、勤労時間が約3時間多いことがわかる。末子年齢6歳未満の係数は、女性では負、男性では正という興味深い結果となっている。

### 3. 自由時間の規定要因: Multivariate Analysis for Leisure

前節では、自由時間を制約する無償・有償労働時間を分析の対象とした。本節では、自由時間を直接に被説明変数とする分析を行う。被説明変数は、自由時間の有無に関する回答(1=「十分にある」、2=「ややある」、3=「あまりない」、4=「まったくない」)である。推計方法は、順序プロビット(ordered probit)分析を用いる。説明変数は、年齢、学歴、末子年齢6歳未満、末子年齢6~19歳、介護労働の有無(平日に介護時間が1分でもある場合は1、そうでない場合は0)、就労ステータス、世帯所得、世帯所得と就労ステータスのクロス項である。これらの変数をモデル1からモデル5まで順に投入していき、その係数の変化を見ていく。また、前節と同様に、男性と女性は、それぞれの変数の影響が異なると考えられることから、サンプルを性別に分けて推計する。

結果は、**第11-5-4表**の通りである。モデル1から順に説明していこう。まず、モデル1では、年齢、学歴と末子年齢、介護労働の有無のみのモデルである。これを見ると、年齢は男女ともに正の係数となっているが、男性のみ有意である。本データの対象年齢は20歳から65歳の勤労世代なので、勤労世代の男性は年齢が高いほど自由時間が少ないことがわかる。末子年齢が6歳未満、6-19歳の変数は、男女ともに正で有意であるが、末子が6歳未満の係数については女性の方が男性よりも2倍以上の大きい値となっている。末子が6-19歳の係数は、男女ともにほぼ同じ値となっており、育児による親の自由時間の影響は6歳未満児の場合は特に母親に大きく出るものの、6歳未満の子どもの場合は父親、母親に同等に出現することがわかる。介護労働の有無の係数は、女性のみ正で有意であり、6-19歳の育児ありとほぼ同じ大きさの影響をみることができる。着目したいのが、学歴の変数である。学歴では、女性のみ中卒が正で有意となっており、高卒の女性に比べ、中卒の女性の方が自由時間が少ないと感じている。**第11-5-2図**で見たように、年齢や子どもの有無、介護の有無をコントロールした上でも、低学歴の女性は、自由時間が少ないことがわかる。それでは、この係数は、就業状況やひとり親世帯ダミーなど、他のコントロール変数を投入した上でも有意な

のであろうか。順に見ていきたい。

モデル2は、モデル1にひとり親世帯のダミー変数を投入したものである。年齢、学歴、末子年齢、介護労働の有無については、モデル1とほとんど変化がない結果となっている。女性モデルについては、ひとり親世帯ダミー変数の係数が正で有意であり、ひとり親世帯であることは、子どもがあることに加え、さらに自由時間を少なくする要因となっている。しかし、男性のモデルにおいては、ひとり親世帯の係数は有意ではない。これは、男性のひとり親世帯のサンプルサイズが小さいことも影響していると考えられる。

モデル3は、モデル2にさらに、就労ステータスを投入したものである。無就労を基準とすると、パートタイム就労、フルタイム就労は男女ともに正に有意となっており、自由時間を少なくする影響がある。影響の大きさは、パートタイム労働については、男女差はないものの、フルタイム労働については、男性に比べ、女性への影響が大きい。また、女性の推計式においては、ひとり親世帯の係数が有意でなくなり、年齢が有意となっている。すなわち、ひとり親世帯の女性が自由時間がないと感じる度合いは、就労していることと、育児があることによるものであり、それに追加するひとり親世帯特有の要因は認められない。男性のモデルにおいては、中卒が新たに有意となっている。これは、同じ就労状況、育児・介護状況である場合、低学歴であると自由時間が少ないことを示している。

