
特集：小さな世帯の増加と社会保障

子どものいる世帯の貧困の持続性の検証¹⁾

暮石 渉^{*1}, 若林 緑^{*2}

抄 録

本論文では、「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」における、子どものいる世帯が、どの程度持続的な貧困状態にあるのかについて分析を行った。

2001年、2004年、2007年、2010年、2013年の3年間隔の5期のうち1期以上貧困を経験する子どもは、5人に1人であり、3期間以上の持続的貧困の状態にある子どもの割合は、3.3%であった。どのような属性の子どものいる世帯が持続的貧困にあるかを調べたロジット分析からは、母子世帯の場合、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が14.6%から41.5%ポイント高く、持続的な貧困状態にある比率が9.0%ポイント高いということがわかった。母子世帯の子どもの60%弱が貧困を1期間以上経験し、13.5%が持続的な貧困状態にあることから、母子世帯のほうが、二人親世帯よりも貧困期間が長いことが示唆される。

キーワード：子どものいる世帯の貧困，持続的貧困，一時的貧困，母子世帯

社会保障研究 2017, vol.2, no.1, pp.90-106.

I インTRODクシヨン

過去30年にわたり、日本社会の格差や貧困に関して多くの研究がなされてきたが、近年は阿部(2008)が母子世帯の子どもにおいて貧困が突出していることを示したように、子どもの貧困が注

目されている。最新(2012年)の厚生労働省が推定した子どもの相対的貧困率は16.3%で、子どもの6人に1人が貧困状態にあると話題になった。OECD(2015)によると、「日本の子供たちの幸福度は強弱交錯した結果となっている」とはいえ、「子供の貧困の割合はOECD平均以上である」としている。また、イノチェンティレポートカード

^{*1} 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部第3室長

^{*2} 東北大学大学院経済学研究科 准教授

¹⁾ 本稿の作成にあたり、第11回(2017年)「実証的なモラル・サイエンス」研究集会とWorkshop on Household Economics(大阪大学社会経済研究所「行動経済学」共同利用・共同研究、代表者：チャールズ・ユウジ・ホリオカ)の参加者から有益なコメントをいただいた。また、コリン・マッケンジー先生(慶應義塾大学)と坂田圭先生(立命館大学)から細部にわたり有益な助言をいただいた。本研究は、JSPS科研費JP No. 16H03607(基盤研究B、親の就業・時間配分・考え方と子どもの人的資本形成に関する計量経済学的分析)の助成を受けたものであり、使用した厚生労働省の「人口動態調査」および「21世紀出生児縦断調査」の個票データは、同研究費のもとで統計法第33条に基づく二次利用申請により使用の承認(平成28年8月25日)を得たものである。

10 (2012) の図1bでは、日本の子どもの相対的貧困率は先進35カ国において悪いほうから9番目にランクされている。なお、本研究では、子どもには所得がない場合がほとんどなので、その子どもが属する世帯の所得をもとに計算された貧困の状態について議論をすすめる。

日本の子どもの貧困に関してなされた幾つかの研究は、成人後に現れる子どもの貧困の悪影響についてのものが多い。例えば、阿部 (2011) は、子ども期の貧困が成人後の生活の困難にどう影響をあたえるのかを、横断調査である「生活と支え合いに関する調査」を用いて分析している。大石 (2007) は、「所得再分配調査」と、2006年に首都圏のある自治体で実施された「社会生活に関する実態調査」の2つの横断調査を使って子どもの貧困の傾向をつかもうとしている。これらの研究は、教育や就業状況、現在の所得をコントロールしたとしても、子ども期の貧困は成人後の暮らし向きを悪化させることを示している。

子どもの貧困の基本的な推計は厚生労働省による公的な統計である「国民生活基礎調査」によってなされているとはいえ、子どもの貧困の詳細、特にその持続性に対してはあまり注意が払われていない。つまり、ある時期に貧困に苦しむ子どもは子ども期全体に渡って貧困に苦しんでいるのか、それともその数期後には貧困から脱出することができるのかということである。母親や父親の所得は、彼らの子どもの成長段階に応じて変化する。父親の所得は労働者としての経験を積むにつれて増加していく。また、母親が妊娠や出産を機に仕事をやめたり、産休・育休をとったりすると、家計の所得は低下するし、逆に子どもが大きくなって世話がかからなくなり仕事に復帰すると、家計所得は回復する。親の所得がこういったライフサイクルパターンをたどるのであれば、子どもの貧困は持続的なものではなく、一時的なものになるであろう。貧困が持続的であれば、生活保護や負の所得税、現物給付など貧困を救済する

セーフティネットを提供すべきなのに対し、貧困が一時的なものであり、ライフサイクル上の予測可能な所得の変化や偶発的な要因による所得の変化によるのであれば、消費の平準化を容易にするような政策が必要とされるであろう。このように取るべき政策に違いが出てくることから、貧困が持続的なものかどうかを判別することは重要である。

この論文の目的は、日本の子どもに関するパネルデータである「21世紀出生児縦断調査 (平成13年出生児)」を用い、子どもがいる世帯の貧困の持続性を分析することである²⁾。この縦断調査は、厚生労働省によって実施されており、2001年1月10日から17日と同年7月10日から17日に生まれたすべての新生児を追跡している。この縦断調査はこれら新生児の子ども期のライフコースを継続的に記録しているので、子どもがいる世帯の貧困を動的に把握することが可能である。つまり、ある時期において貧困状態にある子どもがいる世帯がその後の時期においても貧困であるのか、それとも、ある時期において貧困にある子どもがいる世帯とそうでない世帯のどちらにおいても、同じ程度にその後の時期において貧困であるのかを見ることができる。

この論文の構成は以下のとおりである。第2節で使用するデータとそれぞれの変数について示す。第3節では使用するサンプルの特徴を提示する。第4節で推定方法を紹介し、第5節で分析の結果が示され、第6節で結論付ける。

II データ

本論文で使用する「21世紀出生児縦断調査 (平成13年出生児)」は、厚生労働省によって自計郵送方式で実施されている調査であり³⁾、「人口動態調査」の出生票を基に、2001年1月10日から17日と同年7月10日から17日に生まれたすべての新生児 (53,575人) を追跡調査している。この論文では、

²⁾ 「子どもがいる現役世帯」の貧困率は子どもがいる世帯の大人を含めて算出するのにに対し、「子ども」の貧困率は子どものみで算出する。

³⁾ 坂田ら (2015) がこの調査の概要をまとめている。

第1回（2001年）から第13回（2014年）までの調査を使用する⁴⁾。

この調査の実施日時は次の通りである。第1回から第6回までの調査では、1月生まれの新生児に関しては調査年の8月1日であり、7月生まれの新生児については翌年の2月1日である。第6回と第7回の間には1年半のブランクが空いており、第7回から第13回までの調査では、1月生まれの子どもは調査年の1月18日、7月生まれの子どもは調査年の7月18日となっている。

調査票の配布数および回収数は以下のとおりである。すでに述べたように、第1回調査は53,575人の新生児（とその親）で始まり、毎年の回収率は89.5%から93.5%の範囲にある。最新の第13回調査では、30,331人の子どもが残っている。

