

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 |
| OECD30カ国平均 | 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。

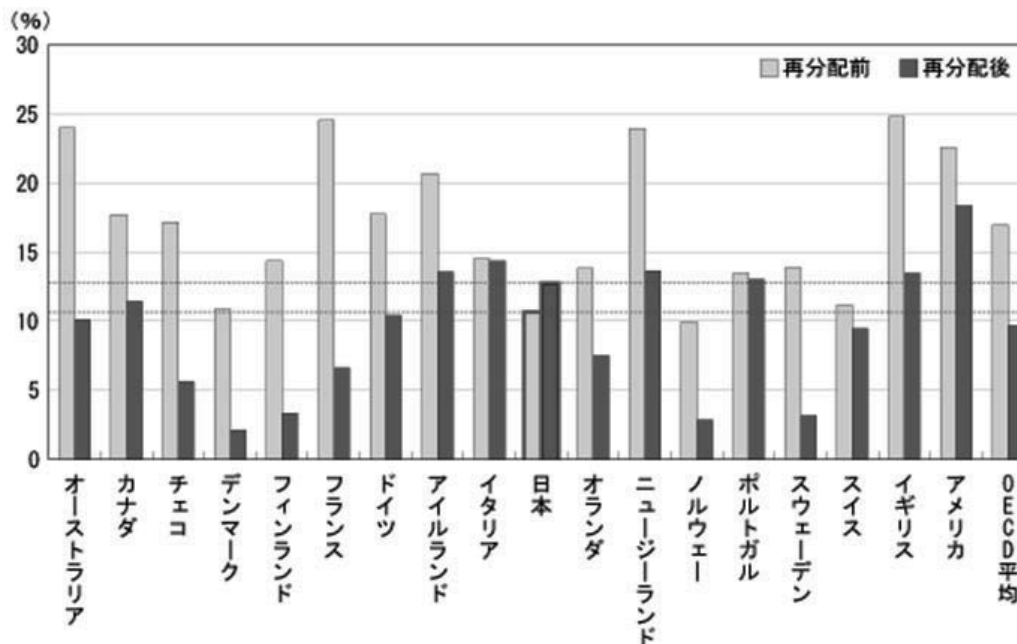
第3節 経済的自立に必要なもの

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」¹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)

¹ 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。

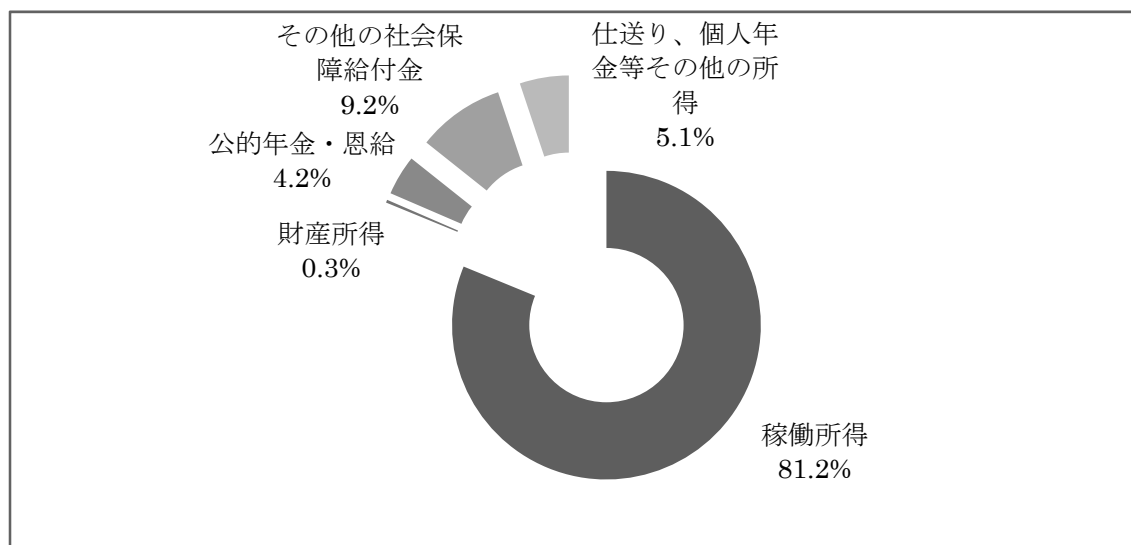
第 1 に、母子世帯の収入に占める就業収入のウェイトが圧倒的に大きいからである。厚生労働省「国民生活基礎調査」(2009)によると、母子世帯の収入の約 8 割は、母親の就業収入によるものである(第 1-4-1 図)。母子世帯が中低所得層に集中している一番大きな理由は、母親の就業収入が低いことにあると思われる。

