

第3部 たくましく生きる シングルマザーたちの苦悩

第7章 シングルマザーは働いていてもなぜ貧困か

1 はじめに

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

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

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

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

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

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

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

2 母子世帯の就労収入はなぜ低いのか

(1) データの説明

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

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

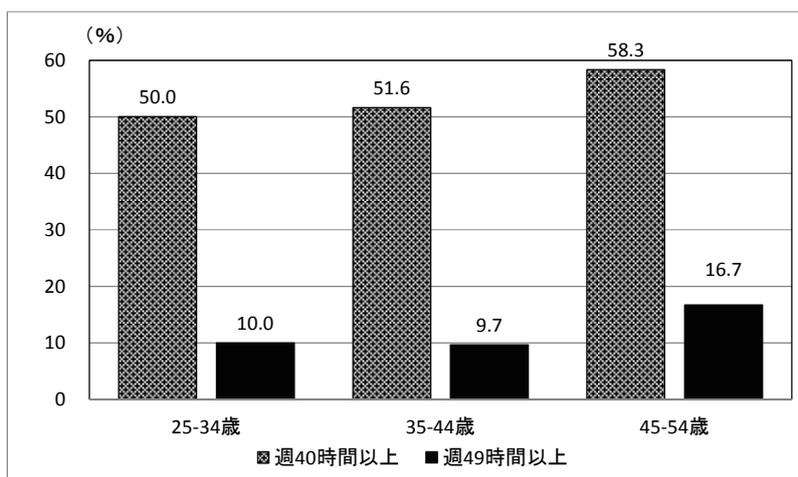
(2) 労働時間の状況：総務省「労働力調査」

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

¹ 同調査の調査設計・調査概要についてはJILPT（2012）を参照。

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

図7-1 シングルマザーの週労働時間（2010年）



出所：総務省統計局「労働力調査」

注：対象は非農林業雇用者。母子世帯の定義については脚注参照。

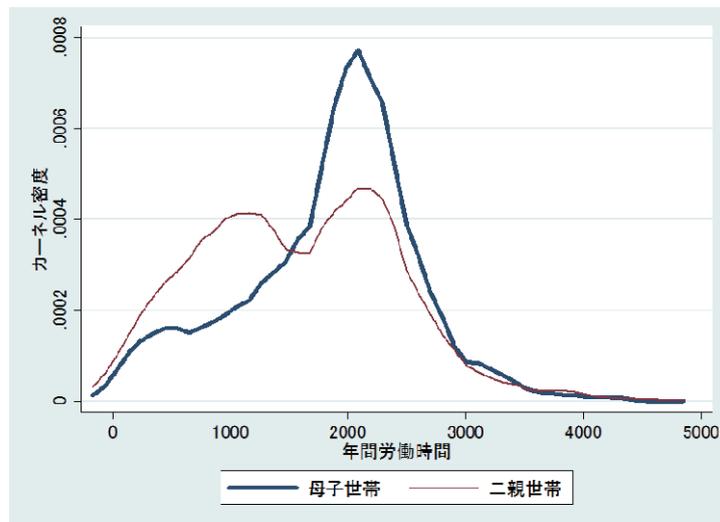
（3）労働時間の状況：JILPT調査

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

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

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

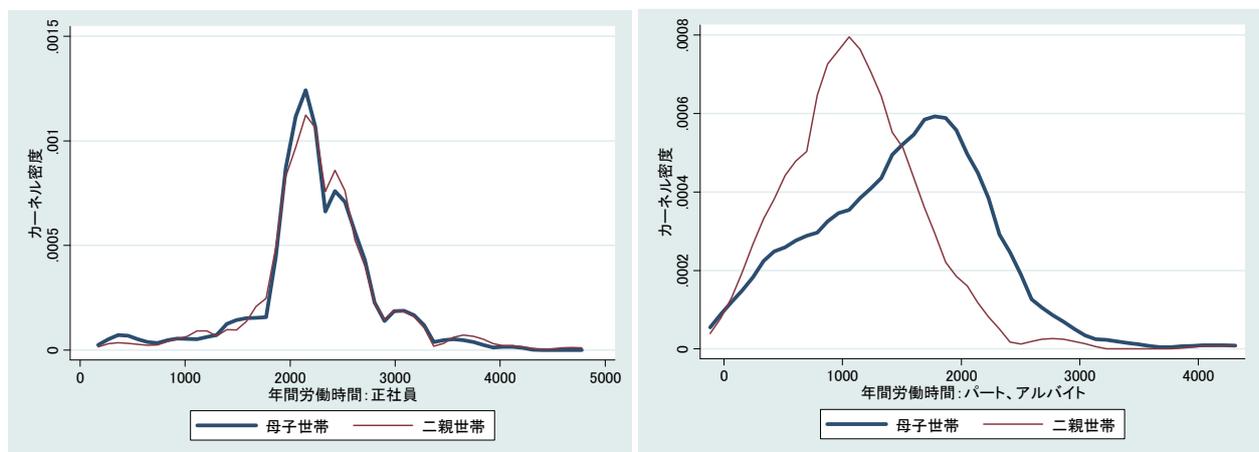
図 7-2 母親の年間労働時間の分布



出所：JILPT 調査

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

図 7-3 母親の年間労働時間の分布（正社員、パート・アルバイト別）



出所：JILPT 調査

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

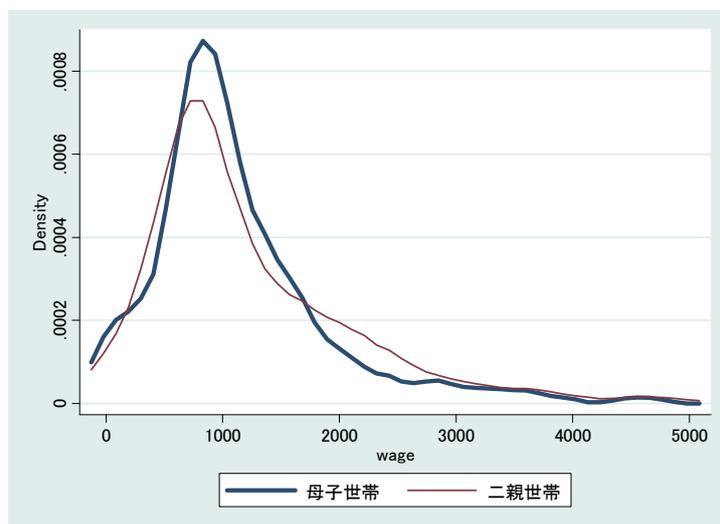
（4）時間当たり賃金の分布

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

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

が低位により多く分布していることが分かる（図7-5）。

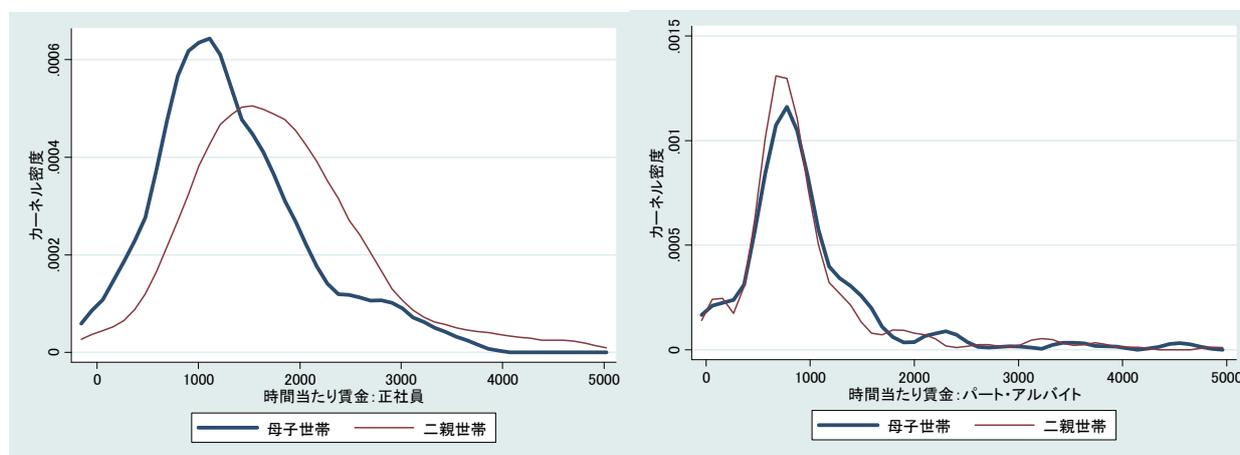
図7-4 母親の賃金の分布



出所：JILPT 調査

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

図7-5 母親の賃金の分布（正社員、パート・アルバイト別）



出所：JILPT 調査

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

（5）母子世帯に関する先行研究

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

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

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

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

（6）シングルマザーと既婚マザーの賃金格差の要因分解

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

ところでJIL（2003）で用いられているような上記の定式化は、年齢や学歴など様々な属性が賃金に及ぼす影響について、母子世帯もふたり親世帯も同じであると仮定していることになる。しかし実際には、各種属性が賃金に及ぼす影響も両者で異なっている可能性は高い。そこで、男女間賃金格差の要因分解でしばしば用いられるBlinder-Oaxaca分解を行い、正社員として働くシングルマザーと既婚マザーの間に賃金格差をもたらしている要因を探ることとする³。

³ 日本における男女間賃金格差の要因分解については堀（1998）、手法の問題点については堀（1991）、Jann（2008）を参照。

表 7-1 賃金関数の推定結果（正社員）

	係数	標準誤差
母子世帯	-0.267 ***	0.071
母の年齢（基準：20-24）		
25-29歳	0.134	0.505
30-34歳	-0.450 **	0.209
35-39歳	-0.162	0.107
40-44歳	-0.117	0.089
45-49歳	0.000	0.093
母の学歴（基準：高卒）		
中卒	0.131	0.207
高専・短大卒	0.299 ***	0.080
大学・大学院卒	0.490 ***	0.096
不詳	0.164	0.230
企業規模（基準：官公庁・大企業以外）		
官公庁勤務	0.378 *	0.205
大企業勤務	0.238 **	0.097
初職正社員	0.201 *	0.104
コンピュータースキルなし	-0.165	0.152
都市規模（基準：18大都市）		
10万人以上	-0.041	0.099
10万人未満	-0.062	0.080
町村	0.119	0.124
定数項	6.957	0.141
自由度修正済み決定係数	0.163	
N	383	

注：被説明変数は時間当たり賃金の対数。対象は50歳未満で正社員就業している母親383人。

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

既婚マザーの対数賃金 (W_a)、シングルマザーの対数賃金 (W_b) は、年齢や学歴をはじめとする属性のベクトル (X) で決定されると考え、賃金関数を以下のように表す。

$$W_i = X_i' \beta_i + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i) = 0, \quad i = a, b$$

ここで ε_i は誤差項である。賃金格差は、両者の平均的な属性の差をもたらす部分、各種属性が賃金に及ぼす影響（賃金関数の係数）の差をもたらす部分、および交差項に分解することができる。これをタイプ1の要因分解と呼ぶこととする。

$$\begin{aligned} \Delta W &= W_a - W_b \\ &= \{E(X_a) - E(X_b)\}' \beta_b + E(X_b)' (\beta_a - \beta_b) + \{E(X_a) - E(X_b)\}' (\beta_a - \beta_b) \end{aligned}$$

右辺第1項は「賦存量格差」、第2項は「評価値格差」と呼ばれることもある。

上記のような要因分解の方法は良く知られているものであるが、どちらのグループを基準

として要因分解を行うかによって、各要因の寄与が異なってしまうという問題がある。上記ではbグループの係数（ β_b ）を用いて要因分解を行っているが、aグループの係数を用いることもまた可能だからである。

解決策の一つは、両者をプールして賃金関数を推計し、その係数 β^* を用いることである。この場合、賃金格差は以下のように各種属性の平均値の差がもたらす部分とそれ以外の部分とに分解される。これをタイプ2の要因分解と呼ぶこととする。

$$\begin{aligned}\Delta W &= W_a - W_b \\ &= \{E(X_a) - E(X_b)\}' \beta^* + \{E(X_a)\}' (\beta_a - \beta^*) + \{E(X_b)\}' (\beta^* - \beta_b)\end{aligned}$$

説明変数には、①年齢要因（年齢5歳階級別ダミー変数）、②学歴要因（学歴ダミー変数）、③企業規模要因（官公庁、大企業を示すダミー変数）、④スキル要因（初職が正規就業であることを示すダミー変数、パソコンを使った経験がないことを示すダミー変数）を使用する。被説明変数は時間当たり賃金の対数である。なお、賃金は就業している者についてしか観察することができないが、市場賃金が留保賃金を上回っている就業者だけを対象に賃金関数を推定すると、係数にはバイアスが伴うことが知られている（Heckman (1979)）。このサンプル・セレクション・バイアスを修正するために、Jann (2008) が男女間賃金格差の要因分解で行っている方法を採用する。すなわち、既婚マザーについては別個に就業・不就業決定式をProbit 推定し、その結果から得られるセレクション修正項（ミルズ比）を説明変数に含めた上で賃金格差の要因分解を行う⁴。

まず、タイプ1の要因分解の結果をみると、各種属性の差（平均値の差）で説明される部分は賃金格差のうち30.6%にとどまり、66.3%は評価の差（係数の差）によるものとなっている（表7-2）。要因別にみると、学歴が最も重要な影響を及ぼしている。シングルマザーのほうが既婚マザーよりも平均的に学歴が低く、かつ、学歴があってもそれに対する評価、すなわち学歴が賃金を引き上げる効果が既婚マザーよりも低い。スキルに対する評価もシングルマザーのほうが低い。つまり、初職が正社員であったり、パソコンを使うスキルがあったとしても、ふたり親世帯の場合と異なりシングルマザーについてはそれが賃金を引き上げる効果が小さいということである。

⁴ 就業・不就業決定式の推定結果は筆者に問い合わせいただきたい。なお、シングルマザーについても Heckman モデルを推計したがセレクション項は有意でなく、セレクション・バイアスは発生していないと考えて修正は行っていない。シングルマザーの就業率が男性並みに高いことが原因と考えられる。

表 7-2 母子世帯と既婚マザーの賃金格差の要因分解（正社員）

タイプ1の要因分解				タイプ2の要因分解			
	標準誤差 寄与 (%)				標準誤差 寄与 (%)		
対数賃金：ふたり親世帯 (Wa)	7.359 ***	0.044		対数賃金：ふたり親世帯 (Wa)	7.359 ***	0.043	
対数賃金：母子世帯 (Wb)	6.992 ***	0.062		対数賃金：母子世帯 (Wb)	6.992 ***	0.060	
差 (Wa-Wb)	0.368 ***	0.076		差 (Wa-Wb)	0.368 ***	0.073	
差 (セレクション修正後)	0.442 ***	0.152	100.0	差 (セレクション修正後)	0.442 ***	0.115	100.0
平均値の差	0.136 **	0.064	30.6	説明される格差	0.105 ***	0.034	23.7
年齢	-0.014	0.022	-3.1	年齢	-0.006	0.012	-1.3
学歴	0.122 ***	0.044	27.6	学歴	0.066 **	0.026	14.9
企業規模	0.027	0.033	6.2	企業規模	0.020 *	0.011	4.5
スキル	0.000	0.017	-0.1	スキル	0.025	0.016	5.7
係数の差	0.294 *	0.159	66.3	説明されない格差	0.337 ***	0.113	76.3
年齢	0.008	0.180	1.9	年齢	0.019	0.111	4.3
学歴	0.244 **	0.109	55.2	学歴	0.248	0.204	56.0
企業規模	0.010	0.028	2.3	企業規模	0.010	0.027	2.2
スキル	0.334 **	0.170	75.6	スキル	0.365 *	0.199	82.4
定数項	-0.304	0.327	-68.7	定数項	-0.304	0.342	-68.7
交差項	0.013	0.069	3.0				
年齢	0.018	0.023	4.2				
学歴	-0.053	0.048	-11.9				
企業規模	-0.008	0.033	-1.9				
スキル	0.056 *	0.030	12.6				

注：表 7-1 と同。正の符号は格差拡大要因、負は格差縮小要因であることを示す。標準誤差は不均一分散修正済み。

タイプ 2 の要因分解では、格差のうち各種属性の差（平均値の差＝説明される格差）が占める部分は 23.7% とタイプ 1 よりも小さくなる。そのうち 14.9% が学歴水準の違いに由来する格差である。また、有意水準は低いですが、4.5% は企業規模の違いに由来している。タイプ 2 の要因分解では、格差の大半が説明されない格差となり、その大部分はスキルに関する係数の差から生じている。ただし有意度は 10% 水準である。

まとめると、正社員であってもシングルマザーの賃金は既婚マザーの賃金より低いが、その低賃金は、シングルマザーの平均的な学歴の低さだけではなく、学歴やスキルなどの人的資本に対する評価が既婚マザーと比較して低いことによってもたらされている。

賃金格差の要因分解では、評価の差や説明されない格差とされる部分について、「差別」と関連づけて解釈されることが多い。しかしながら筆者は、ここでの要因分解の結果を根拠として、労働市場においてシングルマザーに対する「差別」が存在するととらえることには慎重であるべきと考える。おそらく本稿の分析で考慮されていない産業、職種、職位といった属性を考慮すると説明されない格差部分は縮小するとみられる。また、シングルマザーが就業時間の柔軟性や休暇の取りやすさ、通勤時間など両立に深く関係する要因を重視せざるを得ないために、学歴やスキルに対する評価が低い、相対的に低賃金な職場であっても就業しているというケースもあるであろう⁵。シングルマザーは核所得者なので、所得稼得の緊急性から十分なジョブサーチができないということも考えられる。労働市場における差別についてより頑健な結果を導くには、労働者の生産性や仕事の特性に連関する詳細な情報を用いた分析が必要である。

⁵ いわゆる補償賃金差仮説の考え方に基づいている。

（7）小括

最後に、本節の主題である母子世帯の就労収入の低さをもたらす要因についての分析結果と考察をまとめておく。第1に、シングルマザーの労働時間は平均的に既婚マザーよりも長い。つまり、母親自身の労働時間が低収入の原因とはいえない。第2に、賃金の分布はパート・アルバイトの場合に既婚マザーとほぼ重なるが、一方で正社員として働くシングルマザーの時間当たり賃金は、既婚マザーの賃金より低い。第3に、賃金格差の要因分解をした結果では、その低賃金は、シングルマザーの平均的な学歴の低さだけではなく、学歴やスキルなどの人的資本に対する評価が既婚マザーと比較して低いことによってもたらされている。

以上を踏まえると、母子世帯に対する「就労を通じた経済的自立支援」策の限界が見えてくる。多くの場合、すでに労働時間は長いうえに、労働時間を増加させると必然的に子育てに充てる時間が削られるようになる。正社員化を支援することは増収を図るうえで有効であるが、母親自身の人的資本を強化しても、それに対する市場の評価は必ずしも高くないということが、賃金格差の要因分解から示唆されるからである。

Fox, Han, Ruhm, and Waldfogel (2013) によると、アメリカのふたり親世帯の年間労働時間は夫婦合計で3,092時間（2010年）に達したが、ひとり親世帯の場合は1,262時間（同）にとどまっている。どちらの世帯類型も過去40年間にわたって労働時間を増やしてきたが、両者の差は拡大傾向にあると指摘されている。ふたり親世帯の場合は共働きによって市場労働時間を増やせるのに対し、ひとり親世帯の場合はそれができない。日本の母子世帯についても同様に、世帯単位でみた場合に市場労働に従事できる時間資源の絶対量が不足していることが、就労収入の低さの主な原因となっているといえよう。

3 5年ルールは妥当か

（1）児童扶養手当の概要

次に、母子世帯をめぐる施策の中でもその動向が特に注目されている児童扶養手当の一部支給停止措置について検討する。

児童扶養手当はひとり親世帯に対する社会保障給付の中心をなすものである。2010年からは父子世帯も支給対象となり、2012年度末で107.1万人が受給している（うち6.2万人が父子世帯）⁶。支給対象と手当額は収入によって異なるが、母（父）と子1人の2人世帯の場合であれば、収入130万円未満では月額41,430円（全部支給）、収入130万円以上365万円未満の場合は所得に応じて41,420円から9,780円までの手当が支給される（一部支給）。2012年度末における内訳は、全部支給が57.4%、一部支給が42.6%である。現在の給付体系が開始された翌年の2003年度と、父子世帯への給付が開始される前年の2009年度とを比較すると、全部支給の割合は63.8%から57.4%へと低下しているものの、平均給付額は、受給者1

⁶ 郡山市およびいわき市以外の福島県を除いた数値。

人当たりの支給対象子ども数が増えていないにもかかわらず増加している⁷。すなわち、受給者の平均的な所得水準が改善しているわけではないことを示している。

児童扶養手当で最も注目されているのは、受給期間が5年を超える場合に手当の半分支給停止にするという、一部支給停止措置（いわゆる5年ルール）の存在である。これは2002年の母子及び寡婦福祉法等の改正で設けられた措置で、2008年から適用される予定であったが、政令改正により実施は見送られ、現在は就業しているなど一定の条件を満たす場合に適用除外とされている。また、3歳未満の子どもがいる間はこの5年の受給期間に算定されない。すなわち、子どもが8歳未満の間は適用対象にはならない。一部支給停止措置の背景には、児童扶養手当を離別直後の家計激変に対応するものと位置づけ、就労支援等の施策を講じることで、一定期間内に母子世帯の経済的自立が達成されるはずだという発想がある。

しかし、前節でも指摘したように、シングルマザーの大多数は就業しており、労働時間もすでに長い。現状では、「労働時間を延ばして増収を図る」のはかなり困難である。そうしたなかで、5年ルールを設けることは果たして妥当であろうか。

実際のところ、2012年9月に発表された「全国母子世帯等調査」（2011年調査）の集計表においても、母子世帯になってからの年数経過に応じて収入が増加するという傾向は見られない。同調査から母子世帯の平均年収をみると、2006年調査の時点では母子世帯になってからの年数が5年未満の世帯が191万円、5年以上は236万円と確かに差があった。しかし2011年調査では、5年未満が290万円、5年以上は297万円とほとんど差がなくなっている。5年以上の世帯について児童扶養手当の給付額が半減された場合、両者の関係はおそらく逆転するものとみられる。

これと関連して、労働政策研究・研修機構が母子世帯を対象として実施した調査データを分析した大石（2012a）は、近年になると母子世帯になってからの年数が経過しても貧困リスクは低下しないと指摘している。また、周（2012a）も、母子世帯になってからの年数と経済的自立度との間には有意な関係はみられないとしている。

（2）母子世帯になってからの年数経過と就労収入

そこで先行研究と比較するために、JILPT 調査の設問から母子世帯になってからの年数を計算し、就労収入との関係を検討した結果が表7-1である。母子世帯になってから5年以上が経過していることを示すダミー変数、および母子世帯になってからの年数、両者の交差項を説明変数に含めている。本来はクロスセクション・データではなく、個々の母子世帯を追跡調査したパネル・データによる推計を行うことが必要であるが、データの制約からそれができない。そのため、属性の違いがもたらす影響をコントロールするために、母親の年齢

⁷ 「社会保障給付費」（国立社会保障・人口問題研究所）所載の「児童・家族関係給付費」のうち「児童扶養手当等」（特別児童扶養手当も含まれる）の金額を「福祉行政報告例」（厚生労働省）所載の児童扶養手当受給者数および特別児童扶養手当受給者数の合計で除し、数値を比較した。

とその2乗項、学歴、末子が未就学児童であるか否か、子ども数を説明変数に用いている。推定は、母子世帯全体と、離別母子世帯とに分けて2通り行っている。

その結果、5年以上を示すダミー変数、母子世帯になってからの年数、両者の交差項のいずれも統計的に有意な影響を就労収入に及ぼしていない。つまり、母子世帯になってから5年以上経過しても、就労収入が増加する傾向は観察されない。これは「全国母子世帯等調査」や先行研究と整合的である⁸。

そのほかの変数についてみると、高学歴であるほど就労収入は高く、末子が未就学の場合には就労収入は低い。子ども数の係数は負であるが、母子世帯全体での推定では有意ではなく、離別母子世帯の場合のみ10%水準で有意となっている。離別母子世帯であることを示すダミー変数の係数が有意にプラスである。つまり、離別母子世帯は他の理由（死別、未婚）による母子世帯と比較して就労収入が有意に多いことを意味している。死別の場合は遺産や遺族年金などの資産移転や収入を伴うため、働いて収入を増やす必要性が離別の場合よりも低いのかもしれない。年齢の影響は有意には観察されない。男性と異なり女性の場合、年功的な賃金体系の仕事についていないためと考えられる。

以上を考え合わせると、5年ルールについては少なくとも現在の適用除外の扱いを維持すべきであるし、措置自体の抜本的な見直しも行われる必要がある。

表7-3 母子世帯になってからの年数と母親の就労収入

	母子世帯		離別母子世帯	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
母の年齢	0.634	13.342	1.486	12.511
母の年齢（2乗）	0.053	0.177	0.050	0.169
母の学歴（基準：高卒）				
中卒	11.041	21.245	11.852	21.533
高専・短大卒	63.454 ***	15.343	60.909 ***	15.817
大学・大学院卒	116.211 ***	31.574	139.764 ***	35.776
不詳	87.277	58.735	45.827	49.164
末子・未就学児童	-52.909 ***	16.272	-48.003 ***	16.741
子ども数	-15.304	9.462	-17.616 *	9.963
離別母子世帯	89.159 ***	23.804		
5年以上	13.246	32.952	30.251	35.909
母子世帯になってからの年数	-2.696	7.176	-0.222	7.562
母子世帯になってからの年数×5年以上	2.190	7.484	-1.063	8.053
定数項	-9.730	253.270	45.458	230.860
自由度修正済み決定係数	0.179		0.195	
N	438		386	

