

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¹

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²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³。

(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。

¹ 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。

² 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JILPT 2007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。

³ 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。家事も出来ないので親(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⁴。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、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。

⁴ 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⁵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

⁵ 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⁶。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。

⁶ 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⁷(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⁸、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 | | | |

⁷ 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。

⁸ 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⁹。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。

⁹ 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¹⁰。

¹⁰ 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¹¹。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。

¹¹ 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¹²。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¹³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

¹² 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

¹³ 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¹⁴。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¹⁵。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¹⁶。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。

¹⁴ 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。

¹⁵ 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。

¹⁶ 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¹⁷、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、

¹⁷ 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^k*)、難病・重病の子どもの有無 (*H^k*)、親との同居の有無 (*D*)、居住地域の保育所待機率 (*T*)¹⁸、および「非勤労所得」の多寡を表す変数 (*OI*) が含まれている。

¹⁸ 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。

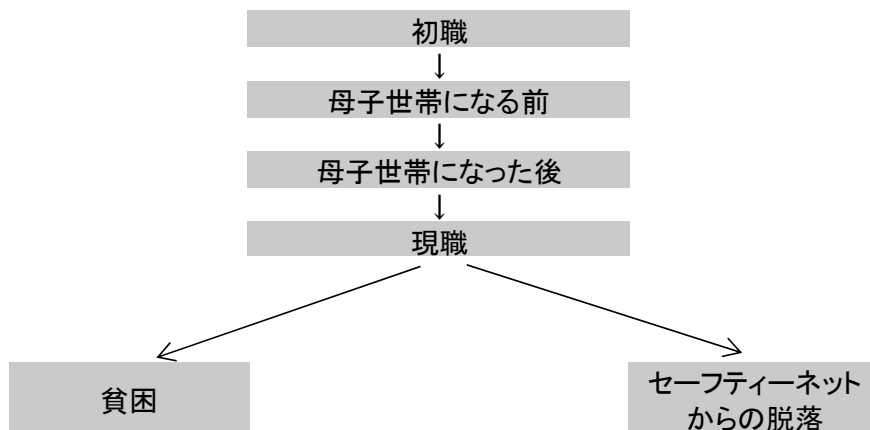
第2節 分析モデル

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。¹

¹ 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。²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

² 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。³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