1 子どものいる世帯の貧困

子どもの貧困を調べるためにさまざまな指標が考え出されている。本研究は収入という1変数にのみ着目した一元的なものであるが、複数の変数に着目した多元的な指標もあり、P. タウンゼンド（1979）に始まる相対的はく奪指標はその一つである。貧困を収入という1変数で測定することに問題がないわけではないが、定義の明確さから本研究では、収入による貧困線を用いている。実際、阿部（2006）は日本における相対的はく奪指標を構築し、はく奪の頻度が世帯所得400～500万円未満から下の所得層において急上昇していることを確認していることから、所得とはく奪が強く相関していることがわかる。さらに、山田ら（2010）は、所得による貧困線、とりわけ等価可処分所得の中央値の50%という相対的貧困基準と生活保護基準の重なりを「全国消費実態調査（2004年）」の個票データを用いて検討している。彼らは、要保護世帯率の傾向を把握する際に、容易に計算可能な相対的貧困率が、煩雑な計算が必要な生活保護基準を代用することを明らかにしている。

子どものいる世帯の貧困の持続性を調べるため

に、子どもがいる世帯の貧困を、家計の等価収入が貧困線以下だと1、超えていれば0となるダミー変数で表す。家計の等価収入は、

$$\frac{\text{1年間の世帯の収入}}{\sqrt{\text{母親と父親と子どもの数の合計}}} \quad (1)$$

である。この調査は、昨年1年間の夫婦の働いて得た年収（税込み）について、母親、父親、そのほかの収入に分けて尋ねている。そのほかの収入には、親からの援助、家賃、地代等の財産収入、児童手当・出産一時金など社会保障給付金などを含んでいる。前年の収入に関するこの問いは、すべての調査年で尋ねられているわけではなく、2001年、2002年、2004年、2005年、2008年、2011年、2013年、2014年の8つの調査年においてのみ尋ねられている。なお、この調査では、税・社会保険料が質問されていないので、手取り収入である可処分所得を計算することができない。そのため、本研究では世帯の1年間の課税前の収入を分子に用いている。石井・山田（2007）は、「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」においても、可処分所得を計算することができないことから、社会保険料・税負担前の総所得を用いて貧困の動態分析を行っている。彼らは、「国民生活基礎調査」と「全国消費実態調査」を比較することで、日本の社会保険料・税がさほど累進的ではないことから、等価総所得の分布がそれほど大きく変化していないことを確認し、所得分布を分析するのに、等価可処分所得が計算できないことは、さほど大きな問題とはならないと結論付けている。

上の式において、同居する祖父母や父母の兄弟姉妹などそのほかの家族員の人数は分母に含んでいない。これは、この調査では、祖父母や父母の兄弟姉妹の収入の情報を尋ねておらず、分子と分母を一致させるためである⁵⁾。なお、第1回調査の結果の概要によると、同居している家族の構成員の構成は、20.5%の子どもが祖父母と同居し、0.5%がそのほかの家族員と同居している。

⁴⁾ この調査には、全国の2010年5月に出生した新生児を対象とした「21世紀出生児縦断調査（平成22年出生児）」があるが、本論文の分析では用いていない。

表1 税込み収入ベースの貧困線

年	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
貧困線（課税 前所得）	150.5	146.2	143.8	143.3	140.1	139.9	138.5	138.1	131.6	135.3	132.7	134.5	134.7	131.0
貧困線（等価 可処分所得）	137			130			127			125			122	

注：周（2015）を参考に、厚生労働省「国民生活基礎調査」から筆者ら作成。課税前所得の貧困線は、各年の所得の中央値の50% / √平均世帯人員数である。単位は万円。

税込み収入ベースの貧困線の計算には、周（2015）にしたがう。つまり、「国民生活基礎調査」の各年の所得の中央値の50%を平均世帯人員数の平方根で割ることで求める（表1）。

2 母子世帯

この調査では父親と母親の婚姻状況について尋ねられていないため、本研究では母子世帯の定義に父親との同居の情報を用いている。つまり、子どもが母親と同居しているが父親とは同居していない世帯を母子世帯と定義する。なお、この調査では、おおむね3カ月以上にわたって父親が不在の場合は同居に含まれていないが、定期的に帰宅する場合は同居に含まれている。また、父親が単身赴任中かどうか尋ねられているので、父親と同居していなかったとしても、父親が単身赴任をしていると答えている世帯は母子世帯に含めていない。

この調査では、両親が離婚した場合の養育費については尋ねられていないが、もとの配偶者から養育費を受け取っている場合、「その他の収入」に含んで答えている可能性がある。なお、養育費については、厚生労働省による「全国母子世帯等調査」によって5年毎に調べられている。2003年調査によると⁶⁾、離婚後に父親からの養育費を「現在も受けている」と回答した者の割合は17.7%と低い。また、母子世帯となってからの年数が短いほど、「現在も受けている」と回答した者の割合は高

く、特に母子世帯となってからの期間が0から2年のものでは、26.0%が現在も受けていると答えており、最も割合が高い。さらに、養育費を現在も受けているか受けたことがあると答えた者の平均の養育費の額は44,660円である。

母子世帯のほうが、二人親世帯に比べ、その世帯の子どもが持続的な貧困状態にある確率が高いのであれば、ロジット分析における式（2）（3）において $\alpha_1 > 0$ 、 $\gamma_1 > 0$ となることが予想される。

3 そのほかの変数

同居に関しては、上述のように、父母以外に祖父母、兄弟姉妹、父母の兄弟姉妹、そのほかとの同居の情報があるので、祖父母と同居している場合は1、そうでない場合は0となる二値変数とそれ以外の父母の兄弟姉妹やそのほかの家族員と同居している場合は1を、そうでない場合は0となる二値変数を作成する。

母親の就業に関しては、無職（仕事を探している）、無職（探していない）、学生、勤め（常勤）、勤め（パート・アルバイト）、自営業・家業、内職、そのほかの8つのカテゴリーで毎年尋ねられている⁷⁾。これらのうち、勤め（常勤）をベースラインのカテゴリーとし、無職（探していない）と学生を一つのカテゴリーにまとめ、母親の各就業状況の説明変数としている。他方、父親の就業状況に関しては、本研究では分析にいていない。というのも、日本における、子どものいる世帯の父親

⁵⁾ この調査では、子どもが誰と同居しているのかが尋ねられている。選択肢は、父母、祖父母、兄姉、父母の兄弟姉妹、そのほかである。

⁶⁾ <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2005/01/h0119-1b17.html>（最終確認2017年4月25日）。

⁷⁾ ただし、第1回調査（2001年）における出産前の就業状況と第3回調査（2003年）では、異なる聞き方がされており、無職の場合に仕事を探しているか否かの区別がされていない。

の常勤での就業状況は非常に高く、母子世帯との相関が非常に高いためである。

学歴については、2002年の第2回調査で尋ねられており、母親と父親の学歴の高い方（中学校、専修・専門学校（中学校卒業後）、専修・専門学校（高校卒業後）、短大・高専、大学、大学院）をダミー変数でいれている。高校卒がベースラインである。母子世帯の場合は、母親の学歴だけが含まれている。両親の学歴が人的資本の蓄積を表しているのであれば、学歴が高いほど貧困に陥る確率が低くなると考えるため、中学卒の係数は正に、短大卒や大学卒の変数は負になると予想される。

