第 8 章

世帯主の就業形態と有子現役世帯の貧困の動態分析

――二人親世帯と一人親世帯の比較

馬欣欣

要旨

本章では、2009～2011 年日本家計パネル調査（JHPS2009～2011）を用い、子供がいる現役世帯を分析対象として、世帯主の就業形態の違いが一時的貧困確率に与える影響、および世帯主の就業形態の移行が貧困へ突入する確率、貧困から脱出する確率に与える影響に関する実証分析を行った。主な結論は以下の通りである。

第 1 に、一時的貧困確率は、一人親世帯の方が二人親世帯よりも高い。また、二人親、一人親いずれの世帯類型においても世帯主が正規労働者であるよりも非正規労働者であるほうが、一時的貧困確率は高い。第 2 に、世帯主が継続正規労働者のグループよりも、非正規労働者から正規労働者へ移行した直後のグループ、および継続非正規労働者のグループのほうが、貧困へ突入する確率は高い。第 3 に、世帯主が継続正規労働者の場合より、正規労働者から非正規労働者へ移行した直後のグループ、非正規労働者から無業者へ移行したグループ、および継続非正規労働者グループのほうが、貧困から脱出する確率は低い。第 3 に、2 時点とも二人親世帯であるグループに比べ、2 時点とも一人親世帯であるグループで貧困に突入する確率が高く、貧困から脱出する確率は低くなる傾向がある。第 4 に、就業形態の移行および世帯形態の変化が貧困突入確率と貧困脱出確率に与える影響は、所得再分配政策が実施された前後によって異なるものの、所得再分配政策は必ずしも有子世帯に対する貧困削減の効果を持つとはいえない。

第 1 節　はじめに

現在、子供がいる世帯（以下、有子世帯）の貧困問題に対して、社会的関心が高まっている。その一因として、近年における一人親世帯（特に母子世帯）[1]の増加と、その貧困問題の深刻化が挙げられよう[2]。さらに、所得再分配政策の公平性の視点からみると、80 年代以後、厚生年金制度の改革に伴って高年齢者の貧困状態が改善される一方、有子現役世帯の貧困削減に関する所得再配分政策が限定的にしか機能しておらず、問題視されている（阿部　2006a,b）。この背景には、1980 年代以後、欧米の社会福祉政策が“welfare to work”へと変更され、貧困層向けの政策も経済的支援から就業促進による自立政策へと転換されたことがある。この影響を受け、日本でも 2000 年以降、一人親世帯への支援政策は生活保護給付のような経済的援助から就業促進政策へと転換した。しかし、OECD(2008)によると、日本における一人親世帯の相対的貧困率は、世帯主が就業している世帯で 58%、就業していない世帯で 60%となっており、両者間の差はわずかである。また、一人親世帯において世帯主が就業するグループの相対的貧困率は、日本が OECD 加盟の 30 か国中で最も高い。

これらの現象が生じた主な原因は、日本の正規・非正規労働者間の賃金格差が大きく、非正規労働者として働いても低賃金しか得られないため、貧困状況に落ちるというワーキング・プア（working poor）問題[3]に関連すると考えられる（石井・佐藤・樋口　2010；樋口・石井・佐藤　2011；馬・McKenzie　2012）。

こうした事情から、より有効な貧困削減政策を制定・実施するため、世帯主の就業形態と有子世帯の貧困動態に関する実証分析が、重要な課題となっているのである。

本章では、有子現役世帯[4]における世帯主のワーキング・プア問題に焦点を当て、二人親世帯と一人親世帯を比較しながら、世帯主の就業形態が貧困に与える影響を検討する。また、静態的な分析のみならず、パネルデータを用いて貧困動態に関する分析も行う。具体的には、2009～2011 年日本家計パネル調査（JHPS2009～2011）の個票データを用い、

---

[1] 厚生労働省「全国母子世帯等調査」によると、母子世帯数は、1988 年 84.92 万世帯から 2003 年の 122.54 万世帯へと増加し、母子世帯の割合（母子世帯が子供のいる世帯に占める割合）は 1988 年の 5.17%から 2003 年の 9.49%へと上昇したことがわかる（労働政策研究・研修機構 2012、29 頁）。

