シングルマザーの正規雇用就労を阻む『障壁』



立教大学コミュニティ福祉学部助教 斉藤 知洋

~要旨~

本稿の目的は、日本のシングルマザーの正規雇用就労に対する規定要因とその時系列変化を学歴階層とファミリーステージ (末子年齢) に着目して検討することである。「就業構造基本調査」の匿名データ(1997年・2007年)を用いた統計分析から得られた知見は大きく3点ある。第1に、シングルマザーの有業率は85%前後と顕著な変化は観察されないが、有業者に占める非正規雇用割合が上昇していた。第2に、シングルマザーが正規雇用就労する世帯では、近年では相対的貧困率が減少しているが、就労所得のみでは貧困線を下回る世帯が平均4割近く存在する。第3に、シングルマザーの非正規化がより深刻となったのは低学歴層であり、末子年齢が10歳未満である母子世帯の正規雇用就労率が大幅に低下していた。

分析結果からは、母子世帯の多くを占める低学歴シングルマザーの間で、近年では正規就労への障壁が高くなっており、現在の労働市場の下では母子世帯に対する就労促進施策の効果が限定的となる可能性が示された。

1 シングルマザーの就労を阻む二大要因:学歴・ファミリーステージ

近年、子どもがいる現役世帯の所得格差が拡大し、経済的貧困の深刻化が社会的関心を集めている。「国民生活基礎調査」(厚生労働省)から算出される子どもの貧困率¹⁾を見ると、有子世帯全体の貧困率は過去30年間で10.9%~15.1%の間を推移しているが、「大人1人とその子どもから成る世帯」の同貧困率は50.1%~63.1%と群を抜いて高い(厚生労働省2017)。後者の世帯で多勢を占めるのは、配偶者との離死別によって形成される母子世帯であり、我が国の母子世

帯は国際的に見てその貧困リスクが高水準に位置している(OECD 2008)。

日本のシングルマザーのもう一つの特徴は、その就労率の高さである。配偶者がいない母親の就労率は、欧米諸国では平均65%程度であるのに対して²⁾、日本では1980年代以降85%前後を安定的に推移している。先進産業国ではシングルマザーの就労は、世帯の貧困リスクを約5~6割程度低減させるが(OECD 2008)、日本では同様の就労効果が極めて限定的である(湯澤2013; 田宮 2019)。その背景には、働くシングルマザーの多くが非正規雇用に従事する「ワーキ

ングプア」層であることが挙げられる。「全国母子(ひとり親)世帯等調査」(厚生労働省)によると、雇用シングルマザーに占める「臨時・パート」の割合は1993年では27.6%であったが、それ以降同割合は増加し、2003年には40.8%と最大に達する。それに連動して、正規雇用者(「常用雇用」)は急速に減少し、2000年以降、雇用者の正規雇用割合は非正規雇用と拮抗あるいはそれを下回るようになる。

また、ひとり親福祉施策においても大きな転換が生じた。離別母子世帯の量的拡大と財源逼迫を受けて、日本政府は2000年代に入ると給付中心の所得保障から就労を通じた経済的自立を促進するワークフェア改革に着手した(詳細は湯澤(2013)を参照)。より具体化すると、2002年の「母子及び寡婦福祉法」等の改正を契機とした、①受給期間に応じた児童扶養手当などの金銭的支援の段階的削減、②ひとり親の正規雇用転換を促進する企業への雇用奨励金、③高等技能職(看護師・介護福祉士などの資格職)の訓練促進給付金などが挙げられる。就労自立を努力義務とする福祉給付政策のもとでは、シングルマザーの正規雇用就労は世帯の経済的自立を促す重要な要件とみなされている。