モデル4は、モデル3にさらに世帯所得、世帯所得とパート労働のクロス項、世帯所得とフルタイム労働のクロス項を加えたものである。女性の推計式においては、世帯所得が正で有意、フルタイム労働とのクロス項が負で有意となっている。係数の大きさはフルタイム労働とのクロス項の方が大きく、フルタイムであれば世帯所得が高いと、自由時間への影響が若干緩和されることがわかる。男性については、世帯所得、クロス項は、どれも有意ではない。

第 11-5-4 表 自由時間の制約に関する Multivariate analysis の結果

	被説明変数=自由時間が1=十分にあり、2=ややある、3=あまりない、4=まったくない			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	女性	男性	女性	男性
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
年齢	0.0030 X	0.0066 **	0.0084 ***	0.0063 **
学歴: 中卒	0.2082 *	0.1820 X	0.2444 **	0.2252 **
高卒(基準)	---	---	---	---
短大・高専	-0.0773 X	0.0981 X	-0.0875 X	0.0935 X
大卒以上	-0.1394 X	0.0266 X	-0.1511 X	0.0290 X
末子年齢6歳未満	1.0034 ***	0.3898 ***	1.2686 ***	0.3124 ***
末子年齢6-19歳	0.3194 ***	0.3241 ***	0.2730 ***	0.2480 ***
介護時間あり	0.3344 ***	-0.0282 X	0.3729 ***	0.0287 X
ひとり親世帯		0.3703 ***	0.3151 X	0.4159 X
就労ステータス: 無就労(基準)			---	---
パート			0.3452 ***	0.3401 **
フルタイム			0.6557 ***	0.4465 ***
世帯所得				0.0028 *
世帯所得 x パート				-0.0034 X
世帯所得 x フル				-0.0039 *
n	1187	1075	1187	1187
Log likelihood	-1447.56	-1338.9	-1406.73	-1404.9
疑似R2	0.0377	0.0119	0.0648	0.066
***1%有意、**5%有意、*10%有意、X=有意でない				
				0.0064 **
				0.2280 **
				---
				0.0911 X
				0.0318 X
				0.3094 ***
				0.2435 ***
				0.0375 X
				0.4285 X
				---
				0.3271 *
				0.4324 ***
				0.0004 X
				0.0002 X
				0.0007 X
				1075
				-1329.18
				0.0188

## 第6節 考察

本章では、JILPT「就業・社会参加に関する調査」(2006年)を用いて、自由時間を規定する要因を分析した。本分析から得られた知見をまとめると以下となる。

まず、日本のデータにおいても、自由時間の男女格差は顕著に確認することができ、その差は主に育児中の女性とそれ以外の男女との差として現れる(第11-4-1図)。しかし、女性の就労ステータス(無就業、パート、フルタイム)による差はほとんど見ることができず、それは、女性の総労働時間(有償労働+無償労働)がどのような就労ステータスであってもほぼ同じレベルであることとも整合性がとれる(第11-4-4図)。有償労働が多い女性は、家事時間や育児時間を縮小することによって対応しているように見える(第11-4-3表)。すなわち、働くことによって、労働時間が2倍になるというような「ダブルワーク」の状況は見られない。しかしながら、総労働時間は、就労している女性、していない女性にかかわらず、男性よりも長い事実は依然として残る(第11-4-4図)。フルタイム就業していない男性は、割合は少ないものの、総労働時間が大幅に少ない(第11-4-4図)。

次に、自由時間については、アメリカの先行研究と同様に社会経済階層によって影響されていることが示唆される。単純集計でみると、学歴が低いほど、また、所得が低いほど、「自由時間がまったくない」という割合が高い(第11-5-1図、第11-5-2図)。しかし、その要因は謎が残る。何故なら、学歴や世帯所得は、有償労働、無償労働に費やす時間に負に作用する時も、正に作用する時もあるからである(第11-5-3表)。末子年齢や、ひとり親か否か、就労ステータスをコントロールすると、有償労働は、低学歴、低所得ほど短くなる傾向があり(とくに男性)、育児時間・家事時間は、低学歴ほど短くなる(女性のみ)。一方で、育児時間は、世帯所得に負に影響されている(女性のみ)。自由時間を直接分析すると、さまざまなコントロール変数を投入しても、一貫して、中卒の学歴による影響を確認することができ(第11-5-4表)、(低)学歴による影響は頑強であると言える。また、世帯所得は、女性において、所得が高くなると自由時間が「まったくない」とする確率が上がるものの、フルタイムの就労をしている女性については、それを緩和する機能が見られる。