[2] 厚生労働省の発表（2009 年）によると、2007 年の相対的貧困率は国民全体で 15.7%である一方、一人親世帯では 54.3%である。また、OECD（2008）によると、日本で一人親世帯の半数以上（58%）が貧困状態にあるとされており、OECD 加盟の 30 か国中で最も高い。

[3] ワーキング・プア（working poor）は、直訳では「働く貧者」、「働く貧困層」である。ここでワーキング・プアの定義については、各研究により異なることに留意しておく。本章では「労働者が非正規労働者として働く場合には、低賃金しか獲得できないため、就業しても、所得が相対的貧困ライン（平均所得の中央値の半分）以下となり、つまり相対的貧困者であること」をワーキング・プアの定義としている。

[4] 本章では、OECD(2008)にしたがって、子供がいる世帯において世帯主の年齢が 18 歳以上 65 歳未満の世帯が子供のいる現役世帯と定義している。

第１に、世帯主の就業形態の違いは一時的貧困になる確率（以下、一時的貧困確率）に影響を与えるのか、第２に、世帯主の世帯形態の移行は、どの程度貧困へ突入する確率（以下、貧困突入確率）および貧困から脱出する確率（以下、貧困脱出確率）に影響を与えるのか、第3に、有子世帯において世帯類型（二人親世帯と一人親世帯）によってこれらの要因の影響が異なるのか、の3つの問題を明らかにする。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究をサーベイし、第3節ではデータから観察された子供のいる世帯における世帯主の就業形態と貧困の実態を把握する。そして第4節で計量分析の枠組みについて述べ、第5節で実証分析の結果を説明する。最後に、実証分析から得られた結論および政策インプリケーションをまとめる。

第 2 節　先行研究のサーベイと本章の特徴

本節では、日本における就業形態と貧困に関する先行研究をサーベイしたうえで、本稿の特徴を述べておく。

まず、世帯類型別の貧困に関して[5]、阿部（2008）は、一人親世帯を分析対象とし、母子世帯、高齢者世帯の方が他の世帯に比べて相対的貧困率が高いことを示している。阿部（2006b）、阿部・大石（2006）、大石（2007）は母子世帯の貧困、子供の貧困、子供のいる世帯の貧困状態に関する分析を行っており、核世帯などの他の世帯類型に比べ、一人親世帯で貧困確率が高いことを示している。石井・山田（2007）は、慶應義塾家計パネル調査（以下、KHPS）の個票データ（KHPS2004-2006）を用いて、一時的貧困および常時貧困（3 時点貧困）になる確率は核家族および三世代同居よりも一人親世帯のほうが高いことを示している。しかし、これらの分析は世帯主の就業形態に着目していない。

次に、本章の問題意識に類似する、世帯主の就業形態と貧困を中心とする実証研究を検討する。

グロス・セクションデータを用いた静態的な分析として、阿部（2006）、橘木・浦川（2006）は、全世帯を対象とした実証分析により、世帯主が正規労働者の場合よりも非正規労働者・失業者の場合、貧困世帯になる確率が高いことを示している。大石（2012）は、母子世帯の母親のライフコースの各局面や現在の正規・非正規の就業状態が、現時点での母子世帯の貧困にどのような影響を及ぼしているかを分析し、過去の就業履歴や個人・世帯属性をコントロールしたうえで、現時点で正規雇用についていることが貧困リスクの回避につながっていることを明示している。

パネルデータを用いた貧困動態に関する実証分析[6]をみると、石井（2010）、石井・佐藤・樋口（2010）、樋口・石井・佐藤（2011）は、KHPS の個票データ（KHPS2005-2009、

[5] Kniesner, McElroy and Wilcox(1988)などは、欧米でも相対的貧困率は母子世帯が二人親世帯より高いことを示している。

[6] 貧困動態に関する欧米の分析については、Jenkins (2000)、Bane and Ellwood(1986)、Duncan et al. (1993)などを参照されたい。