国内外の定量的実証研究を概観すると、シングルマザーの正規雇用就労を規定する要因は大きく2つに整理できる。まず第1の要因は、シングルマザー自身の階層的地位である。シングルマザーの学歴は、有配偶女性に比べて低い層に偏りが見られ(日本労働研究機構編 2003; 斉藤 2018)、専門的職業に求められる高度な人的資本(知識・技能・資格など)が相対的に乏しい。その帰結として、彼女らは労働市場において周辺的な地位に留まりやすく、独立母子世帯の等価世帯所得平均は、二人親世帯水準の 54% 程度に過ぎない(斉藤 2018)。また、母子世帯内部

にも階層差が存在し、高学歴の者ほど正規雇用 就労率が高く(厚生労働省「全国母子(ひとり親) 世帯等調査」)、大卒層の世帯所得は中卒層のそ れを2倍近く上回る(斉藤 2018)。

第2の要因は、ファミリーステージ(= 幼い子どもの存在)である。シングルマザーは世帯内に稼得力と育児役割を共有・分担し合える配偶者が存在しないため、就労の際には有配偶女性に比べて大きな労働供給制約が課される。既存研究からは、末子年齢が低いほどシングルマザーの正規就労率が低い傾向にあることが指摘されている(西村 2014; 周 2014; Zagel and Hübgen 2018)。他方、世帯内に子どもへのケア提供を代替しうる成人親族(その多くが子どもから見た祖父母)との同居は、シングルマザーの正規就労を促進する傾向にある(西村 2014)。

これらの二大要因は、シングルマザーの正規 雇用就労を阻む「障壁」と考えられるが、本稿 では新たに2つの観点から両者の関連を再検討 する。第1に、ライフコース論的視点の導入で ある。既存研究は学歴階層とファミリーステー ジがシングルマザーの就労行動に対して独自の 影響を与えることを明らかにしているが、家族 段階に応じた母親の就労行動の変化が学歴階層 間でどの程度異なるかについては未解明である。 第2に、既存研究の多くは一時点の社会調査デー タを用いた記述的分析に留まっており、シング ルマザーの正規雇用就労を促進(抑制)する階 層的・家族的要因の時系列変化についても十分 な検証がなされていない。以上の研究課題をも とに、先に指摘したシングルマザーの非正規化 が一体どの「層」で生じているかについて、そ の一端を明らかにする³⁾。

2 データ・母子世帯と雇用形態の定義

使用データは、総務省統計局が実施した「就業構造基本調査」の匿名データである。本調査は、1982年以降5年に1回(それ以前は概ね3年に1回)実施されている基幹統計調査の一つである。層化二段無作為抽出によって日本全国の世帯が選ばれ、その世帯に居住する15歳以上の世帯員を調査対象としている。同調査を用いる利点は、(1)サンプルサイズが通常の学術調査よりも膨大であり、本稿が捉えたい母子世帯内部の多様性を加味した分析が可能であること、(2)現職の雇用形態や転職意向の有無といった回答者の職業に関する質問項目が豊富に含まれていること、の2点が挙げられる。本稿では、1997(平成9)年および2007(平成19)年のデータセットを用いる。

分析対象となる母子世帯とは、「配偶者がいない未婚・離別・死別の母親(60歳未満)と20歳未満の未婚子を基礎とする世帯」と操作的に定義する。他の成人親族(祖父母・叔父・叔母など)と居住する同居母子世帯も分析対象に含まれている(全体の3割程度)⁴⁾。シングルマザーの雇用形態は、現職の就労状況をもとに正規雇用(正規の職員・従業員)と非正規雇用(パート・アルバイト・派遣社員・契約社員・嘱託)に区

分した。自営業主・家族従業者・内職などに従 事するケースは、分析から除外している(全体 ケース:8.775 世帯)。

本稿が注目する二大要因である学歴階層とファミリーステージは、それぞれシングルマザーの最終学歴(高校以下/短大以上)、末子年齢(0-3歳/4-6歳/7-10歳/10歳以上)によって測定する。他の共変量は、母親年齢・世帯構造・婚姻状況・子ども数・居住地(三大都市圏)・調査年である。