そのほかの変数では、出産時の母親と父親の年齢の平均を用いており、10歳代、20歳代、40歳代をダミー変数でいれ、30歳代がベースラインである。母子世帯の場合は、母親の出産時の年齢だけが含まれている。また、子どもの性別の変数もいれている。

Ⅲ 記述統計

1 出産年齢、学歴、就業状況

子どもと親の社会経済状況は次の通りである。

第一に、子どもを生んだときの母親の年齢は、平均で30.2歳であり、父親のそれは32.4歳である（表2（a））。表2のパネル（b）は父親と母親の教育水準をまとめている。約40%の父親と母親は高校卒で最も割合の高いカテゴリーである。つぎに高いのが、父親の大学卒であり（約33%）、母親の短大・高専卒である（約24%）。

つぎに、親の社会経済状況が子どもの年齢とともにどう変化するのかを見る。図1では、2001年の子どもの出生から6カ月後には、母親（および祖父母等）とのみ同居している母子世帯の子どもはわずか2%弱しかいないことがわかる。しかしながら、時間の経過とともに、離別もしくは死別が発生するので、第13回調査において91.4%の子どもが父親と母親の両方と同居し、7.8%の子どもが母親（および祖父母等）とのみ同居するようになる。なお、第1回調査において父親とのみ同居している父子世帯の子どもは、ほとんどおらず、最も多い第13回調査においても全世帯の0.8%である。

図2は、親の就業状況を示している。13回の調査期間の各期において、90%以上の父親が常勤で勤めているが、母親に関しては、出産前は40%ほ

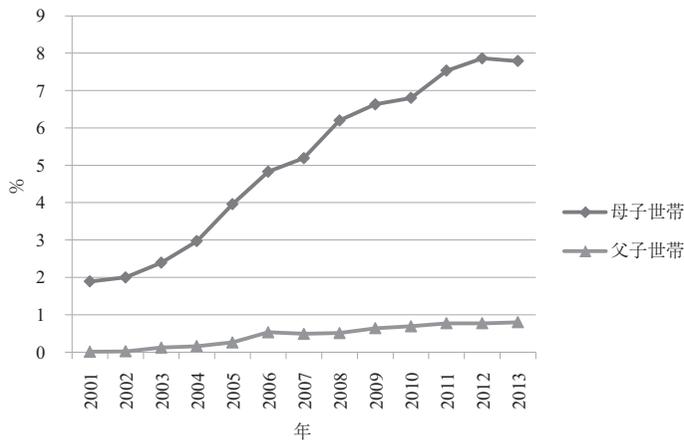
表2 (a) 子どもの性別と出産時の父母の年齢

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
子どもの性別	42875	1.481	0.500	1	2
子どもが生まれたときの母親の年齢	42875	30.238	4.403	16	48
子どもが生まれたときの父親の年齢	42536	32.382	5.529	18	71
子どもが生まれたときの父母の年齢の平均	42875	31.281	4.588	16	54

(b) 父母の教育水準

	父親		母親	
	頻度	%	頻度	%
中学校	2,890	6.83	1,698	3.97
専修・専門学校（中学校卒業後）	577	1.36	559	1.31
高校	16,770	39.66	16,785	39.22
専修・専門学校（高校卒業後）	5,330	12.60	7,671	17.92
短大・高専	1,319	3.12	10,129	23.67
大学	13,933	32.95	5,720	13.37
大学院	1,469	3.47	236	0.55
合計	42,288	100.00	42,798	100.00

注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）の第1回と第2回調査より、筆者ら計算。子どもの性別は、1が男児、2が女児である。父親の年齢の情報がない場合は、子どもが生まれたときの父母の年齢の平均には母親の年齢のみを使っている。



注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）の第1回から第13回調査から筆者ら計算。子どもが母親と同居し、父親とは同居していない世帯を母子世帯と定義する。おおむね3カ月以上にわたって不在の人は同居とみなさないが、定期的に帰宅する人は同居とみなしている。父親と同居していなかったとしても、父親が単身赴任をしている世帯は母子世帯に含めていない。

図1 母子世帯と父子世帯の割合の推移

どいた常勤で勤める母親が、出産を期に約20%まで低下する。その後、子どもの成長にあわせて、常勤で勤める母親の割合は上昇するが、2013年においても30%弱ほどである。代わりに、パートやアルバイトで勤める母親の割合は46.2%まで上昇する。無職だが仕事を探していないか学生である母親の割合は、子どもが小さいうちは70%弱だが、2004年から低下していき、2013年には20%である。無職で仕事を探している母親は、2000年から2013年にかけて6~9%ほどいる。

Ⅳ 推定方法

1 子どものいる世帯の貧困のロジット分析

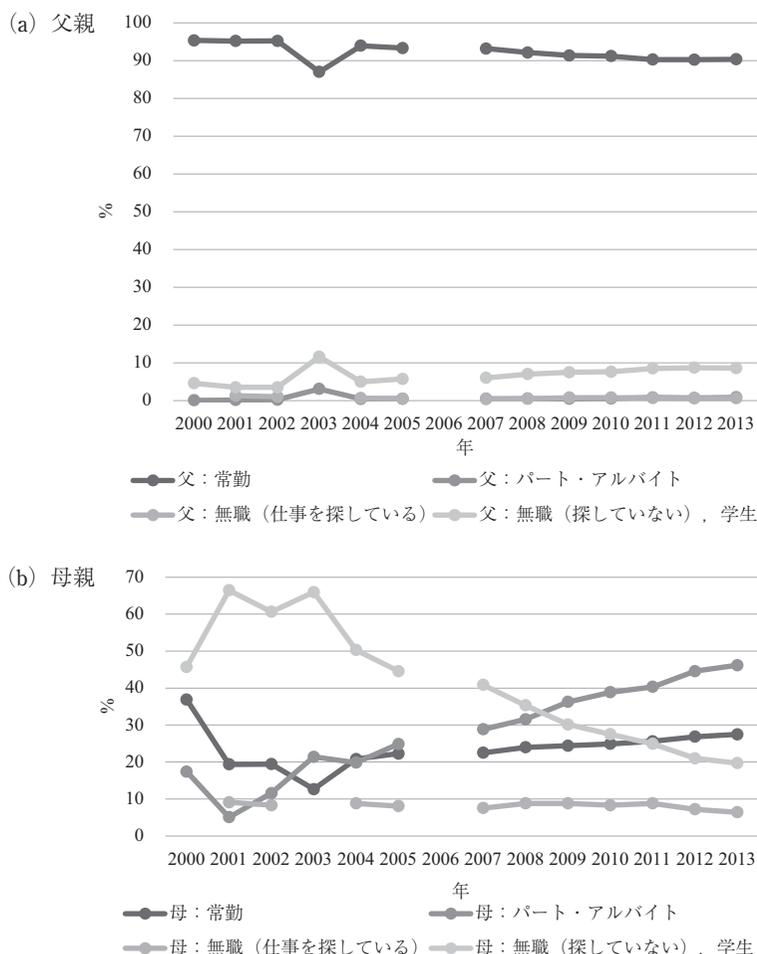
日本の子どものいる世帯の貧困の持続性を調べる前に、Lindquist and Lindquist (2012) を参考にクロスセクション分析を行い、子どものいる世帯の貧困が世帯のどのような社会経済的属性と関連しているのかを調べる。各期 t ($t=2000, 2001, 2003, 2004, 2007, 2010, 2012, 2013$) における、子どもがいる世帯の貧困を示すダミー変数のロジット分析を行うということである。

$$P(\text{子どもがいる世帯の貧困}_i=1) =$$

$$F(a_0 + \alpha_1 \text{母子世帯}_i + \alpha_2 \text{母親の就業状況} + \alpha_3 \text{祖父母との同居}_i + \alpha_4 \text{ほかの家族員との同居}_i + \alpha_5 \text{子どもの数}_i + \alpha_6 \text{中学卒}_i + \alpha_7 \text{高校卒}_i + \alpha_8 \text{短大卒}_i + X_i) \quad (2)$$