KHPS2005-2010）を用いて、世帯主が 20～59 歳の現役世帯を対象とした分析により、世帯主が正規労働者の場合、貧困突入確率は極めて低く、逆に無業の場合は貧困突入確率が高いこと、また世帯主が非正規労働者もしくは自営業者の場合は、正規労働者よりも貧困突入確率が高いことを示している。さらに貧困脱出についても、世帯主が正規労働者の場合は貧困から脱出しやすいこと、世帯主が非正規労働者の場合は無業者と同程度に貧困率が高いものの、貧困脱出確率は無業者より高いことを指摘している。馬・McKenzie（2012）は、KHPS の個票データ（KHPS2004-2009）を用いて、母子世帯および二人親世帯の母親を分析対象として、母親の就業形態が相対的貧困率に与える影響を分析し、両世帯とも一時的貧困、慢性的貧困になる確率は、非正規労働者、無業者の方が正規労働者より高いことを示しており、またワーキング・プアについても母子世帯の方がより顕著であることを指摘している。

先行研究に対して、本章は以下のような特徴を持つ。

第 1 に、先行研究で分析されていない世帯類型の変更および世帯主の就業形態の移行が貧困の動態に与える影響に関する実証分析を行う[7]。この分析は、先行研究の補完となると考えられる。

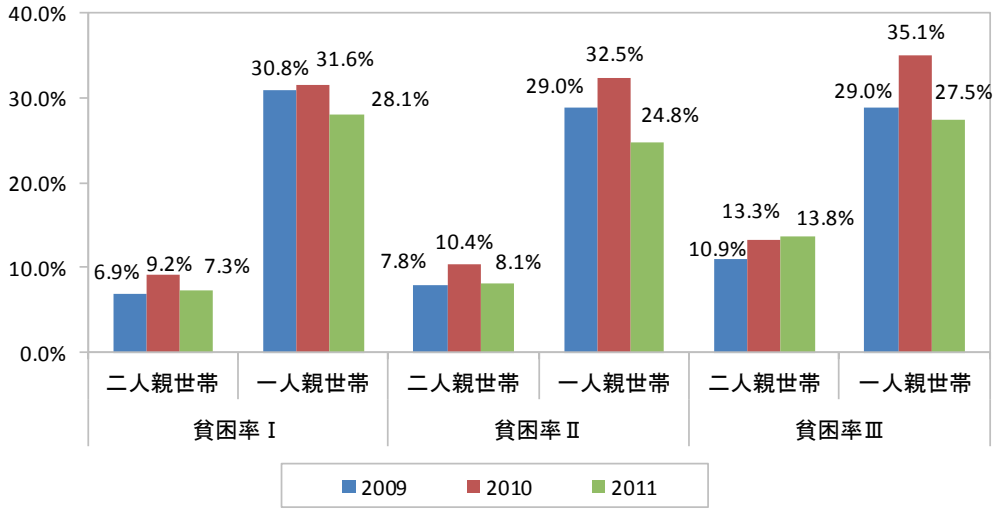
第 2 に、有子世帯において、二人親世帯と一人親世帯とでは、直面する家計所得、労働時間や育児時間の制約などの状況が異なるため、世帯主の就業形態が貧困に与える影響もそれぞれ異なると考えられる。しかし、先行研究では、有子世帯における世帯類型別貧困に関する分析が行われていない。本章では有子現役世帯を分析対象とし、世帯主の就業形態の違いが一時的貧困世帯になる確率に与える影響を明らかにしたうえで、世帯主の就業形態の影響における二人親世帯・一人親世帯間の差異も考察する。そのため、サンプルを有子世帯の全体、二人親世帯、一人親世帯の3つに分けてそれぞれの分析を行う。