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的収入（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い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²。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

² 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に |
|----------------------|--------------------|---------|------------|---|---|--------------------------------------|-------|----------------------------------|---|
| 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 | http://search.jil.go.jp/cgi-bin/jsk/jsk02 (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 | http://www.jil.go.jp/institute/reports/2008/0101.htm |
| 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 | http://www.jil.go.jp/institute/research/2006/015.htm |
| 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 | http://www.jil.go.jp/institute/research/2007/031.htm |
| 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) | http://www.gcoe-econbus.keio.ac.jp/post-8.html |
| 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¹。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²。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、

¹ 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。

² 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³。

³ 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% | | | | | |

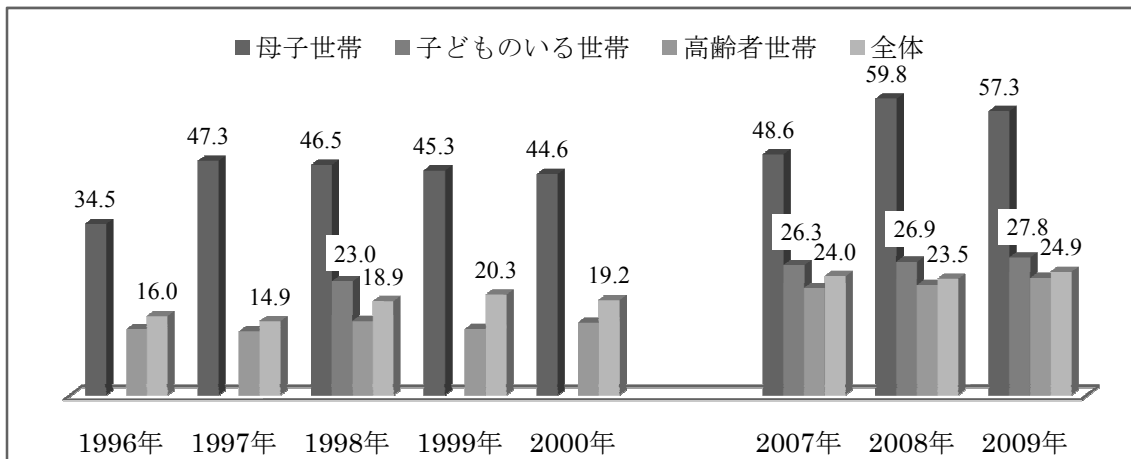
データ出所：厚生労働省「国民生活基礎調査 2009」より作成。

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）⁴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%⁵（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