X には、出産時の親の年齢のダミー変数が入っている。各期 t において横断的に推定しているのので、教育水準といった時間に依存しない説明変数をいれている。家族には相互扶助や保険としての機能があることから (Kotlikoff and Summers (1981) や Kaplan (2012)), (子どもから見た) 祖父母との同居を無視して分析を行うことはできないので、本研究では説明変数として分析に加えている。

また、時間とともに子どものいる世帯の社会経済的属性が変化していくとしたら、彼らの貧困の状態はどのように変化するのかを調べるために、ランダム効果モデルと固定効果モデルによるパネル推定を行う。なお、固定効果を含んだプロビットモデルで記述されている場合、固定効果を消去することができないので (Chamberlain (2010)), 本分析ではロジットモデルを採用している。



注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）の第1回から第13回調査から筆者ら計算。第1回調査における出産一年前（2000年）の就業状況と第3回調査における2003年の就業状況の質問文では、無職の場合に仕事を探しているか否かの区別がされていない。

図2 就業状況の推移

2 持続的貧困のロジット分析

この論文の目的は、子どものいる世帯の貧困が持続的かどうかを見ることにある。「21世紀出生児縦断調査」では収入は、13回の調査のうち8つの調査においてのみ尋ねられているが、その間隔は1年から3年までばらつきがある。ここでは、間隔を均等にするため、2001年、2004年、2007年、2010年、2013年の3年間隔の5期で分析を行う。子どものいる世帯が貧困に3期以上ある場合に1を、2期以下の場合には0となる二値変数を用いたロジット

分析を行う。

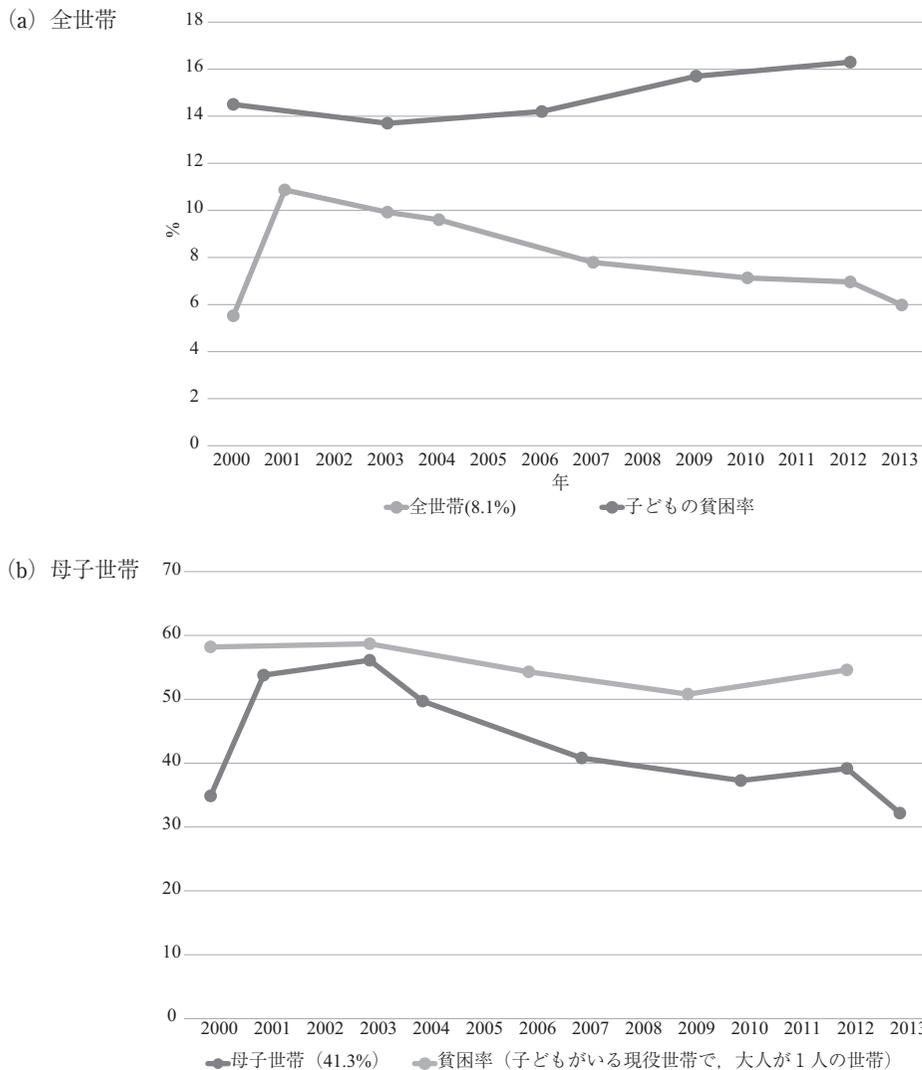
$$\begin{aligned}
 P(\text{子どもがいる世帯の持続的貧困}=1) = \\
 G(\gamma_0 + \gamma_1 \text{母子世帯}_i + \gamma_2 \text{母親の就業状況}_i + \gamma_3 \text{祖父母との同居}_i + \gamma_4 \text{ほかの家族員との同居}_i \\
 + \gamma_5 \text{子どもの数}_i + \gamma_6 \text{中学卒}_i + \gamma_7 \text{高校卒}_i \\
 + \gamma_8 \text{短大卒}_i + X\alpha)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

V 結果

1 子どもがいる世帯の貧困の状況

2000年から2013年までの子どもがいる世帯の貧困の傾向をクロスセクションで見たのが図3である。第一に、図3 (a) の凡例のカッコ内に示して

あるように、全期間の平均をしてみると、全世帯では8.1%の子どもが貧困状態にあり、厚生労働省が「国民生活基礎調査」を用いて計算している3年おきの子どもの貧困率と比較すると、約6%から8%ポイントほど低い。第二に、時系列では、本分析で用いる子どもがいる世帯の貧困のプロファイルは、「コブ状」の形をしている。つまり、子ど



注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）から筆者ら作成。カッコ内の%は全期間の平均を示している。子どもの貧困率および子どもがいる現役世帯で、大人が1人の世帯の貧困率は、平成25年 国民生活基礎調査の概況 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/03.pdf>（最終確認2017年4月25日））より作成。