注：母親の就労収入不詳を除くサンプルについて。被説明変数は就労収入（万円）。標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

⁸ 母親の就労収入を世帯人員数の平方根で除した「等価就労収入」を被説明変数として同様の推定を行っても、結果は同じであった。

4 養育費受給の決定要因

政府は2003年以降、養育費の確保に向けた施策を強化してきた。まず2003年施行の母子及び寡婦福祉法改正で養育費支払いの責務等を明記したほか、養育費の支払いが滞った場合には、一度の申し立てで将来分についても給料等の債権を差し押さえることができるように民事執行法を改正した。また、2004年の民事執行法改正では、養育費等の強制執行について、直接強制のほか間接強制も可能としている。さらに、前述した民法改正も4月から施行されている。

これらの対応にもかかわらず、養育費の確保は依然として進んでいない。厚生労働省「全国母子世帯等調査」によると、シングルマザーが離婚に際して養育費の取り決めをしている割合は、38.8%（2006年）から37.7%（2011年）へとむしろ低下している。養育費を受け取っている割合は19.7%（2006年は19.0%）にとどまり、取り決めと実際の支払いの間に大きなギャップが存在する。離婚時に公正証書ではなく口約束や私的文書での取り決めしかしていないケースでは強制執行ができない上、転居等により相手の所在が不明になるケースも多いと言われている。日本では法や制度が未整備なまま、養育費確保に向けた労力の圧倒的な部分が母親個人に委ねられているのが現状である⁹。

養育費受給に関する先行研究は非常に少なく、筆者の知る限りではJIL（2003）および周（2012b）があるのみである。このうちJIL（2003）は厚生労働省「人口動態社会経済面調査報告：離婚家庭の子ども」（1997年10月実施）の個票を用い、離婚直後の養育費受給状況についてTobit推定を行っている。同調査は調査時点の3ヵ月前の1ヵ月間に協議離婚した者を取り出した全国調査であるが、分析に使用されている説明変数は少ない。Tobit推定において養育費受給額に最も大きな影響を及ぼしているのは養育費の取り決めをしたかどうかであり、その変数を除外すると式の説明力は著しく低下する。子ども数、6歳以下児童の存在、離婚前に専業主婦であったことは受給額を増加させる要因であるが、モデルの選択により有意度にはばらつきがある。離別した父親の年収は受給額を増やす要因であるが、有意水準は高くない。

一方、周（2012b）は、JILPTの「母子家庭の母への就業支援に関する調査」（2007年）の個票に基づき、離別母子世帯の養育費受給の有無およびその金額について、Heckmanの2段階推定を行っている。その結果、父親の年収が高い場合には養育費受給確率が有意に高まるほか、母子世帯になってからの年数が長いと受給確率が低下することを明らかにしている。ただし、受給額については、子ども数が増加すると受給額は有意に増加するものの、父親の年収の影響は多くの場合、有意ではない。

これらの先行研究が抱える問題点として、以下の点を指摘できる。第1に、JIL（2003）では離婚直後の状況しか把握できない上に、養育費の取り決め自体がどのような要因によって

⁹ 養育費確保に向けた先進諸国の取組みや日本での具体化に向けてのアイデアについては（養育費相談支援センター、2012）参照。

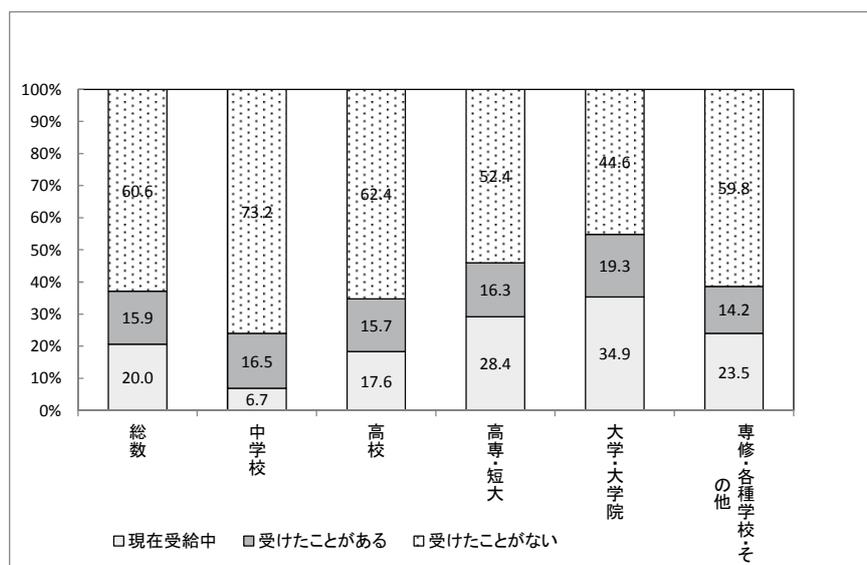
規定されているのかが不明である。第2に、周（2012b）では時期の異なる離別時の父親の年収がそのまま用いられているため、その影響を時点間で比較できない。第3に、周（2012b）では養育費受給有無の決定式と養育費受給額決定式の識別は、母子世帯になってからの年数という変数1つによって行われているが、母子世帯になってからの年数が養育費受給額に影響している可能性もある。第4に、どちらの先行研究においても利用可能な説明変数が少ないため、どのような母子世帯にポイントを置きながら養育費施策を進める必要があるのかという政策インプリケーションが明らかではない。

この節では、JILPT 調査から得られる父親と母親の年収および学歴などの属性を含めて、養育費受給の決定要因について分析を行う。

（1）全国母子世帯等調査から見られる傾向

分析に先立ち、厚生労働省「全国母子世帯等調査」から観察されるシングルマザーの属性と養育費受給の関係をまとめておこう。

図7-6 養育費の受給状況・母の最終学歴別

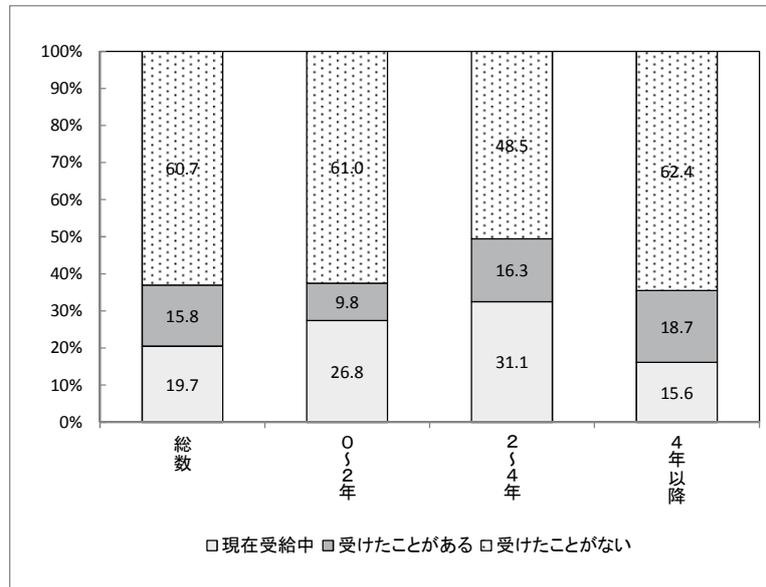


出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

第1に、母親の学歴が高いほど、養育費を受給している割合が高い（図7-6）。学歴が高いほど、養育費についての知識が豊富であり、交渉力があるということもあろうし、また、母親の学歴と父親の学歴、ひいては父親の所得水準に相関があると考えられるので、それらの要因の影響をとらえている可能性も考えられる。第2に、母子世帯になってからの年数別では、0～2年未満から2～4年未満にかけては養育費受給率が一時的に上昇するが、それ以後は低下するという不連続な関係がみられる（図7-7）。第3に、母親の就労収入階級別にみると200～300万円未満が最も受給率が低く、年収が低いほうと高いほうで受給率が高くな

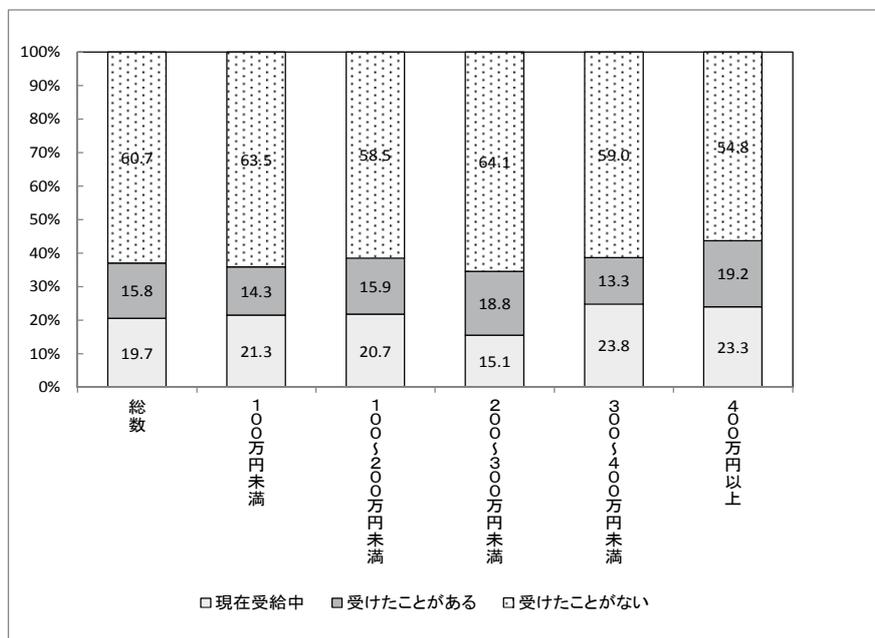
っている（図7-8）。

図7-7 養育費の受給状況：母子世帯になってからの年数別



出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

図7-8 養育費の受給状況：母親の就労収入階級別



出所：厚生労働省「全国母子世帯等調査」（2011年）

（2）養育費受給の決定要因：推定結果

実証分析の対象は、離別シングルマザー414人である。ここでは養育費受給の有無を示すダミー変数を被説明変数とする Logit 推定、および養育費受給額を被説明変数とする Tobit

推定の2通りの推定をしている。Heckmanの2段階推定を行わなかった理由は、前述したように養育費受給額には影響せず、養育費受給の有無だけに影響する適当な識別変数がJILPT調査からは得られなかったためである。

それぞれの推定では、母親と父親の年収や学歴が互いに相関している可能性があるため、すべてを入れた推定のほかに、片方の年収を省いた推定、片方の学歴を省いた推定も行い、頑健性をチェックした。説明変数は、母親の年齢、学歴、初職が正社員であったかどうか、キャリアパターン、母親の就労収入、父親の学歴、離別時の父親の年収、母子世帯になってからの年数、子ども数、末子が未就学児かどうか、住居の状況である。離別時の父親の年収は、離婚時期の違いがもたらす影響を除去するため、消費者物価指数で2010年価格に修正している。母親の就労収入は2010年のものである。父母双方の収入のほかに学歴やキャリアパターンに関連する変数を含めた理由は、それらの変数が養育費についての知識や離婚時の交渉力に影響すると考えられることに加えて、収入だけでは把握できない稼働能力を示していると考えたためである。また、子ども数や末子の年齢は、子育て費用や母親の就労収入を左右する要因である。住居の状況には、本人自身の持ち家かどうか、そしてローン返済があるかどうかを示すダミー変数を用いている。これは離別時に持家を財産分与して養育費に代えている可能性を考慮したためである。

まず、表7-4に示している養育費受給の有無についてみると、母親が中卒である場合に養育費の受給確率は有意に15%ほど低下する。父親の学歴に関しては、「その他・不詳」となっている場合に受給確率が低い。父母それぞれの年収の影響は明確ではなく、母親の年収を省いたモデルにおいて、父親の年収が700万円以上の場合に10%水準ながら受給確率が40%程度上昇するという結果となっている¹⁰。母親のキャリアパターンの影響は強く、初職が正社員の場合には受給確率が有意に15%前後低下する。また、転職しながらもずっと働き続けてきたという場合、受給確率が低下する反面、初職が正社員で転職して継続就業している場合には、受給確率が有意に40%ほど上昇する。母子世帯になってからの年数はどのモデルでも有意に負となっており、1年経過するごとに1.2~1.6%程度、受給確率が低下する。子ども数の影響は有意ではないが、末子が未就学児の場合には、受給確率が8%程度有意に低下する。注目されるのは住居状況で、持家・(母親による)ローン返済なしの場合、養育費受給確率は28%程度有意に高い。仮説としては持家を財産分与として養育費支払いに代えている可能性を考えたが、実際には持家と養育費が代替されているわけではなく、むしろ補完的な関係にあることが分かる。

受給額の決定要因についてのTobit推定の結果は表7-5に示す通りである。式の説明力

¹⁰ 周(2012b)では父親の年収が高いほど養育費受給確率が有意に高い結果となっている。本稿の分析との違いが生じる理由としては、周(2012b)で用いられているJILPT2007年調査の対象が本稿のような住民基本台帳に基づく抽出サンプルではなく、自治体の母子家庭等就業・自立支援センターに登録しているシングルマザー(静岡県等17自治体)を中心に構成されていることが考えられる。養育費の受給率も25.6%と「全国母子世帯等調査」(厚生労働省)(19.7%)より高めとなっている。

表7-4 養育費受給の有無に関するLogit推定

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	係数	標準誤差	限界効果									
母の年齢	0.001	0.034	0.000	0.004	0.034	0.000	0.004	0.031	0.000	0.004	0.031	0.000
母の学歴 (基準：高卒)												
中卒	-1.687 **	0.753	-0.115	-1.609 **	0.720	-0.115	-1.461 *	0.833	-0.118	-1.461 *	0.833	-0.118
高専・短大卒	-0.038	0.323	-0.004	-0.058	0.314	-0.007	0.061	0.302	0.008	0.061	0.302	0.008
大学・大学院卒	-0.087	0.520	-0.010	-0.116	0.507	-0.013	0.244	0.515	0.033	0.244	0.515	0.033
その他・不詳	0.346	0.946	0.044	0.429	0.894	0.057	0.182	0.805	0.024	0.182	0.805	0.024
父の学歴 (基準：高卒)												
中卒	0.530	0.464	0.069	0.624	0.456	0.086	0.571	0.428	0.087	0.571	0.428	0.087
高専・短大卒	0.113	0.442	0.013	0.142	0.458	0.017	0.161	0.424	0.022	0.161	0.424	0.022
大学・大学院卒	0.710 *	0.429	0.097	0.746	0.410	0.105	0.590	0.368	0.089	0.590	0.368	0.089
その他・不詳	-0.988 **	0.471	-0.094	-0.927 **	0.444	-0.092	-0.726 *	0.417	-0.085	-0.726 *	0.417	-0.085
初職正社員	-1.104 ***	0.376	-0.150	-1.083 ***	0.379	-0.150	-0.904 ***	0.341	-0.130	-0.904 ***	0.341	-0.130
キャリアパターン												
一社継続型	0.931	1.097	0.139	0.971	1.045	0.149	0.871	1.543	0.139	0.871	1.543	0.139
一社継続型×初職正社員	-0.633	1.253	-0.058	-0.721	1.189	-0.066	-0.731	1.669	-0.073	-0.731	1.669	-0.073
転職継続型	-2.509 **	1.141	-0.192	-2.587 **	1.145	-0.202	-2.391 **	1.074	-0.206	-2.391 **	1.074	-0.206
転職継続型×初職正社員	2.107 *	1.220	0.371	2.234 *	1.219	0.405	1.964 *	1.166	0.360	1.964 *	1.166	0.360
母子世帯になってからの年数	-0.106 ***	0.039	-0.012	-0.109 ***	0.040	-0.013	-0.120 ***	0.036	-0.016	-0.109 ***	0.036	-0.016
子ども数	-0.093	0.191	-0.011	-0.099	0.192	-0.011	-0.093	0.167	-0.012	-0.057	0.181	-0.007
末子・未就学児童	-0.919 **	0.440	-0.088	-0.832 *	0.433	-0.083	-0.808 **	0.358	-0.092	-0.713 *	0.385	-0.078
住居状況 (基準：持家以外)												
持家・ローン返済あり	0.721	0.494	0.101	0.664	0.486	0.093	0.722	0.452	0.115	0.813 *	0.450	0.127
持家・ローン返済なし	1.594 ***	0.554	0.264	1.649 ***	0.553	0.302	1.463 ***	0.511	0.280	1.518 ***	0.556	0.284
父の収入												
1-299万円	1.337	1.062	0.187	1.405	1.031	0.203	1.406	1.067	0.225	1.406	1.067	0.225
300-499万円	1.575	1.052	0.208	1.609	1.018	0.218	1.573	1.055	0.236	1.573	1.055	0.236
500-699万円	1.551	1.087	0.263	1.594	1.072	0.278	1.513	1.101	0.282	1.513	1.101	0.282
700万円以上	1.875	1.145	0.346	1.973 *	1.101	0.375	1.974 *	1.123	0.400	1.974 *	1.123	0.400
不詳	1.076	1.098	0.161	1.114	1.076	0.172	0.975	1.129	0.162	0.975	1.129	0.162
母の就労収入												
1-99万円	-0.200	0.588	-0.022	-0.254	0.588	-0.022	-0.142	0.611	-0.017	-0.142	0.611	-0.017
100-199万円	0.041	0.556	0.005	0.041	0.556	0.005	0.259	0.551	0.034	0.259	0.551	0.034
200-299万円	-0.440	0.634	-0.045	-0.440	0.634	-0.045	-0.338	0.627	-0.039	-0.338	0.627	-0.039
300-399万円	-1.310	0.822	-0.100	-1.310	0.822	-0.100	-1.031	0.803	-0.095	-1.031	0.803	-0.095
400万円以上	0.075	0.696	0.009	0.075	0.696	0.009	0.286	0.689	0.039	0.286	0.689	0.039
不詳	-0.392	0.652	-0.040	-0.392	0.652	-0.040	-0.366	0.678	-0.041	-0.366	0.678	-0.041
定数項	-0.851	1.719		-1.254	1.630		-2.010	1.202		-0.044	1.275	
対数尤度	-166.101			-169.01537			-179.823			-175.45426		
疑似決定係数	0.1709			0.1563			0.1024			0.1242		
N	414			414			414			414		

注：標準誤差は不均一分散修正済み。ダミー変数の限界効果は、0 から 1 に変化したときの差分。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

が大きく低下している点を除くと、受給の有無の決定要因とほぼ同様の結果となっている。ただし、受給額に関しては父親の年収の影響はどのモデルでも有意であり、年収 700 万円以上の場合に受給月額を 10 万円程度引き上げる効果を持っている。住居の状況の影響はここでも顕著に観察され、持家・ローン支払いなしの場合に受給月額を 8 万円弱引き上げる効果を持っている。その一方で、母親が中卒の場合は、受給月額が 6 万円以上、有意に低い。

表 7-5 養育費受給額に関する Tobit 推定

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
母の年齢	-1102	1350	-955	1349			-406	1318
母の学歴（基準：高卒）								
中卒	-69935 **	28253	-69015 **	28206			-50504	33933
高専・短大卒	-8177	14659	-6895	14356			-7269	14983
大学・大学院卒	-25112	24608	-24354	25108			-10706	25283
その他・不詳	7649	35689	10026	34574			4474	35916
父の学歴（基準：高卒）								
中卒	31217 *	18011	34494 *	17977	27009	17776		
高専・短大卒	11384	21547	11233	22244	9305	20990		
大学・大学院卒	23127	18134	22662	18105	11498	16800		
その他・不詳	-28022	17835	-27480	17809	-26286	18202		
初職正社員	-39565 ***	14532	-40096 ***	14765			-37959 **	15142
キャリアパターン								
一社継続型	46993	35703	43369	34636			47547	48631
一社継続型×初職正社員	-41638	42854	-37685	41353			-42268	55506
転職継続型	-69209 **	31001	-74549 **	32869			-78495 **	34077
転職継続型×初職正社員	73282 **	36435	81278 **	38262			76584 *	39658
母子世帯になってからの年数	-2861 *	1564	-2830 *	1622	-3852 **	1574	-4104 **	1742
子ども数	1465	7468	1465	7640	-302	7122	2479	7771
末子・未就学児童	-46861 **	18801	-43557 **	18604	-35312 **	15889	-37731 **	17338
住居状況（基準：持家以外）								
持家・ローン返済あり	56088 *	26660	56019 **	25952	55025 **	25386	57035 **	28840
持家・ローン返済なし	78015 ***	23683	81080 ***	25033	77484 ***	22867	79535 ***	27354
父の収入								
1-299万円	40786	34878	43295	35131	47140	36545		
300-499万円	55025	34921	57407	35210	58336	36637		
500-699万円	42009	38443	48164	39282	39019	39326		
700万円以上	100811 **	44158	105407 **	43332	98624 **	43734		
不詳	19046	38599	21603	39382	20348	40621		
母の就労収入								
1-99万円	-11562	23403					-4755	25958
100-199万円	-3280	22065					6319	23402
200-299万円	-18399	25065					-10542	27969
300-399万円	-40421	30645					-34421	32411
400万円以上	8853	28223					18942	29551
不詳	-19615	26644					-20419	29664
定数項	-26489	60027	-47713	60293	-112771 **	44737	-14143	51591
対数尤度	-847.10		-848.96		-856.37		-856.54	
疑似決定係数	0.03		0.03		0.02		0.02	
N	414		414		414		414	

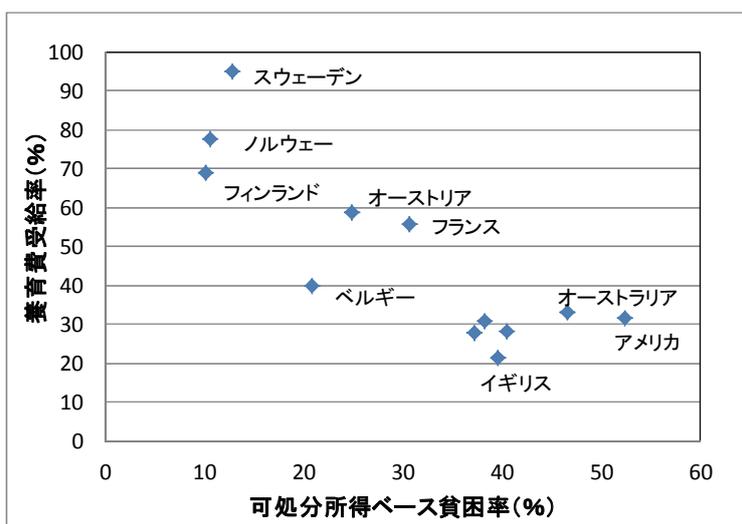
注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

まとめると、養育費は父親が高所得で、ローン支払いのない持家に住んでいる世帯で、末子の年齢が高い母子世帯では受給している割合が高く、その金額も高い。一方で、母親が中卒であったり、初職が正社員ではなく転職して継続就業している場合や、賃貸住宅に住んでいる場合、そして末子が未就学児である場合に受給している割合が低く、金額も低い。これらを踏まえると、経済的に脆弱な母子世帯ほど、養育費を受給できず、かつ、受給したとしても金額が少ないということになる。養育費徴収の強化は重要な施策であるが、不利な状況にある母子世帯ほど、そうした施策のメリットから漏れてしまう可能性が高いことに留意する必要がある。

5 養育費徴収強化のマイクロ・シミュレーション

日本では有子離婚であっても裁判離婚の割合は低く、養育費の取り決めなしに協議離婚ができる。島崎 (2005) および島崎 (2012) は、こうした日本の有子離婚法制は国際的にみてもかなり特異であることを明らかにしている。2012年4月に施行された改正民法では、夫婦が協議離婚をする場合には親権だけでなく、面会交流と養育費について協議する義務があることが定められ (民法 766 条 1 項)、これに合わせて戸籍法によって定められている離婚届用紙にも、養育費と面会交流の取り決め状況をチェックする欄が設けられた。養育費の取り決めがなくても離婚届自体は受理されるという課題は残るが、子どもに対する義務を知らしめる意味では重要な一歩といえる。

図 7-9 先進諸国の養育費受給率と貧困率の関係 (2000 年前後)



出所：Skinner, Bradshaw, Davidson (2007)から筆者作成。

注：Luxembourg Income Study Database に基づく推計。貧困率は、直接税控除後の可処分所得ベース。

図 7-9 は先進諸国における母子世帯 (死別を除く) の養育費受給率と貧困率の関係をプロットしたものである。養育費受給率が高い国ほど、貧困率が低い傾向が明確に表れている。

欧州諸国と比較するとアメリカの母子世帯（死別を除く）の養育費受給率は低いほうに位置しているものの、アメリカでは個人責任就労機会調停法（PRWORA）のもとで養育費徴収強化が図られたことが知られている。アメリカの養育費徴収は大変厳しく、未婚女性が出産する場合には子どもの父親を特定するように病院側に義務づけられ、ときには遺伝子検査も用いられる。父親として特定されると、子ども1人当たりで所得の17%（ウィスコンシン州の場合）が養育費として徴収され、不払いの場合は連邦データベースの情報を用いてどこまでも追及される¹¹。

養育費徴収強化のためにアメリカのような方法を採用するのか、別の方法を採用するのかという点については別途議論する必要があるが、仮にすべての離別母子世帯が養育費を受給するようになった場合に、どの程度の貧困削減効果が見込まれるかについて検討しておくことは、今後の養育費施策の方向性を考えるうえでも重要と思われる。

そこでJILPT調査から得られる離別母子世帯489世帯の就労収入、家族構成（とくに子ども数や子どもの年齢）の情報をもとに、アメリカ・ウィスコンシン州型の養育費ガイドラインが導入された場合の貧困削減効果、および財政効果をマイクロ・シミュレーションの手法で検討することとする¹²。