⁴ 2人目5000円、3人目3000円の加算となる。

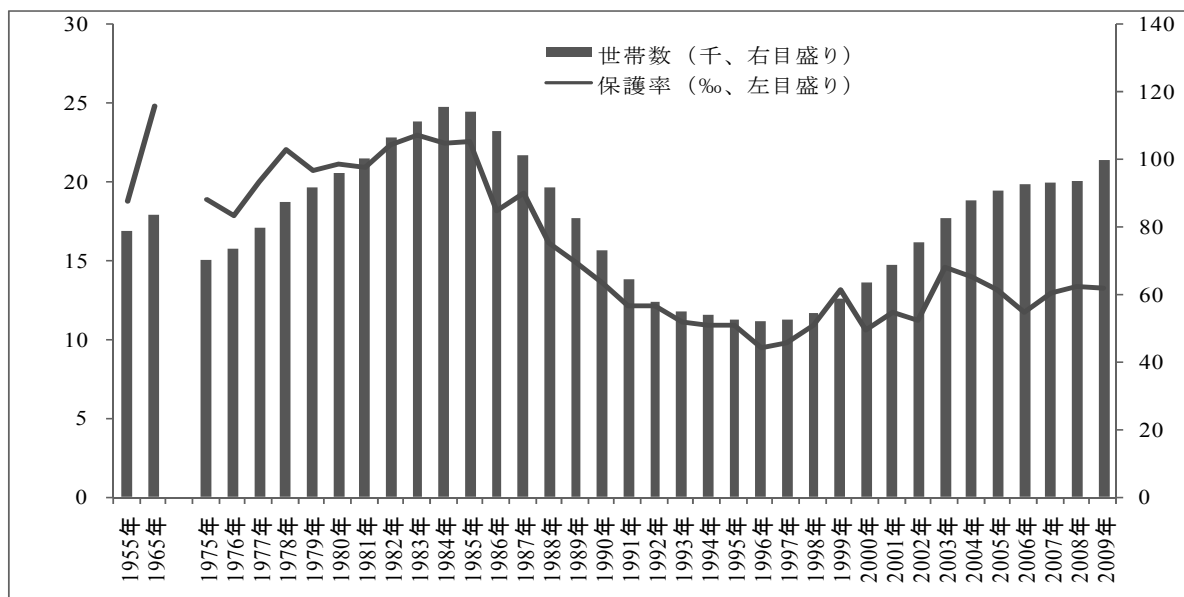
⁵ 同居母子世帯の生活保護件数が分子に含まれていないため、この数字は母子世帯の生活保護率を過小評価している可能性がある。

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。

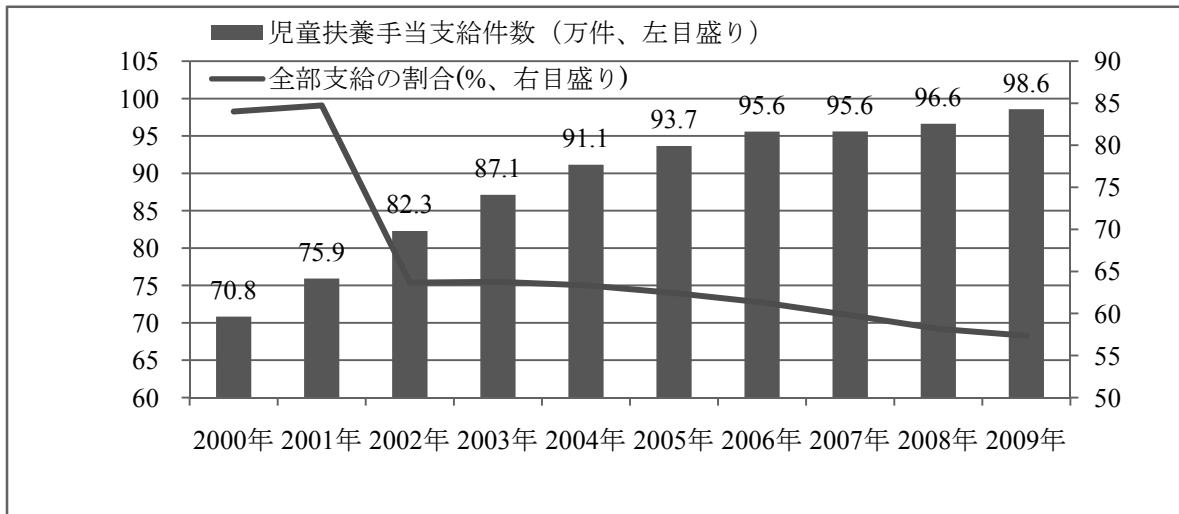
第2-2-2図 母子世帯の生活保護受給世帯数および受給率の推移(1955年～2009年)



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⁶、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⁷。

⁶ 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。

⁷ 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⁸。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。