図3 子どもがいる世帯の貧困の割合

表3 貧困状態にある期間

貧困状態にある期間	全世界帯		母子世帯		母：勤め（常勤）		母：勤め（パート・アルバイト）		母：無職（仕事を探している）		母：無職（探していない）、学生	
	unbalanced	balanced	unbalanced	balanced	unbalanced	balanced	unbalanced	balanced	unbalanced	balanced	unbalanced	balanced
0	80.57	80.90	40.98	37.89	83.75	82.75	74.73	75.62	68.99	70.39	87.10	87.45
1	12.06	11.65	30.25	29.66	9.96	10.68	13.93	13.61	13.95	13.49	7.76	7.30
2	4.11	3.94	15.30	16.42	3.09	3.39	5.51	4.84	7.36	6.91	2.88	2.70
3	1.97	1.89	8.09	8.73	1.76	2.00	3.26	2.97	5.23	4.28	1.32	1.36
4	0.89	0.97	3.98	4.75	0.82	0.81	1.89	1.91	3.10	2.63	0.58	0.60
5	0.40	0.66	1.40	2.56	0.62	0.37	0.68	1.05	1.36	2.30	0.38	0.60
観測数	42,875	25,890	4,771	2,613	7,501	4,498	7,336	4,754	516	304	13,563	8,557
平均	0.32	0.32	1.08	1.20	0.29	0.28	0.46	0.45	0.64	0.62	0.22	0.22
標準偏差	0.78	0.81	1.21	1.30	0.75	0.77	0.96	0.98	1.16	1.19	0.67	0.71
3期以上の貧困の割合	3.26	3.52	13.47	16.04	3.20	3.18	5.83	5.93	9.69	9.21	2.28	2.56

注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）より、筆者ら計算。母子世帯は、5期のうち1期でも母子世帯になったことがある世帯を示し、勤め（常勤）、勤め（パート・アルバイト）、無職（仕事を探している）、無職（探していない）、学生は、それぞれのカテゴリーを3期以上経験したことがある世帯を示している。

もが生まれる前の2000年に5.5%であり、2001年の子どもの誕生とともに10.9%に跳ね上がる。その後、単調に低下していき、2013年には6.0%の子どものいる世帯が貧困状態にあるということである。このような、貧困の割合におけるコブ状のパターンはクロスセクションデータである「国民生活基礎調査」の子どもの貧困率においては見られない。この理由は、「国民生活基礎調査」が繰り返しの横断調査であり、調査対象である子どもの年齢がほとんど変化しないのに対し、本分析で用いる「21世紀出生児縦断調査」はパネル調査であり、子どもと親は毎年1歳ずつ年を取っていくことにあるといえるであろう。

母子世帯に限定した図3（b）において、全期間の平均で41.3%の子どもの貧困状態にあり、全世界帯の場合と比べて5倍ほど高いものの、「国民生活基礎調査」における子どもがいる現役世帯で、大人が1人の世帯の貧困率（50.8～58.7%）よりは低い。時系列では、2000年には34.9%だったものが、子どもの誕生とともに53.8%まで高まり、2003年に56.1%とピークを打つ。その後はおおむねコンスタントに低下していき、2013年に32.2%まで低下するというコブ状をしている。

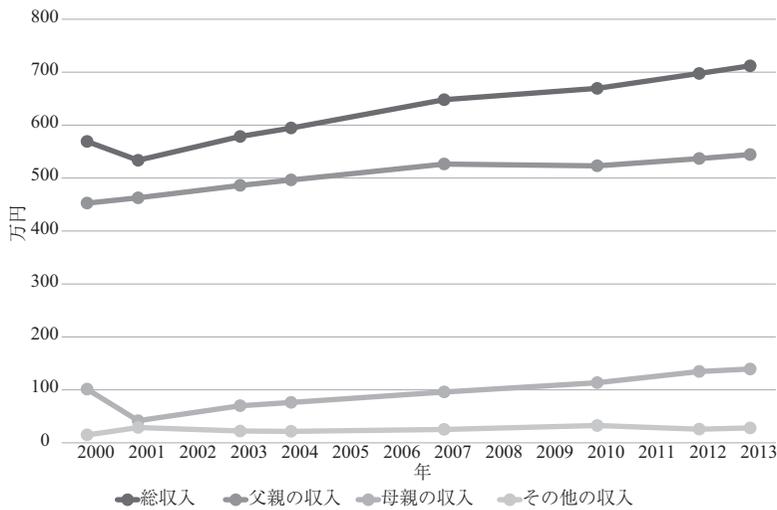
子どもがいる世帯の貧困が持続的なのか、それとも一時的なのかをみるため、表3において、子

もがいる世帯が何期の間、貧困状態にあるのかを示している。なお、前述の通り、本研究で使用する「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」では収入に関する問いは、8つの調査年においてのみ尋ねられているが、その間隔が等しいわけではない。ここでは、等間隔にするため5つの期に限定している。全世界帯においては、約80%の子どもが一度も貧困を経験しておらず、子ども期において1期でも貧困を経験する子どもは、5人に1人ということである。また、本研究で持続的貧困の基準とする3期以上の貧困状態にある子どもは、約3.3%いる。5つの期すべてで貧困状態にあった子どもは、0.4%とかなり少ない。つぎに、5期のうち一度でも母子世帯になったことがある世帯においては、60%弱の子どもが貧困を1期以上経験しており、13.5%の子どもが3期以上の貧困状態を経験している。5回とも貧困だった世帯は1.4%いる。最後に母親の就業に関しては、それぞれのカテゴリーに3期以上当てはまる世帯の状況を見ている。母親が常勤で勤めている世帯や無職だが仕事を探していないか学生である世帯で、3期以上の貧困の割合が低く、母親がパート・アルバイトとして勤めていたり、無職で仕事を探している世帯で高いことがわかる。

最後に、所得を構成する3つの要素（夫の収入、

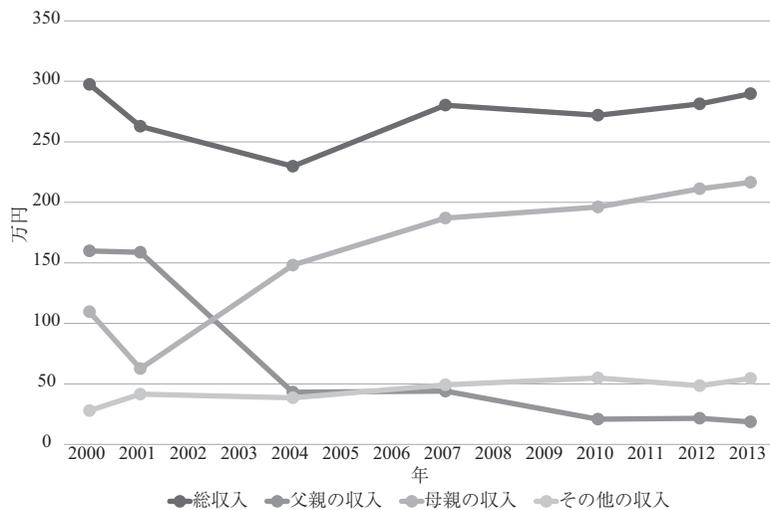
妻の収入、そのほかの収入)についてみる(図4)。図4-1から、世帯の総収入は、2001年に出産とともにいったん減るものの、その後は子どもの年齢とともに増えていく。要素別では、母親の所得が出産とともに低下しており、その後は回復