3 分析結果

(1)シングルマザーの就労状況と世帯の経済 水準

詳細な分析に入る前に、シングルマザーの就 労状況と世帯の経済状況について確認する。表 1 によると、二時点ともシングルマザーの就労率 は85%程度を維持しており、カップルマザーよ りも約22~27%ポイント高い。だが、労働市場 の非正規化の影響を受け、雇用者に占める正規 雇用者の割合は60.9%(1997年)から45.7%(2007年)へと過去10年間で大幅に減少している。

就労シングルマザーの最終学歴は、8割近くが「中学・高校」によって占められており、カップルマザー(同割合は平均69%)に比べて低学

(%)

								(70)
		1997 年				2007 年		
	全体	高校以下	短大以上		全体	高校以下	短大以上	
有業率 (全体)	87.2	86.1	91.2	**	85.6	85.3	87.0	
正規雇用率 (雇用者)	60.9	57.9	72.6	**	45.7	43.4	55.5	**
末子年齢別								
0-3 歳	48.0	45.8	58.3		37.5	32.6	57.6	**
4-6 歳	48.6	43.7	66.4	**	41.8	39.0	54.2	**
7-9 歳	61.3	59.0	69.2	*	41.5	38.2	54.6	**
10 歳以上	64.7	61.9	76.2	**	50.3	49.0	55.9	**
N(雇用者)	4,152	3,308	844		4,623	3,744	879	

表 1 学歴・末子年齢別にみたシングルマザーの正規雇用率

⁽注) 学歴と就労(雇用形態)の関連に関するカイ二乗検定。*は5%水準、**は1%水準で有意。

歴層に偏りが見られる。高学歴層ほど正規雇用 率が高い傾向にあるが、学歴階層にかかわらず 二時点間で正規雇用率が減少している。

末子年齢に目を向けると、末子年齢と正規雇用就労の間には正の関連が読み取れる。1997年では、末子年齢が0~3歳の低学歴層の正規雇用率は45.8%であるが、末子が10歳以上になると同就労率は61.9%にまで達する。同様の傾向は、高学歴層においても見られる(58.3% → 76.2%)。ただし、2007年では高学歴層の正規雇用率は末子年齢にかかわらず55%前後と顕著な差異が見られなくなる。低学歴層では、二変数間の正の関連は残存しているが、末子年齢が10歳以上のカテゴリでも正規雇用に就いているシングルマザーはその半数にも届かない(49.0%)。

それでは、正規雇用就労によってどの程度、母子世帯の経済的自立が実現されるのだろうか。表2は、二種類の所得指標(①世帯所得、②シングルマザーの就労所得)から算出された相対的貧困率(等価世帯所得分布の中央値の50%未満)を示している50。世帯所得ベースでは、二時点間で末子年齢が低い層を中心に同貧困率の低下が見られ、全体として正規雇用の母子世帯で

は、その経済水準に改善が見られる(貧困率: 46.5% → 33.3%)。同様の傾向は、母親の就労所得 のみを元に算出された貧困指標についても看取 される。しかし、後者の貧困率は前者よりも平均 20% ポイントほど一貫して高い。この差分は、母 親の就労所得以外の収入源 (例:他の成人親族の 個人所得・児童扶養手当などの公的支援)が世 帯の貧困リスクの低減に寄与していることを含 意する。2007年時点の低学歴層では、正規就 労シングルマザーの就労所得のみでは、54.6~ 64.0%の世帯が貧困ラインを下回っている。正規 雇用就労率が最も高い末子年齢が10歳以上の 高学歴層でさえ、同貧困率は33.5%にも及ぶ。 換言すれば、正規雇用就労は母子世帯の貧困リ スクを低減させる有効な手段であるが、貧困ラ インを上回る稼得力を持つ正規就労シングルマ ザーは全体の中ではごく一部なのである。