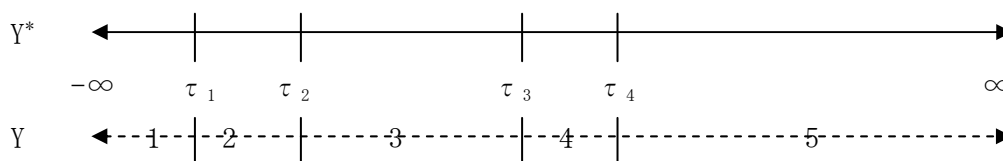
⁸ もっとも、この仮説(Pin Money Hypothesis)に異議を唱える研究もある。例えば、Harkness 他(1997)が行った英国の研究によると、共働き世帯の妻が仮に仕事を辞めた場合には、該当世帯の貧困確率は、1%から4%へと上昇する見込みである。既婚女性の収入がすでにお小遣い(Pin Money)以上の役割を果たしているという。

(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 ε 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 (α 、 β と τ) 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 τ と係数 β の推定値を報告することとしている⁹。

(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。

⁹ 一部の統計ソフト (例えば LIMDEP) において、 $\tau_1=0$ として、 α 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 β 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 | | |
|---------------|------------|--------|-----|--------------|--------|-----|
| | β | (S. E) | | β | (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との理由で、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¹⁰。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¹¹。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¹²。