³ 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。

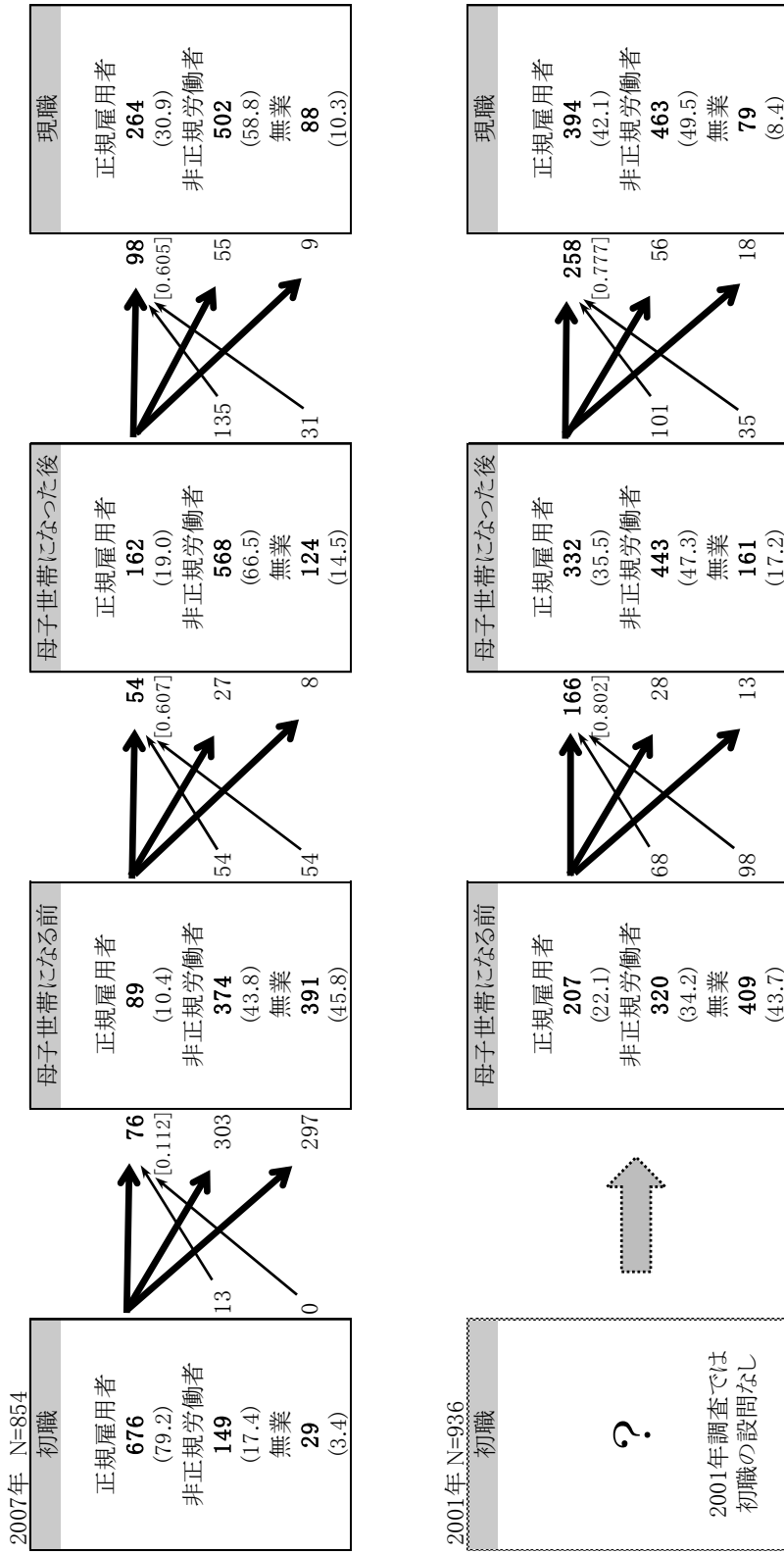
え、母子世帯となってからの年数と 2 乗項を説明変数に含めることとする。

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、 ρ_{0ij} (ρ_{021} 、 ρ_{031} 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 |
|--------------------------------|------------|----------|-------|-------|--------|
| 母子世帯になる前: 正規=1, それ以外=0 | | | | | |
| 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 | |
| 母子世帯になった後: 正規=1, それ以外=0 | | | | | |
| 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 | |
| 現在: 正規=1, それ以外=0 | | | | | |
| 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

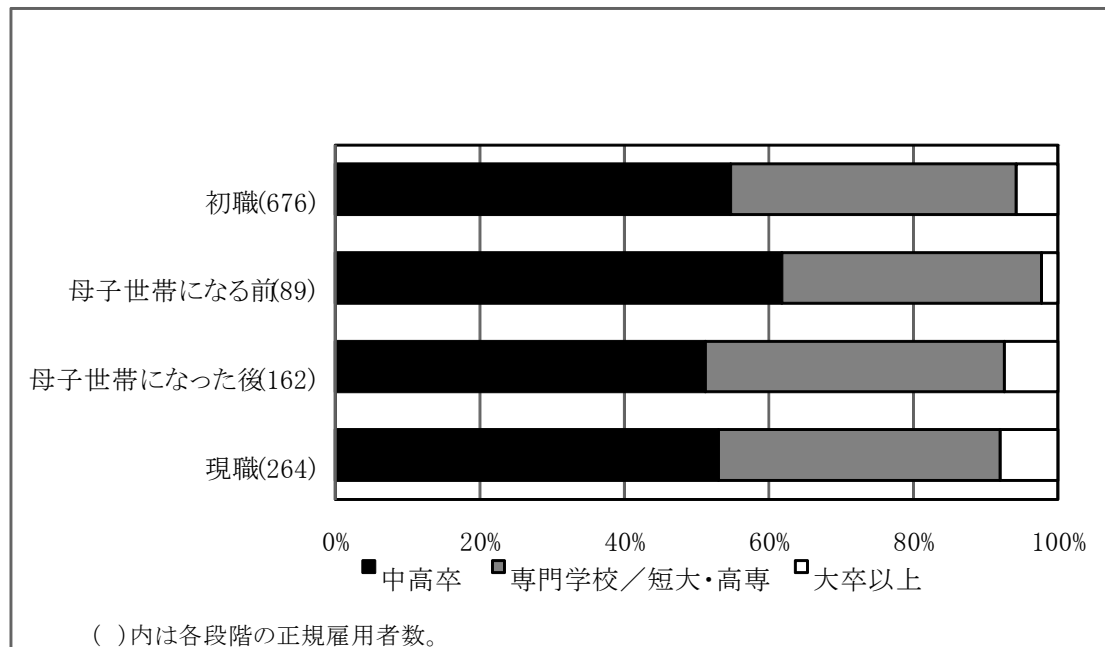
【母子世帯になる前の就業状態】についてみると、2001年では未婚・非婚であること、就業準備をしていたこと、就業準備が不要であったことがそれぞれ正規雇用確率を有意に高めている。ここで就業準備が不要であったというのは、すでに資格を保持していたり就労していたりして、改めて就業準備を行う必要性がなかったことを意味している。貯蓄の影響は有意には観察されない。一方、2007年の推定では、学歴と世代が有意な影響を持つようになっている。大卒の場合は中高卒と比較して8.1%ポイントだけ正規雇用者である確率が有意に低い。また、1960年代以前の生まれと比較して、1970年代生まれは13%ポイント、1980年代生まれは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。大卒女性は高所得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高所得者の割合がサンプル中の高所得者割合よりも高い。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。⁴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