(2) 正規雇用就労の規定要因と時系列変化

世帯の経済水準を高める正規雇用への就労機会は、どのような属性を持つシングルマザーに対して開かれているのだろうか。表3は、正規雇用であるか否かを従属変数とした二項ロジッ

表 2 学歴・末子年齢別にみた正規就労シングルマザーの貧困率

(%)

							(,0)
			1997 年			2007 年	
末子年齢		全体	高校以下	短大以上	全体	高校以下	短大以上
0~3歳	世帯所得	62.9	68.9	40.0	35.4	39.3	26.4
0~3 成	就労所得	76.7	81.8	57.1	57.1	63.9	41.5
4~6歳	世帯所得	63.1	72.9	39.4	40.4	44.0	28.6
4~0 成	就労所得	76.8	82.9	62.0	60.5	64.0	49.4
7~9歳	世帯所得	59.4	65.0	43.3	35.9	39.4	26.2
7~9成	就労所得	72.6	80.0	51.1	54.3	56.6	47.7
10 歳以上	世帯所得	40.1	45.0	24.2	30.1	33.4	17.5
10 成丛土	就労所得	60.7	67.5	38.9	50.1	54.6	33.5
全体	世帯所得	46.5	51.9	29.7	33.3	36.6	22.1
主作	就労所得	64.9	71.5	44.4	53.2	57.1	40.0

⁽注) いずれの所得指標も、世帯人数の平方根で調整した等価化を施している。

表3 「正規雇用就労」を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル 1			モデル 2		
	Coef.	(S.E.)		Coef.	(S.E.)	
母親年齢(ref.35 - 39 歳)						
24 歳以下	847	(.219)	***	838	(.218)	***
25 - 29 歳	277	(.099)	**	277	(.099)	**
30 - 34 歳	221	(.072)	**	217	(.072)	**
40 - 44 歳	056	(.065)		054	(.065)	
45 - 49 歳	128	(.072)	+	126	(.073)	+
50 - 59 歳	347	(.108)	**	347	(.108)	**
同居母子世帯(ref. 独立母子世帯)	.383	(.051)	***	.380	(.051)	***
離死別(ref. 未婚)	051	(.128)		057	(.128)	
学歴(短大以上 =1)	.559	(.058)	***	.633	(.087)	***
末子年齢 (ref.4 - 6 歳)						
0 - 3 歳	062	(.095)		.071	(.145)	
7 - 9 歳	.138	(.080.)	+	.461	(.128)	***
10 歳以上	.370	(.078)	***	.566	(.111)	***
子ども数 (ref.2 人)				.000	(.000.)	
1人	.199	(.049)	***	.200	(.049)	***
3人以上	216	(.083)	*	209	(.084)	*
三大都市 (=1)	329	(.051)	***	329	(.051)	***
調査年(2007 年 =1)	652	(.046)	***	326	(.120)	**
学歴(短大以上)× 2007 年				131	(.116)	
末子年齢(ref.4 - 6 歳)×調査年						
0 - 3 歳× 2007 年				211	(.189)	
7 - 9 歳× 2007 年				519	(.161)	**
10 歳以上× 2007 年				325	(.132)	*
定数項	.191	(.151)		003	(.165)	
- 2LL	11553.678			11542.612		
McFadden's R ²	.048			.049		
N	8,775					

⁽注) ***p<.001、**p<.01、*p<.05、+p<.10 (両側検定)。分析対象は調査時点で正規/非正規雇用に従事しているシングルマザー。

トモデルの推定結果である。

モデル1では、他の共変量を統制した際の学歴階層および末子年齢の主効果に着目する。短大以上ダミーと末子年齢の効果を表す2つのダミー変数(基準:「4-6歳」)は統計的に有意な効果を呈しており、学歴が高く、末子年齢が7歳以上の者では正規雇用率が有意に高い。調査年