第 3 に、JHPS2009～2011 の個票データを活用し、世帯所得Ⅰ（税込の所得）、世帯所得Ⅱ（税・社会保険料を引いた後の手取り所得）および世帯所得Ⅲ（可処分所得）に基づいて相対的貧困率を計測し、また税制・社会保障制度の効果を考察するため、世帯所得Ⅰ、Ⅱ、Ⅲに基づいてそれぞれの貧困動態に関する分析を行う。

以下では、調査データを用いて、有子世帯の貧困状況および世帯主就業形態の変化の実態を検討する。

7　石井・佐藤・樋口（2010）、樋口・石井・佐藤（2011）のいずれも、分析における説明変数が t 期の世帯主就業形態を用いているため、世帯主の就業形態の移行が貧困動態に与える影響は明らかになっていない。

図 8－1　有子世帯における相対的貧困率の推移（2009～2011 年）



出所：JHPS2009～2011より計算。

第 3 節　有子世帯における貧困の状況

1　有子世帯における世帯類型別相対的貧困率の推移

図 8－1 で有子世帯における相対的貧困率の推移を示している[8]。

まず、等価可処分所得に基づいて計算した相対的貧困率（貧困率Ⅲ）の高さを検討する。相対的貧困率は、一人親世帯が二人親世帯より高い。例えば、2011 年における相対的貧困率は、一人親世帯が 27.5％で二人親世帯（13.8％）の約 2 倍となっている。一人親世帯で貧困状態がより

8　相対的貧困率は以下のように算出した。

まず、年代ごとの世帯所得を等価尺度（世帯の家族人数の平方根）で除して世帯単位の等価所得を求めた。次に年代ごとの全世帯（子供のいる世帯およびそれ以外の世帯）における等価所得の中央値の半分を相対的貧困ラインとし、年代ごとの相対的貧困率を計算した。

世帯所得は、調査項目に基づいて 3 種類（世帯所得Ⅰ、世帯所得Ⅱ、世帯所得Ⅲ）に分けられている。それらに基づいて計算した相対的貧困率は、貧困率Ⅰ（世帯所得Ⅰに基づくもの）、貧困率Ⅱ（世帯所得Ⅱに基づくもの）、貧困率Ⅲ（世帯所得Ⅲに基づくもの）となっている。

世帯所得は、以下のように得られた。

（1）世帯所得Ⅰを、「あなたの世帯の昨年 1 年間（1 月～12 月）の税込みの年収は、おおよそいくらでしたか。なお、資産(金融、実物とも)売却は除いてお答えください。」の質問項目に対する回答から得た。

（2）世帯所得Ⅱを、「あなたの世帯の昨年 1 年間（1 月～12 月）の手取りの年収（家計をともにする家族全員の税・社会保険料を引いた後の手取り収入額の合計）は、おおよそいくらでしたか。民間保険の受け取り及び資産（金融、実物とも）売却は除いてお答えください。」の質問項目に対する回答から得た。

（3）世帯所得Ⅲは、「世帯所得 2＋世帯の社会保障給付」のように算出した。世帯の社会保障給付金は、ご主人、奥様、他の家族構成員におけるそれぞれの社会保障給付の合計値である。

社会保障給付（正の移転）

＝公的年金＋失業給付・育児休業給付＋児童手当・児童扶養手当＋生活保護給付

深刻化していることがわかる。また、貧困率Ⅲの変化をみると、二人親世帯の相対的貧困率は2009 年の 10.9%、2010 年 13.3%、2011 年 13.8%と小幅に上昇した。一方、一人親世帯の相対的貧困率は、2009 年の 29.0%から 2010 年の 35.1%へと上昇しているが、2011 年には27.5%へと低下した。

次に、世帯所得Ⅰ（市場所得）に基づいて計算した貧困率Ⅰと、所得再分配（税制・社会保障制度）が実施された後の世帯所得Ⅲ（可処分所得）に基づく貧困率Ⅲを比較する。二人親・一人親世帯とも、貧困率Ⅲが貧困率Ⅰより高くなっている。例えば、2010 年の場合、二人親世帯で貧困率Ⅲ13.3%、貧困率Ⅰ9.2%、また一人親世帯でも貧困率Ⅲ35.1%、貧困率Ⅰ31.6%となっている。