¹⁰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。

¹¹ 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。

¹² 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。

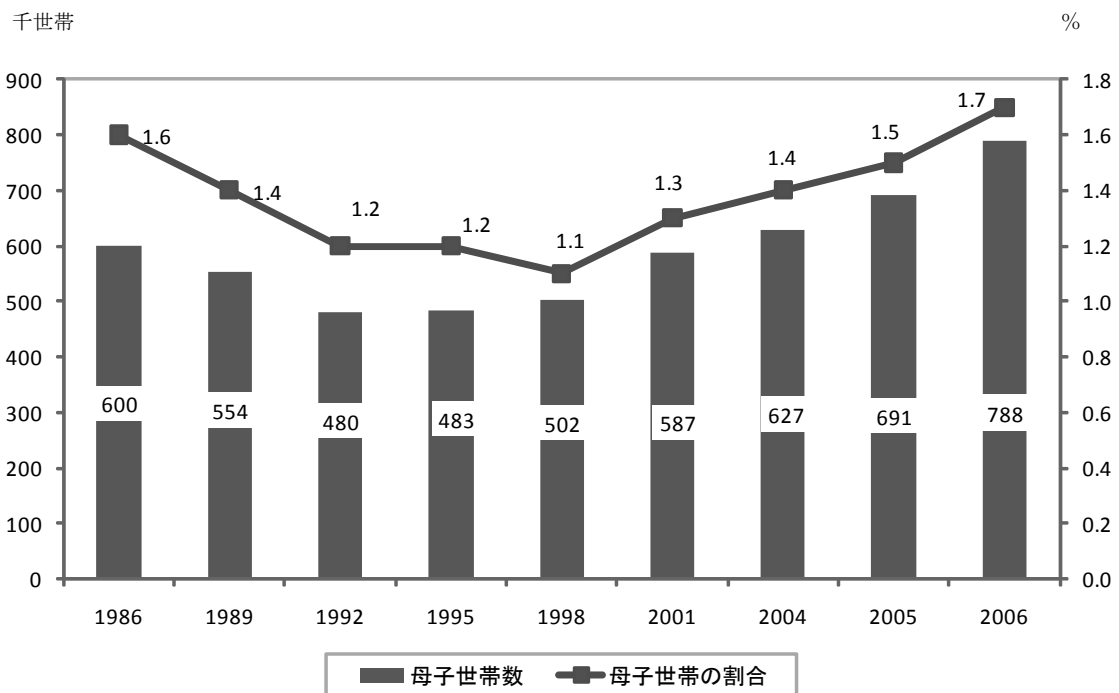
(2)括弧の中は、厚生労働省「全国母子世帯等調査」の行われた年である。

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）。

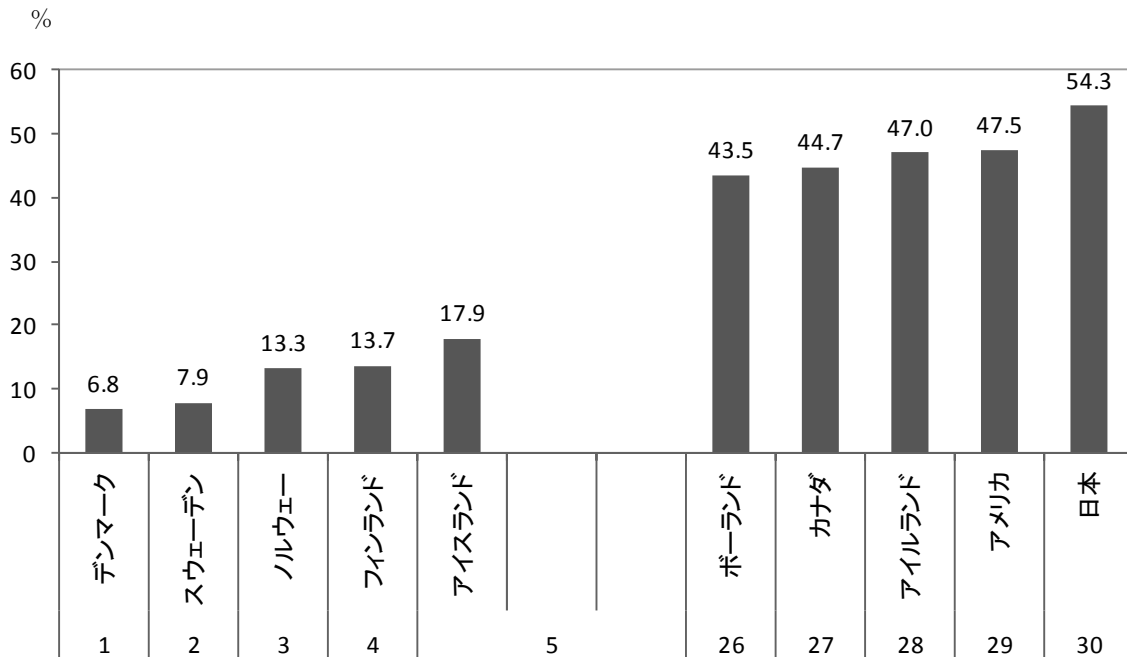
第3-1-1図 日本における母子世帯数およびその割合の推移



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¹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²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

¹ 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。

² 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³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。