（1）養育費徴収ガイドラインの比較

日本では現在、『養育費の手引き』に掲載されている「簡易算定表」が目安の役割を果たしているに過ぎず、養育費の金額について公的な基準は存在しない。「簡易算定表」の出所は東京・大阪養育費等研究会が『判例タイムズ』に掲載した論文であるが、父親に広範な所得控除を認めているために養育費の水準が低くなりがちであるという批判を日本弁護士連合会が出している。

アメリカでは州ごとに独自の養育費徴収ガイドラインが設定されており、それぞれのガイドラインに合わせて養育費支払い指令（Child Support Orders）が出されている。したがって、同じ収入の父親であっても、養育費として支払う金額は州によって異なる。しかし、基本的には①収入スライド方式、②所得シェア方式のうちいずれか、あるいは両者がミックスされた方式を採用している州が大半である。収入スライド方式とは、親権をもつほうの親の収入に関係なく、非監護親の収入と子ども数や子どもの年齢に応じて養育費を決める方式である。一方、所得シェア方式は、父母の合算した収入と子ども数や子どもの年齢に応じて養育費を決める方式である。

表7-2は、アメリカの4つの州の養育費スキームの概要を示したものである。ウィスコンシン州では、収入や子どもの年齢に関係なく定率の養育費が徴収される。子ども1人の場合は収入の17%、2人で25%、3人で29%、4人で31%、5人で34%と人数に応じて率が引

¹¹ 下夷美幸（2008）に詳しい。

¹² 同様の問題意識で台湾についてシミュレーションをした例としてHuang（1999）がある。

き上げられる。マサチューセッツ州も収入スライド方式であるが、部分的には監護親の収入も考慮している。また、子どもの年齢が高い場合には養育費負担比率が高くなる。ウィスコンシン州との大きな違いは、マサチューセッツ州では低所得の親の養育費負担比率が低くなるように設定されていることである。これと反対にインディアナ州やカンザス州では、親が低所得であるほど養育費負担が収入に占める比率が高くなっている。ただし、カンザス州の場合、比率の変動幅はインディアナ州より小さい。

インディアナ州やカンザス州のような逆進的な制度設計は、低所得層の支払い不履行を招きやすいという欠点がある。一方、マサチューセッツ州のように累進的な構造だと、養育費負担の増加を嫌って父親が就業調整をする可能性がある。子どもの年齢が上がると養育費負担が増加する方式（マサチューセッツ州、カンザス州）についても、子どもの年齢から養育費負担の増加する時期が容易に予見できるので、父親が就業調整をする可能性はある。

以下のシミュレーションでは、最もシンプルな方式であるウィスコンシン州の養育費徴収ガイドラインを用いる。

表 7-6 養育費徴収ガイドラインの例（子ども 1 人の場合）

親の年収		6歳未満児1人の場合				16-18歳児1人の場合			
非監護親	監護親	WI	MA	IN	KS	WI	MA	IN	KS
\$7,500	\$0	17	15	24	14	17	17	24	19
	\$5,625	17	15	22	14	17	17	22	19
\$15,000	\$0	17	25	22	14	17	29	22	19
	\$11,250	17	25	18	13	17	29	18	17
\$30,000	\$0	17	27	18	13	17	31	18	17
	\$22,500	17	22	15	11	17	25	15	15
\$50,000	\$0	17	27	15	12	17	31	15	15
	\$37,500	17	19	14	11	17	22	14	15
\$100,000	\$0	17	n.a	13	11	17	n.a	13	14
	\$75,000	17	n.a	9	10	17	n.a	9	13

資料出所：Bartfeld (2000)

注：WI：ウィスコンシン州、MA：マサチューセッツ州、IN：インディアナ州、KS：カンザス州。親の年収は目安として示したもので、州によって保育費用の控除等がある。

（2）シミュレーションの手順

シミュレーションは以下の 3 ステップで行う。第 1 ステップは、父親の年収の推計である。JILPT 調査では離別時の父親の年収について質問しているが、階級値であるうえに欠値も多い。したがって、父親の年収関数を推計し、得られる予測値を impute する手法をとる。父親の養育費支払い能力を計測した過去の代表的な研究では、各家庭の離別父親についての情報が得られないために、結婚している男性の年収を妻の属性（学歴、年齢等）に回帰させ、そこで得られたパラメーターをもとにシングルマザーの属性に基づき離別父親の年収を推計するといった手段がとられている（Garfinkel and Oellerich 1989; Huang 1999）。しかしこの方法は、①離婚した男性は結婚している男性より相対的に低所得であることを考慮していない、

②夫の属性が妻の属性と同じであると仮定しているという点で問題が多い。これに対して JILPT 調査では階級値とはいえ離別時の年収と父親の学歴が得られる。これは先行研究にはない、大きな利点である。そこで、これらの変数に加えて母親の属性や家族属性を説明変数に加えて父親の年収関数を推計する。

第2ステップは、児童扶養手当の推計である。JILPT 調査では児童扶養手当の受給状況を調査しているが、明らかに受給要件を満たしている場合でも欠値となっていたり、児童手当・子ども手当と混同して回答しているとみられるケースがある。そこで、母親の就労収入とその他の収入をもとに、子どもの年齢と人数から児童扶養手当の受給額を推計する。合わせて児童手当・子ども手当の受給額も推計し、就労収入に児童扶養手当、児童手当・子ども手当、その他の収入を加えて世帯収入を計算する。

第3ステップは、政策シミュレーションである。子どもの人数・年齢と推計された父親の年収から、ウィスコンシン州の養育費ガイドラインをあてはめた場合の養育費額を推計する。その養育費額に応じて児童扶養手当が減額となる変化を織り込んだうえで、制度変更後の世帯収入を推計し、離別母子世帯全体でみた場合の貧困率の変化を把握する。

(3) 父親の年収の推計

前述したように、父親の年収は階級値でかつ離別時のものなので、各階級の中央値をあてはめようとして、消費者物価指数を用いて2010年価格に修正している。説明変数には、父親の学歴、母親が大卒以上かどうか、子ども数、母親の初職、およびそれらと父親の学歴との交差項、養育費支払いの有無、母親の年齢、住居状況、末子が未就学児かどうかを用いている(表7-7)。

結果をみると、母親の年齢が高いほど父親の年収が上がる傾向にあるが、夫婦の年齢は相関が高いので、これは父親のほうの年功賃金プロファイルを母親の年齢がとらえているのだと考えられる。父親の学歴は有意であり、特に母親が大卒以上の場合に父親の年収は高くなっている。

表 7-7 父親の年収関数の推計

	係数	標準誤差
養育費支払いあり	71.2 ***	21.6
母の年齢（基準：20-24歳）		
25-29歳	222.7 ***	57.2
30-34歳	259.1 ***	58.0
35-39歳	277.9 ***	59.2
40-44歳	330.0 ***	62.8
45-49歳	412.6 ***	62.9
50-54歳	346.5 ***	84.9
55-59歳	258.8 *	146.7
父親の学歴（基準：高卒）		
中卒	174.6 *	98.7
短大・高専卒	-29.2	70.6
大卒以上	220.8 **	96.5
不詳	143.0 **	69.2
母親・大卒以上	-100.4	83.4
× 父親・中卒	130.7	115.9
× 父親・短大・高専卒	301.5 ***	109.9
× 父親・大卒以上	297.1 **	132.5
× 父親・学歴不詳	301.7 **	119.0
子ども数	-42.6	35.7
× 父親・中卒	64.9	41.7
× 父親・短大・高専卒	89.4 **	44.3
× 父親・大卒以上	42.1	54.8
× 父親・学歴不詳	-7.2	41.2
母親・初職正社員	-108.8 *	56.9
× 父親・中卒	183.6 **	64.2
× 父親・短大・高専卒	177.9 *	71.0
× 父親・大卒以上	1.8	80.1
× 父親・学歴不詳	125.9 *	66.2
持家	-43.9	29.4
親の家に居住	-37.7 *	20.2
就学前児童あり	37.3	29.1
定数項	-60.4	68.5
Sigma	185.2933 ***	7.674489
N	420	

注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

（４）児童扶養手当等の推計

児童扶養手当の推計に当たっては、支給対象となる子ども（18歳に達する最初の3月末まで）の人数把握が必要となる。JILPT調査の母親の就労収入や世帯収入は調査前年の2010年

の数値なので、子どもの誕生年月についての情報から、2010年時点で支給対象となっている子ども数を計算した。

児童扶養手当には全部支給と一部支給があるが、どちらに該当し、給付額がいくらになるかは、①支給対象子ども数、②収入、③控除額、④所得制限額への加算、によって決まる。まず、勤労収入から給与所得控除額を計算し、給与所得控除後の所得を計算する。次に、社会保険料相当額として一律に認められている8万円を控除する。その他の所得控除（医療費控除等）については実額が把握できないので考慮していない。その上で養育費の8割相当額を収入に加え、合計所得額を求める。

$$\text{合計所得額} = \text{給与所得控除後金額} + (\text{養育費} \times 0.8) - \text{控除金額}$$

全部支給の場合の所得制限限度額は以下の式で計算できる。これを超えていない場合は、対象となる子どもが1人の場合、41,720円が児童扶養手当として支給される(2010年時点)。なお、以下の式で、老人扶養者・老人控除配偶者加算については同居家族の年齢や収入が把握できないため考慮していない。特定扶養親族加算は、同居する子どもの年齢から把握できるので15万円×人数で加算している。

$$\begin{aligned} \text{全部支給の所得制限限度額} &= 190,000 \text{円} + (380,000 \text{円} \times \text{扶養人数}) \\ &+ \text{老人扶養者} \cdot \text{老人控除配偶者加算} + \text{特定扶養親族加算} \end{aligned}$$

一部支給に該当する場合には、対象となる子ども数が1人のケースの支給額は、以下の式から計算される。2人以上いる場合は、2人目に5,000円、3人目以降に3,000円が加算される。

$$\text{支給額} = 41,720 \text{円} - (\text{合計所得額} - \text{全部支給の所得制限限度額}) \times 0.0182890$$

これに加えて2010年は3月まで(旧)児童手当が、4月以降は子ども手当(子ども1人月額1万3000円)が支給されている。児童手当は所得制限と子どもの年齢・人数を把握して給付額を推計した。同様に、子ども手当についても対象子ども数を把握して給付額を推計した。

母親の就労収入に児童扶養手当の推計額、児童手当・子ども手当の推計額を加えた金額と、調査に記入されている世帯収入との間に差額がある場合は、これを「その他の収入」として扱うこととする。

(5) 母親からのフィードバック効果

児童扶養手当や養育費は母親にとっての非勤労収入であり、その変化は母親の労働供給に

も影響を与えると予想される (Hu 1999)。すなわち、5年ルールで児童扶養手当が削減されれば、労働時間を延ばすなどして従前収入を確保しようとするであろうし、養育費が受給できるようになれば、労働時間を減らして子どもと過ごす時間を増やすであろう。こうした母親からのフィードバック効果を取り込むために、母親の就労収入の対数を被説明変数とし、説明変数に非勤労収入（児童扶養手当や養育費を含む）の対数を含めたモデルを推計し、得られた弾力性をもとにフィードバック効果を計算して政策変更後の世帯収入を求める。なお、弾力性は就労収入の多寡によって異なると考えられるので、就労収入分位別の Quantile regression を行って求めている。母親の就労収入に影響すると考えられる年齢、学歴、初職が正社員かどうか、公務員や大企業勤務かどうか、従業上の地位、現職の継続年数、そして末子が就学前児童の場合には労働時間が短い可能性があるため、これも就労収入関数の説明変数に含めている（表7-3）。

（6）貧困指標

各施策の影響度を評価するために、本章では以下3つの貧困指標を用いることとする。

第1は、児童のいる世帯についての貧困線を用いた相対的貧困率である。貧困線は厚生労働省「国民生活基礎調査」（2010年）に基づき、児童のいる世帯についての数値をもとに148.5万円に設定した¹³。なお、税や社会保険料拠出について詳細なデータが得られないため、ここでの貧困率はグロスの収入をベースに計算しており、可処分所得ベースではない。

第2は、生活保護における最低生活費を超えているかどうかを基準とする貧困率である。最低生活費は、居住地の級地、世帯員の年齢、人数、家族構成によって決まる。そこで各世帯の居住地の級地に基づき、生活保護基準第1類、第2類の合計額、および母子加算額を計算して各世帯の最低生活費を求めた。なおデータの制約上、同居している子ども以外の世帯員の年齢は不明であるため、この最低生活費は母親と子どものみを対象に計算している。

第3は、所得ギャップ率である。貧困層における等価世帯収入の平均値と貧困線（148.5万円）との比を用いて計算されるこの指標は、貧困の「深さ」を表す指標としてしばしば利用されている。

¹³ 2010年調査における児童のいる世帯の税・社会保険料控除前の所得の中位値を児童のいる世帯の平均世帯員数の平方根で除した（607万円/sqrt(4.2) = 148.5万円）。これは児童のいる世帯における貧困線であり、全世帯についての貧困線ではないことに注意が必要である。ちなみに全世帯の貧困線は125万円である。

表 7-8 母親の就業収入関数の推計 (Quantile Regression)

被説明変数：母親の就業収入 (対数)

	10th		20th		30th		40th	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非勤労収入 (対数)	-0.342 ***	0.098	-0.376 ***	0.096	-0.316 ***	0.076	-0.240 ***	0.059
母親の年齢	-0.011	0.017	-0.001	0.010	-0.002	0.008	-0.002	0.006
母親の学歴 (基準：高卒)								
中卒	-0.012	0.550	0.121	0.473	0.170	0.282	0.260	0.253
短大・高専卒	0.261	0.264	0.173	0.150	0.235 **	0.112	0.152	0.095
大卒以上	0.428	0.348	0.266	0.232	0.249	0.159	0.213	0.152
不詳	-0.873	0.649	-0.140	0.514	-0.104	0.428	-0.017	0.242
母親・初職正社員	0.596 *	0.345	0.180	0.227	0.172	0.142	0.233 **	0.094
官公庁勤務	0.234	0.662	0.608	0.646	0.125	0.642	-0.086	0.645
大企業勤務	0.313	0.293	0.176	0.180	0.262 *	0.150	0.227 **	0.111
正社員	0.911 **	0.423	0.742 ***	0.253	0.518 ***	0.175	0.454 ***	0.126
パート・アルバイト	0.264	0.393	0.146	0.242	-0.109	0.182	-0.189	0.131
勤続年数 (基準：1年未満)								
2-3年	0.218	0.491	0.528	0.350	0.428	0.327	0.182	0.228
3年以上5年未満	0.204	0.515	0.931 ***	0.321	0.666 **	0.297	0.347	0.221
5年以上10年未満	1.210 ***	0.400	1.043 ***	0.322	0.831 ***	0.303	0.499 **	0.209
10年以上	1.335 ***	0.444	1.182 ***	0.316	0.836 ***	0.303	0.487 **	0.228
就学前児童あり	-0.436	0.346	-0.261	0.282	-0.148	0.183	-0.215 *	0.114
定数項	4.198 ***	0.861	4.856 ***	0.667	5.275 ***	0.593	5.457 ***	0.503
	50th		60th		70th		80th	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
非勤労収入 (対数)	-0.214 ***	0.040	-0.160 ***	0.033	-0.152 ***	0.036	-0.118 ***	0.039
母親の年齢	-0.002	0.005	0.003	0.005	0.002	0.005	0.000	0.007
母親の学歴 (基準：高卒)								
中卒	0.110	0.169	0.136	0.119	0.201 *	0.110	0.128	0.109
短大・高専卒	0.090	0.087	0.123 *	0.071	0.104	0.070	0.122	0.076
大卒以上	0.173	0.163	0.291	0.189	0.433 **	0.190	0.555 ***	0.205
不詳	-0.021	0.206	0.109	0.157	0.016	0.138	0.021	0.154
母親・初職正社員	0.101	0.097	0.043	0.079	0.055	0.060	0.110	0.072
官公庁勤務	0.256	0.443	0.157	0.362	0.164	0.361	0.022	0.302
大企業勤務	0.149	0.096	0.130	0.085	0.148 *	0.080	0.101	0.075
正社員	0.455 ***	0.093	0.409 ***	0.082	0.452 ***	0.072	0.479 ***	0.081
パート・アルバイト	-0.205 **	0.100	-0.199 ***	0.077	-0.186 **	0.074	-0.159 *	0.083
勤続年数 (基準：1年未満)								
2-3年	0.100	0.122	0.126	0.095	0.110	0.133	0.244 *	0.137
3年以上5年未満	0.279 ***	0.103	0.297 ***	0.086	0.249 **	0.109	0.310 **	0.131
5年以上10年未満	0.450 ***	0.101	0.462 ***	0.084	0.392 ***	0.101	0.433 ***	0.128
10年以上	0.502 ***	0.135	0.595 ***	0.104	0.531 ***	0.114	0.563 ***	0.125
就学前児童あり	-0.140	0.090	-0.124 *	0.072	-0.103	0.082	-0.110	0.098
定数項	5.671 ***	0.327	5.3450 ***	0.265	5.484 ***	0.291	5.386 ***	0.387

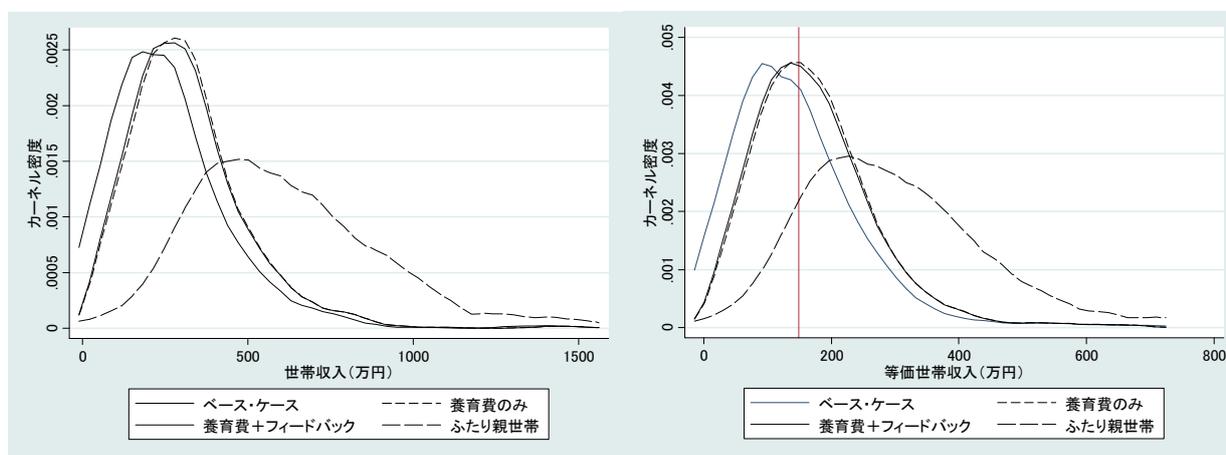
注：標準誤差は不均一分散修正済み。*** p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

(7) 養育費シミュレーション結果

分析対象サンプルにおける養育費受給率は18.2%であり、「全国母子世帯等調査」(2011年調査)の19.7%よりやや低いものの、ほぼ近い水準にある。養育費受給率が100%に達するというシミュレーションの想定は、非現実的ではあるものの、養育費徴収がもたらす貧困削減効果の限界を示すという意味で政策的意義があると考えられる。

現状での離別母子世帯の所得分布を「ベース・ケース」、ウィスコンシン州の養育費徴収ガイドラインのもとで、養育費受給率が 100%になった場合の所得分布を「養育費」と呼ぶこととする。結果は、世帯収入および世帯人員数の違いを調整した等価世帯収入の 2 通りで示している(図 7-10)。等価世帯収入の分布を示した右図の中の縦線は貧困線を表している。離別母子世帯の貧困率は、ベース・ケースでは 58.9%であったものが、養育費ガイドライン導入後は 44.4%へと低下する。所得分布をみると、離別母子世帯の収入のピークが右側にシフトし、低所得層が薄くなっていることが分かる。しかし一方で、養育費徴収が 100%達成されたとしても、4 割の離別母子世帯は貧困から脱することができないということを、この結果は示しているのである。

図 7-10 養育費受給のシミュレーション結果



資料出所：JILPT 調査に基づき筆者作成。
注：図中の縦線は貧困線。

貧困削減効果について、属性別により詳細にみてみよう(表 7-9)。全体での貧困率の低下幅は 14.5 ポイントである。母親の学歴別では高卒や大学・大学院卒の場合に低下幅が大きい一方、中卒の場合は 2.5 ポイントの低下にとどまる。母親が中卒の場合、離別した夫の年収も低いことが影響しているとみられる。末子の状況による差はほとんどみられない。母親の年齢別では、35 歳以上の年齢層で貧困率の低下幅が大きい。これは養育費を払う側の父親の年齢も高いことが影響しているとみられる。

最低生活費を基準としてみた貧困率も、38.0%から 23.5%へと低下する。また、所得ギャップ率は 9.8 ポイント低下する。このように、各種の貧困指標でも、養育費が母子世帯の貧困改善にかなりの影響をもつことが分かる。表 7-10 は次に行う 5 年ルール of シミュレーションを含めて、結果をまとめたものである。

表 7-9 母親の属性別にみた養育費受給の貧困削減効果

	ベース・ケース	養育費	(%)
			変化
母の学歴			
中学	69.2	66.7	-2.5
高校	65.2	47.6	-17.6
高専・短大	50.3	38.6	-11.7
大学・大学院	36.4	21.2	-15.2
末子の状況			
未就学の末子なし	56.2	41.5	-14.7
未就学の末子あり	68.5	54.6	-13.9
母の年齢			
20-24歳	100.0	100.0	0.0
25-29歳	78.6	75.0	-3.6
30-34歳	69.4	61.1	-8.3
35-39歳	60.3	45.2	-15.1
40-44歳	52.9	34.3	-18.6
45-49歳	53.3	37.3	-16.0
全体	58.9	44.4	-14.5

出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

注：学歴が「その他・不詳」については記載を省略、ただし全体には含む。

表 7-10 シミュレーション結果のまとめ

	ベース・ ケース	5年ルール	養育費
Poor1 (%)	58.9	60.7	44.4
(ポイント差)		(1.8)	(-14.5)
Poor2 (%)	38.0	40.9	23.5
(ポイント差)		(2.9)	(-14.5)
所得ギャップ率 (%)	43.4	45.9	33.6
(ポイント差)		(2.6)	(-9.8)
一世帯当たり児童扶養手当 (円/月)	33,676	26,329	29,834
(増減率)		(-21.8)	(-11.4)

注：Poor1: 貧困線に基づく貧困率、Poor2:最低生活費に基づく貧困率。1 世帯当たり児童扶養手当は非受給者も含めた平均。

つぎに、養育費徴収によって児童扶養手当の受給状況にどのような変化が生じるかを母親の属性別にみる（表 7-11）。「全国母子世帯等調査」（厚生労働省）によると 2011 年時点の離別母子世帯数は約 100 万世帯と推計される一方で、児童扶養手当を受給している離別母子世帯は 87.1 万世帯である（厚生労働省「福祉行政報告例」2011 年）。したがって、離別母子世帯の児童扶養手当受給率は 87%程度と推計される。本分析のベース・ケースでの児童扶養手当受給率は全部支給・一部支給合わせて 84.5%（全部支給 52.2%、一部支給 32.4%）であり、全国平均をやや下回るものの、比較的妥当な数値といえる。

現在の制度では、養育費の 8 割を収入として算入し、児童扶養手当の受給額を決定してい

る。したがって、養育費受給率が上昇すると、それだけ児童扶養手当の受給率は低下し、給付額も減少すると予想される。

シミュレーションの結果では、養育費受給率が 100%に達した場合、全部支給を受ける離別母子世帯の割合は 54.8%から 43.8%へと 11 ポイント低下する。その一方で、一部支給を受ける離別母子世帯の割合は 31.1%から 36.6%へと上昇する。両者を合計した児童扶養手当受給率は 85.9%から 80.4%へと低下する。

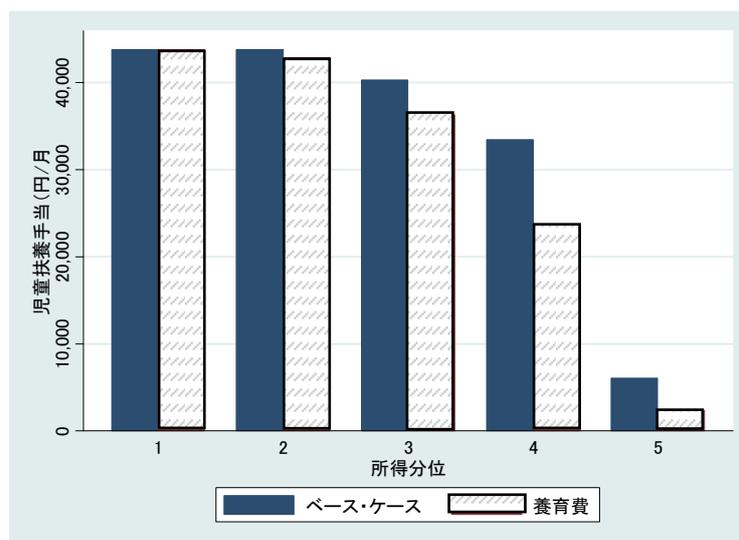
所得分位別にみると、第 1 分位から第 3 分位までは、全部支給受給者の減少分が一部支給受給者の増分で相殺されているため、合計での受給者数はほとんど変化しない。しかし、第 4 分位では、全部支給受給者が 10.8 ポイント減少するのに対し、一部支給受給者は 2.9 ポイントしか増加しない。つまり、離別母子世帯の所得分布の中でも、中程度以上の場所に位置付けているとみられるグループが、養育費を受給することによって児童扶養手当の支給対象から外れていくことが分かる。