これまでの分析において、中卒の学歴をもつ人々が、自由時間が「まったくない」とする確率が高くなることは、育児時間、家事時間、勤労(+通勤)時間が長いことであるという仮説は却下せざるを得ない。残る仮説は、低学歴の人々は、育児時間・家事時間、勤労時間以外の活動に費やす時間が長い(例えば、病院への通院、就職活動など)という説のみである。これについては、本データからは検証できないため、今後の課題としたい。

最後に、ひとり親世帯について、若干の知見を述べたい。末子の年齢や、就労状況をコントロールしても、ひとり親世帯の女性は、そうでない女性に比べて家事時間と睡眠時間が少なく、勤労時間が長い。すなわち、ひとり親世帯の母親は他の世帯の女性に比べて家事時間と睡眠時間を短縮することによって、勤労時間の増加に対応している。しかし、それでも勤労時間の増加分の一部にしか対応できていない(第11-5-3表)。また、特に睡眠時間につい

ては、ひとり親世帯であることに加え、子どもがあること（6-19歳のみ）、フルタイムで就労していることなどの、の睡眠時間を減少させる要因が加わるわけであるので、健康を保つために十分な睡眠時間が得られているかどうか懸念される。

さらに、ひとり親世帯の女性は「自由時間がまったくない」とする確率が、末子年齢などをコントロールしても高くなっている（第11-5-4表）。しかし、就労ステータスをコントロールすると、この影響は有意でなくなるので、これは、ひとり親世帯の女性がより多く働いていることに起因すると考えられる。

## 参考文献

- Aguitar, Mark, and Erik Hurst. 2007. Measuring Leisure : The Allocation of Time over Five Decades. *Quarterly Journal of Economics* 122 (3):969-1006.
- Bianchi, Suzanne. 2000. Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity? *Demography* 37:401-414.
- Bittman, Michael, and Judy Wajcman. 2004. The rush hour: The quality of leisure time and gender equity. In *Family Time : The social organization of care*, edited by N. Folbre and M. Bittman. London and New York: Routledge.
- Budig, Michelle J., and Nancy Folbre. 2004. Activity, proximity, or responsibility? Measuring parental childcare time. In *Family Time : The social organization of care*, edited by N. Folbre and M. Bittman. London and New York: Routledge.
- Folbre, Nancy, and Jayoung Yoon. 2007. What is child care? Lessons from time-use surveys of major English-speaking countries. *Review of Economic Household* 5:223-248.
- Folbre, Nancy, Jayoung Yoon, kade Finnoff, and Allison Sidle Fuligni. 2005. By What Measure? Family Time Devoted to Children in the United States. *Demography* 42 (2):373-390.
- Hochschild, A., and A. Machung. 1989. *The Second Shift*. New York: Viking.
- Lareau, Annette. 2003. *Unequal childhoods: class, race, and family Life*. Berkeley: University of California Press.
- Mattingly, Marybeth J., and Suzanne M. Bianchi. 2003. Gender Differences in the Quantity and Quality of Free Time: The U.S. Experience. *Social Forces* 81 (3):999-1030.

---

労働政策研究報告書 No.140

シングルマザーの就業と経済的自立

発行年月日 2012年1月17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

(販売) 研究調整部成果普及課 TEL:03-5903-6263

FAX:03-5903-6115

印刷・製本 富士プリント株式会社

---

©2012JILPT

\* 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/>)