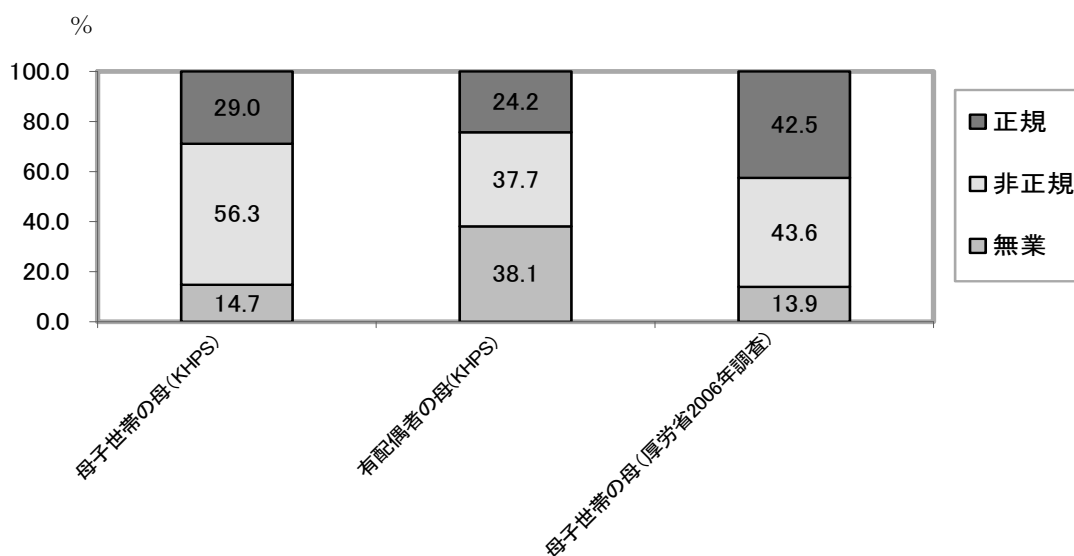
第2節 データから観察されたシングルマザーの就業形態と貧困の関係

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

³一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。

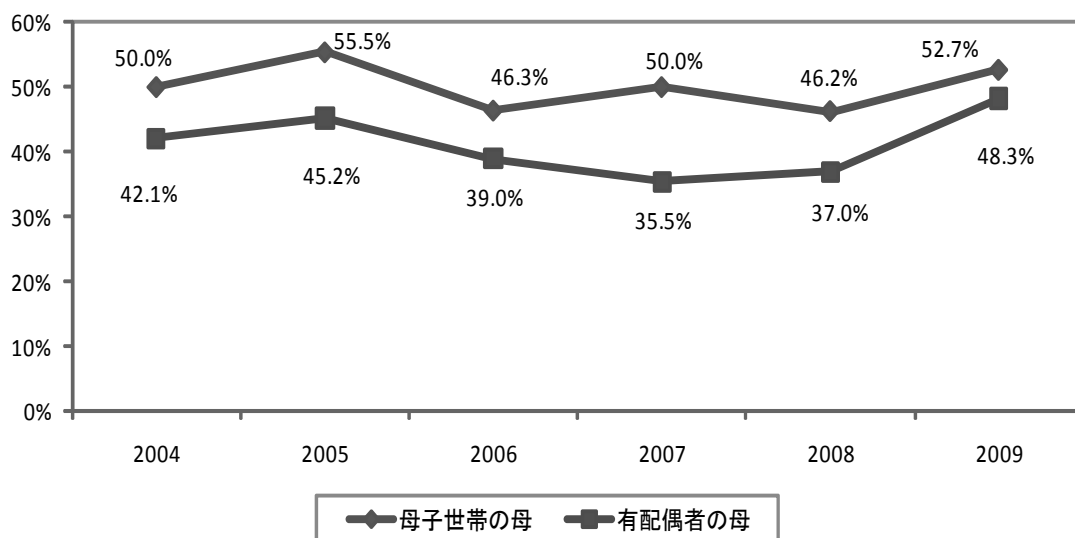
2. シングルマザーと有配偶者の母における非正規就業者の割合の推移

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。

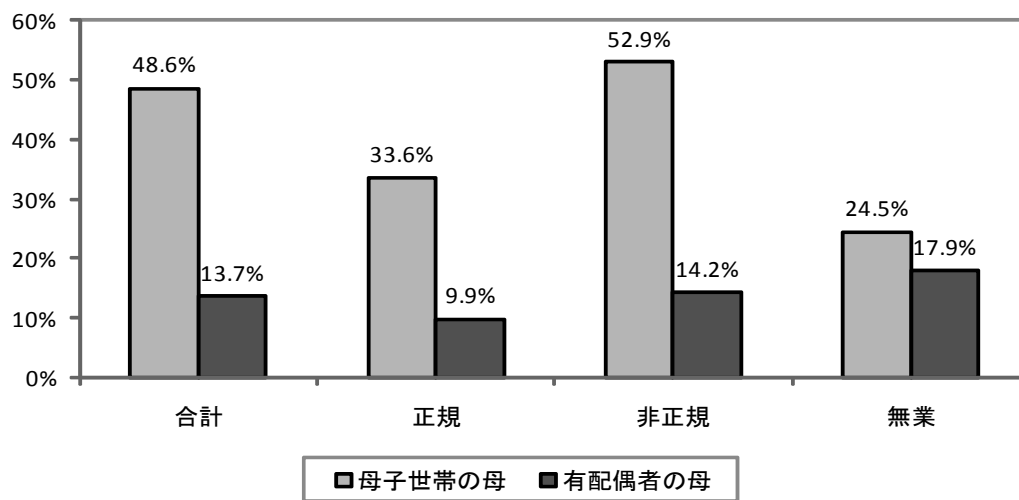
3. シングルマザーと有配偶者の母の就業形態別相対的貧困率

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。

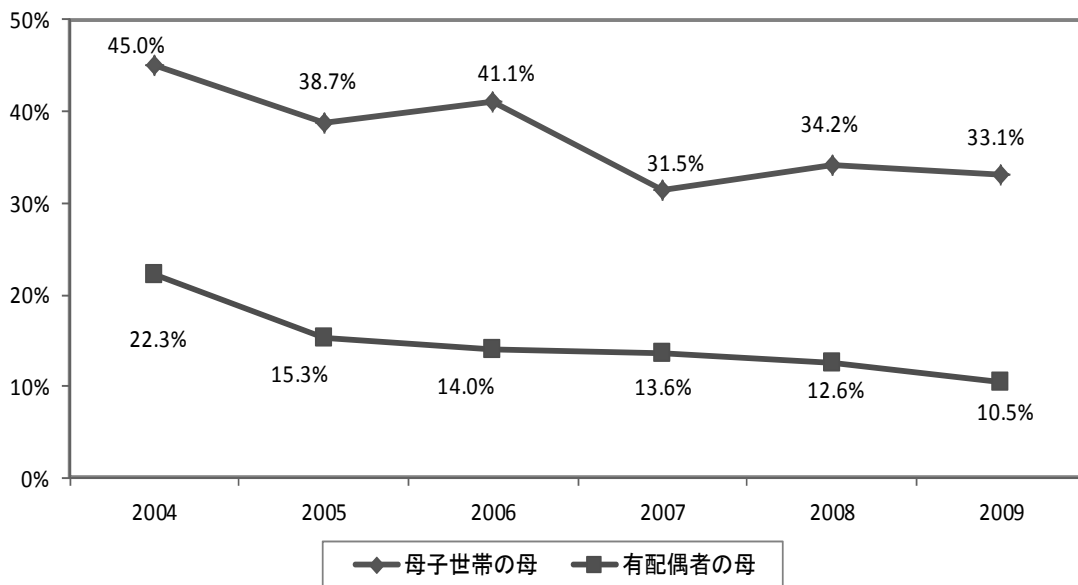
- 注：1) 相対的貧困率＝等価年間所得（世帯の年間総所得を世帯人数の平方根で除したもの）の中央値の半分（相対的貧困ライン）以下である者の割合。各年度の所得はCPIにより調整した。
- 2) 相対的貧困ラインの計算には、母子世帯の母、有配偶者の母だけでなく、それ以外のすべてのサンプルを用いた。
- 3) 各年度の貧困ラインは別々に計算した。
- 4) 図の数値は相対的貧困ラインに満たさない者が各グループの総人数に占める割合を示す。
- 5) 図の数値は2004～09年の相対的貧困率の単純平均。

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

| 2004 \ 2005 | 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 |

| 2004 \ 2005 | 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 |

| 2005 \ 2006 | 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 |

| 2005 \ 2006 | 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 |

| 2006 \ 2007 | 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 |

| 2006 \ 2007 | 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 |

| 2007 \ 2008 | 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 |

| 2007 \ 2008 | 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 |

| 2008 \ 2009 | 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 |

| 2008 \ 2009 | 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⁴。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、

⁴ 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⁵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、労働者がある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

⁵ 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、 β の一致推定値が得られる。 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、 X はそれ以外の要因、 β_{single} 、 β_{emp} 、 β_x は各推定係数をそれぞれ示す。 β_{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、 β_{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 β_{single} 、 β_{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、 β は各推定係数、 ε は誤差項をそれぞれ示す。 β 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、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。 β_{single} 、 β_{emp} 、 β_N は各推定係数をそれぞれ示す。 β_{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。 β_{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、 β_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⁶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とされる。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