これらの集計結果により、現在の所得再配分政策は、有子世帯に対する貧困削減効果が限定的であり、二人親・一人親世帯のいずれにおいても、所得再分配前より所得再分配後で貧困状態に落ちる世帯の割合が逆に多くなっていることが示された。これは、阿部（2006a,b）と類似する結果である。この理由については、以下のことが考えられる。有子世帯において、一部のグループでは所得再分配政策を受けて貧困状況が改善されている一方、大多数ではむしろ貧困状況が悪化するケースが生じている。その結果、有子世帯全体では、所得再分配政策による貧困削減効果が現れず、むしろ相対的貧困率の増加効果が現れた現象が生じたと考えられる。この点については、今後、他の世帯類型（高齢者世帯、単身世帯など）と比較しながら、所得再分配政策（税制と社会保障制度）と有子世帯の貧困問題に関するより詳細な分析を行う必要があろう。

2　有子世帯における世帯主の就業形態別相対的貧困率の推移

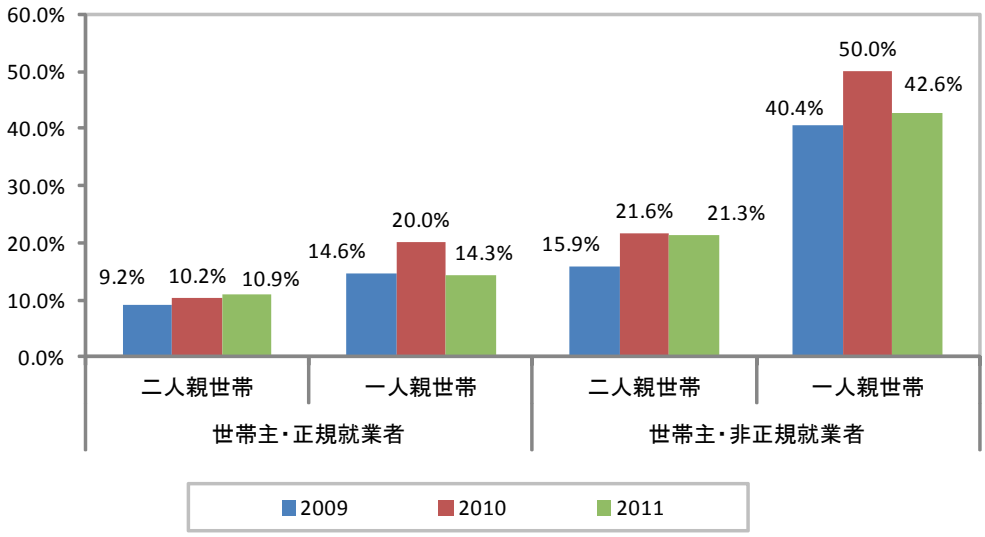
図 8－2 で有子世帯における世帯主の就業形態（正規労働者・非正規労働者）別相対的貧困率の変化をまとめており、以下のことが示された。

まず、二人親世帯、一人親世帯とも、世帯主が正規労働者、非正規労働者のいずれにおいても、2009 年から 2010 年にかけて相対的貧困率は高くなっている。一方、2010 年から 2011 年にかけて相対的貧困率が小幅に低下している。

次に、二人親・一人親世帯とも、相対的貧困率は、世帯主が非正規労働者のグループが正規労働者のグループより高い。例えば、2011 年をみると、二人親世帯の相対的貧困率は、世帯主が非正規労働者のグループが 21.3%で正規労働者（10.9%）より高く、また一人親世帯の相対的貧困率は、世帯主が非正規労働者のグループが 42.6%で正規労働者（14.3%）より高い。