表 7-11 養育費徴収が児童扶養手当給付に及ぼす影響

所得分位	ベース・ケース			養育費			差		
	全部支給 (F1)	一部支給 (P1)	合計 (T1)	全部支給 (F2)	一部支給 (P2)	合計 (T2)	全部支給 (F2)-(F1)	一部支給 (P2)-(P1)	合計 (T2)-(T1)
1	1.000	0.000	1.000	0.977	0.023	1.000	-0.023	0.023	0.000
2	0.939	0.061	1.000	0.818	0.182	1.000	-0.121	0.121	0.000
3	0.682	0.318	1.000	0.411	0.579	0.991	-0.271	0.262	-0.009
4	0.137	0.814	0.951	0.029	0.843	0.873	-0.108	0.029	-0.078
5	0.000	0.312	0.312	0.000	0.118	0.118	0.000	-0.194	-0.194
合計	0.548	0.311	0.859	0.438	0.366	0.804	-0.110	0.055	-0.055

出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

図 7-11 養育費徴収が児童扶養手当給付額に及ぼす影響



出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

さらに、児童扶養手当の減少がどの階層で生じるかを示したものが図7-11である。養育費受給による児童扶養手当の支給額減少は、主として第4分位に生じていることが分かる。第5分位は、もともと受給者が少なかったり、一部支給の受給額が少額であったりするために、減少幅は小さい。支給額の総額は、11.4%減少する。

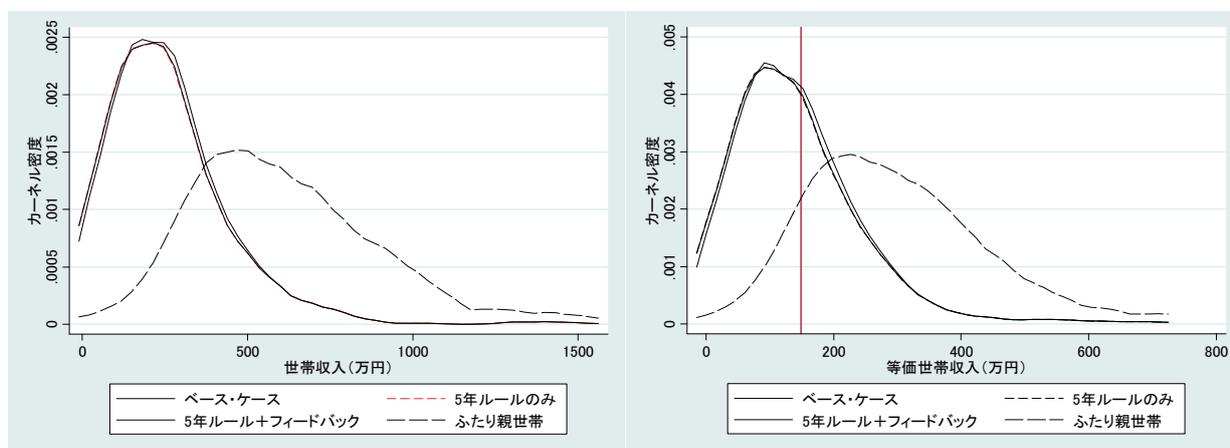
(8) 5年ルール of 適用は何をもたらすか

最後に、現状の施策のままで5年ルールが適用された場合にどのような変化が生じるかをシミュレーションする。母子世帯になってからの年数が5年以上の世帯について、児童扶養手当の受給額が一律に半減したと仮定して計算した(2010年当時で8歳未満児がいる世帯を除く)。その結果、離別母子世帯の等価世帯収入は(児童扶養手当を受給していない世帯も含めて)平均して4.6万円減少し、所得分布は左側へシフトする(図7-1)。貧困率は58.9%から60.7%へと1.8ポイント上昇する。もともとの貧困率が高水準であるために、こうした変化は比較的小幅にみえるかもしれないが、先進諸国の中で日本の母子世帯の貧困率は突出して高く、その貧困状況がさらに悪化するとすれば、国際的にみても極めて異常な事態といえよう。

5年ルールはまた、貧困の「深化」をもたらす。最低生活費でみた貧困率は、2.9ポイント上昇して40.9%となる。すなわち、生活保護基準以下の収入に陥る母子世帯の割合がさらに上昇することになる。また、所得ギャップ率も2.6ポイント上昇する。

他方で、5年ルールが児童扶養手当削減を通じてもたらす財政効果は大きい(図7-13)。5年ルールの実施によって、全体での支給額は、22%減少する。ただし削減の大きな部分は第1分位、すなわち母子世帯の中でも最低所得層に生じることに留意する必要がある。また、5年ルール実施後の児童扶養手当の所得分位別の支給状況は、第1分位が第2分位より少ないという、いびつな形になっている。

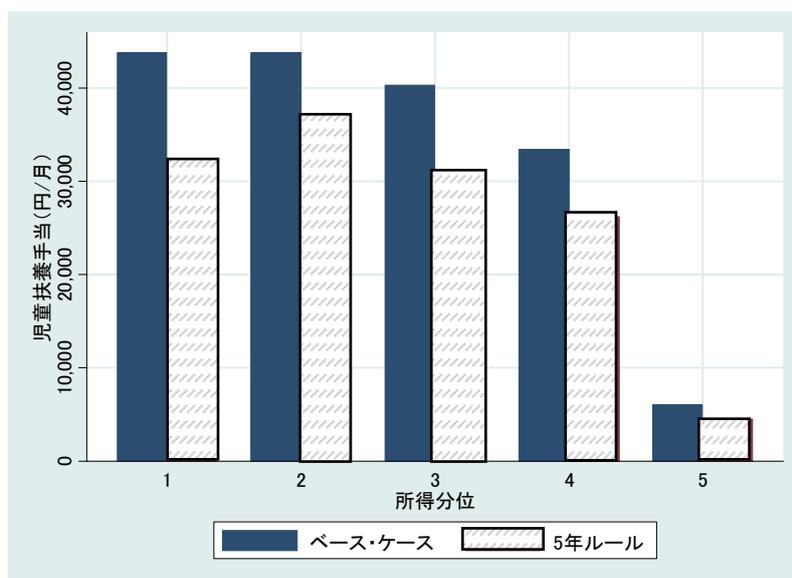
図7-12 「5年ルール」が適用された場合のシミュレーション



出所：JILPT 調査に基づき筆者作成。

注：図中の縦線は貧困線。

図7-13 5年ルールが児童扶養手当給付額に及ぼす影響



出所：JILPT 調査に基づき筆者計算。

6 結論

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

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

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

終わりに、本稿の分析の留保点について述べておきたい。まず第1に、本稿の分析は少数のサンプルに基づいているため、いずれ大規模サンプルを用いて結果の頑健性を検証する必要がある。これと関連して第2に、本稿はクロスセクション・データに基づく分析にとどま

っているが、実際の貧困プロセスの解明にはパネル・データを用いることが必要である。以上の2点を念頭に置いたうえで第3に、本稿のシミュレーションは養育費受給率が100%という非現実的な状況を描いたものであることに注意が必要である。厳格な徴収体制をとっているアメリカでさえも、実際の養育費受給率は30%を多少超えるに過ぎない。現実には経済状態の悪い脆弱な母子世帯ほど、養育費の支払いが途絶したりなされなかつたりするリスクは高い。アメリカ並みの徴収率が実現したとしても、貧困率の削減効果や児童扶養手当の財政効果は、本稿でのシミュレーション結果よりも大幅に控えめなものにとどまるであろう。

参考文献

- 大石亜希子(2012a)「母子世帯になる前の就労状況が現在の貧困とセーフティネットからの脱落に及ぼす影響について」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第5章)労働政策研究報告書 No.140
- 大石亜希子(2012b)「離別男性の生活実態と養育費」西村周三監修・国立社会保障・人口問題研究所編, 日本社会の生活不安 自助・共助・公助の新たなかたち』第9章 (pp.221-246) 東京: 慶應義塾大学出版会
- 島崎謙治(2005)「児童手当および児童扶養手当の理念・沿革・課題」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京: 東京大学出版会
- 島崎謙治(2012)「「養育費相談支援」に関する政策のあり方について」養育費支援センター『養育費確保の推進に関する制度的諸問題』東京: 養育費支援センター
- 下夷美幸(2008)『養育費政策にみる国家と家族—母子世帯の社会学』: 勁草書房
- 周 燕飛(2012a)「経済的自立をめぐる現状とこの規定要因」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第2章)労働政策研究報告書 No.140
- 周 燕飛(2012b)「養育費の徴収に秘策があるのか」労働政策研究・研修機構編『シングルマザーの就業と経済的自立』(第10章)労働政策研究報告書 No.140
- 堀 春彦(1991)「男女間賃金格差の経済分析: サーベイ論文」『三田商学研究』34(2) 116-124
- 堀 春彦(1998)「男女間賃金格差の縮小傾向とその要因」『日本労働研究雑誌』No.456
- 日本労働研究機構(JIL)(2003)『シングルマザーへの就業支援に関する研究』日本労働研究機構調査研究報告書 No.156
- 日本労働政策研究・研修機構(JILPT)(2012)「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査」JILPT 調査シリーズ No.95
- 養育費相談支援センター(2012)『養育費確保の推進に関する制度的諸問題』東京: 養育費支援センター
- Almond, D., & Currie, J.(2011) Human Capital Development before Age Five. In O. Ashenfelter & D.

- Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4b, 1315–1486): Elsevier.
- Bartfeld, J.(2000) Child Support and the Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children. *Demography*, 37(2), 203–213. doi: 10.2307/2648122
- Fox, L., Han, W.-J., Ruhm, C., & Waldfogel, J. (2013) Time for Children: Trends in the Employment Patterns of Parents, 1967-2009. *Demography*, 50(1), 25–49. doi: 10.1007/s13524-012-0138-4
- Garfinkel, I., & Oellerich, D.(1989) Noncustodial Fathers' Ability to Pay Child Support. *Demography*, 26(2), 219–233. doi: 10.2307/2061521
- Heckman, J. J.(1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47, 153–161.
- Hu, W.Y.(1999) Child Support, Welfare Dependency, and Women's Labor Supply. *Journal of Human Resources*, 34(1), 71–103.
- Huang, C.-C.(1999) A policy Solution to Reduce Poverty in Single-Mother Families? -- An examination of the child support assurance system. *Journal of Population Studies (National Taiwan University)*, 20, 93–124.
- Jann, B.(2008) The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *Stata Journal*, 8(4), 453–479.
- OECD(2008) *Growing Unequal*, Paris: OECD.
- Skinner, C., Bradshaw, J. & Davidson, J.(2007) *Child Support Policy: An International Perspective*, Department for Work and Pensions Research Report 405, Leeds: Corporate Document Services.

第8章 シングルマザーの就業とディストレス

1 はじめに

日々の不安感や抑うつ状態などのネガティブな心理状態のことを総称し、ディストレス（distress）と呼ぶ。ディストレスは個人の心理的健康を知る上で主要な指標の1つである。ディストレスの高さは、その個人がおかれている環境や社会経済状況の困難を間接的に反映した指標としても用いられている。ひとり親世帯、特に母子世帯は、その多くが困難な社会経済状況下にあるとされる。そのため、母子世帯の母親（シングルマザー）のディストレスは、ふたり親世帯の母親に比べて高いことが予想される。実際、JILPT（2012）では、無業母子世帯の34.0%、有業母子世帯の19.0%の母親にうつ傾向があることが示されている。ふたり親世帯（母親）の7%に比べてはるかに大きい割合である。

ディストレスは、母子世帯の就業支援策を考える上でも重要なファクターである。母子世帯における就業支援の議論は、基本的には低所得状態から抜け出す、あるいは陥らないようにするといった経済的な自立支援が中心である。その支援のあり方としては、エンパワーメント施策とそれを保障する就業機会の増大および労働環境の整備の二本柱での対応が有効であると論じられている（高田 2010、大石 2012、周 2012a、2012b、馬 2012）。エンパワーメント施策の具体例としては、正社員就業への転換や資格の取得などのキャリアアップやスキルアップがあげられる。このような自立支援策はディストレスの軽減に有効な施策と考えられる。今よりも高い経済力の獲得や、キャリアアップを通して達成できる自己実現によって、ディストレスを緩和させる経路が想定できる。一方で、エンパワーメント施策は、個人の自助努力を前提としたものである。既に深刻なディストレスを感じている人は、その自助を十分に期待できないことこそが問題ともいえる。また、重度の抑うつを感じていないまでも、子育てなど日々の生活で疲労している人に対して、就業の面でさらなる自助努力を求めることは、よりディストレスを高める可能性もある。

シングルマザーにはディストレスが高い人の割合が多いのは、母子世帯という世帯構造上の問題なのか。それとも、ディストレスを高める要因をシングルマザーが保有しやすいのか。母子世帯の就業支援策と母親のディストレスを考える際に、これらを識別することは肝要である。極度の貧困、虐待や暴力被害の経験などは、重度のディストレスの要因となることが知られている。またシングルマザーは、そのようなネガティブな経験をしている割合が高い。ただ、すべての人がそのようなネガティブな経験しているわけでもない。また、シングルマザー以外の女性でも、そのような経験をしている人はいる。極度の貧困や暴力被害等の要因は就業自立支援とは別に、それ自体が解決されるべき問題である。母子世帯の就業支援策を考える際には、母子世帯の一部の状況を強調するのではなく、さまざまな像を含めた母子世帯の全体像を捉える必要がある。

母子世帯であることの必要条件は、子どもがいて、かつ世帯に配偶者としての夫がいないことである。ゆえに母子世帯への就業支援策の本質は、夫がいない状況下で子育てをしながら働く母親をどのようにサポートしていくかにある。明らかにされるべきことは、そのような環境下で働くことが母親にどの程度の心理的負担となっているかである。もし夫がいない状況下で働くことが日常生活に支障がでるほどのディストレスと結びついているならば、母子世帯に対して無造作に就業のみの支援策を提案できないことになる。それは暴力被害などで重度のディストレスを感じているケースと同様、就業面からだけで解決できる問題ではないといえる。また重度とまではいかななくても、非母子世帯の母親より高いディストレスを感じているならば、そのディストレスを軽減することなしにシングルマザーのみに就業面で更なる負荷を求めることは、ワーク・ライフ・バランスの観点からは、決して望ましいこととはいえない。

そこで本稿では、貧困や暴力を受けた経験など属人的、社会経済的要因をコントロールした上でも母子世帯という環境は母親のディストレスを高めうるのか、ふたり親世帯の母親、夫が単身赴任の世帯の母親との比較を通じ、次の3つの問いを検証することからアプローチする。

- (a)世帯類型および働き方によって、ディストレスの水準は異なるか
- (b)仕事と家庭でコンフリクトが生じた場合、世帯類型によってディストレスへの影響が異なるか
- (c)配偶者以外にサポート提供者がいない場合、世帯類型によってディストレスの水準は異なるのか

(a)の問いは、母子世帯という状況下で働くことから受ける心理的負担が、非母子世帯の母親が受けるそれとは異なるのかということ明らかにする。(b)、(c)の問いは、仕事と家庭のバランスがとれない、サポートネットワークがないといった影響を吸収できるキャパシティが母子世帯とふたり親世帯では異なるのかを検証する。すなわち、母子世帯という環境がさまざまな生活リスクに対して脆弱であるかどうかを明らかにするものである。これらの問いを明らかにすることで、就業支援策の対象としている母親たちは、就業による自立支援策が前提とする心理面での健康を維持しているのか。そして、現在の心理状態を把握することによって、職業能力開発などで更なる努力を求める方策が有効な手立てであることを示すことになる。

2 先行研究-女性の就業とディストレスの関係

母子世帯の母親を含め、既婚女性の就業とディストレスの関係は、就業がディストレスを高める方向と就業がディストレスを緩和させる方向、その両方が先験的には考えられる。就業がディストレスを高める中心的仮説は、役割過重仮説である。役割過重とは、家庭や仕事など様々な場面で個人が期待される役割が重く、ある特定領域の役割をこなすことが難しく

なっている状態をいう。性別役割分業の意識が強い社会の下では、家庭面での役割をより女性に期待することが多い。既婚女性の場合は、家庭面での役割にさらに仕事の負荷が加わることによって、仕事と家庭のいずれかの役割を果たすことが難しくなる状況に陥りやすい。特に母子世帯の場合は、稼ぎ手としての役割と家事、子育て面の役割をほぼ一人で担うケースが多いことから、ふたり親世帯の母親より負担が重くなることが予想される。ディストレスを緩和させる仮説で主要なものは役割拡張仮説である。仕事や稼得から得られる自信やネットワークの確立などが、母親のディストレスを緩和する方向に働くというものである。

欧米の実証研究では、既婚女性の就業がディストレスにどのような影響を及ぼすかについて、パネルデータを用いて直接的にアプローチしている。既婚女性全般については、就業のポジティブな影響を支持する結果が多数を占めている(例えば、Kessler et al. 1987、Kessler and McRae 1982、Ross and Mirowsky 1995、Graetz 1993)。ただ、母子世帯の就業に焦点をあわせた分析では、いくつかの研究が、就業にポジティブな効果があるとは限らないとしている(Ali and Avison 1997、Baker et al. 1999)。またポジティブな影響があるとしても、それは主としてフルタイムや安定した長期雇用の仕事においてであると示唆されている(Zabkiewicz 2010)¹。

日本においては、就業が女性のディストレスを高めるかどうかを、パネルデータで直接的に検証した研究はほとんどない。検証を可能とするデータが十分に整備されていなかったことが主因と考えられる。そのためクロスセクションデータを用いて、働く女性と専業主婦の違いや就業形態間の比較等による間接的なアプローチに留まっている。就業形態間および専業主婦での比較を行った稲葉(1999)では、これらグループの間に明確な差異はみられなかった。また西村(2009)の分析でも就業形態による差異はみてとれないが、女性の収入の多寡はディストレスを緩和させる方向に働くとしている。稲葉(1999)では、働く女性のディストレスが専業主婦に比べて高くも低くもならない理由を、分析で使用したデータが対象としている90年代前半の状況も鑑み、性別役割分業規範の下では、1)女性たちが家族役割の遂行を第一に希求し職業役割の方は放棄・修正すること、2)女性が職業から得られるメリットが少ないことに求めている。一方で小泉他(2003)は、仕事から家庭へのコンフリクトが多い場合は、働く女性の抑うつ傾向は高くなることを示している。

シングルマザーの就業とディストレスについては、全国規模のサンプルを用いた研究は、管見の限りほとんど行われていない。母子世帯のディストレスの高さを示した数少ない例の1つとして、稲葉(2002)がある。稲葉(2002)は婚姻状態とディストレスの関係に主眼をおいた研究であるが、女性の既婚無配偶者(離死別)は有配偶女性よりもディストレスが高いことを示している。日本において、シングルマザーのディストレスの把握が十分に行われてこなかった背景には、データの制約がある。母子世帯・非母子世帯間の平均値の比較にと

¹ 母子世帯に限らず、就業とメンタルヘルスを扱った近年の研究では、就業しているかどうかだけでなく就業の内容にも着目するようになってきている。例えば、不安定な職や自分が望む条件に合わない仕事(低賃金や能力とのミスマッチ)で就業している/することになった場合、労働者のメンタルヘルスにはネガティブな影響を与えるとの指摘がある(Dooley et al. 2000、Baradasi and Francesconi 2004)。

どまらず、多変量解析等を通してディストレスを生み出す構造を把握するには、一定の対象数を確保する必要がある。ただ、母子世帯は出現率が低いために、世帯全体を想定した母集団からの抽出では数の確保が難しい。一方で、母子世帯のみを母集団に想定した調査では、数の確保は可能であるものの、ディストレスを規定する要因が母子世帯特有のものなのか、非母子世帯にも共通のものなのか、結果の解釈が難しくなる。本稿で用いるデータは、ふたり親世帯に加え、ひとり親世帯をオーバーサンプリングして実施した調査である。両世帯に同一の調査票を用い、数の確保と全体の世帯における母子世帯の位置づけを把握することの双方が可能となっている。子育て世帯を対象に就業および生活面に着目した調査であり、その中にディストレスに関する情報も捕捉した全国調査という点でも画期的なものである。本稿から得られる知見は、母子世帯、そしてふたり親世帯の母親に対しても、心の健康に着目し就業および家庭環境のより良いあり方の構築に寄与するものである。

3 データと方法

(1) データ

使用するデータは、(独)労働政策研究・研修機構(JILPT)が2011年10月から12月に実施した「子どものいる生活状況および保護者の就業に関する調査」(以下、「子育て世帯全国調査2011」)である。設計は18歳未満の子どもを育てている全国4,000世帯の抽出を目標とした。ふたり親世帯とひとり親世帯を2,000世帯ずつ割り当て、ふたり親世帯で1,435票、ひとり親世帯で783票の有効票が得られている。ひとり親、ふたり親世帯ともに三世帯同居の世帯も含まれている。

本稿で用いている「一般世帯」はふたり親世帯、「母子世帯」はひとり親世帯として抽出された対象者である。「子育て世帯全国調査2011」の対象は、基本的に子育て中の女性である。ひとり親世帯については、男性も父子世帯として抽出されているが、本稿では分析の対象を女性だけに限定する²。

「子育て世帯全国調査2011」では、上述したように、ひとり親世帯とふたり親世帯は1対1程度の回収状況である。このことは、ひとり親世帯をオーバーサンプリングしていることになるが、本稿の分析ではウェイトで割り戻していない。後述するように変数を世帯類型でグルーピングしているため、割り戻していないことの影響は抑えられている。ただし、すべての世帯類型で共通とした変数については、ひとり親世帯の影響を強く受けることになる。

² 単身赴任世帯は、調査票の設問に「夫が単身赴任中である」と回答したものを事後的に分類したものであり、抽出段階で割り当てたものではない。単身赴任世帯はひとり親世帯として抽出されたケースとふたり親として抽出されたケースの両方がある。住民基本台帳を元に抽出しているため、夫が住民票を移している場合は、残った家族と母親がひとり親世帯として抽出されることになる。

（２）分析に用いる変数

ディストレス指標

母親のディストレスを測る指標として、CES-D（the Center for Epidemiological Studies Depression Scale）を用いる。CES-Dは、疫学研究に由来する指標であり、一般集団の心理的な抑うつ傾向を測る指標として開発されたものである。項目について被験者に最近1週間の状況を自己評価してもらう。合計得点がある得点（カットオフ・ポイント）以上の被験者は、実際の臨床の場でもうつ病と診断される傾向があるため、うつ病判別のスクリーニングテストとして用いられることも多い。社会学の分野では、CES-Dはディストレスを測る指標として、最も多く用いられている指標の1つである。社会学では一般の人々の抑うつ傾向を広く捉える目的で、カットオフ・ポイントを区切りとした二分法ではなく、CES-Dの得点をそのまま用いた分析が多い。

オリジナルのCES-Dは20の項目を調査するが、20すべての項目を用いることは被験者の負担も大きい。そのため、社会調査等では項目数を減らした短縮版が利用されることが多い。

「子育て世帯全国調査2011」では、7項目の短縮版を採用している。「最近の1週間で、以下のようなことは何日くらいありましたか」という質問に対して、「励ましてもらっても気分が晴れない」、「物事に集中できない」、「落ち込んでいる」、「何をするのも面倒だ」、「なかなか眠れない」、「生活を楽しんでいる」、「悲しいと感じる」の7つの項目をあげている。これらの項目について、対象者には、「ほとんどない」、「1～2日」、「3～4日」、「5日以上」の4段階の頻度で自己評価してもらう。分析では、「ほとんどない」に0点、「5日以上」を3点と順次1点刻みの得点を与える。ただし、「生活を楽しんでいる」は逆転項目である。最低点は0点、最高点は21点である。得点が高いほど、抑うつ傾向にありディストレスも高い。CES-Dの7項目版については、先行研究から明確なカットオフ・ポイントは示されていない。本章では第3章と同様に10点をカットオフ・ポイントに設定している。オリジナル20項目のカットオフ・ポイントよりも、得点率の設定を厳しめにとっていることは留意する必要がある。

就業状態

就業の有無と雇用形態別に、次の7つの状態に分けた。1.正社員・正規職員、2.嘱託・契約・派遣社員、3.短時間パート・アルバイト、4.長時間パート・アルバイト、5.自営業・その他、6.求職中、7.専業主婦。3.の短時間パート・アルバイトと4.の長時間パート・アルバイトは、週あたり労働時間が35時間未満か以上かで分けている。

仕事と家庭生活のバランス

「子育て世帯全国調査2011」では、仕事と家庭生活のバランス（WLB）について、次の3項目について、経験の頻度を質問している。

WLB1:「仕事で疲れ切ってしまうと、しなければならない家事や育児のいくつかができなかった。」

WLB2:「仕事にあてる時間が長すぎるために、家事や育児を果たすことが難しくなっている。」

WLB3:「家事（や育児・介護）の負担があるために仕事に集中することが難しくなっている。」
 いずれの設問とも、仕事と家庭の折り合いがつかないワーク・ファミリー・コンフリクト（ファミリー・ワーク・コンフリクト）の状況をとらえようとしたものである。WLB1 と WLB2 は仕事の役割期待が大きすぎて、家庭面での役割に応えるエネルギーや時間が不足している状況である。すなわち、仕事から家庭への影響である。WLB3 は家庭面での役割期待が大きすぎて、仕事面での役割期待に応えることが難しくなっている、家庭から仕事への影響である。回答は、この1年間の頻度を、「ほぼ毎日」、「週に何回かある」、「月に何回かある」、「年に何回かある」、「めったにない」、「まったくない」の6段階での評価を求めている。分析では、「ほぼ毎日」から「まったくない」の順に5～0点の得点を与えている。得点が高いほどコンフリクトの発生頻度は高いことを意味する。厳密には順序尺度ではあるが、分析では和や差に意味があるものとして扱う。

配偶者以外の援助者の有無

親や親族、知人等で金銭的/非金銭的な援助をしてくれる人が誰もいないと答えた場合に1を、誰かいる場合には0を割り振る。金銭的、非金銭的援助の内容は下記の通りである。