していくが、出産前の金額を超えるのは2010年になってからである。父親の収入はコンスタントに上昇し、そのほかの収入は期間を通してほぼ一定である。母子世帯に関しては(図4-2)、総収入の水準は全世帯のその4割から5割程度で、子ども



注：21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)から筆者ら作成。総収入は父親の収入，母親の収入，そのほかの収入の合計。

図4-1 2000年から2013年にかけての総収入の構成要素の推移 (全世帯)



注：21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)から筆者ら作成。総収入は父親の収入，母親の収入，そのほかの収入の合計。

図4-2 2000年から2013年にかけての総収入の構成要素の推移 (母子世帯)

の年齢とともに増えているわけではない。要素別では、母親の収入は、全世帯での場合と同じパターンをたどるが、金額は約1.5~1.9倍高い。そのほかの収入も、全世帯のそれより金額は

1.4~1.9倍高く、おおむね子どもの年齢とともに増えている。なお、母子世帯においても、2000~2001年で約37%~44%、2003年以降は約4~11%の世帯で父親の所得の情報があるので分

表4 結果 (子どもがいる世帯の貧困のロジット分析)

	ロジット (限界効果報告) : 子どものいる世帯の貧困							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2000 dy/ dx	2001 dy/ dx	2003 dy/ dx	2004 dy/ dx	2007 dy/ dx	2010 dy/ dx	2012 dy/ dx	2013 dy/ dx
母子世帯 (*)	0.146*** (0.014)	0.256*** (0.019)	0.415*** (0.019)	0.355*** (0.016)	0.310*** (0.014)	0.317*** (0.014)	0.363*** (0.014)	0.283*** (0.013)
母:勤め(パート・アルバイト) (*)	0.016*** (0.003)	0.055*** (0.009)	0.053*** (0.007)	0.035*** (0.005)	0.023*** (0.004)	0.026*** (0.003)	0.024*** (0.003)	0.017*** (0.002)
母:無職(仕事を探している) (*)		0.112*** (0.009)		0.072*** (0.008)	0.043*** (0.007)	0.076*** (0.009)	0.091*** (0.010)	0.063*** (0.009)
母:無職(探していない), 学生 (*)		0.024*** (0.003)		0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.031*** (0.004)	0.040*** (0.005)	0.043*** (0.005)
母:無職, 学生 (*)	0.021*** (0.002)		0.046*** (0.004)					
母:就業状況無回答 (*)	0.168*** (0.024)	0.133*** (0.024)	0.105*** (0.033)	0.060*** (0.020)	0.030** (0.015)	0.057*** (0.022)	0.041* (0.025)	0.090** (0.042)
子どもの数	0.026*** (0.001)	0.052*** (0.002)	0.051*** (0.001)	0.051*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.029*** (0.001)	0.026*** (0.001)
祖父母との同居 (*)	0.012*** (0.002)	0.033*** (0.004)	0.027*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)
そのほかの家族員との同居 (*)	0.004 (0.003)	0.023*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.008* (0.004)	0.010** (0.005)	-0.002 (0.004)	0.000 (0.004)
出産時の年齢:10代 (*)	0.226*** (0.021)	0.220*** (0.020)	0.166*** (0.021)	0.130*** (0.019)	0.041*** (0.012)	0.021** (0.010)	0.003 (0.007)	0.002 (0.006)
出産時の年齢:20代 (*)	0.021*** (0.002)	0.046*** (0.003)	0.039*** (0.003)	0.031*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
出産時の年齢:40代 (*)	0.006* (0.004)	0.007 (0.007)	0.009 (0.006)	0.015** (0.007)	0.030*** (0.008)	0.037*** (0.008)	0.049*** (0.009)	0.037*** (0.008)
学歴:中学卒 (*)	0.154*** (0.018)	0.263*** (0.023)	0.201*** (0.024)	0.173*** (0.023)	0.192*** (0.026)	0.160*** (0.025)	0.189*** (0.028)	0.160*** (0.026)
学歴:高校卒 (*)	0.046*** (0.003)	0.104*** (0.005)	0.098*** (0.005)	0.080*** (0.005)	0.065*** (0.005)	0.058*** (0.005)	0.055*** (0.004)	0.047*** (0.004)
学歴:短大卒 (*)	0.025*** (0.003)	0.059*** (0.005)	0.064*** (0.004)	0.054*** (0.004)	0.037*** (0.004)	0.033*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.024*** (0.003)
子どもの性別 (*)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)	0.004** (0.002)
観測値	40,192	38,839	36,602	35,092	31,539	28,356	26,966	26,647
尤度比の $\chi^2(15)$, (1)と(3)は $\chi^2(14)$	3,337.13	4,416.93	4,595.03	4,089.50	3,308.69	3,125.25	3,532.66	2,777.48
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
擬似R2	0.1945	0.1654	0.1942	0.1843	0.1917	0.2144	0.2592	0.2302
Log likelihood	-6,909.9219	-11,140.1600	-9,534.6748	-9,051.8608	-6,975.3268	-5,725.1074	-5,048.3860	-4,643.2364

注:21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)より筆者ら作成。括弧内は標準誤差。(*) dy/dxは、0から1へのダミー変数の離散の変化に対するもの。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。母親の無職について、2000年と2003年に関しては、仕事を探しているか、いないかが尋ねられていないので、母親無職という変数を入れている。

析に加えている。

2 子どものいる世帯の貧困のロジット分析

各期の子どもがいる世帯の貧困についてのロジット分析の結果を示す。表4には、限界効果が報告されている。2000年から2013年まで8つの期の推定すべてにおいて、母子世帯の係数が正で有意であった。つまり、子ども期を通じて、世帯に父親がいない場合は、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が14.6%から41.5%ポイント高いということである。つぎに、母親の就業に関しては、8つの期の推定すべてにおいて、母親のパート・アルバイトでの勤め、無職で仕事を探している、無職で仕事を探していないか学生（2000年と2003年の推定では無職か学生）の係数はどれも、正で有意であった（ベースカテゴリーは母親の常勤での勤め）。特に、子ども期を通して、母親が無職で仕事を探している場合は、常勤で勤めている場合に比べて、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が4.3%から11.2%ポイント高いということである。

世帯の規模に関しては、子どもの人数、祖父母との同居、ほかの家族員との同居は、どれも正で有意であった。つまり、世帯に子どもの人数が一人増えると、また、祖父母と同居をすると、ほかの家族員と同居をすると、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率がそれぞれ2.6から5.1%ポイント、0.9から3.3%ポイント、0.8から2.3%ポイントだけ高いということである。

出産時の年齢に関しては10代での出産が、学歴に関しては中学卒が、それぞれ子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が最も高い。

子どもがいる世帯の貧困についてのパネル分析の結果を表5に示す。母子世帯の係数が正で有意であった。つまり、世帯に父親がいない場合は、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が6.7%ポイント高いということである。つぎに、母親の就業に関しては、母親の常勤での勤めが負で、パート・アルバイトでの勤め、無職で仕事を探している、無職で仕事を探していないか学生は、どれも正で有意であった。