最後に、世帯主が正規労働者のグループでは、両世帯類型間における相対的貧困率の差異が小さい。たとえば、2011 年の場合、世帯主が正規労働者のグループで、相対的貧困率は一人親世帯が 14.3%、二人親世帯が 10.9%となっており、両者間の大きな差が見られない。一方、世帯主が非正規労働者のグループでは、一人親世帯の相対的貧困率のほうが顕著に高い。たとえば、2011 年における相対的貧困率は、一人親世帯が 42.6%で二人親世帯（21.3%）に比べて非常に高い値となっている。

図 8－2 有子世帯における世帯主の就業形態別相対貧困率の推移（2009～2011 年）



出所および注：図9-1と同じ。貧困率Ⅲに基づく計測。

上記のクロス集計の結果より、有子世帯において、世帯類型、世帯主の就業形態別にみた相対的貧困率の推移が異なることが見て取れる。しかし、上記の集計結果では、他の要因（たとえば、世帯主学歴、家族構成など）がコントロールされておらず、必ずしも世帯類型、世帯主の就業形態と貧困に関する厳密な分析とはなっていない。そこで以下では、推定モデルを用いて有子世帯の貧困動態に関する計量分析を行う。

第 4 節　計量分析の枠組み

1　推定モデル

まず、一時的貧困[9]になる確率に関する静学的な分析では、ランダム効果プロビット分析のモデルを用いる。推定モデルを(1.1)式、(1.2)式に示す。

$$y_{it}^{*} = \beta_{tf} TF_{it} + \beta_{emp} EMP_{it} + \beta_{x} X_{it} + u_{i} + v_{it} \qquad (1.1)$$

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^{*} > 0) = \Pr(v_{it} - \beta_{tf} TF_{it} - \beta_{emp} EMP_{it} - \beta_{x} X_{it} - u_{i} > 0)$$

$$= F(\beta_{tf} TF_{it} + \beta_{emp} EMP_{it} + \beta_{x} X_{it} + u_{i} + v_{it}) \qquad (1.2)$$

[9] 貧困世帯の定義および変数の設定について、本節「2. 用いたデータの説明と変数の設定」を参照されたい。

ここで、添え字 i は個々の労働者、t は各調査年、u_i は時間とともに変化しない変量効果（random effect）、v_{it} は真の誤差をそれぞれ示す。従来のプロビット分析では、誤差項に u_i が入ることで、一致推定量を得ることができなかった。一方、パネルデータを用いた確率関数に関するプロビットモデル（正規分布の確率関数に関するランダム効果の分析モデル）では、u_i の効果を考慮しうえで、β の一致推定量が得られる。$\Pr(y_{it}=1)=\Pr(y_{it}^{*}>0)$ は貧困世帯になる確率、F はその確率の分布関数、y_{it}^{*} は潜在的貧困世帯、y_{it} は貧困世帯ダミー変数（１＝貧困世帯、0＝非貧困世帯）をそれぞれ示す。また TF は二人親世帯ダミー、EMP は世帯主の就業形態ダミー、X はそれ以外の要因、β_{tf}、β_{emp}、β_x は各推定係数をそれぞれ示す。β_{tf} が統計的に有意であれば、他の条件一定のもとで、二人親世帯と一人親世帯とで貧困世帯になる確率に差異が存在することを意味する。また、β_{emp} が統計的に有意であれば、他の条件一定のもとで、就業形態の種類によって貧困世帯になる確率が異なることを示す。分析結果で β_{tf}、β_{emp} を注目したい。ここで貧困世帯になる確率は二人親世帯のほうが一人親世帯より高いと推測しており、β_{tf} は正の値となることを期待している。また、貧困世帯になる確率は世帯主が非正規労働者の場合のほうが正規労働者より高いと考えられるため、β_{emp} における非正規労働者ダミーは負の値となることを期待している（後出、表 8－4）。