(2007年) ダミーが負の効果を示し、1997年と 比較して近年では正規雇用の就労が困難となっ ている。これらの推定結果は、表1の集計結果 とも符合する。他の共変量の効果を確認すると、 母親年齢が「35-39歳」の者では「40-44歳」を 除く年齢階級に比べて正規雇用確率が有意に高 く、同雇用率が「逆 U 字カーブ」を描く。また、 同居母子世帯であること、子ども数が少ないこ とは正規雇用率を有意に高めている。三大都市 圏内に居住する者は、相対的に正規雇用率が低 い。

モデル2では、学歴および末子年齢の効果が 二時点間で異なるかを検証するために、2種類 の交互作用(学歴×調査年、末子年齢×調査年) をモデル1に追加投入した。推定の結果、末子 年齢と調査年の交互作用項のみが5%水準で負 の効果を示しており、モデル1で観察された末 子年齢の正の効果が2007年時点では弱まってい ると解釈できる。他方、学歴と調査年の交互作 用効果は統計的に非有意であり、正規雇用就労 における学歴間格差は安定的に推移している。

(3) 学歴別にみたシングルマザーの正規就労選択

先の分析結果を踏まえて、ライフコース初期 に獲得される到達学歴によって、正規雇用就労 と末子年齢の関連に差異が見られるかについて、 より詳細に検討することにしよう。

表4は、表3と同様の二項ロジットモデルを 学歴別に推定した結果である。「高校以下」層の 推定結果(モデル3)を見ると、末子年齢の効果 (基準:4-6歳)が統計的に有意な正の効果を 呈している。他方、「短大以上」層では、末子年 齢の効果は一貫して非有意となっている。末子 の成長(加齢)に伴うシングルマザーの正規雇用 率の上昇傾向は、低学歴層のみにあてはまる。

だが、末子年齢と調査年の交互作用項を追加したモデル4からは、低学歴層における末子年齢と正規雇用就労の関連が時点間で大きく異なることがわかる。推定結果より、条件付き主効果(「7-9歳」「10歳以上」)および3つの交互作用項がいずれも統計的に有意な効果を呈している(「0-3歳×2007年」は10%水準で有意傾向)。ここでの条件付き主効果とは、1997年時点での末子年齢が正規雇用就労確率(対数オッズ)に及ぼす効果を意味する。1997年時点の正規雇用就労のオッズ比を算出すると、末子年齢が「7-9

表 4 「正規雇用就労」を従属変数とした二項ロジットモデル(学歴別)

	高核	を以下	短大以上		
	モデル 3	モデル 4	モデル 3	モデル 4	
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	
末子年齢 (ref.4 - 6 歳)					
0-3歳	075 (.106)	.163 (.160)	.002 (.221)	366 (.344)	
7 - 9 歳	.157 (.089) +	.547 (.144) ***	.078 (.184)	.137 (.288)	
10 歳以上	.405 (.086) ***	.597 (.124) ***	.232 (.190)	.461 (.258) +	
子ども数 (ref.2 人)					
1人	.176 (.054) **	.181 (.055) **	.274 (.113) *	.273 (.114) *	
3人以上	265 (.093) **	258 (.093) **	.016 (.199)	.010 (.200)	
調査年(2007年 =1)	627 (.051) ***	294 (.132) *	772 (.106) ***	592 (.270) *	
末子年齢 (ref.4 - 6 歳) ×調査	年				
0 - 3 歳× 2007 年		398 (.211) +		.594 (.441)	
7 - 9 歳× 2007 年		630 (.180) ***		092 (.361)	
10 歳以上× 2007 年		319 (.147) *		380 (.303)	
- 2LL	9379.948	9367.459	2158.813	2151.240	
McFadden's R ²	.041	.042	.042	.045	
N	7,	052	1,723		