⁶ 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。

第3-5-3表 慢性的貧困になる確率に関する分析結果

| | 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 |
| 母子世帯ダミー | 2.732 ** | 11.46 | 0.478 | | | |
| 調査年の就業形態 (正規) | | | | | | |
| 非正規 | 0.453 ** | 4.25 | 0.075 | 0.528 + | 1.81 | 0.159 |
| 無業 | 0.341 ** | 2.74 | 0.044 | -0.320 | -0.47 | -0.034 |
| 年齢 | -0.345 ** | -4.19 | -0.039 | -0.550 + | -1.90 | -0.154 |
| 年齢の二乗 | 0.003 ** | 3.48 | 3.66E-04 | 0.005 | 1.60 | 0.001 |
| 学歴 (大卒以上) | | | | | | |
| 中卒 | 0.153 | 0.91 | 0.018 | -0.455 | -0.79 | -0.085 |
| 高校卒 | 0.007 | 0.06 | -0.004 | -0.099 | -0.28 | -0.057 |
| 短大・高専卒 | -0.186 | -1.24 | -0.025 | -0.603 | -1.31 | -0.122 |
| 健康 | -0.134 | -1.33 | -0.030 | -0.256 | -0.80 | -0.070 |
| 親との同居 | 0.111 | 0.74 | 0.008 | -0.863 + | -1.76 | -0.194 |
| 家族人数 | 0.638 ** | 10.35 | 0.068 | 0.353 * | 1.99 | 0.073 |
| 都市類型 (大都市) | | | | | | |
| 中都市 | -0.056 | -0.37 | -0.016 | 0.090 | 0.21 | 0.006 |
| 小都市 | -0.258 | -1.25 | -0.027 | -0.236 | -0.34 | -0.052 |
| 地域ブロック | 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 |
| 定数項 | 3.951 | 2.25 | | 12.565 + | 1.90 | |
| サンプルサイズ | 3770 | | | 255 | | 3515 |
| グループ数 | 1255 | | | 122 | | 1133 |
| 対数尤度 | -1072.336 | | | -39.639 | | -125.751 |

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を限定した。

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。

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 | 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 | -0.011 | -0.29 |
| 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 | 2.33E-04 | 0.54 |
| 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 | -0.218 + | -1.76 |
| 高校卒 | -0.262 ** | -4.34 | -0.138 * | -2.50 | -0.529 | -1.32 | 0.166 | 0.92 | -0.158 ** | -2.69 | -0.259 ** | -4.22 |
| 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 | -0.135 + | -1.95 |
| 健康 | 0.022 | 0.45 | 0.044 | 1.01 | -0.075 | -0.33 | -0.033 | -0.25 | 0.046 | 1.02 | 0.015 | 0.30 |
| 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 | 0.040 | 0.67 |
| 小都市 | 0.154 + | 1.91 | 0.053 | 0.69 | -0.186 | -0.44 | 0.797 ** | 2.86 | -0.022 | -0.28 | 0.154 + | 1.83 |
| 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 | 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 | 有り | 有り |
| 修正項 | | | | | | | | | | | | |
| 非正規就業 | | | | | 0.100 | 0.18 | -0.299 | -0.80 | -0.087 + | -1.86 | -0.001 | -0.01 |
| 正規就業 | | | | | -0.040 | -0.05 | -0.671 | -1.35 | -0.106 | -1.42 | -0.081 | -0.88 |
| 非就業 | | | | | -0.589 | -1.48 | -0.197 | -0.77 | -0.029 | -0.27 | 0.065 | 0.58 |
| 定数項 | 7.554 * | 2.49 | 6.366 * | 2.27 | 10.544 * | 2.16 | 5.441 * | 2.08 | 4.854 ** | 5.41 | 7.729 ** | 7.84 |
| サンプルサイズ | 889 | | 787 | | 56 | | 104 | | 833 | | 683 | |
| グループ数 | 478 | | 560 | | 42 | | 71 | | 496 | | 438 | |
| within | 0.007 | | 0.014 | | 0.487 | | 0.181 | | 0.032 | | 0.004 | |
| between | 0.262 | | 0.153 | | 0.249 | | 0.328 | | 0.179 | | 0.279 | |
| overall | 0.254 | | 0.096 | | 0.353 | | 0.264 | | 0.123 | | 0.261 | |
| Breusch and Pagan | chi2(1)=44.22 | | chi2(1)=54.66 | | chi2(1)=0.05 | | chi2(1)=0.04 | | chi2(1)=55.47 | | chi2(1)=39.83 | |
| 検定 | Prob>chi2=0.000 | | Prob>chi2=0.000 | | Prob>chi2=0.832 | | Prob>chi2=0.851 | | Prob>chi2=0.000 | | 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⁷、児童扶養手当制度⁸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

⁷ 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。

⁸ 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⁹。

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

⁹ 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、妻が非正規主グ洋者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.