- ・金銭的援助…「生活費の援助」、「住宅資金・家賃援助」、「子どもの教育費の援助」
- ・非金銭的援助…「子どもの世話」、「家事援助」

「援助者なし」となるのは、サブカテゴリーの全項目で援助をしてくれる人がいない場合である。例えば、「家事援助」をしてくれる人がいなくても、「子どもの世話」をしてくれる人がいれば、非金銭的援助者は「あり」となる。ただし、現在、援助を必要としていない状況でも対象者は援助者がいないと回答するケースも考えられ、潜在的な援助者が全くいない状況との識別はできない。

他のディストレスを説明する変数、およびコントロール変数としては、先行研究で用いられているものを中心に、「子育て世帯全国調査 2011」から使用可能な下記の項目を用いている。

家計の経済的困窮度

「子育て世帯全国調査 2011」では、食料品と衣料品についてそれぞれ「あなたのご家庭では、過去1年の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料（衣料）を買えないことがありましたか」という質問をし、その頻度を「よくあった」、「ときどきあった」、「まれにあった」、「まったくなかった」の4段階で尋ねている。分析では、「よくあった」に3点、「まれにあった」に2点、「ときどきあった」に1点、「まったくなかった」に0点を順次割り振り、衣服と食料の回答を合算した得点を家計の経済的困窮度の指標として用いる。最低点が0点、最高点が6点である。得点が高いほど経済的に困窮していることになる。順序尺度ではあるが、加減の演算ができるものとして扱う。

対象者（母親）の年齢

最終学歴…中学校、高等学校、専修学校・各種学校、短大・高専、大学・大学院、その他・無回答の6カテゴリー

資格保有…仕事に役立っている(た)資格がある場合を1、ない場合を0とする。

子どもの数

末子の学齢…未就学、幼稚園・保育園、小学生、中学・高校生の4カテゴリー。

子どもの病気…1人でも重病・難病を抱えた子どもがいる場合を1、それ以外を0とする。

(元)配偶者から暴力を振るわれた経験…振るわれた経験がある場合を1、ない場合を0とする。

(3) 分析方法

CES-Dの7項目を応答変数とした、一般化線形混合(GLMM)モデルで分析を行う。応答変数には、(ア)合計点がカットオフ・ポイント(=10点)以上か未満かの2値データ、(イ)各項目の合計点をそのまま使用する、の2つのパターンを用意した。(ア)と(イ)の違いは、(ア)が日常生活に支障をきたすほどのディストレスか否かを判断し、(イ)は軽度のディストレスを含めて心理状態を連続的に捉えるものである。(ア)はプロビットリンクさせている。(イ)については、CES-Dの合計点は0以上の範囲しかとらないこと、また後述するように0の近辺に件数が集中するといった問題が観察されている。応答変数の分布に正規分布を仮定することは不適切と考えられるため、リンク関数として、(イ-1)最低点の0から最高点の21の範囲で切断した正規分布と、(イ-2)ゼロ過剰の負の二項分布(Zero-Inflated Negative Binomial)の2つのモデルで推計している。

負の二項分布は、ポアソン分布とならび、計数データ(count data)を表現する際によく用いられる分布である。負の二項分布、ポアソン分布ともに、発生件数が少ない事象をうまく近似できることが知られている。ゼロ過剰の仮定は、観測された0の発生件数がパラメトリック分布で予想される件数より多いケースで適用される。技術的に言えば、0に質量を持つ離散分布と負の二項分布の混合分布を作成することになる。つまり、得点が0でまったく動かないグループと負の二項分布に従うグループの2つの潜在クラスを想定して分析を行うことになる。混合する分布のウェイトは、同じ変数をもつプロビット関数で推計している。推計結果に記載している係数は負の二項分布部分の係数である。CES-Dの質問項目すべてが該当しない0点の人たちと、1つでも該当している1点以上の人たちとでは、ストレスに対する耐性や感受性が異なるなど、観測できない要因があるかもしれない。ただ筆者の知る限り、CES-Dに関して、ゼロ過剰分布を用いた分析は行われていない。本稿でゼロ過剰の仮定をおいたのはモデルのフィッティングの目的が主である。0点とそれ以外の人を区別すべきものかどうか、区別する理由があるとしたらそれは何かについては、本稿ではブラックボックスのままにしておく。

なお、モデリングは階層を考慮したものであり、各変数の関係は一部が入れ子になっている。「はじめに」で記述した(a)の問いの検証では、第1の階層は各世帯(一般世帯、母子世帯、単身赴任世帯)、第2の階層は7つの就業状態である。モデルには第1階層の世帯類型別に変数は投入せず、第2階層は切片のみである。(b)の問いの検証では、第1の階層は各世帯、

第2の階層は就業の有無（有職、無職、求職中）である。ここでも第1層固有の変数は投入していない。第2階層のモデリングは、有職グループについては切片+係数・ワーク・ライフ・バランス尺度であり、無職と求職中のグループは切片のみである。(c)の問いの検証では第1の階層は(a)、(b)と同様、世帯類型、第2の階層は金銭的・非金銭的援助者の有無を切片（ない場合を1）として分析する。その他の変数は、各世帯で効果が共通の変数として扱う。また(a)、(b)の検証では、(c)の金銭的・非金銭的援助者の有無を表す変数を、各世帯で効果が共通の変数としてモデルに取り入れている。

パラメーターの推計はマルコフ連鎖モンテカルロ法（MCMC）で行っている。各係数の事前分布には正規分布を用いている。最初の1,000回の試行をburn-inとし、その後10,000回の試行からサンプリングを行っている。係数の値は事後分布の中央値で評価し、係数の振れ幅の評価は90%と95%の信用区間を用いる。

4 結果

(1) 基礎集計

応答変数として用いるCES-Dと、説明変数に用いる項目について、その構成比・平均値を表8-1に掲載した。図8-1は世帯類型ごとにCES-Dの得点分布を示したものである。

CES-Dの得点がカットオフ・ポイント以上となる、すなわちうつ傾向がみられる女性の割合は母子世帯では21.3%である。一般世帯の7.2%、単身赴任世帯9.1%に対して10%ポイント以上高い値を示している。合計点をみても母子世帯の平均点5.83点は、一般世帯の3.46点、単身赴任世帯の3.92点に対しても2ポイント近く高くなっている。図8-1の得点分布をみても、母子世帯では分布の右裾（高い得点）が重くなっており、カットオフ・ポイント以上の値となっているものが多いことが視覚的にもみてとれる。ただ、母子世帯を含め、各世帯における得点の最頻値は0であり、分布も左（低い得点）の方に歪んでいる。いずれの世帯類型とも、CES-Dの得点が低い人がほとんどを占めている。

ワーク・ライフ・バランスの指標は、いずれの世帯類型でも、仕事から家庭へのコンフリクトを示すWLB1、WLB2の点数の方が、家庭から仕事へのコンフリクトを示すWLB3の点数よりも高くなっている。世帯類型間では、いずれの指標でも母子世帯の点数が高くなっている。一般世帯と単身赴任世帯の点数はほぼ同じか、やや一般世帯の方が高くなっている。

配偶者以外に金銭的援助者がいないという世帯の割合は一般世帯が43.7%、母子世帯の38.8%と単身赴任世帯の36.4%よりもやや高くなっている。金銭的援助を必要としないケースも一定数含まれているものと思われる。配偶者以外に非金銭的援助（子育て・家事援助）者がいない割合は、どの世帯類型でもほぼ同じ21%台である。

家計の経済的困窮度は母子世帯が1.38点で、一般世帯の0.66点、単身赴任世帯の0.45点よりも高くなっている。ただし、食料と衣服の両方を買えなかったことが「まれにあった」ときに、点数は2点となる。この2点と平均点の1.38点を比較すれば、母子世帯を含め対象

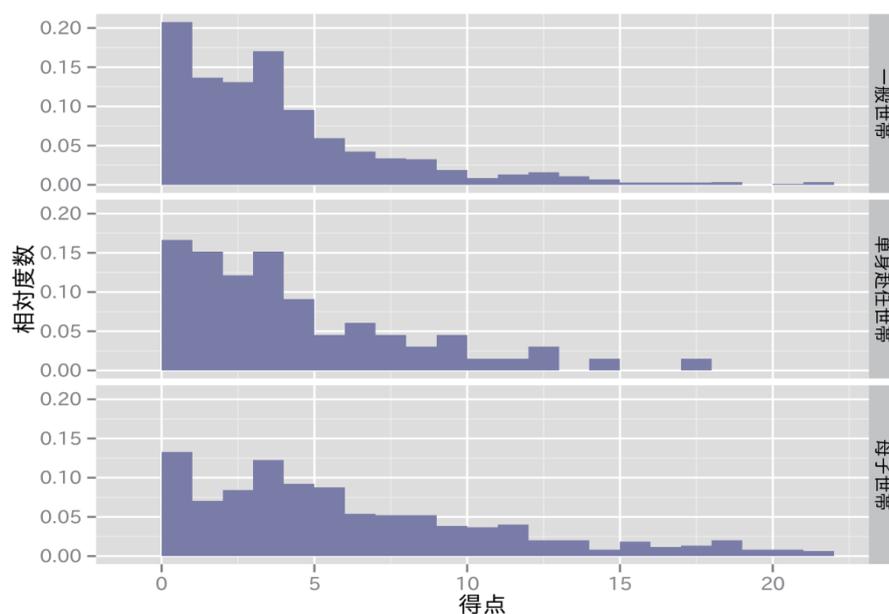
の多くは、必要な食料・衣服が買えない状況には直面していないといえよう。

表 8 - 1 基礎集計

	一般世帯	単身世帯	母子世帯
対象数	1,285	71	699
CES-D7項目の合計点(平均)	3.46	3.92	5.83
カットオフ・ポイント以上の割合	7.2%	9.1%	21.3%
平均年齢(歳)	39.4	41.7	39.4
子ども数(人)	2.10	1.94	1.82
子どもに重病あり	1.2%	0.0%	2.2%
家計の困窮度(点)	0.66	0.45	1.38
(元)配偶者から暴力を受けたことあり	5.0%	3.0%	22.2%
役に立つ資格あり	44.1%	57.6%	41.7%
ワークライフ・バランス			
WLB1(点)	1.56	1.39	2.52
WLB2(点)	1.14	1.18	2.06
WLB3(点)	0.90	0.67	1.39
配偶者以外に援助をしてくれる人の存在			
金銭援助者なし	43.7%	36.4%	38.8%
非金銭的援助者なし	21.4%	21.2%	21.2%
就業形態			
正社員・正規職員	16.9%	31.0%	33.5%
派遣・嘱託・契約社員	5.4%	7.0%	11.0%
パート・アルバイト(短時間)	25.5%	16.9%	17.3%
パート・アルバイト(長時間)	4.7%	0.0%	16.3%
自営業、その他	8.9%	1.4%	5.9%
求職中	6.0%	12.7%	8.7%
専業主婦	32.5%	31.0%	7.3%

出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011

図 8 - 1 CES-D の分布



出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011

(元)配偶者から暴力を受けたことのある経験は、母子世帯では22.2%と、一般世帯の5.0%、単身赴任世帯の3.0%と比べて顕著に高くなっている。

(2) 推計結果

以下では、CES-D の得点がカットオフ・ポイント以上かどうかをプロビットリンクさせたモデルを probit、CES-D の得点を切断した正規分布でリンクさせたモデルを TN (Truncated Normal)、ゼロ過剰の負の2項分布でリンクさせたものを ZINB (Zero-Inflated Negative Binomial) と表記する。probit は重度の抑うつを感じているかどうか、TN と ZINB は対象の心理状態を連続的に捉えたものである。TN の推計は対象全体を、ZINB の推計は相対的に抑うつを感じやすい人を対象にしている。モデルが異なると係数の値が意味する内容も異なる。係数の大きさの比較は、それぞれ同一のモデル内のみで、かつ同じ単位をもつ変数同士間のみで有効である。本稿では、当該変数がディストレスに影響を与えているかどうか、係数の正負の符号を中心にみていく。

(a) 世帯類型および働き方の違いによって、ディストレスの水準は異なるのか (表8-2)

ここでは、各世帯類型および就業形態の違いが、ディストレスの水準とどの程度の関係があるかを検証する。例えば、母子世帯という環境下で正社員で働く人と一般世帯という環境下で正社員として働く人のディストレスの水準は統計的に異なるのか。あるいは、同じ母子世帯という環境下であっても、正社員で働く人とパートで働く人のディストレスの水準は異なるのか、といったことが明らかになる。係数の値が正であれば平均よりも高いディストレスと関係があることを意味している。

表8-2をみると、ほぼすべてのモデルにおいて、(元)配偶者から暴力をふるわれた経験、子どもの重い病気、家計の困窮度はディストレスの高さと強い関係にある。

カットオフ・ポイント以上かどうかに着目した probit の結果では、単身赴任世帯の正社員・正規職員、短時間パート・アルバイトの係数がマイナスで95%信用区間も0を含んでいない。妻が夫に帯同せず (=夫が妻を残して)、かつ妻が長時間仕事をしている状態は、そのこと自体は妻が重度の抑うつ状態にないことを意味しているのかもしれない。他のグループの係数はマイナスではあるものの、いずれも区間に0を含んでいる。対象者の属性や経済状態をコントロールした下では、働き方および世帯類型と重度のディストレスの間には、ほぼ関係がないとする結果となる。

ディストレスの状態を2値ではなく、連続的なものとしてとらえた TN の結果は、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦世帯で係数の値が正になっている。正社員・正規職員の場合は90%区間で0を含まず、専業主婦の場合は95%区間で0を含んでいない。相対的に抑うつを感じやすい人を主な対象にした ZINB では、世帯類型間の明確な違いが消失している。TN と ZINB の結果を合わせて考えると、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦の世帯では、心の不調を何かしら感じている人 (CES-D 項目に1つでも該当する人) が多い傾向にある。

ただ不調を抱えている層の中で評価すれば、母子世帯の正社員・正規職員、専業主婦の不調が特に高いとまでは言えない。これらのことは、図8-1のCES-Dの得点分布において、母子世帯では得点0の割合が一般世帯、単身赴任世帯に比べて小さいことと呼応している。

表8-2 世帯類型および働き方がディストレス水準に与える影響の推定結果

	probit		TN		ZINB	
	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin
定数項	1.60	10.24	-18.36	1.03	0.67	3.27
年齢	0.01	1.02	-0.59	1.00	0.00	1.05
配偶者からの暴力	0.24	**	46.72	**	0.22	**
子どもの健康	0.76	**	36.97	1.00	0.45	**
子ども数	0.04	1.00	6.16	1.04	0.03	1.02
家計の困窮度	0.18	**	28.58	**	0.13	**
資格	-0.08	1.00	-10.68	1.01	-0.04	1.05
金銭的援助者なし	-0.05	1.01	-9.66	1.00	-0.04	1.00
非金銭的援助者なし	0.05	1.07	26.68	**	0.07	1.01
一般世帯						
正社員・正規職員	-3.80	10.34	-33.36	1.01	-0.32	2.33
派遣・契約・嘱託	-3.57	10.19	-15.62	1.00	-0.32	2.33
短時間パート・アルバイト	-3.79	10.52	-36.27	1.02	-0.30	2.34
長時間パート・アルバイト	-3.68	10.20	-41.17	0.99	-0.56	2.35
自営・その他	-3.30	10.38	2.06	1.02	-0.07	2.34
求職中	-3.38	10.37	10.58	1.00	-0.12	2.36
専業主婦	-3.77	10.47	-53.15	1.02	-0.42	2.34
単身赴任世帯						
正社員・正規職員	-25.21	**	1.13	1.00	-0.34	2.31
派遣・契約・嘱託	-3.08	9.43	10.71	1.01	0.28	2.22
短時間パート・アルバイト	-23.44	**	1.03	1.00	-0.65	2.34
長時間パート・アルバイト	-	-	-	-	-	-
自営・その他	-	-	-	-	-	-
求職中	-2.60	9.78	19.04	1.03	0.35	2.35
専業主婦	-3.33	10.39	-7.15	1.03	-0.25	2.32
母子世帯						
正社員・正規職員	-3.22	10.58	29.47	*	0.10	2.35
派遣・契約・嘱託	-3.30	10.25	3.17	1.01	-0.06	2.36
短時間パート・アルバイト	-3.00	10.51	19.82	1.01	0.04	2.32
長時間パート・アルバイト	-3.29	10.47	7.90	1.01	0.01	2.34
自営・その他	-3.12	10.50	18.56	1.02	0.02	2.36
求職中	-3.03	10.54	10.01	1.00	0.07	2.40
専業主婦	-2.77	10.71	58.45	**	0.32	2.36
学歴		あり		あり		あり
末子年齢		あり		あり		あり

出所：JILPT子育て世帯全国調査2011より推計。

**、* はそれぞれ95%、90%信用区間で0を含まない。

Gelman-Rubinは収束診断の指標。通常、1.1以下だと収束していると判断する。

(b) 仕事と家庭のコンフリクトが生じた場合、世帯類型でディストレスへの影響に違いがあるか(表8-3)

ここでは、仕事と家庭のコンフリクトが生じたとき、それをディストレスとして発露させずに処理できる能力には世帯類型間で違いがあるのかを検証する。着目するのは、ワーク・ライフ・バランス変数の係数が正負いずれかの値をとっているか、そして、世帯類型で係数の大きさに違いがあるかである。係数が正の値をとれば、コンフリクトを感じる頻度が多いほど母親のディストレスは高い傾向にある。世帯類型間での係数の大きさの違いは、仕事と家庭のバランスをとることが困難と感じているとき、どのグループでディストレスがより高くなっているかを表している。つまり、コンフリクトが発生したとき、どのグループで脆弱性が高いかを示す。ただし、CES-D、ワーク・ライフ・バランスの質問はともに、対象者に

よる自己評価である。また同一時点での回答でもある。ワーク・ライフ・バランスの悪さがディストレスの高さを説明する一方、ディストレスが高いため仕事と家庭の両立を困難と感じる関係も読みとれる。推計結果は、両者を厳格に識別しているものではないことに留意する必要がある。

まず、表 8-3 の probit の推計結果からみていく。WLB1「仕事で疲れ切ってしまう、しなければならぬ家事や育児のいくつかができなかった」と WLB3「家事（や育児・介護）の負担があるため仕事に集中することが難しくなっている」の 2 つの係数が、一般世帯と母子世帯で正の値を示し、95%信用区間が 0 を含んでいない。WLB1 の係数の大きさは、一般世帯と母子世帯いずれも 0.2 前後で大きな違いはない。WLB3 もまた同様である。重度の抑うつなどの高いディストレスを説明する際、WLB1、WLB3 のコンフリクトは重要な要因であることが分かる。これらのコンフリクトから受ける影響は、一般世帯と母子世帯間での違いはないといえる。WLB2「仕事にあてる時間が長すぎるために、家事や育児を果たすことが難しくなっている」については、一般世帯と母子世帯の信用区間が 0 を含むため断定的なことはいえない。

単身赴任世帯も 90%区間で WLB1 が正の値をとっており、しかも、その値は一般世帯、母子世帯より大きい。ただし、単身赴任世帯では、もう 1 つの仕事から家庭のコンフリクトである WLB2 の係数が唯一負の値を示している。WLB2 は仕事時間が長すぎることによる家庭面でのコンフリクトを示している。ゆえに、時間に不満を持つ多くの人たちは長時間働いていることが考えられる反面、長い時間、仕事ができること自体が抑うつの低さの結果であるかもしれない。WLB1 と WLB2 の間には正の相関があるため、両者が相殺しあっている可能性がある。結果からは、単身赴任世帯においても、WLB1 のコンフリクトとディストレスの高さには関係があることはいえる。ただ、仕事から家庭のコンフリクトを感じている場合、その実質の影響が単身赴任世帯でどのくらいあるのかは、今回の分析結果から判断できない。

次に TN の推計結果をみると、一般世帯と母子世帯において WLB1 と WLB3 の係数が正の値をとり、95%信用区間も 0 を含まない。係数の大きさも一般世帯と母子世帯の間で大きな差はない。probit と同様の結果である。しかし、両者では有職の係数の大きさが異なっている。一般世帯、母子世帯とも有職の係数は負の値を示し、95%信用区間も 0 を含んでいない。この値は、ディストレスが全く発生していないときの初期値であり、モデルの上ではコンフリクトの影響を吸収する働きがある。有職の係数は母子世帯の方が一般世帯より 30 ほど小さい。WLB1、WLB3 の係数は 15 前後である。有職の係数の差は、WLB1、WLB3 の頻度がともに 1 つずつ上がった場合と相等である。極めて単純化した例で考えれば、母子世帯にとってコンフリクトの発生頻度が「月に何回かある」という状況は、一般世帯の「週に何回かある」に相等している。有職の係数は、働くことがディストレスを低下させる効果を持っている可能性があることを示している。その場合、一般世帯、母子世帯ともに働くことから効用を得ているが、その効果は一般世帯の方が大きい。もちろん、相対的にディストレスの低い人が

働いている（働ける、あるいは雇われやすい）というロジックも考えられるため、単純に就業がディストレスを低下させているとの判断はできない。効果の方向は、今後、パネル調査などで慎重に検討する必要がある。

TN の結果について、他のグループに着目すると、母子世帯の専業主婦の係数は負の値を示し、95%区間で0を含んでいない。(a)と同様の結果である。母子世帯の有職世帯と無職世帯（専業主婦）の係数の差は110程度ある。この差は、有職者がワーク・ライフ・バランスの困難を感じる事が「全くない(0点)」ときを基準にしている。仮に有職者でWLB1、WLB3ともにコンフリクトを感じる状況が「週に何回かある(4点)」と、ディストレスの水準は有職者の方が無職世帯（専業主婦）の値を上回ることになる(15×4点×2項目)。

最後にZINBの結果をみる。ここでも、一般世帯、母子世帯ともにWLB1、WLB3の係数は正の値をとっており、95%信用区間も0を含まない。ワーク・ライフ・バランスの困難と母親のディストレスの高さには関係があることが示唆される。TNでは負であった有職者の係数が、不明となっている(推計の中央値は正)。ZINBの係数は、CES-Dの得点が0になりにくい人たち、例えば、ストレスに対する感受性が相対的に高い人たちの値を示したものである。抑うつを感じやすい人たちに限れば、就業がバッファの役割を果たす効果が消えている。

表8-3 WLCが生じた場合、世帯類型でディストレスへの影響に違いがあるか

	probit			TN			ZINB		
	中央値		Gelman-Rubin	中央値		Gelman-Rubin	中央値		Gelman-Rubin
定数項	-1.98		3.78	-58.95		1.02	-1.50		6.64
年齢	0.01		1.00	-0.46		1.08	0.00		1.01
配偶者からの暴力	0.23	**	1.01	21.72	**	1.00	0.21	**	1.01
子どもの健康	0.71	**	1.02	28.65	*	1.02	0.40	**	1.07
子ども数	0.05		1.00	3.12		1.04	0.02		1.02
家計の困窮度	0.14	**	1.01	9.97	**	1.02	0.09	**	1.00
資格	-0.14		0.99	-11.55		1.02	-0.07		1.01
金銭的援助者なし	-0.11		1.01	-8.45		1.03	-0.08		0.99
非金銭的援助者なし	0.03		1.00	10.20	*	1.06	0.05		1.01
有職 一般世帯	-1.05		3.90	-88.32	**	1.01	1.88		6.90
WLB1	0.24	**	1.00	18.15	**	1.03	0.15	**	1.00
WLB2	-0.04		1.01	1.70		1.00	0.01		1.01
WLB3	0.20	**	1.03	13.80	**	1.01	0.12	**	1.01
有職 単身赴任世帯	-2.58		2.22	-26.71		0.99	1.85		6.27
WLB1	1.06	*	1.00	-1.60		0.99	0.12		1.04
WLB2	-2.10	**	1.08	7.29		1.00	0.09		1.00
WLB3	0.91		1.08	7.45		1.03	0.10		1.01
有職 母子世帯	-0.65		3.90	-55.51	**	1.01	2.10		6.81
WLB1	0.19	**	0.99	16.06	**	1.03	0.15	**	1.00
WLB2	-0.01		0.99	1.69		1.02	0.02		1.00
WLB3	0.21	**	1.03	13.90	**	1.00	0.13	**	1.00
求職 一般世帯	0.22		3.89	14.64		1.00	2.69		6.70
求職 単身赴任世帯	0.87		3.81	33.74		1.00	3.12		6.39
求職 母子世帯	0.52		3.87	24.65		1.02	2.87		6.87
専業主婦 一般世帯	-0.23		3.92	-24.48		1.02	2.39		6.78
専業主婦 単身赴任世帯	0.12		3.77	-2.88		1.01	2.58		6.33
専業主婦 母子世帯	0.73		3.82	54.73	**	1.01	3.15		6.68
学歴		あり			あり			あり	
末子学齢		あり			あり			あり	

出所：JILPT子育て世帯全国調査2011より推計。

**、* はそれぞれ95%、90%信用区間で0を含まない。

Gelman-Rubinは収束診断の指標。通常、1.1以下だと収束していると判断する。

その他のコントロール変数については、probit、TN、ZINB いずれの推計でも、(a)の問いと同様、(元)配偶者から暴力をふるわれた経験、子どもの重い病気、家計の困窮度はプラスの値を持っている。

(c) 配偶者以外に援助者がいない場合、世帯類型によってディストレスの水準が異なるか
(表 8-4)

ここでは、夫以外にサポートしてくれる人の存在の重要性が世帯類型間で異なるかを検証する。推計では各種援助をしてくれる人がいない場合を 1 としている。係数の値が正に大きいほど、援助者がいないときに母親の抑うつ度は高い傾向を示すことになる。