⁽注) ***p<.001, **p<.01, *p<.05, +p<.10 (両側検定)。他の共変量および定数項の推定結果は省略。

歳」および「10歳以上」(基準:4-6歳)の場合にはそれぞれ1.73倍 ($=e^{.547}$)、1.82倍 ($=e^{.597}$)となる。その一方で、交互作用項の符号が負であることから、2007年時点では末子年齢の正の効果が弱まっている。とくに「7-9歳」ダミーの回帰係数がゼロに近似し (=.547+(-.630))、モデル3で観察された末子年齢のプラス効果がほぼ相殺されている。高学歴層については、いずれの変数とも非有意であり、末子年齢と正規雇用就労の関連に時点間変化が一切認められない。

以上より、人的資本に乏しい低学歴層のシングルマザーは、1990年代後半ではファミリーステージの進行に伴い正規雇用就労が促されていたが、その10年後にはそのような傾向が見られなくなったといえる。それは、低学歴のシングルマザーの正規雇用就労への「障壁」が近年ほどさらに高まっていることを示唆する。

(4) 非正規シングルマザーの正規就労への転職希望

最後に、調査時点で非正規雇用に従事しているシングルマザーのうち、どの程度が正規雇用への転職を希望しているのかを補足的に確認する。

表5は、調査時点の雇用形態別にみた転職希望 状況を示したものである。二時点とも非正規雇 用者のうち、「就労継続」を望む者の割合は6割程 度に過ぎず(1997年:61.2%、2007年:60.7%)、 正規雇用者のそれよりも約20%ポイント下回っ ている。非正規雇用者の4割近くが「追加就業」 や「転職」を希望し、転職希望の雇用形態として「正規雇用」と回答した者は7割近くに達する。

正規雇用への転職を希望する理由として、その半数近くが経済的理由(「収入が少ない」)を 挙げている。他の理由として、就労先に対する 不安(「一時的に就いている仕事だから」)や「時

表 5 調査年・雇用形態別にみた転職希望の有無とその理由

(%)

	1997 年		200)7年
	正規雇用	非正規雇用	正規雇用	非正規雇用
転職希望の有無	(N=1,622)	(N=2,530)	(N=2,504)	(N=2,110)
就業継続	78.9	61.2	79.5	60.7
追加就業	4.9	11.2	5.3	10.7
転職希望	15.4	26.3	14.4	27.6
離職希望	0.7	1.3	0.8	1.0
転職希望者のうち正規雇用希望	64.1	67.6	84.8	71.3
正規雇用への転職希望理由	(N=250)	(N=287)	(N=256)	(N=490)
一時的に就いている仕事だから	4.4	14.6	3.9	10.0
収入が少ない	38.0	51.6	41.8	55.3
将来性がない (事業不振など)	14.0	13.6	12.5	5.9
雇用契約の満了に備えて	3.2	1.4	0.0	3.3
時間的・肉体的負担が大きい	21.6	9.1	23.8	13.0
知識や技能を生かしたい	5.2	4.2	4.7	4.9
余暇を増やしたい	0.8	0.3	1.6	0.6
家庭の都合	1.6	1.7	0.8	1.2
その他	11.2	3.5	10.9	5.7

間的・肉体的負担」の回答割合がそれに次いで高い。しかしながら、調査時点で正規雇用に就きながらも他の正規職への転職を望むシングルマザーが多く、その理由として経済的理由を選択する割合が最も高い点は注目に値する。さらに、非正規に比べて労働条件の柔軟性に乏しい正規就労シングルマザーでは、その転職希望理由として「身体的・肉体的負担」を挙げる割合が非正規群よりも約10%ポイント程度高い。このことから、正規雇用への転職を達成したとしても、母子世帯が抱える経済的困難や稼得と育児の過重負担の問題に直面するシングルマザーが相当数存在することが窺える。

紙幅の都合上、詳細な分析結果は省略するが、非正規シングルマザーの中で転職先として正規雇用職を選択するか否かは、自身の学歴階層と密接な関連がある。2007年には高学歴者では78.4%が正規職への転職を望んでいる一方で、低学歴層では69.9%に留まる。その10年前には、両者の関連は非有意であることから、近年では実際の就労状況のみならず、就労インセンティブにおける階層差が顕在化しているものと推察される。