世帯の規模に関しては、子どもの人数、祖父母との同居、ほかの家族員との同居は、どれも正で有意であった。ハウスマン検定では固定効果モデルが選択される。

表5 結果（子どもがいる世帯の貧困のパネル分析）

	ロジット（限界効果報告）： 子どものいる世帯の貧困	
	(1)	(2)
	固定効果モデル	ランダム効果モデル
	dy/ dx	dy/ dx
母子世帯	0.067*** (0.005)	0.249*** (0.010)
母：勤め（常勤）	-0.036*** (0.005)	-0.0105*** (0.001)
母：無職、学生	0.024*** (0.003)	0.0013** (0.001)
母：就業状況無回答	0.015** (0.007)	0.0071*** (0.003)
祖父母との同居	0.012*** (0.003)	0.0097*** (0.001)
そのほかの家族員との同居	0.010** (0.004)	0.0119*** (0.001)
子どもの数	0.059*** (0.003)	0.0161*** (0.001)
年ダミー（2001年）	0.042*** (0.003)	0.0246*** (0.001)
年ダミー（2004年）	0.024*** (0.002)	0.0098*** (0.001)
年ダミー（2010年）	-0.017 (0.004)	-0.0046*** (0.001)
年ダミー（2013年）	-0.038*** (0.005)	-0.0083*** (0.001)
/ Insig2u		1.479 (0.0274)
sigma_u		2.095 (0.0287)
rho		0.572 (0.0067)
Number of obs	27,663	160,473
Number of id	6,634	41,952
LR chi2 (11)	1983.99	
Wald chi2 (11)		6652.30
Prob > chi2	0.0000	0.0000
Log likelihood	-9196.6477	-35910.9800
Hausman検定 (ランダムvs固定)		chi2 (11) = 12201.61 Prob>chi2 = 0.0000

括弧内は標準誤差。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

3 子どものいる世帯の持続的な貧困のロジット分析

最後に、子どものいる世帯の貧困が持続的（3期以上の貧困）かどうかのロジット分析の結果を表6に示している。まず、列（1）の全サンプルを使った分析では、母子世帯の係数が正で有意であった。つまり、1期でも世帯に父親がいない場

合は、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が持続的な貧困状態にある比率が9.0%ポイントだけ高いということである。

母親の就業に関しては3期以上該当のカテゴリに当てはまるかどうかを見ているが、母親の常勤での勤めの係数は有意ではなく、パート・アルバイトでの勤め、無職で仕事を探している、無

表6 結果（持続的貧困のロジット分析）

変数	ロジット：持続的貧困	
	(1) unbalanced dy/ dx	(2) balanced dy/ dx
母子世帯 (+)	0.090*** (0.006)	0.058*** (0.006)
母：勤め（常勤）(++)	0.002 (0.002)	0.010*** (0.004)
母：勤め（パート・アルバイト）(++)	0.017*** (0.003)	0.025*** (0.005)
母：無職（探していない）、学生 (++)	0.007*** (0.002)	0.005* (0.003)
母：無職（仕事を探している）(++)	0.035*** (0.012)	0.087*** (0.026)
母：就業状況無回答 (++)	0.017*** (0.005)	0.006 (0.005)
祖父母との同居 (++)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)
そのほかの家族員との同居 (++)	0.005** (0.002)	0.009*** (0.003)
子どもの数の最大値	0.013*** (0.001)	0.012*** (0.001)
学歴：中学卒	0.062*** (0.014)	0.038*** (0.014)
学歴：高校卒	0.024*** (0.003)	0.019*** (0.004)
学歴：短大卒	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.003)
出産時の年齢：10代	0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)
出産時の年齢：20代	0.001 (0.001)	-0.003* (0.002)
出産時の年齢：40代	0.010** (0.004)	0.016** (0.007)
子どもの性別	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)
観測数	25,890	12,060

注：21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）より筆者ら作成。括弧内は標準誤差。（*）dy/ dxは、0から1へのダミー変数の離散の変化に対するもの。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

職で仕事を探していないか学生の係数が正で有意であった。つまり、5期のうち3期以上において、パート・アルバイトで勤めているか、無職で仕事を探しているか、無職で仕事を探していないか学生である場合は、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が持続的な貧困状態にある比率が、それぞれ1.7%ポイント、0.7%ポイント、3.5%ポイントだけ高いということである。

世帯の規模に関しては、子どもの人数、祖父母との同居、ほかの家族員との同居は、どれも正で有意であった。つまり、世帯に子どもの人数が一人増えると、また、祖父母と同居をすると、ほかの家族員と同居をすると、子どもがいる世帯が3期以上の貧困になる比率がそれぞれ1.3%ポイント、0.6%ポイント、0.5%ポイントだけ高いということである。

出産時の年齢に関しては40代での出産が、学歴に関しては中学卒が、それぞれ子どもがいる世帯が持続的な貧困になる比率が最も高い。

VI 結論

本論文の分析の結果から、「21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)」における、子どものいる世帯の貧困の持続性について、以下のことが分かった。

クロスセクションで見た場合、子どものいる世帯は全期間の平均では8.1%の子どもが貧困状態にある。動的にみると、子どもがいる世帯が貧困状態にある割合は、子どもの誕生とともに10.9%まで上昇するが、その後は2013年の6.0%まで低下していく(図3(a))というように貧困状態は子ども期においてコブ状の形をしている。次に、子どものいる世帯の貧困が持続的なのかを見るため、貧困状態にある期間を調べた。すると、5つの期のうち1期以上貧困を経験する子どもは、5人に1人ということであり、3期以上の持続的貧困の状態にある子どもは、3.3%であった(表3)。

上記の結果を、海外の子どもの貧困の持続性と比較する。Lindquist & Lindquist (2012)は、1987年から1991年に生まれたスウェーデンの子どもの

貧困の動的側面を調べている。14年の分析期間中における7年以上の貧困経験を持続的貧困と定義しており、5人に1人の子どもが1回以上の貧困を経験し、持続的貧困は2%だけであると報告している。したがって、本分析では調査が3年間隔であるのに対し、Lindquist & Lindquist (2012)は毎年であることに注意が必要であるが、本分析の結果は、日本の子どもの貧困は、スウェーデンよりも若干ではあるが持続的であるといえる。

日本の子どもの貧困の持続性を分析したものは、筆者らの知る限り存在していないので、子ども以外の日本の貧困の持続性を扱った分析と比較する。「消費生活に関するパネル調査」を用いた濱本(2005)は、1994年から2002年の追跡期間において、333人の女性が属する世帯の31.8%が少なくとも1回は貧困を経験しており、9回すべてで継続して貧困である世帯も1.5%いると報告されている。また、濱本(2005)の図3-2からは、貧困回数が追跡期間の半数の5回以上である世帯が9%いることが読み取れる。したがって、生活保護制度における最低生活費の1.2倍を各世帯の貧困の基準として利用しているため比較には留保が必要ではあるものの、本研究における子どもの貧困は、日本の女性の貧困ほどは持続的ではないといえる。そのほかの日本の貧困の持続性を調べた論文には以下がある。全国の高齢者を対象とした縦断調査データを用いた原田ら(2001)は、22.9%の高齢者が恒常的な貧困固定層であると結論付け、全国を対象とした慶應義塾家計パネル調査を用いた石井・山田(2007)では3期間中に1~2回貧困を経験したことがある人の割合が16%、継続的に貧困を経験したものは5%であったと報告している。とはいえ、どちらの研究も3時点の動的側面と短いことから、本分析の結果と比較することは難しい。