表 8-4 の probit の結果をみると、95%信用区間で 0 を含まないのは、単身赴任世帯で非金銭サポートがない場合である。係数は正の値を示している。単身赴任世帯でカットオフ・ポイント以上の得点を示した母親では、誰からも非金銭的援助を受けられないと認知している母親が多いことを示している。後述するように、CES-D の得点をそのまま使用する TN、ZINB の推計では、単身赴任世帯における非金銭的サポートの係数は正負のほどが不明となる。単身赴任世帯の非金銭的サポートは、高い抑うつか否かの 2 値に関わる指標であり、漸次的な抑うつ度合いとは関係していない。

TN の結果において、ディストレスと関係がある結果が得られたのは、母子世帯で金銭的援助者がいない場合であった (90%信用区間で評価)。係数の値は正である。また、ZINB の結果も 母子世帯の金銭的サポートがない場合に係数の値が正である (95%信用区間で評価)。母子世帯で抑うつが高いケースでは、誰からも金銭的援助を受けられない傾向にあること、逆に母子世帯で金銭的援助がない場合は、抑うつ度が高い可能性の両方を示唆している。一般世帯と単身世帯では係数の値は正負どちらともいえない。配偶者がいる場合は、ディストレスが高い傾向はみられないことになる。推計結果は家計の困窮度をコントロールしたものであるため、金銭的な援助が誰からも期待できないことは、将来の経済的保障に対する不安ともとれる。所得保障のバッファーとしての配偶者の存在の有無が大きいことが理解できる。

一方の非金銭的援助者なしの係数は、いずれの分析手法においても、またいずれの世帯でも正の係数ではあるものの、確定的なことはいえない結果となっている。ただ、金銭的サポートでは、援助する側にお金の余裕がある程度必要だが、非金銭的な子どもの世話や家事援助のサポートは、援助する側も受ける側もハードルはやや低い。すべての層で何かしらの非金銭的サポートを受けている可能性がある。さらには、抑うつが高いケースでは、身の回りの諸事をこなすことも困難であるため、誰からもサポートを受けないと、日々の生活が立ち行かない。逆に、抑うつ傾向がない場合は、サポートを全く必要としないといった具合に、援助の有無と抑うつが逆の関係になることも考えられる。このような同じ状況におかれた人に対して、もしサポートがあったら (なかったら) といったケースを想定しなければならない。効果の方向の識別は、今後の研究に期待したい。

表 8-4 配偶者以外に援助者がいない場合、世帯類型でディストレスの水準が異なるか

	probit		TN		ZINB	
	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin	中央値	Gelman-Rubin
定数項	-1.67 **	1.00	-18.15	1.00	1.34	1.30
年齢	0.01	1.00	-1.37	1.02	0.00	1.04
配偶者からの暴力	0.41 **	1.00	54.32 **	1.01	0.26 **	1.03
子どもの健康	0.74 **	1.00	42 *	1.02	0.46 **	1.00
子ども数	-0.02	1.01	3.31	1.00	0.01	1.02
家計の困窮度	0.20 **	1.00	33.57 **	1.00	0.13 **	1.00
資格	-0.08	1.00	-13.24	1.02	-0.06	1.00
金銭的援助者なし						
一般世帯	-0.01	1.01	-46.19	1.01	-0.21	1.02
単身赴任世帯	-0.51	1.04	-1.21	1.00	-0.02	1.00
母子世帯	-0.05	1.02	33.21 *	1.01	0.17 **	1.00
非金銭的援助者なし						
一般世帯	-0.16	1.00	3.77	1.01	0.00	1.00
単身赴任世帯	0.68 *	1.04	6.22	1.00	0.14	1.02
母子世帯	0.06	0.99	26.82	1.00	0.12	1.02
学歴		あり		あり		あり
末子学齢		あり		あり		あり

出所：JILPT 子育て世帯全国調査 2011 より推計。

**、* はそれぞれ 95%、90%信用区間で 0 を含まない。

Gelman-Rubin は収束診断の指標。通常、1.1 以下だと収束していると判断する。

5 まとめと考察

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

(b)の問い、「母親が仕事と家庭の両立に困難を感じている場合、世帯類型によって母親のディストレスへの影響が異なるか」について、一般世帯、母子世帯ともに仕事と家庭のコンフリクトを感じているほど、ディストレスは高い傾向にあることが示された。また、就業すること自体がディストレスを下げる可能性も一部のモデルからは示唆されている。この効果は、コンフリクトの影響を打ち消すバッファーとして働く。バッファーの大きさは、一般世帯の方が大きい。つまり、コンフリクトから受ける限界的な影響は一般世帯、母子世帯とも同じ程度であるが、その影響を吸収できるバッファーの大きさは、一般世帯の方が大きいことになる。

(c)の問い、「配偶者以外に金銭的・非金銭的援助を期待できない場合、世帯類型によって母親のディストレスの水準が異なるか」については、母子世帯で金銭的援助を誰にも期待できない母親は、ディストレスが高くなる結果が得られている。金銭的援助者がいなくても、一般世帯、単身赴任世帯ではそのような傾向はみられない。配偶者の所得保障の大きさを示

した結果と捉えることもできる。なお、子育てや家事といった非金銭的援助の影響は、いずれの世帯類型においても不明であった。

以上のような3つの問いの検証を通してわかることは、夫がいないこと自体が母親のディストレスを著しく高めているとはいえないことである。母親のディストレスと強い結びつきがあるのは、家計の困窮度、(元)配偶者から暴力を受けた経験、子どもの健康状態という項目である³。ただ、母子世帯という環境下での生活は、脆弱な均衡の上で成り立っており、何かの悪条件が重なったときに母親のディストレスが高まりやすい。その悪条件の1つとしてあげられるのが、仕事と家庭のコンフリクトや夫以外のサポートする者の不在である。なお、夫が一時的不在の状態である単身赴任世帯の結果は頑健なものではなかったが、少なくとも母子世帯と同じようなディストレスの高さを示しているものではない。

では、本稿での分析の知見から母子世帯への就業支援策について、どのようなことがいえるだろうか。まず、世帯類型および働き方と重度のディストレスの間に明確な関係がなかったことは、有用な知見である。すなわち、職業能力開発などによる就業自立支援策は、本人に一定の意欲があることが前提である。重度のディストレスと無気力や意欲の低下に強い関係があるならば、本稿での分析結果は母子世帯であることや、その環境下での就業が母親の無気力等に必ずしも結びついていないことを意味している。少なくとも、極度の貧困や暴力といったネガティブな要因の影響が薄いシングルマザーに対しては、自立支援を前提にした就業支援策は有用な施策といえる。

ただ、だからといって母子世帯に対して「もっと頑張りなさい」と就業面での負荷を安易に求めることには慎重でなければならない。仕事と家庭のコンフリクトの発生は、シングルマザーのメンタルヘルスの均衡を崩す要因となる。分析からは、母子世帯の場合、正社員で働いている母親たちが、よりディストレスを感じている傾向にあった。母子世帯で正社員として就業することは、他の世帯類型や就業形態に比べてコンフリクトが多く発生し、それが構造的な問題であることを示唆している。このことから、現在、母子世帯で正社員・正規職員で働いている人たちには、一層の家事・育児支援策の拡充や、企業あるいは行政を通じた就業環境の整備がまずは期待される。正社員で働く人たちの環境整備が重要なのは、彼女たちの心理状態を改善し、悪化させないという第一義的な意味ではもちろんである。また、抑うつの高さは、世代間で再生産されるという指摘もある(稲葉 2011)。母親のメンタルヘルスの状態が子どもの発育にネガティブな影響を与えないようにする点でも重要である。

さらに波及的な効果として、正社員就業の良いロールモデルを提示することにもなり、現

³これらの項目はシングルマザーの多くが経験している傾向にあるため、就業支援策とは別に母子世帯対策の主要な課題であることに変わりない。特にシングルマザーは、元配偶者から暴力をふるわれた経験がふたり親世帯の母親に比べて顕著に多かった。暴力被害の経験は顕在化しにくい側面もあり、母子世帯への就業自立支援策を行うにあたって、誰が経験者であるかを事前に識別することは難しい。母子世帯の母親の多くが経験している事象と母子家庭という環境をどこまで分離して考えることが可能か。あるいは、ネガティブな経験をしている人と経験していない人のどの層の支援に注力していくかは、個別のプログラムごとに検討していく課題である。

在パート・アルバイトで働いているシングルマザーたちの正社員への就業転換も期待しうる。周(2012b)によれば、母子家庭では非正社員で働く母親の8割弱は正社員への就業を希望しているが、今後3～5年の間に転換を希望している人はその半数にも満たないという。周(2012b)では、正社員希望をしない理由を「年齢・学歴制約」、「育児制約」等に求めているが、本稿の結果は、加えて、心理面での障壁も新たな可能性として示唆しうる。シングルマザーで非正社員として働いている人、あるいは就業していない人たちの多くは、現状の環境下で正社員として働いている母親たちをみてどのように感じているだろうか。体力、精神面での強さに自信がない人は、自分には真似できないとあきらめを感じているかもしれない。また、そのような心身をすり減らしてまで働かなくてもよいと考える人もいるだろう。一方で金銭面等での(将来)不安は、正社員という、より安定した働き方を心の底では望んでいるとも考えられる。子育て期という家庭での負担が高い時期に就業での負担を減らす選択は、母親の心の健康を維持する面からも合理的な選択ではある。しかし、その一時的な均衡を保つことが、長い目を見た職業キャリアの形成に不利益が大きいのであれば、それは個人にとっても社会にとっても望ましいことではない。本人や子どものライフステージに応じて、家庭内での母親の負担は変化するものである。そのことから家庭内の負担の軽重にかかわらず、持続的なキャリア形成を保障する仕組みづくりが必要である。例えば、短時間、長時間の勤務にかかわらず、就業することがスキルアップ、キャリアアップにつながる就業のあり方を、行政と企業は考案し提供する必要があるだろう。また、子育てをしながら学べる環境の整備も重要である。それらを担保することによりはじめて、母親も自身のキャリアプランが描けるようになる。その上で、自立支援策を通し、母親も自ら積極的に自分のキャリアプランを考えるように働きかけていくことが期待されよう。

参考文献

- 稲葉昭英(1999)「有配偶女性のディストレスの構造」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係 — 家族・職業・ネットワーク』東京都立大学都市研究所、87-119
- 稲葉昭英(2002)「結婚とディストレス」『社会学評論』Vol.53(2)、69-84
- 稲葉昭英(2011)「貧困・低所得とメンタルヘルス及びその世代的再生産」内閣府ホームページ、(2013年2月1日取得 <http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/life/h23/pdf/zenbun/4-6.pdf>)
- 大石亜希子(2012)「非正規就業が母子世帯の貧困とセーフティネットからの脱落に及ぼす影響—就業履歴からのアプローチ—」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第5章
- 小泉智恵・菅原ますみ・前川暁子・北村俊則(2003)「働く母親における仕事から家庭へのネガティブ・スピルオーバーが抑うつ傾向に及ぼす影響」『発達心理学研究』Vol.14(3)、272-283.

- 周燕飛(2012a)「国と自治体による就業支援」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第7章
- 周燕飛(2012b)「母子世帯の母親における正社員就業の条件」『季刊 社会保障研究』Vol.48(3)
- 高田しのぶ(2010)「母子家庭の母の就業を決める要因」『日本経済研究』No.63、100-112
- 西村純子(2009)『ポスト育児期の女性の働き方 ワークファミリーバランスとストレス』慶應義塾大学出版会
- 馬欣欣(2012)「就業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動」JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第8章
- 労働政策研究・研修機構(JILPT)(2012)『子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査』JILPT 調査シリーズ No.95
- Ali J, Avison W.R. (1997) “Employment transition and psychological distress: the contrasting experience of single and married mothers,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.38(4), 345-362.
- Baker D., North K., Team A.S. (1999) “Does employment improve the health of lone mothers?” *Social Science & Medicine*, Vol.49, 121-131.
- Baradasi E., Francesconi M. (2004) “The impact of atypical employment on individual wellbeing: evidence from a panel of British workers,” *Social Science & Medicine*, Vol.58, 1671-1688.
- Dooley D., Prause J. and Ham-Rowbottom K.A. (2000) “Underemployment and depression: Longitudinal relationships,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.41(4), 421-436.
- Graetz B. (1993) “Health consequences of employment and unemployment: longitudinal evidence for young men and women,” *Social Science & Medicine*, Vol.36(1), 715-724.
- Jayakody R., Stauffer D. (2000) “Mental health problems among single mothers: Implications for work and welfare reform,” *Journal of Social Issues*, Vol.56(4), 617-634.
- Kessler R.C., McRae, J.A., Jr. (1982) “The effect of wives’ employment on the mental health of married men and women,” *American Sociological Review*, Vol.47(2), 216-227.
- Kessler R.C., House J., Turner B. (1987) “Unemployment and health in a community sample,” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.28(1), 51-59.
- Ross C.E., Mirowsky J. (1995) “Does employment affect health?” *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.36(3), 230-243.
- Zabkiewicz D. (2010) “The mental health benefits of work: do they apply to poor single mothers?” *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, Vol.45, 77-87.

第9章 シングルマザーと親子間の触れ合い

1 はじめに

家族問題に取り組む学者によって、これまでもひとり親世帯の子どもが学業や素行の面において、ふたり親世帯のようにはうまくいかないことが実証されている (e.g., Amato 2000; Amato and Keith 1991)。それは、多くの場合、世帯の経済状況が、子どもの成績や素行における重要な予測因子となっているからである (e.g., Duncan and Brooks-Gunn Eds. 1997; Duncan, Yeung, Brooks-Gunn, and Smith 1998)。ひとり親世帯、とくに母子世帯があまり好ましくない経済的状況におかれていることが (Ellwood and Jencks 2004)、こうした子どものアウトカム (outcome) の違いの大部分を説明している (Carlson and Corcoran 2001; McLanahan and Sandefur 1994; Smith, Brooks-Gunn, and Klebanov 1997)。

親子間の触れ合い方もまた、子どものアウトカムに影響を与えている可能性がある。様々な研究によって、ひとり親世帯は子どもと共に過ごす時間が少なく、ふたり親世帯に比べ効果的に子どもの行動を監督、しつけできていないことが示されている (Aronson and Huston 2004; Asmussen and Larson 1991; Astone and McLanahan 1991; Sandberg and Hofferth 2001)。また、親子間の比較的少ない触れ合いが、子どもたちのアウトカム に負の影響を与えていることも実証されている (Amato 2005; McLanahan and Sandefur 1994)。そのほか、異なる世帯類型間の子どものアウトカムが違う理由に、シングルマザーにおける時間や経済資源の相対的乏しさだけでなく、それによって生じる一連のストレスが母親の精神的健康に与えるマイナスの影響もしばしば強調されている (Carlson and Corcoran 2001; Conger, Conger, and Elder 1997)。

米国ではひとり親世帯に対する公的所得補助の削減や、シングルマザーの就業時間数の増加などにつながる政策転換が行われた (Schoeni and Blank 2000)。その結果、親族からの私的サポートが、ひとり親における子育ての困難を和らげる意味では、ますます重要な役割を果たすようになってきていると考えられる。私的サポートの内容は多岐にわたるが、実証研究の多くは、内縁の夫/パートナーや自分の親との同居が、シングルマザーとその子どもに与える影響に焦点を置いている (Bryson and Casper 1999; Fields 2003; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

親との同居が親子間の触れ合いにどのような影響を与えているのかについて、理論予測は未だに統一されていない。一方では、同居している (祖) 父母が付加的な経済資源、心理的サポート、そして家事労働を提供することで、シングルマザーが子どもとより長い時間を共にできると予想される。他方では、親 (祖父母) が子どもの世話をすることで、母親は仕事やその他の活動により多くの時間を費やして、子どもと過ごす時間が逆に減る可能性も指摘されている。もしシングルマザーにとって親との同居を選ぶことが子どもと共に過ごす時

間を増やしたい、または減らしたいという思いに基づいているなら、同居の選択もまた重要な役割を果たすかもしれない。

これまでの研究では、居住形態とシングルマザーが子どもと共に過ごす時間との関係に明白に焦点が当てられてはいないが、居住形態が子どもに与える影響に関する実証研究もまた一致した結論を得ていない。シングルマザーとその子どもにとって三世代家族の方がよりよいアウトカムにつながるという研究もあれば (Aquilino 1996; Brandon 2005; Deleire and Kalil 2002; Mutchler and Baker 2009)、好ましくないアウトカムに関連するという研究結果もある (Black and Nitz 1996; Chase-Lansdale, Brooks-Gunn, and Zamsky 1994)。米国では、三世代同居のメリットは、三世代同居が普及しており、またそれが標準的であるアフリカ系アメリカ人シングルマザーとその子どもにとっては特に重要である (Entwisle and Alexander 1996)。

アメリカにおける理論予測と実証結果のあいまいさは、他の社会で同様の研究課題を分析することの重要性を浮き彫りにしている。国際比較研究によると、シングルマザーの経済状況やその子どものアウトカムについて国別の差異がみられる (Hampden-Thompson and Pong 2005; Park 2007 ;Uunk 2004)。しかし、アメリカ以外の国々では、居住形態がシングルマザーとその子どもの well-being にどのような影響を与えているのかについて殆ど何も分かっていない。このように証拠もない中では、アメリカで観測されたパターンが一般的なのかを評価することも、居住形態と親子間の触れ合いとの繋がりが、どのように社会的、経済的そして政策的文脈によって影響されているかを理解することも不可能である。

本稿では、18歳未満の子どもを持つ母親（シングルマザーはオーバーサンプリングされている）に対する最新の調査データを用い、日本における三世代同居と母親と子どもの触れ合いの関係について調べる。ここでは4つの問題に取り組む。(1) シングルマザーは既婚の母親と比べ、子どもと共に過ごす時間は少ないのか？(2) 世帯形態（ふたり親世帯か母子世帯か）と親子の触れ合い時間との関係は、居住形態（親と同居か非同居か）によって異なるのだろうか？(3) 異なる世帯形態や居住形態間における親子間の触れ合い時間の違いはどの程度、母親の経済状況、労働時間、およびストレスレベルやうつ状態の違いによって説明されるのか？(4) 異なる世帯形態や居住形態間における親子間の触れ合い時間の違いはどの程度、祖父母からの経済的、世話的援助の違いによって説明されるのか？

これらの研究課題は、実質面においても理論面においても追究する意義がある。離婚率の上昇に伴い、近年日本ではひとり親世帯が増加傾向にある。こうした変化が、今後の日本の親子関係や子どもの well-being にどのような影響を及ぼすかについての知見は皆無に等しい。日米における三世代同居の普及程度とその標準性は大きく異なっているものの、母子世帯に対する公的扶助を減らし、就業を通じた経済的自立を促す公共政策の面では日米は多くの共通点を持っている。その意味でも、本研究は日米比較を行う上で非常に豊かな比較理論的知見を与えることとなる。

2 研究の背景

(1) 日本の母子世帯

厚生労働省が5年に1度行う全国母子世帯等調査によると、母子世帯（20歳以下の子どもと同居している無配偶女性として定義）の数は、1993年（789,900）から2011年（1,223,800）にかけて55%上昇している（厚生労働省2012）。西（2012a）が国勢調査を元に、母子世帯の数（20歳未満の子どもと同居している15歳から49歳までの無配偶女性と定義）は2010年には1,081,699世帯に達したと推定していることから、国勢調査のデータからも同様な数値が得られているといえる。父子世帯の数はかなり低く、2012年は204,000世帯と推定されている（西2012b）。国勢調査のデータはまた、子どものいる全世帯における母子世帯の割合が、1980年の3.9%から2010年には9.5%に増加していることを示している（国立社会保障・人口問題研究所2012）。

未婚での出産が一般的なアメリカやヨーロッパ諸国と異なり、日本におけるひとり親世帯の上昇の原因は、ほぼ全て離婚件数の上昇である。離婚件数は、1980年の141,689件から2010年の251,378件に上昇し、この30年でほぼ2倍になっており（国立社会保障・人口問題研究所2012）、近年の結婚の約3件に1件が離婚に終わると推定されている（Raymo, Iwasawa, and Bumpass 2004）。また、最近の離婚の約60%に子どもが関わっており、うち83%は母親が子どもの親権の全てを持っている（国立社会保障・人口問題研究所2012）。その結果、母子世帯全体に占める離婚母子世帯の割合は、1985年の49%から2006年80%にまで上昇している（周2008）。

シングルマザーの特徴のうち日本特有のものは、(a)高い就労率、(b)低い収入、(c)親との同居率が比較的高い傾向の3つである。2006年には日本におけるシングルマザーのうち85%が就業しており、OECD諸国の中では2番目に高い数値である（周2008）。これは、ひとり親世帯に対する所得移転が比較的限られ、就業による経済的自立を重視する公共政策が反映されている（阿部2008; Ezawa and Fujiwara 2005; Ono 2010）。全体的に、日本はOECD諸国の中で母子世帯に対する公的扶助支出が最も低い国の1つである（Abe 2003）。なお近年の研究では、母子世帯の所得再分配後の収入は事実上、所得再分配前の収入よりも低いことが指摘されている（阿部2008）。

公的所得補助が限られているため、大多数のシングルマザーは、就職を余儀なくされている。しかし、高い就業率にもかかわらず、シングルマザーの所得は低い。さらに、労働市場における性差別（Brinton 2001）に加え、多くの日本人女性は出産前に退職するので、キャリアパスが断絶されることもまたシングルマザーの収入が低い原因となっている。その結果、シングルマザーは一般的に不安定で低賃金のパートタイムや非正規の仕事に就いている（阿部・大石2005; 田宮・四方2007）。シングルマザーがフルタイムで正規の職に就く可能性は、長時間労働を求められるのが一般的であり、通勤時間は長いことが多く、認可保育所の開所時間が不十分、そして親権を持たない父親の育児参加が少ないという理由から、限定

的である（阿部 2008; 周 2008）。さらに、養育費の取り決めが一般的でなく強制力もないため、かつての夫から何らかの金銭的サポート を得られるシングルマザーは少数である（厚生労働省 2012）。これらの理由から、母子世帯は他の世帯形態と比べ、収入がかなり低いのである（厚生労働省 2004）。母子世帯 1 世帯当たりの収入 は、子どものいる世帯全体の収入の約半分であり（周 2008）、国際比較データによると、日本のひとり親世帯の貧困割合（.54）は OECD 諸国の中で最も高い（OECD 2011:216）。

それと同時に、日本では三世帯同居が比較的普及しており、子どもの祖父母による経済的、世話的および精神的援助により、ひとり親であることのデメリットがある程度相殺されている。全国母子世帯等調査によると、親と同居しているシングルマザーの割合は、2011 年には 29%（厚生労働省 2012）だった。西（2012a）が行った 2010 年国勢調査からの集計によっても、30%のシングルマザーが他の成人、主に自分の親と同居していることが分かった。Raymo and Zhou（2012）によると、他の成人（主に親）と同居しているシングルマザーは、非同居シングルマザーと比べ、経済状況と健康状態が比較的良いことが分かっている。親権のない父親が子どもの人生に果たす役割が限られている日本では、同居と（祖）父母による援助は、特に重要だと考えられる。

（2）ひとり親と親子間の触れ合い

アメリカではひとり親世帯の子どもは、非行、学校成績の不良、低学歴等の問題を抱え、若くして性的関係を持ったり薬物を使用したりするなどの行為に向かう傾向があると報告されている（e.g., Amato 2005; Biblarz and Gottainer 2000; Dunifon and Kowaleski-Jones 2002; McLanahan and Sandefur 1994; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994）。その主な原因は、ひとり親世帯における貧困や経済的不安定と考えられる。

しかし一方では、親子間の触れ合いや子育て方もまた重要である。母親の年齢、学歴、子どもの数や年齢など親子間の触れ合い時間に影響を与えそうな属性を一定としても、ひとり親はふたり親より子どもと関わる時間が短く、子どもの監督がより効果的ではない との実証結果がある（Sandberg and Hofferth 2001）。親子間の触れ合い方の相違点を具体的な例として挙げると、ひとり親は子どもと食事を共にする頻度が相対的に少なく（Musick and Meier 2012; Thomson, McLanahan and Curtin 1992; Stewart and Menning 2009）、遊んだり読み聞かせをしたり、宿題を手伝ったりなど、子どもと関わる時間がふたり親と比べて少ない（Astone and McLanahan 1991; Kendig and Bianchi 2008; McLanahan and Sandefur 1994）等が示されている。観測された効果は比較的小さい（Kendig and Bianchi 2008）が、親子で一緒に時間を過ごしたり、食事をしたりすることは、子どもの成績や素行にプラスの影響を与えることも示唆されている（Musick and Meier 2012; Sandberg and Hofferth 2001; Zick, Bryant, and Österbacka 2001）。

アメリカでは、ひとり親であることと親子間の触れ合いの質と量の関係については様々な考えがある。親の数が一人少ないことでもたらされる、子どもへの監督や、子どもの手本としての役割における明らかな影響に加え、シングルマザーは労働時間が相対的に長い、ストレスレベルが比較的高い、経済基盤が限られていることが強調されている (Carlson and Corcoran 2001; Conger, Conger, and Elder 1997; McLanahan and Percheski 2008; McLoyd et al. 1994; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994)。配偶者の収入がなく、自身も稼ぎが比較的限られている可能性がある多くのシングルマザーは経済的な不安を抱えており、また公的所得補助が限られているため、比較的長時間の労働を余儀なくされている。経済的不安は比較的効果的でない子育てに繋がっている (Conger et al. 1992) 一方で、長時間労働は子どもとの時間を奪い、効果的でない子育ての原因となる精神的ストレスにも悪影響を与える (Jackson, Brooks-Gunn, Huang, and Glassman 2000; Milkie et al. 2004)。あまり効果的でない子育てはまた、離婚後に起こる母親のうつの直接的、短期的な増加を反映している可能性がある (Amato 2000; Meadows, McLanahan, and Brooks-Gunn 2008)。さらに、子育てがあまり効果的でない、またはあまり子育てに従事しない親がひとり親になりやすい、希薄な親子関係が離婚やひとり親世帯になる可能性に与える影響を強調している (Fomby and Cherlin 2007; McLanahan and Percheski 2008; Painter and Levine 2000)。