4 結論と考察

本稿の分析から得られた主な知見は次の3点である。第1に、シングルマザー全体の「非正規化」が使用データからも支持された。母子世帯の就労率は二時点間で85%前後と大きな変化は見られなかったが、雇用者に占める正規雇用者の割合は約15%ポイント減少していた。この傾向性は、学歴階層やファミリーステージの違いによらず観察された。

第2に、正規雇用への就労機会における階層差 の拡大である。具体的には、全体の正規雇用就労 率の減少する中で、低学歴(「中学・高校」)層 の正規雇用就労の相対的な不利が近年ではより 一層高まっていた。その要因として、末子年齢 と正規就労の関連の消失が挙げられる。1997年 には、末子年齢の上昇は低学歴層にとって、正 規雇用就労の誘因として機能していたが、2007 年にはその効果が見られなくなる。換言すれば、 世帯内の育児ニーズの減少が労働供給の増加を もたらすという基本的構図が、近年の低学歴シングルマザーでは当てはまらなくなっている。 また、職業意識の面においても非正規雇用者の 正規雇用への転職希望は低学歴層で相対的に低 い傾向にあった。

以上より、現在の労働市場のもとでは、母子 世帯の多くを占める低学歴シングルマザーの正 規就労がより困難なものとなっており、「自助努 力」を強調する就労支援策には一定の限界があ ることが示唆された。低学歴層を中心に生じた 2000年代以降の非正規化は、有子世帯における 母子世帯の経済的地位が低下したことを指摘す る阿部・大石(2005)の知見とも整合的である。 雇用形態に加えて、ジェンダー間の賃金格差が 大きい日本社会では(川口 2008)、シングルマ ザーの労働市場上での不利が顕在化しやすい。 就労を通じた母子世帯の経済的自立を促す制度 的基盤として、労働市場全体のジェンダーおよ び学歴・雇用形態間の格差是正を促す諸政策(例: 同一労働・同一賃金制度、最低賃金の底上げ) の整備と拡大が重要となるであろう。

本稿のもう1つの重要な知見は、正規雇用就 労の達成が母子世帯の貧困リスクの大幅な削減 に結び付くわけではないという点である。表2 の集計結果からは、就労貧困率は世帯所得によっ て測定される貧困率よりも一貫して高く、三世 代同居などを通じたインカム・プーリングや金 銭的な公的支援が世帯の貧困リスクの回避に作 用していることが示唆された。就労貧困率は高

学歴層・末子年齢が高い正規雇用層で最も低い 数値を示したが、その4割強が貧困ラインを下 回っている。就労インセンティブを維持したう えで、母子世帯の経済的自立を後押しする所得 保障・再分配政策の充実化が同時に求められる。

最後に本稿に残された分析上の課題を2点だけ言及しておきたい。第1に、使用データの制約上、2010年代のひとり親世帯の就労行動については検討を加えることができていない。第2に、ファミリーステージに応じたシングルマザーの就労行動の変化とその階層差を厳密に検証するために、職歴データや同一個体を追跡したパネルデータを用いて分析結果の頑健性を確認する必要がある。

シングルマザーの前に立ちはだかる正規雇用 就労への高き「障壁」を解消し、世帯の安定的 な経済的基盤を提供しうる新たな制度設計の方 途を、今後も探求されなければならない。

【付記】

本研究は、日本学術振興会(JSPS)科学研究費補助金(課題番号:18H05721,19K20918)の助成を受けたものである。「就業構造基本調査」(総務省)の匿名データは、統計法(平成19年法律第53号)第36条に基づき利用申請を行い、独立行政法人統計センターより提供を受けた。分析結果は報告者が独自に作成・加工したものであり、総務省が作成・公表している統計等とは異なる。