どのような子どものいる世帯が持続的貧困にあるかを調べた本論文のロジット分析からは、母子世帯の場合、そうでない場合に比べて、子どもがいる世帯が貧困状態にある比率が14.6%から41.5%ポイント高く(表4)、持続的な貧困状態にある比率が9.0%ポイント高い(表5)ということ

がわかった。クロスセクションの分析においても、母子世帯は、平均で41.3%の子どもが貧困状態にあり、子どもの出産とともに貧困状態にある割合は高くなり、その後下がっていくというパターンをたどるとはいえ、貧困の水準は高い(図3(b))。また、60%弱の子どもが貧困を1期以上経験しており、13.5%の子どもが持続的な貧困状態にあることから(表3)、母子世帯のほうが、二人親世帯よりも貧困に苦しんでいるといえるであろう。

世帯の規模に関しては、子どもの人数が多い場合や祖父母やほかの家族員と同居している場合は、そうでない場合よりも、子どもがいる世帯が貧困状態や持続的な貧困状態にある比率が高かった。世帯規模が大きいほど貧困状態にある比率が高い理由としては、子どもが多いほど、等価尺度により補正はされるものの、一人当たりの収入は小さくなることがある。また、養育が必要な子どもや介護を必要とする高齢者が多くいることで、働きに出ることが難しくなっているのかもしれない。

本研究では、貧困の基準に国民生活基礎調査による貧困線をもちいたが、今後はほかの基準をもちいて調べることも必要である。濱本(2005)は、各世帯の構成や世帯員の年齢、所在地域などに応じて、母子加算、児童養育加算、妊婦加算、産婦加算や教育扶助や住宅扶助、基礎控除、勤労控除をあてはめて得られた、生活保護制度における最低生活費の1.2倍を利用している。貧困とされる厚生水準の設定にはさまざまなバリエーションがあるため、今後は異なる貧困基準を使った研究を試みる必要がある。

さらに、より精緻な統計的手法を用いて分析する必要がある。駒村(2007)が述べるように、本論文で用いた離散選択モデルのほかにも、ハザード関数モデルやマルコフ推移モデルを用いることが考えられる。例えば、Arranz and Cantó(2012)は、スペインの縦断データを用い、multi-state multi-spell hazardモデルで推定を行い、貧困の動態に対して、貧困の再発(poverty recurrence)が影響を与えていることを示している。また、

Cappellari and Jenkins(2004)は、低所得の推移の決定要因を1階のマルコフ過程モデルを用いて調べている。今後は、これらのモデルを用いて日本の子どもの貧困の動態を明らかにする必要がある。

引用文献

- Arranz, J. M., & Cantó, O (2012, June) Measuring the effect of spell recurrence on poverty dynamics-evidence from Spain. *The Journal of Economic Inequality*, 10(2), pp.191-217.
- Cappellari, L., & Jenkins, S. P (2004) Modelling low income transitions. *Journal of applied econometrics*, 19(5), pp.593-610.
- Chamberlain, G (2010) Binary Response Models for Panel Data: Identification and Information. *Econometrica*, 78(1), pp.159-168.
- Kaplan, G (2012) Moving Back Home: Insurance against Labor Market Risk. *Journal of Political Economy*, 120(3), pp.446-512.
- Kotlikoff, L. J., & Summers, L. H (1981) The role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation. *Journal of political economy*, 89(4), pp.706-732.
- Lindquist, M. J., & Lindquist, G. S (2012) The dynamics of child poverty in Sweden. *Journal of Population Economics*, 25(4), pp.1423-1450.
- OECD (2015) *How's Life? 2015 Measuring Well-being: Measuring Well-being*. Paris: OECD Publishing.
- Townsend, P (1979) *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*. University of California Press .
- UNICEF Innocenti Research Centre (2012) *Measuring child poverty: New league tables of child poverty*.
- 阿部彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析：日本のマイクロデータを用いた実証研究」『社会政策学会誌』16, pp.251-275。
- (2008)『子どもの貧困—日本の不公平を考える』岩波書店。
- (2011)「子ども期の貧困が成人後の生活困難(デプリベーション)に与える影響の分析」『季刊社会保障研究』46(4), pp.354-367。
- 駒村康平(2007)「ワーキングプア・ボーダーライン層と生活保護制度改革の動向」『日本労働研究雑誌』49(6), pp.48-60。
- 原田謙, 杉澤秀博, 小林江里香, Liang Jersey (2001)「高齢者の所得変動に関連する要因：縦断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』52(3), pp.382-397。
- 坂田朗広, 田野淳子, 布施香奈(2015)「厚生労働省縦断調査について」『社会と調査』15, pp.21-29。

- 山田篤裕, 四方理人, 田中聡一郎, 駒村康平 (2010) 「貧困基準の重なり—OECD相対的貧困基準と生活保護基準の重なりと等価尺度の問題」『貧困研究』4, pp.55-66。
- 周燕飛 (2015) 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2014 (第3回子育て世帯全国調査)。独立行政法人労働政策研究・研修機構。
- 石井加代子, 山田篤裕 (2007) 「貧困の動態分析」樋口美雄, 瀬古美喜編, 21世紀COE慶應義塾大学経商連携 (共同編集), 『日本の家計行動のダイナミズムIII』 (pp.101-129)。慶應義塾大学出版会。
- 大石亜希子 (2007) 「子どもの貧困の動向とその帰結」『季刊社会保障研究』43 (1), pp.54-64。
- 濱本知寿香 (2005) 「収入からみた貧困の分布とダイナミックス」: 岩田正美, 西澤晃彦 (共同編集), 『貧困と社会的排除 福祉社会を蝕むもの』 (pp.71-93)。ミネルヴァ書房。

(くれいし・わたる)
(わかばやし・みどり)

Investigation into Chronic Poverty of Households with Children

Wataru KUREISHI*¹ and Midori WAKABAYASHI*²

Abstract

This paper investigates how chronic the poverty of households with children in Japan is, using Longitudinal Survey of Newborns in the 21st Century (2001 Cohort).

During five periods with three year interval (year 2001, 2004, 2007, 2010, 2013), one in five children suffers from poverty one period or more and 3.3% of the children suffer from chronic poverty three periods or more. Our logit analysis for examining which households with children are more likely to be in chronic poverty shows that single mother households are 14.6-41.5%points more likely to be in poverty and 9.0%points in chronic poverty, compared to two parents households. Moreover, a little less than 60% of single mother households suffer from poverty one period or more and 13.5% are in chronic poverty. These imply that single mother households suffer from poverty more than other types of households.

Keywords : poverty among households with children, chronic poverty, temporal poverty, single mother households

*¹ Senior Researcher, National Institute of Population and Social Security Research

*² Associate Professor, Graduate School of Economics and Management / Faculty of Economics, Tohoku University