(3) 居住形態とシングルマザー

日本と同様にアメリカでは、子ども以外の成人と同居するシングルマザーの割合が高く、いくつかの研究で、同居とそれに伴う家族のサポートが、ひとり親であることが子どもの well-being に与える負の影響を和らげる可能性とそのメカニズムが分析されている。米国における最近の統計では、34%のシングルマザーが他の成人と同居し (Kreider and Elliott 2009)、母子世帯の子どもの 14%が祖父母と同居している (Fields 2003)。子ども以外の同居者のいるシングルマザーのうち、約 40%は自分の親と生活していると報告している (Kalil, DeLeire, Jayakody, and Chin 2001)。自分の親と同居することは、若年者、未婚の母の間で特に一般的である (Gordon 1999; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

同居における子どもの well-being 上の意味合いは、共に生活する人が誰かによる。恋人と同居している場合、子どもの well-being は、非同居母子世帯の子どもとの間に差はなかった (Brown 2004; Dunifon and Kowaleski-Jones 2002; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994)。一方、祖父母との同居は、シングルマザーとその子どもいずれの well-being にも正の相関が見られたと報告されている (Aquilino 1996; Deleire and Kalil 2002; Dunifon and Kowaleski-Jones 2007; Gordon et al. 1997; Mutchler and Baker 2009)。例えば Deleire and Kalil (2002) によると、三世代同居しているひとり親世帯の子どもは、ふたり親世帯の子どもと学業成績はほぼ変わらず、ふたり親世帯の子どもと比べ、むしろ煙草もお酒もやらない傾向があることが分かった。三世代同居のメリットを考えると、経済基盤の共有、規模の経済、子ども

の世話のし易さ、そして高い社会的、精神的サポートが挙げられる (Casper and Bianchi 2002; Sigle-Rushton and McLanahan 2002)。

母親が子どもと共に過ごす時間に明白に焦点を当てているわけではないが、これらの研究によると、同居家族のサポートが、ひとり親が直面する経済的、時間的そして心理的な困難と子育てとの間の繋がりを弱める効果がある。その結果、三世代同居はシングルマザー世帯とふたり親世帯の間にある子どもの well-being の差を縮める役割を果たしているかもしれない。三世代同居の普及程度と親子の well-being との関係は、母子世帯を全て同種のグループとして扱うことに限界があることを意味する。世帯構造と社会的地位の世代間継続との関係を評価するにあたり、シングルマザーの居住形態を考慮することがとくに重要である。このことは、日本のような三世代同居やそれに伴う家族から得られるサポートが規範的で、「家族意識の強い」伝統をもつ国や、家族志向の福利国家 (Dalla Zuanna and Micheli eds. 2004) で特に当てはまるであろう。

本稿の目的は、日本においてひとり親であるということがどの程度子どもと共に過ごす時間と関連があるのか、その関係が(祖)父母との同居の有無にどの程度依存するのかを明確にすることである。高い貧困率や相対的に悪い健康状態と合わせ、日本のシングルマザーの高い就労率によって、子どもと一緒に過ごす時間が、ふたり親世帯に比べ短い可能性が示唆される。親との同居がアメリカにおける低収入のシングルマザーの間で重要な戦略であると考えられるのと同様に (Casper and Bianchi 2002; Stack 1974)、日本のシングルマザーも、ひとり親であることによる経済的、時間的、心理的ストレスを自分の親と同居することで緩和しようと試みているのかもしれない。同居が経済的安定を通じて労働時間を減少させたり、精神的サポートを提供したりすれば、同居は親子間の触れ合いの度合いを高めると予測される。一方、(祖)父母との同居により、母親の代わりに祖父母が子育てをするという範囲において、同居と母親が子どもと共に過ごす時間には負の関係があるとも予測される。

様々な要素により、日本のシングルマザーにとっての家族サポートの役割を研究することは、アメリカが主となっている同種の研究の裾野を広げる効果が期待できる。アメリカのように、日本はひとり親が益々一般的になり、そのうちとくにシングルマザーは不利な状況に置かれている。また日本も母子世帯に対する公的給付が削減され、就業による経済的自立を強調するような政策が取られるようになり、今後家族のサポートへの依存がますます高まると予想される。一方アメリカと異なり、日本では三世代同居は長らく一般的であり、援助が必要な家族の主なサポート手段として広く認識されている。しかし、日本のような家族主義的社会¹においてひとり親が増加することの意味合い、三世代同居やそれに伴う家族内のサポートの広がり、ひとり親世帯の増加がもたらすであろう親子間の触れ合いの減少や子どもの well-being の低下をどの程度食い止められるかについては殆ど注目されることはなか

¹ 家族主義的社会組織に関する詳細な議論は、Dalla Zuanna and Micheli Eds. (2004) を参照されたい。

った。日本の先行研究の中には、同居がシングルマザーであるデメリットを相殺する効果は殆どないことを示すものもある（阿部 2008; Ono 2010）が、ひとり親であるということと子どもの学業成績との繋がりにはアメリカよりも小さいことを明らかにすることで、三世帯同居の潜在的メリットをほのめかす研究もある（Park 2007）。

3 アプローチ

(1) データ

家族構成、三世帯同居、そして親子の触れ合いとの関係についての 4 つの研究課題に取り組むため、(独)労働政策研究・研修機構（JILPT）が 2011 年に行った子育て世帯全国調査（NSHC）のデータを使用する。NSHC は親と未成年の子どもがいる世帯が含まれ、ひとり親世帯がオーバーサンプリングされた全国世帯調査である。住民基本台帳のデータに基づき層化二段階無作為抽出法により、ふたり親世帯とひとり親世帯をそれぞれ 2,000 世帯抽出している。専門の調査員が自己記入式のアンケートを対象家庭に配布し、指定された日時に調査員が回収に行った。2,218 の回答者から有効回答が得られ、有効回収率は 56%だった（内、65%はふたり親世帯、35%はひとり親世帯である）。原則として子どもの母親が記入するように調査員が口頭で伝えているものの、一部のふたり親世帯票が父親により回答された。父親回答のふたり親世帯票（N=79）と父子世帯票（N=84）を分析対象から除外した結果、サンプル数は 2,055 となった。

全体の有効回答率は 56%で、同種の調査に比べても低い方ではないだが、集められたサンプル、とくに母子世帯サンプルの代表性について、若干の不安が残る。そのため、NSHC 調査における母子世帯の特徴と厚生労働省が行った 2011 年全国母子世帯等調査（NSSMH）の結果と比べてみた。2 つの調査サンプルは多くの部分でよく似たものであった。ただし、NSHC のデータにおいては、親と同居しているシングルマザーの割合が NSSMH と比べて高い（それぞれ 38%と 29%）。よって以下でまとめられた分析は、母子世帯における計画的なオーバーサンプリングとその回収率の低さを反映するため、ポスト層化ウエイト加重法（post-stratification weights）を用いた。

18 歳未満の子ども少なくとも一人と同居している母親に焦点を当てた結果、基本サンプル数は 1,931（649 はシングルマザー、1,282 は既婚の母親）となった。サンプルの合計から除外した 124 の母親のうち、24 人が子どもと同居しておらず、5 人は一番下の同居子どもが 19 歳以上だと回答していた、78 人は同居している子どもの年齢を答えておらず、17 人は子どもとの時間の過ごし方も同様にデータになかった。大部分（77%）のシングルマザーは離婚しており、3 分の 1（38%、n=244）を超える者は親と同居、一方、残りは親と非同居（55%）または、親以外の成人と生活していた（8%）。

（２）変数

NSHC 調査における 1 つの強みは、アメリカにおける親子間の触れ合いに関する研究（e.g., Carlson 2006; Thomson, Hanson, and McLanahan 1994）で使われた質問とほぼ同様に、回答者が子どもと過ごす時間と夕食を共にする頻度について聞いていることである。具体的には、「あなたは、ふだん（平日）、1 日当たり何時間程度（睡眠時間を除く）お子さんと一緒に過ごしていますか。」（Q1）そして「お子さんと一緒に夕食をする回数は、通常 1 週間にどのくらいありますか。」（Q2）という 2 つの説明がある。Q1 の答えには 6 つの選択肢が設けてあり、「6 時間以上」、「4 時間以上 6 時間未満」、「2 時間以上 4 時間未満」、「1 時間以上 2 時間未満」、「1 時間未満」、「ほとんどない」となっている。Q2 には 5 つの選択肢が設けており、「ほぼ毎日」、「週 4 日以上」、「週 2、3 日程度」、「週 1 日程度」、「ほとんどない」となっている。これらの選択肢は、高い数字ではより長い時間を子どもと共に過ごすことになるよう数値化し、ほぼ毎日なら 7、週 2、3 日程度なら 2.5、殆どないなら 0 といった形で 0-7 の間で中間値を設定した。

母子世帯ダミーは、現在結婚していないと答えた女性を 1、結婚している女性を 0 とした。アメリカでは母子世帯になる理由（離婚、死亡、未婚、不明）も、子どもの well-being に重要な影響を与えることが報告されている（Biblarz and Gottainer 2000; McLanahan and Sandefur 1994）ため、母子世帯になった理由も変数に含むことにした。上記にある通り、シングルマザーのうち 77% が離婚によるものである。さらに、シングルマザーになった経緯が不明である 9% の回答者も、殆どは離婚母子世帯ではないかと推測できる。また、死別母子世帯を除外して、推定結果の頑健性をチェックしたところ、結果が死別母子世帯の扱い方に依存するという証拠は見つからなかった。

回答者が同居している世帯員全ての関係性を特定するために、回答者に行った質問から親（義理の親を含む）との同居を確認した。親と同居しているシングルマザーの間では世帯分離が珍しくない（Raymo and Zhou 2012）という実証を踏まえると、この質問の言い回しは重要である。別世帯（一般的には親世帯）を含む 1 つの住宅内に、世帯分離を行うことは、恐らく児童扶養手当などの公的給付の受給資格が世帯収入によって決められているからである。世帯構成員全般について尋ねているだけでなく、NSHC 調査は、家計を共にしていない人も含め、回答者と同居している全ての人々について具体的に尋ねている。これにより、同じ世帯構成員だけの調査で可能になるものより、同居をより広い定義でとらえることができる。結婚している母親の中で、26% は三世代同居であり、うち 18% は夫の親との同居、8% が自分の親と同居している。三世代同居をしているほぼ全て（97%）のシングルマザーのうち 38% が自分の親と同居している。義理の親と生活をしている 8 人のシングルマザーのうち、5 人は夫と死別、2 人はシングルマザーとなった経緯が不明、1 人は離婚していた。

「親子間の触れ合い」の度合いをあらわす 2 つの変数（「ふだん子どもと一緒に過ごす時間数」または「子どもと夕食をともにする回数」）について、それぞれ 4 つの線形モデルで

推定した。モデル1では、配偶者の有無、居住形態、母親の年齢、最終学歴、子どもの年齢そして同居子どもの数が説明変数に含まれている。

母親の年齢は連続変数（21～64歳）である。母親の最終学歴は、「高等学校以下」、「専修・各種学校及び短大・高等専門学校」、および「大学・大学院」という3つのカテゴリで分類されている。基礎集計の結果に基づき、同居している子どもの数が連続変数（1～4人）として、同居子どもの年齢が4つの年齢階層（5歳以下、6～15歳、16～18歳、19歳以上）の子どもの有無としている。アメリカで既存の研究データに基づけば、子どもと共に過ごす時間は、若い子どもがいることと母親の学歴の間に正の相関があるが、母親の年齢、子どもの数、そして年上の子どもがいることとの間には負の相関があると予測される。

モデル1（基本モデル）によって、最初の研究課題—シングルマザーであることと親子間の触れ合いとの間に相関はあるのか—に対処することが可能である。三世帯同居にひとり親世帯の特徴を和らげる役割があるか否かという2つ目の課題に対処するために、モデル2はモデル1を拡張し、母子世帯ダミーと親との同居ダミーの交差項を含むことにした。モデル2では、親と同居しているシングルマザーと非同居シングルマザーとの比較、および両方のシングルマザーと既婚の母親との比較にとくに関心がある。モデル3では、母親の労働時間、世帯年収、そして母親のストレスと精神的健康度（CES-D得点）を説明変数に加え、母子世帯であるということ、（祖）父母との同居、そして子どもとの触れ合いの関係が、どの程度これらの要素によって説明されるかを分析した。これらの説明変数を加えることで仮定された三世帯同居のメリットを反映したこれらの変数をコントロールした時、モデル2で観測される違いがどの程度変化するかを調べることで、3つ目の課題に対処することが可能である。

母親の労働時間は1週間の労働時間（残業を含む）である。この指標において、調査段階で雇用されていない人は0と定義した。子どもと過ごす時間との間には非線形関係があることを示した予備分析に基づき、非ゼロ変数を四分位（四分位での平均労働時間はそれぞれ18、33、41、そして51である）に分割した。等価年間世帯所得は、税込み年間世帯総所得（給与所得以外も含む）を世帯人数の平方根で除いたもので、世帯内の収入共有と規模の経済を考慮した指標である（Smeeding, Rainwater, and Burtless 2001）。比較的多くの回答者（ $n = 433$ 、分析対象の22%）がこの質問に答えなかったため、有効回答を三分位値に分割し、欠損値を4つ目のカテゴリとして加えた。ワーク・ライフ・コンフリクト（*Work-family conflict*）については、昨年どの位の頻度で(a)仕事で疲れきってしまい家事や育児等ができなかった、(b)仕事の時間が長すぎて家事や育児を果たすことが難しい、そして(c)家事の負担があるために仕事に集中できない、という3つの質問の回答を合計して計算した母親のストレス指数である。六つの選択肢は「全くない」（0点）から「毎日」（5点）で、得点範囲は0～15点（ $\alpha = .80$ ）になっている。母親の精神的健康度は、うつ傾向の判定によく使われているCES-D指標の7項目型を利用して計測した。具体的には、7つの項目

（「励ましてもらっても気分が晴れない」、「物事に集中できない」、「落ち込んでいる」、「何をするのも面倒だ」、「なかなか眠れない」、「生活を楽しんでいる」²、「悲しいと感じる」）について、回答者が「ほとんどない」（0点）、「1～2日」（1点）、「3～4日」（2点）、「5日以上」（3点）のいずれかを選択する。CES-D 指標の得点範囲は 0～21 点（ $\alpha = .86$ ）となっている。

以上の複数モデルを推定することによって、母子世帯であることと親子間の触れ合いとの間に相関があるのか否か、その関係性は親との同居によってどの程度緩和されるのかを直接的に評価することが可能である。しかし、観測された違い、すなわち母子世帯かふたり親世帯かの違い、あるいは親と同居しているか否かの違いが、因果関係なのか相関関係なのか（causal or correlational）は判断できない。これまで述べたように、ひとり親とその子どもの well-being に関する研究は、ひとり親の因果効果を特定するのに相当な労力を費やしてきた（e.g., Cherlin et al. 1991; Painter and Levine 2000）。同様に、居住形態の役割についての研究によって、三世同居に対する自主選択（self-selection）の潜在的な重要性が認識されている（Deleire and Kalil 2002; Sigle-Rushton and McLanahan 2002, 2004）。

第 3 のモデルでは、親との同居によってシングルマザーの長時間労働が軽減され、経済的・精神的ストレスが緩和される手助けとなることで親子間の触れ合いが増える、という仮説をテストすることができる。しかし、これらのモデルは、親子間の触れ合いの頻度が、より子育てに効率的かつ積極的な親が、自分の親との同居を選択するという事実を反映しているのではないか、という仮説をテストすることはできない。このような自主選択は、祖父母のサポートを望んでいることあるいはよりよい三世関係、またはその両方を反映しているかもしれない。あるいは、それ程子育てに積極的でない親が、自分の親からのプレッシャーに答える形で同居している可能性があるのかもしれない（e.g., Gordon et al. 2004）。本稿のデータがクロスセクションであり、妥当な操作変数がないことに鑑み、これらの潜在的な内生性について追究しなかった。仮に、子育てにより積極的な親が同居を自主選択するならば、今回の結果は親子間の触れ合いにおける同居のメリットが過大評価されることになる。同様に、仮に、あまり効率的・積極的に子育てをしない親に、より同居の傾向があるのなら、ここでの結果は、同居のメリットを過小評価することになる。結果の解釈にはこれらを念頭におくべきである。

4 結果

（1）記述統計

表 9-1 では、世帯類型別に主要な変数の記述統計値が示されている。始めの 2 列をみると、ふたり親世帯に比べて母子世帯の母親は、子どもと過ごす平均時間数やともに夕食す

² この項目のみが逆配点である。

る回数が少ないことが分かる。いずれの項目でも、これらの差は約1ポイント（1時間または1日）で、統計的に有意である。子どもとの触れ合いが少ないことに加え、シングルマザーはそれ以外の面で既婚の母親と異なっている。シングルマザーは親と同居している傾向が高く（それぞれ.38と.25）、高卒以下学歴層の割合が高い（それぞれ.56と.42）、子どもの数が少なく（それぞれ1.70と1.97）、未就学の子どもがいる割合が低い（それぞれ.19と.41）。

表9-1 世帯類型別記述統計

変数名	母子世帯		ふたり親世帯	
	平均値/割合	標準偏差	平均値/割合	標準偏差
ふだん子どもと一緒に過ごす時間数（日あたり）	4.45	2.01	5.53	1.81
子どもと夕食をともにする回数（週あたり）	5.43	2.28	6.46	1.44
親と同居	0.38		0.25	
年齢	39.70	6.76	39.49	6.56
最終学歴				
中学校・高校	0.56		0.42	
短大/高専/各種専門学校	0.33		0.40	
大学/大学院	0.10		0.18	
同居子ども数	1.70	0.71	1.97	0.77
6歳未満の同居子どもあり	0.19		0.41	
6-15歳の同居子どもあり	0.75		0.70	
16-18歳の同居子どもあり	0.29		0.14	
19歳以上の同居子どもあり	0.15			
母子世帯となった理由				
離婚			0.81	
死別			0.09	
未婚出産			0.05	
不明			0.05	
1日あたり仕事と通勤時間数	7.55		4.24	
ゼロ	0.15		0.39	
第1四分位	0.13		0.26	
第2四分位	0.20		0.13	
第3四分位	0.30		0.13	
第4四分位	0.22		0.10	
ワーク・ライフ・コンフリクト（0-15点）	6.16	4.21	3.61	4.02
うつ傾向：CES-D得点（0-21点）	5.76	5.07	3.44	3.61
等価世帯所得（単位：百万円）	1.63		3.11	
第1三分位	0.56		0.15	
第2三分位	0.20		0.33	
第3三分位	0.07		0.37	
不明	0.18		0.15	
親による援助：子どもの世話あり	0.39		0.32	
親による援助：家事の援助あり	0.32		0.20	
親による援助：生活費の援助あり	0.15		0.06	
親による援助：住宅資金・家賃援助あり	0.11		0.03	
親による援助：子どもの教育費の援助あり	0.08		0.02	
N	560		1,164	
総標本に占める割合	0.32		0.68	

前述の先行研究の結果と一致して、既婚の母親と比べ、シングルマザーは労働時間が長く（就業時間数が中位値以上の割合はそれぞれ.52 と.23）、低所得（等価ベース）世帯の割合は高く（第1三分位所得の世帯の割合はそれぞれ.56 と.15）、ワーク・ライフ・コンフリクト（得点はそれぞれ 6.16 と 3.61）やうつ傾向の度合い（CES-D 得点はそれぞれ 5.76 と 3.44）が高い。さらに、シングルマザーは、自分の親から様々な形でのサポートを受ける傾向があることも分かった。配偶者の有無と居住形態でそれぞれ世帯収入、労働時間、CES-D 指標を集計すると、事前の予測と一致して非同居シングルマザーの収入が最も低かったことが明らかになった（結果省略）。一方予測とは異なり、シングルマザーの労働時間数とCES-D 得点は、異なった居住形態の間で差が見られなかった。

（2）推定結果 1：子どもと過ごす時間

子どもと過ごす時間および夕食を子どもと共にする頻度についての推定結果は、それぞれ表9-2、表9-3の通りである。表9-2モデル1の結果では、居住形態、年齢、学歴、子どもの数、そして子どもの年齢を一定とすると、シングルマザーは既婚の母親と比べ、子どもと共に過ごす時間が短いことが示されている。母子世帯ダミーの係数推定値（-.88）は従属変数の標準偏差の約 1.5 倍に等しい。一方興味深いことに、母子世帯であることと子どもと共に過ごす時間数における負の関係は、未婚出産が理由で母子世帯となった少数のグループには当てはまらない。未婚出産のシングルマザーと既婚の母親との違い（-.88 + .52 = -.36）は有意にゼロと変わらない。同様に死別シングルマザーと既婚母親との違い（-.88 + .34 = .54）も 10%有意水準（ $p < .10$ ）においてのみ有意である。他の説明変数において、子どもと共に過ごす時間は、親との同居、母親の年齢、そして年齢の高い子どもの有無と負の関係があり、就学前の子どもとは正の関係、また母親の学歴や同居子ども数とは無関係と示されている。

モデル 2 によると、配偶者の有無と居住形態の関わりを表す推定値によって、（祖）父母との同居と子どもと過ごす時間の間にある負の関係は、既婚の母親よりシングルマザーの方がより強いことが示されている。さらに、親と同居しているシングルマザーは非同居シングルマザーに比べ、子どもと共に過ごす時間数が.83 ポイント（-.44 + -.39）短い（親と離れて生活している、シングルマザーと既婚母親の間も同様な違いが見られる）。モデル 2 の結果は三世代同居が経済的、物理的サポートやストレスの軽減を通じて親子間の触れ合いを促しているというシナリオとは異なるが、祖父母が母親の代わりに子どもと共に時間を過ごしている、同居が母親の就業を促している、またはあまり子育てに積極的でない母親に親と同居する傾向が比較的強いというシナリオには整合的である。

モデル3は、労働時間、世帯収入そしてストレスの違いをコントロールすることで、母子世帯ダミーの係数値が下がり（-0.71から -0.12へ）、非同居シングルマザーは子供と共に過ごす時間において、もはや既婚の母親と統計的な差はないことが示されている。一方で、親

との同居は、引き続き子供と共に過ごす時間を有意に減らす結果となっている。このことは特にシングルマザーにおいて当てはまる。非同居シングルマザーと比べると、親と同居しているシングルマザーは、子供と過ごす時間は0.75ポイント低い（「通勤+就業時間数」が第4四分位に属するフルタイム就業の母親と無業母親の間にも同様な差異が見られる）。モデル2に比べて、モデル3で母子世帯ダミーの係数推定値が小さくなった背景には、既婚母親に比べてシングルマザーの長時間労働の割合が高いことや、ワーク・ライフ・コンフリクトが多いことが反映されている。また、係数推定値が小さく統計的に有意ではないことから、母親の精神的健康度および世帯の経済状況は、子供と過ごす時間数においてはそれほど重要な説明要因ではないことが分かる。

表9-2 ふだん子どもと一緒に過ごす時間数の推定結果（OLSモデル）

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	t 値						
母子世帯	-0.88	-8.00	-0.71	-5.42	-0.12	-0.80	-0.10	-0.70
親と同居	-0.42	-3.95	-0.39	-3.49	-0.21	-1.99	-0.16	-1.55
母子世帯×親と同居			-0.44	-2.12	-0.54	-2.80	-0.54	-2.79
年齢	-0.03	-2.68	-0.03	-2.71	-0.02	-2.68	-0.03	-2.80
学歴 ^a								
短大/高専/各種専門学校	-0.03	-0.29	-0.03	-0.27	0.10	1.10	0.10	1.13
大学/大学院	-0.18	-1.38	-0.18	-1.36	0.05	0.38	0.05	0.41
同居子ども数	0.08	1.08	0.07	1.05	0.03	0.48	0.04	0.59
6歳未満の同居子どもあり	0.71	5.16	0.71	5.16	0.60	5.18	0.60	5.18
6-15歳の同居子どもあり	-0.10	-0.75	-0.1	-0.74	-0.01	-0.10	-0.01	-0.11
16-18歳の同居子どもあり	-0.71	-4.38	-0.71	-4.39	-0.52	-3.57	-0.52	-3.55
19歳以上の同居子どもあり	-0.57	-2.94	-0.56	-2.93	-0.49	-2.83	-0.49	-2.8
母子世帯となった理由 ^b								
死別	0.34	1.10	0.28	0.92	-0.12	-0.39	-0.13	-0.4
未婚出産	0.52	1.34	0.49	1.30	0.34	0.89	0.36	0.93
不明	0.16	0.48	0.18	0.55	0.15	0.46	0.15	0.46
1日あたり仕事と通勤時間数 ^c								
ゼロ					0.81	4.21	0.79	4.13
第1四分位					0.76	4.59	0.74	4.49
第2四分位					0.00	0.01	-0.02	-0.12
第4四分位					-0.09	-0.47	-0.09	-0.44
ワーク・ライフ・コンフリクト（0-15点）					-0.11	-5.95	-0.11	-5.95
うつ傾向：CES-D得点（0-21点）					-0.01	-0.91	-0.01	-0.95
等価世帯所得 ^d								
第2三分位					-0.08	-0.66	-0.08	-0.66
第3三分位					-0.13	-1.02	-0.11	-0.87
不明					0.00	0.00	0.01	0.05
親による援助：子どもの世話 ^e							0.08	0.75
親による援助：家事 ^e							-0.16	-1.63
親による援助：生活費の援助 ^e							0.09	0.79
親による援助：住宅資金・家賃援助 ^e							-0.08	-0.64
親による援助：子どもの教育費の援助 ^e							0.13	1.00
定数項	6.65	16.07	6.66	16.09	6.39	15.74	6.39	15.57
N	1,709		1,709		1,709		1,709	
自由度	13		14		23		28	
決定係数R ²	0.22		0.22		0.38		0.38	