【注】

- 1) 等価可処分所得分布の中央値の半分に満たない 状態を「相対的貧困」と定義し、子どもの貧困率 は17歳以下の人口に占める相対的貧困の状態に ある子どもの割合をもとに算出される。
- 2) OECD Family Database LMF1.3 Maternal employment by partnership status LMF1.3 &

参照した (http://www.oecd.org/els/family/database.htm、2019年6月23日閲覧)。

- 3) あらかじめ断っておくと、本稿の分析対象は母子世帯に限定するが、それは父子世帯の就労問題を軽視するものではない。
- 4) 本調査の世帯類型には、同居母子世帯が含まれていないため、各世帯員の世帯主との続き柄・婚姻状況・年齢の情報から母子世帯ケースを再抽出した。
- 5) 世帯所得(税・社会保険料などを差し引く前の 総所得) および個人所得は50~500万円の階級 幅で尋ねられているため、各項目の中間値を割り 当て連続変数化した。各年の貧困線は、同調査を 用いた田宮(2019)に従い、それぞれ180万円(1997 年)、158万円(2007年)とした。

【参考文献】

阿部彩・大石亜希子(2005)「母子世帯の経済状況 と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子 育て世帯の社会保障』東京大学出版会,pp.143-161。

川口章 (2008)『ジェンダー経済格差』勁草書房。 厚生労働省 (2017)「平成 28 年度国民生活基礎調 査の概況」厚生労働省ホームページ, (2019 年 6 月 24 日 取 得, http://www.mhlw.go.jp/toukei/ saikin/hw/k - tyosa/k - tyosa16/index.html)。

斉藤知洋(2018)「ひとり親世帯の所得格差と社会 階層」『家族社会学研究』30(1): pp.44 - 56。

周燕飛 (2014) 『母子世帯のワーク・ライフと経済 的自立』労働政策研究・研究機構。

田宮遊子 (2019)「母子世帯の貧困と低賃金に対す る政策効果についての分析」『社会政策』10(3): pp.26 - 38。

西村純子(2014)『子育てと仕事の社会学』弘文堂。 日本労働研究機構編(2003)『母子世帯の母への就 業支援に関する研究』日本労働研究機構。 湯澤直美(2013)「ひとり親世帯をめぐる分断の諸相」庄司洋子編『シリーズ福祉社会学4 親密性の福祉社会学―ケアが織りなす関係』東京大学出版会,pp.69 - 94。

OECD. (2008) Growing Unequal?: Income Distribution and Poverty in OECD Countries. Paris: OECD.

Zagel, Hannah. and Sabine Hübgen. (2018) "A Life-Course Approach to Single-Mothers'Economic Well-being in Different Welfare States," Rense Nieuwemhuis and Laurie C. Maldonado eds., *The Triple Bind of Single-Parent Families: Resources, Employment and Policies to Improve Well-being*, Policy Press, Bristol: pp.171-193.

さいとう ともひろ

立教大学コミュニティ福祉学部助教。

1989 年北海道生まれ。東北大学教育学部卒業。東北大学 大学院教育学研究科博士課程前期2年の課程修了。東京 大学大学院人文社会系研究科博士課程(社会学)単位取 得退学。日本学術振興会特別研究員DC1 (2015 ~ 2017 年度)を経て、2018 年4月より現職。

【専門】

計量社会学・社会階層論・家族社会学。

【主な論文】

「ひとり親世帯の所得格差と社会階層」『家族社会学研究』 30 (1): 44 - 57、2018 年(単著・査読付)

「ひとり親世帯の形成と社会階層」 荒牧草平編 『2015 年 SSM 調査報告書 2 人口・家族』 2015 年 SSM 調査研究会, 121 - 139、2018 年(単著)

「母子世帯の子どもと職業達成」荒牧草平編『2015年 SSM 調査報告書 2 人口・家族』 2015年 SSM 調査研究会, 141 - 157、2018年(単著)

「子どもの貧困と中学生の教育期待形成」『社会学年報』 46:127 - 38、2018年(単著・査読付) など。