⁴ 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¹

第1節 事例報告の意義

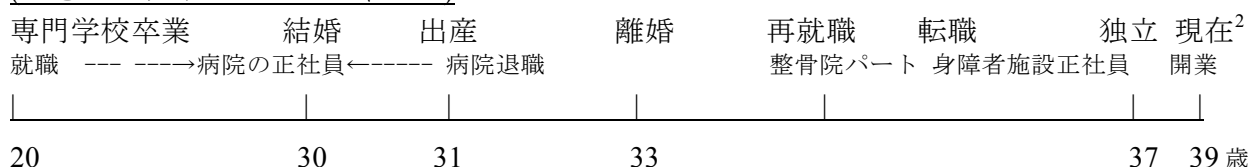
シングルマザーにとって、経済的自立への道は決して平たんなものではない。また、経済的自立を果たす方法や道のりも、人によってさまざまである。本章では、5人の母親の就業と自立に向けての奮闘を紹介することで、経済的自立を果たすためのヒントを得ようと思う。

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

¹ 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。

² 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³。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

³ 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。

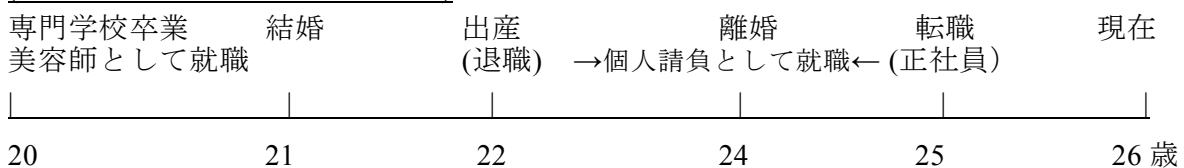
もらった。病院の隣に安価な院内保育所（月額保育料1万円未満）が設置されていたため、早番や夜勤をこなせるところが良かったという。

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。

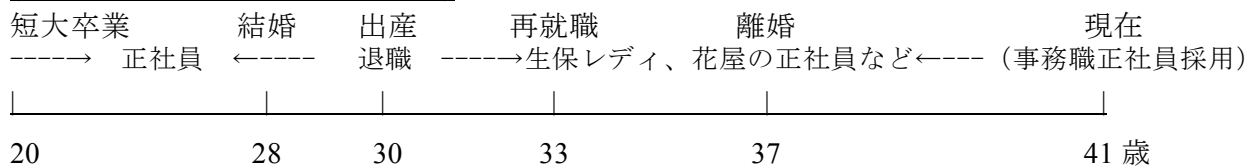
それでも、Hさんはあきらめなかった。「求職中」という条件で子どもを保育園に預け、マザーズハローワークや福祉事務所に足繁く通い、専任の担当者に職業紹介とアドバイスを

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？

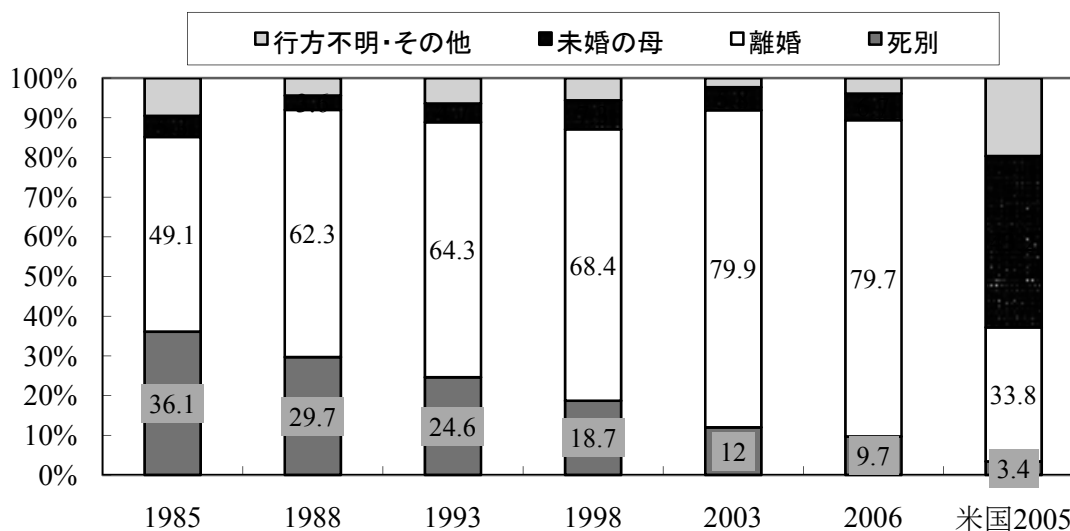
2006年現在、母子世帯になった理由は、約8割が「離婚」、1割が「死別」で、離婚母子世帯と死別母子世帯は概ね8：1の比率である。しかし、わずか20年前の1985年には、その比率は4：3程度だった。過去の20年間において、母子世帯となった理由は、「死別」から「離婚」へと大きくシフトした。

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。