基準グループ： a)中学校・高校, b)離婚, c)第3四分位, d)第1三分位, e)なし

三世代同居の母親、とくに同居シングルマザーが子供と過ごす時間が有意に少ないのは、(祖)父母が子どもの世話的援助またはそれ以外の形で母親をサポートしているからかもしれない。それを確かめるために、親から受ける5種類の援助の有無を、新たな説明変数としてモデル4に付け加えた。興味深いことに、いかなる種類の援助も親子の時間に有意な影響を与えていないが、親との同居の係数はモデル3と比べて幾分減少し、 $p < .05$ 水準では有意ではなくなった。上記の結果をもって、親との同居は、既婚母親の親子触れ合い時間との間に弱い相関関係しかないものの、シングルマザーの親子触れ合い時間との間に強い相関関係がある(親と同居しているシングルマザーと非同居シングルマザーとの違いは $-0.16 - 0.54 = -0.70$ ポイントである)と解釈する。三世代同居が親子触れ合い時間に与える影響の大きさが同居と非同居シングルマザーの間に予想を上回る大きな差異が見られたことについては理由が2つあると考えられる。1つ目の理由は、(祖)父母との同居によって、モデル4で定義した5種類の(祖)父母援助では十分捕捉できない代替的育児サポートが提供されたというものである。2つ目の理由は、親と同居しているシングルマザーは、データから観察されない属性部分で、非同居シングルマザーと異なっていたというものである。例えば、三世代同居と親子が共に過ごす時間の両方に影響を与えそうな子供の属性(例えば素行問題の有無)、母親における就業時間以外の時間の需要、子供と共に時間を過ごすことに対する母親の熱心さなどである。

(3) 推定結果2：子どもと夕食を共に取る回数

表9-3にある、子どもと夕食を共に取る頻度についての推定結果は表9-2と似ている。モデル1では母子世帯ダミーの係数推定値が負で有意であり、係数の大きさ(-1.02)は被説明変数である夕食回数の標準偏差の0.5倍以上である。また、表9-2の推定結果と同様、親との同居と就学年齢児童の有無は、子どもとの夕食回数に負で有意な影響を与えている。一方、夕食を共に取る頻度は、母親の年齢や未就学児の有無とは有意な相関関係が見られず、離婚シングルマザーと死別または未婚出産のシングルマザーとの違いも統計的に有意ではなかった。

モデル2の結果も同様に、三世代同居と夕食回数との間にある負の関係は、シングルマザーにおいて顕著に出ている。非同居シングルマザーと比べると、親と同居しているシングルマザーは、子どもと夕食を共に取る回数が、0.78ポイント低い(週に1回程度夕食の回数が少なく、0.5弱の標準偏差分に相当)。親と同居している既婚母親と比べると、同居シングルマザーにおける子どもとの夕食回数は1.36ポイント低い。つまり、居住形態にかかわらずシングルマザーは、既婚の母親と比べ子どもと夕食を取る頻度は有意に低い。

モデル3では、母子世帯ダミーと親との同居ダミーの係数(絶対値)は小さくなっており、同居と非同居既婚母親の違い(-0.16)は $p < .05$ の有意水準において、もはや統計的に

有意ではない。これは、親と同居している母親が比較的長い時間働いていることを反映している。一方、通勤と就業時間、労働に伴うストレス、精神的健康度、世帯収入等の条件を一定とすると、親と同居しているシングルマザーは、非同居シングルマザーや両居住形態の既婚母親と比べ、子どもと食事をする頻度は少なかった。

モデル4の結果は、表9-2の関連したモデルと同様、5種類にある(祖)父母からの援助はいずれも統計的に有意ではないことを示している。ここでも、シングルマザー、とくに三世帯同居のシングルマザーが子どもと夕食を共に取る回数は、統計的に顕著に低くなっているままである。

表9-3 子どもと夕食をともにする回数の推定結果 (OLSモデル)

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
母子世帯	-1.02	-8.64	-0.81	-5.94	-0.55	-3.49	-0.56	-3.54
親と同居	-0.26	-2.62	-0.23	-2.15	-0.16	-1.62	-0.09	-0.92
母子世帯×親と同居			-0.55	-2.48	-0.55	-2.50	-0.52	-2.35
年齢	-0.01	-1.11	-0.01	-1.16	-0.01	-0.96	-0.01	-1.17
学歴 ^a								
短大/高専/各種専門学校	-0.07	-0.76	-0.07	-0.74	-0.03	-0.29	-0.02	-0.23
大学/大学院	-0.06	-0.53	-0.06	-0.5	0.05	0.43	0.05	0.47
同居子ども数	0.05	0.79	0.04	0.74	0.01	0.21	0.02	0.34
6歳未満の同居子どもあり	-0.08	-0.67	-0.08	-0.67	-0.1	-0.84	-0.1	-0.82
6-15歳の同居子どもあり	-0.28	-2.42	-0.28	-2.41	-0.22	-1.87	-0.22	-1.94
16-18歳の同居子どもあり	-0.58	-3.91	-0.59	-3.93	-0.46	-3.1	-0.47	-3.15
19歳以上の同居子どもあり	-0.04	-0.25	-0.04	-0.24	0.00	0.02	0.00	0.01
母子世帯となった理由 ^b								
死別	0.26	0.84	0.19	0.61	0.05	0.15	0.06	0.18
未婚出産	0.33	0.82	0.3	0.76	0.21	0.52	0.22	0.54
不明	0.30	0.85	0.33	0.95	0.36	1.14	0.34	1.08
1日あたり仕事と通勤時間数 ^c								
ゼロ					0.4	2.17	0.38	2.06
第1四分位					0.36	2.31	0.35	2.26
第2四分位					0.35	2.09	0.35	2.06
第4四分位					0.04	0.22	0.04	0.22
ワーク・ライフ・コンフリクト (0-15点)					-0.04	-2.28	-0.04	-2.24
うつ傾向: CES-D得点 (0-21点)					-0.03	-2.31	-0.03	-2.36
等価世帯所得 ^d								
第2三分位					0.13	1.20	0.13	1.19
第3三分位					-0.13	-1.06	-0.13	-1.05
不明					-0.05	-0.33	-0.05	-0.36
親による援助: 子どもの世話 ^e							-0.01	-0.15
親による援助: 家事 ^e							-0.12	-1.14
親による援助: 生活費の援助 ^e							-0.08	-0.69
親による援助: 住宅資金・家賃援助 ^e							-0.07	-0.5
親による援助: 子どもの教育費の援助 ^e							0.17	1.26
定数項	7.24	16.07	7.25	20.73	7.09	19	7.21	18.73
N	1,710		1,710		1,710		1,710	
自由度	13		14		23		28	
決定係数R ²	0.07		0.07		0.12		0.12	

基準グループ: a)中学校・高校, b)離婚, c)第3四分位, d)第1三分位, e)なし

5 考察

本稿は、日本における親子間の触れ合い頻度について、母子世帯とふたり親世帯の違いを確認した上で、それらの違いが（祖）父母との三世同居にどの程度依存するのかを分析し、母親の配偶者の有無と居住形態による影響を検証したものである。単純集計の結果から、シングルマザーは既婚母親と比べて、子どもと過ごす時間が短く、食事を共に取る頻度も少ないことが分かった。この結果は、近年日本では離婚率が上昇していることを鑑みると重要である。最新の統計によると、全結婚件数のうち、約3分の1は離婚に終わり、親権のない離別父親のほとんどは子どもの養育費を支払わず、子どもの人生にほとんど関わらない。

本稿の分析結果はまた、競争的な教育環境下（Hirao 2007）に置かれている日本の子どもにとって、母親によるケアの投入（maternal investment）がとくに重要かもしれないこと、離婚は低い社会経済階層に集中していること（Ono 2009; Raymo, Fukuda, and Iwasawa, 2013）を考慮すると重要であろう。低学歴の母親においては母子世帯の割合がとくに高いことから（表9-1）、母子世帯における親子間の触れ合いが比較的少ないという本稿の知見は、社会経済的地位の世代間連鎖の研究に重要な意味合いを持つ可能性がある。

アメリカの先行研究と同様に、日本を対象とする本稿の分析結果も、居住形態と親子間の触れ合いの関係は、ある種の曖昧な部分が残っている。非同居シングルマザーが子どもと過ごす時間は、労働時間数やワーク・ライフ・コンフリクトの高さ等の要素をコントロールすると、既婚母親（居住形態にかかわらず）との間にその差は顕著ではなかった。一方、親と同居しているシングルマザーは、様々な個人的および世帯属性を一定とすると、既婚母親および非同居シングルマザーと比べ、子どもと過ごす時間が有意に少なかった。夕食を共に取る頻度について検討しても、やはり親と同居しているシングルマザーは、他の3つのグループと比べて少ないことが分かった。子どもと過ごす時間とは異なり、非同居シングルマザーは子どもと夕食を共に取る頻度が、たとえ労働時間、ワーク・ライフ・コンフリクト、他の特徴の違いを考慮したとしても、既婚の母親（居住形態にかかわらず）より少ないことが分かった。

これらの分析結果における直接的な解釈は、日本のような「家族の絆の強い」社会では、母子世帯に見られる親子間の触れ合い頻度の低さは、（祖）父母との三世同居によっても、あまり改善されないということである。このような解釈は、日本を含む東アジア諸国のようにひとり親世帯への公的支援が比較的限られているにもかかわらず、ひとり親であることの不利益は比較的少ない（Park 2007）ことを示した他の研究と矛盾する。また、（祖）父母の援助（同居を含むがそれだけに限らない）を受けることで、日本で増え続ける母子世帯の間に起きる恐れのある社会経済階層の世代間固定化を軽減させるような効果が、これまでの研究で考えられていたほどは顕著ではない可能性を示していると言える。

もう一つの解釈は、祖父母との同居（特に祖母との同居）が、孫と共に過ごしたり、食事を共にしたりすることにより、母親代わりの役割を果たしているというものである。この

場合、居住形態とシングルマザーの well-being に関する先行研究 (Raymo and Zhou 2012) で示唆されたように、(祖) 父母の援助は、離婚が子育てにもたらす負の影響を相殺し、母子世帯の増加と母親や子どもにおける不平等との関係を和らげるのかもしれない。このシナリオの妥当性を直接判断するために、祖父母と孫の触れ合いにおける直接的な測定値あるいは子どもの well-being を表す変数が必要となるであろうが、残念ながら、こうした指標は NSHC データから得られなかった。しかし、今回の調査では、関連の可能性を示唆する間接的証拠があった。例えば、親と同居しているシングルマザーは、非同居シングルマザーと比較して、労働時間が長いだけでなく、子育てにおいて親からのサポートを得ていると回答する割合も高かった。ただし、調査結果では子どもの健康、素行、そして成績に対する母親の心配度は、同居と非同居母子世帯の間に顕著な差異が観察されておらず、祖父母が提供するケアは限界があり、母親によるケアの完全なる代替とはならないことも同時に示唆している。

今回の結果における3つ目の解釈は、観測された関係は、シングルマザーの子育てのスタイルまたは好みと同居の選択との関係を反映しているというものである。親との同居を選んだシングルマザーは、子どもと共に過ごす時間をあまり優先しない、子どもとあまりよい関係を築けていない、または子育てにあまり専念できないことと相関するような個性や健康状態を持つ人々に偏っていた可能性がある。その影響で、三世同居では親子間の触れ合いがより少なくなるという結果につながる。また、自分の親が自分の子どものために積極的に時間を割いて子どもをケアしてくれる、またはケアするだろうとより強く信じているシングルマザーは、より同居をする傾向があるのかもしれない。ただし、同居の選択プロセスの違いに関するこれらの仮説は、今回のデータでは検証できない。

今回の結果は、日本で母子世帯の増加がもたらす潜在的な意味合いを理解する上で重要な結果を示す一方、これまでにいくつかの留保点も強調してきた。まず、子育て世帯全国調査 (NSHC) は、子どもの well-being を直接測るデータを集めていなかった。親子の触れ合いは、理論的にも実証的にも子どもの現状に大きく関わっているが、最終的な興味の対象である、母子世帯と子どもの well-being との関係については直接的に推論できない。先述の通り、このような推測に対する特に重大な障壁は、祖父母が子どもと過ごす時間と、父親が子どもと過ごす時間に関する情報がないことである。子ども側からではなく母親側から見た子どもとの時間に焦点を当てているため、子供と同居している大人との触れ合いは実態よりも控えめに評価され、世帯構成と子どものアウトカムとの間の繋がりについて直接的に推論することを困難にする。もし同居(祖)父母が子どもへ高質なケアを提供すれば(もちろん、祖父母の援助は母親の労働投入や自身への教育投資を可能にしている側面もある(e.g., Hao and Brinton 1997; Sasaki 2002))、三世同居の母子世帯における親子間の触れ合いがより少ないという結果は、子どもの well-being の低下や世代間負の連鎖を示唆するものではなくなる。これらの可能性に関する検証は今後の研究課題としたい。

参考文献

- 阿部彩(2008)『子どもの貧困－日本の不公平を考える』岩波新書
- 阿部彩・大石亜希子(2005)「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会（143-161）
- 厚生労働省(2004)『社会福祉行政業務報告』
- 厚生労働省(2012)『平成23年度全国母子世帯等調査結果報告』
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『人口統計資料』：国立社会保障・人口問題研究所
- 周燕飛(2008)「母子世帯の「いま」－増加要因・就業率・収入等」労働政策研究報告書No.101『母子家庭の母への就業支援に関する研究』（26-38）
- 田宮遊子・四方理人(2007)「母子世帯の仕事と育児－生活時間の国際比較から－」『季刊社会保障研究』Vol. 43, 219-231.
- 西文彦(2012a)「シングル・マザーの最近の状況(2012年)」
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/single4.pdf>
- 西文彦(2012b)「シングル・ファザーの最近の状況(2012年)」
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/pdf/zuhyou/singlef2.pdf>
- Abe, A. K. (2003) Low-income people in social security systems in Japan. *Japanese Journal of Social Security Policy*, 2, 59-70.
- Amato, P. R. (2000) The consequences of divorce for adults and children. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 1269-1287.
- Amato, P.R. (2005) The impact of family formation change on the cognitive, social, and emotional well-being of the next generation. *The Future of Children*, 15, 75-96.
- Amato, P. R. & Keith, B. (1991) Parental divorce and the well-being of children: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 110, 26-46.
- Aquilino, W. S. (1996) The life course of children born to unmarried mothers. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 293-310.
- Aronson, S. & Huston, A. (2004) The mother-infant relationship in single, cohabiting, and married families: A case for marriage? *Journal of Family Psychology*, 18, 5-18.
- Asmussen, L. & Larson, R. (1991) The quality of family time among young adolescents in single-parent and married-parent families. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 1021-1030.
- Astone, N. M. & McLanahan, S. S. (1991) Family structure, parental practices and high-school completion. *American Sociological Review*, 56, 309-320.

- Biblarz, T. J. & Gottainer, G. (2000) Family structure and children's success: A comparison of widowed and divorced single-mother families. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 533-548.
- Black, M. M. & Nitz, K. (1996) Grandmother co-residence, parenting, and child development among low income, urban teen mothers. *Journal of Adolescent Health*, 18, 218-226.
- Brandon, P. D. (2005) Welfare receipt among children living with grandparents. *Population Research and Policy Review*, 24, 411-429.
- Brinton, M. C. (2001) Married women's labor in East Asian economies. In M. C. Brinton (Ed.), *Women's working lives in East Asia* (pp. 1-37) Stanford, CA: Stanford University Press.
- Brown, S. L. (2004) Family structure and child well-being: The significance of parental cohabitation. *Journal of Marriage and the Family*, 66, 351-367.
- Bryson, K. & Casper, L. M. (1999) *Coresident grandparents and grandchildren*. Current Population Reports, pp.23- 198. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Carlson, M. J. (2006) Family structure, father involvement and adolescent behavioral outcomes. *Journal of Marriage and the Family*, 68, 137-154.
- Carlson, M. J. & Corcoran, M. E. (2001) Family structure and children's behavioral and cognitive outcomes. *Journal of Marriage and the Family*, 63, 779-792.
- Casper, L. M. & Bianchi, S. M. (2002) *Change and continuity in the American family*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Chase-Lansdale, P., Brooks-Gunn, J., & Zamsky, E. (1994) Young African-American multigenerational families in poverty: Quality of mothering and grandmothering. *Child Development*, 65, 373-393.
- Cherlin, A.J., Furstenberg, F.F., Chase-Lansdale, P. L., Kiernan, K. E., Robins, P. K., Morrison, D. R., & Teitler, J. O. (1991) Longitudinal studies of effects of divorce on children in Great-Britain and the United-States. *Science*, 252, 1386-1389.
- Conger, R. D., Conger, K. J., & Elder Jr., G. H. (1997) Family economic hardship and adolescent adjustment: Mediating and moderating processes. In G. Duncan and J. Brooks-Gunn (Eds.) *Consequences of growing up poor* (pp. 288-310) New York: Russell Sage Foundation.
- Conger, R. D., Conger, K. J., Elder Jr., G. H., Lorenz, F. O., Simons, R. L., & Whitbeck, L. B. (1992) A family process model of economic hardship and adjustment of early adolescent boys. *Child Development*, 62, 526-541.
- Dalla Zuanna, G. & Micheli, G. A. (Eds.) (2004) *Strong family and low fertility: A paradox? New perspectives in interpreting contemporary family and reproductive behavior*. Dordrecht, Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

- DeLeire, T. & Kalil, A. (2002) Good things come in threes: Single-parent multigenerational family structure and adolescent adjustment. *Demography*, 39, 393-413.
- Duncan, G. J. & Brooks Gunn, J. (Eds.) (1997) *Consequences of growing up poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, G., Yeung, W., Brooks-Gunn, J., & Smith, J. (1998) How much does childhood poverty affect the life chances of children? *American Sociological Review*, 63, 406-423.
- Dunifon, R. & Kowaleski-Jones, L. (2002) Who's in the house? Race differences in cohabitation, single parenthood, and child development. *Child Development*, 73, 1249-1264.
- Dunifon, R. & Kowaleski-Jones, L. (2007) The influence of grandparents in single-mother families. *Journal of Marriage and the Family*, 69, 465-481.
- Ellwood, D. T. & Jencks, C. (2004) The uneven spread of single-parent families: What do we know? Where do we look for answers? In K. Neckerman (Ed.), *Social Inequality* (pp. 3-78). New York: Russell Sage Foundation.
- Entwisle, D. R. & Alexander, K. L. (1996) Family type and children's growth in reading and math over the primary grades. *Journal of Marriage and the Family*, 58, 341-355.
- Ezawa, A. & Fujiwara, C. (2005) Lone mothers and welfare-to-work policies in Japan and the United States: Towards an alternative perspective. *Journal of Sociology & Social Welfare*, 32, 41-63.
- Fields, J. (2003) *Children's living arrangements and characteristics: March 2002*. Current Population Reports, pp.20- 547. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Fomby, P. & Cherlin, A. J. (2007) Family instability and child well-being. *American Sociological Review*, 72, 181-204.
- Gordon, R. A. (1999) Multigenerational coresidence and welfare policy. *Journal of Community Psychology*, 27, 525-549.
- Gordon, R. A, Chase-Lansdale, P. L., & Brooks-Gunn, J. (2004) Extended households and the life course of young mothers: Understanding the associations using a sample of mothers with premature, low birth weight babies. *Child Development*, 75, 1013-1038.
- Gordon, R. .A, Chase-Lansdale, P. L., Matjasko, J. L., & Brooks-Gunn, J. (1997) Young mothers living with grandmothers and living apart: How neighborhood and household contexts relate to multigenerational coresidence in African American families. *Applied Developmental Science*, 1, 89-106.
- Hampden-Thompson, G. & Pong, S. L. (2005) Does family policy environment moderate the effect of single-parenthood on children's academic achievement? A study of 14 European countries. *Journal of Comparative Family Studies*, 36, 227-249.

- Hao, L. X. & Brinton, M. C. (1997) Productive activities and support systems of single mothers. *American Journal of Sociology*, 102, 1305-1344.
- Hirao, K. (2007) The privatized education market and maternal employment in Japan. In F. M. Rosenbluth (Ed.). *The political economy of Japan's low fertility* (pp. 170-200). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Jackson, A., Brooks-Gunn, J., Huang, C., & Glassman, M. (2000) Single mothers in low wage jobs: Financial strain, parenting, and preschoolers' outcomes. *Child Development*, 71, 1409-1423.
- Kalil, A., DeLeire, T., Jayakody, R., & Chin, M. (2001) *Living arrangements of single-mother families: Variations, transitions, and child development outcomes*. Working paper 01-20. Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago. Chicago, IL.
- Kendig, S. M. & Bianchi, S. M. (2008) Single, cohabitating, and married mothers' time with children. *Journal of Marriage and the Family*, 70, 1228-1240.
- Kreider, R. M. & Elliott, D. B. (2009) *America's families and living arrangements: 2007*. Current Population Reports, pp.20-561. U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- McLanahan, S. & Percheski, C. (2008) Family structure and the reproduction of inequalities. *Annual Review of Sociology*, 34, 257-276.
- McLanahan, S. & Sandefur, G. (1994) *Growing up with a single parent: What hurts, what helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLoyd, V., Jayaratne, T., Ceballos, R., & Borquez, J. (1994) Unemployment and work interruption among African American single mothers: Effects on parenting and adolescent socioemotional functioning. *Child Development*, 65, 562-589.
- Meadows, S. O., McLanahan, S. S., & Brooks-Gunn, J. (2008) Family structure changes and maternal health trajectories. *American Sociological Review*, 73, 314-334.
- Milkie, M.A., Mattingly, M.J., Nomaguchi, K.M., Bianchi, S.M., & Robinson, J.P. (2004) The time squeeze: Parental statuses and feelings about time with children. *Journal of Marriage and the Family*, 66, 739-761.
- Musick, K. & Meier, A. (2012) Assessing causality and persistence in associations between family dinners and adolescent well-being. *Journal of Marriage and the Family*, 74, 476-493.
- Mutchler, J. & Baker, L. (2009) The implications of grandparent coresidence for economic hardship among children in mother-only families. *Journal of Family Issues*, 30, 1576-1597.
- OECD. (2011) *Doing better for families*. Paris, OECD.
- Ono, H. (2009) Husbands' and wives' education and divorce in the United States and Japan, 1946-2000. *Journal of Family History*, 34, 292-322.

- Ono, H. (2010) The socioeconomic status of women and children in Japan: Comparisons with the USA. *International Journal of Law, Policy and the Family*, 24, 151-176.
- Painter, G. & Levine, D. I. (2000) Family structure and youths' outcomes : Which correlations are causal? *Journal of Human Resources*, 35, 524-549.
- Park, H. (2007) Single parenthood and children's reading performance in Asia. *Journal of Marriage and the Family*, 69, 863-877.
- Raymo, J. M., Fukuda, S., & Iwasawa, M. (2013) Educational differences in divorce in Japan. Forthcoming in *Demographic Research*.
- Raymo, J. M., Iwasawa, M., & Bumpass, L. (2004) Marital dissolution in Japan: Recent trends and patterns. *Demographic Research*, 11, 395-419.
- Raymo, J. M. & Zhou, Y. (2012) Living arrangements and the well-being of single mothers in Japan. *Population Research and Policy Review*, 31, 727-749.
- Sandberg, J. & Hofferth, S. (2001) Changes in children's time with parents: United States, 1981-1997. *Demography*, 38, 423-436.
- Sasaki, M. (2002) The causal effect of family structure on labor force participation among Japanese married women. *Journal of Human Resources*, 37, 429-440.
- Schoeni, R. F. & Blank, R. M. (2000) What has welfare reform accomplished? Impacts on welfare participation, employment, income, poverty, and family structure. Working paper 7627. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA.
- Sigle-Rushton, W. & McLanahan, S. (2002) The living arrangements of new unmarried mothers. *Demography*, 39, 415-433.
- Sigle-Rushton, W. & McLanahan, S. (2004) Father absence and child well-being: A critical review. In D. P. Moynihan, T. Smeeding, & L. Rainwater (Eds.), *The future of the family* (pp. 116-155). New York: Russell Sage Foundation.
- Smeeding, T. M., Rainwater, L., & Burtless, G. (2001) U.S. poverty in a cross-national context. In S. Danziger & R. Haveman (Eds.), *Understanding poverty*, (pp. 162-189). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Smith, J. R., Brooks-Gunn, J., & Klebanov, P. K. (1997) Consequences of living in poverty for young children's cognitive and verbal ability and early school achievement. In G. Duncan & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Consequences of growing up poor* (pp. 132-189). New York: Russell Sage Foundation.
- Stack, C. B. (1974) *All our kin: Strategies for survival in black communities*. New York: Harper and Row.
- Stewart, S. & Menning, C. (2009) Family structure, nonresident father involvement, and adolescent eating patterns. *Journal of Adolescent Health*, 45, 193-201.

- Thomson, E., Hanson, T. L., & McLanahan, S. S. (1994) Family structure and child well-being: Economic resources vs. parental behaviors. *Social Forces*, 73, 221-242.
- Thomson, E., McLanahan, S. S., & Curtin, R. B. (1992) Family structure, gender, and parental socialization. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 368-378.
- Uunk, W. (2004) The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements. *European Journal of Population*, 20, 251-285.
- Zick, C. D., Bryant, W. K., & Österbacka, E. (2001) Mothers' employment, parental involvement, and the implications for intermediate child outcomes. *Social Science Research*, 30, 25-49