次に、貧困へ突入する確率および貧困から脱出する確率に関する動態分析では、時間依存性変数と非時間依存性変数を用いたプロビット分析モデルを用いる。推定モデルを(2.1)、(2.2)式に示す。

$$Y_{it}^{*}=\gamma_{\Delta tf}\Delta TF_{it}+\gamma_{\Delta emp}\Delta EMP_{it}+\gamma_{\Delta x}\Delta X_{it}+\gamma_{z}Z_{it}+\varepsilon_{it} \qquad (2.1)$$

$$\Pr(Y_{it}=1)=(\mathrm{Y}_{\mathrm{it}}^{*}>0)=\Pr(\varepsilon_{it}-\gamma_{tf}\Delta TF_{it}-\gamma_{emp}\Delta EMP_{it}-\gamma_{x}\Delta X_{it}-\gamma_{z}Z_{it}>0)$$

$$=F(\gamma_{\Delta tf}\Delta TF_{it}+\gamma_{\Delta emp}\Delta EMP_{it}+\gamma_{\Delta x}\Delta X_{it}+\gamma_{z}Z_{it}+\varepsilon_{it}) \qquad (2.2)$$

(2.1)式、(2.2)式において、Δは2時点の変化を示す。$\Pr(Y_{it})$ は貧困突入確率、F はその確率の分布関数を示す。Y_{it}^{*} は潜在的に貧困に突入すること、Y_{it} は貧困突入ダミー（t-1 期に非貧

困世帯であり、t 期に貧困世帯である場合1とし，t-1 期にも t 期にも非貧困世帯である場合、0 とする）となる[10]。$\gamma_{\Delta tf}$、$\gamma_{\Delta emp}$ が統計的に有意であれば、他の条件一定のもとで、世帯類型の変更（例えば、二人親世帯から一人親世帯へ移行など）、世帯主の就業形態の移行（例えば、正規労働者から非正規労働者へ移行など）が貧困突入確率に影響を与えることを意味する。分析結果で $\gamma_{\Delta tf}$、$\gamma_{\Delta emp}$ を注目したい。ここに継続二人親世帯（t_1期、t 期とも二人親世帯）グループに比べ、継続一人親世帯（t_1期、t 期とも一人親世帯）グループの場合、貧困突入確率が相対的に高いと推測しており、$\gamma_{\Delta tf}$ における一人親世帯⇒一人親世帯ダミーの推定係数は正の値となることを期待している。また世帯主が継続正規労働者（t_1期、t 期とも正規労働者）のグループ（レファレンスグループ）に比べ、継続非正規労働者グループ（世帯主は t_1期、t 期とも非正規労働者）の場合、貧困突入確率が相対的に高いと推測しており、$\gamma_{\Delta emp}$ における非正規⇒非正規ダミーの推定係数のいずれも統計的に正の値となることを期待している。貧困脱出確率に関する推定式は（2.2）式のように示すこともできる（後出、表 8－5）。

2　用いたデータと変数設定の説明

分析では 2009～2011 年日本家計パネル調査（JHPS2009～2011）を用いる。JHPS2009～2011 のサンプルサイズ（世帯数）は、2009 年が 4,022、2010 年 3,470、2011年 3,160 となっている。分析では、OECD(2008)を参考にして世帯主の年齢を「18 未満～65 歳以下」に限定した。結果、子どもがいる世帯数は、2009 年が 1,827（二人親世帯 1,681、一人親世帯 146）、2010 年が 1,645（二人親世帯 1,508、一人親世帯 137）、2011 年が 1,447（二人親世帯 1,323、一人親世帯 124）となっている。以下では、被説明変数と説明変数の設定を説明する（表 8－3 参照）。

被説明変数について、本章では、個人単位ではく、世帯単位で貧困に関する各変数（一時的貧困率、貧困へ突入する確率、貧困から脱出する確率）を算出した[11]。

説明変数については、以下のように設定した。

10　貧困から脱出する場合、Y_{it} は貧困から脱出ダミー（t-1 期に貧困世帯であり、t 期に非貧困世帯である場合1とし，t-1 期にも t 期にも貧困世帯である場合、0 とする）となる。

11　計算の手順は以下の通りである。

まず、各所得変数の設定は、本章図 8－1 と同じである。相対的貧困ラインは以下のように算出した。たとえば、世帯所得Ⅲ（可処分所得）を等価尺度（世帯の家族人数の平方根）で除して世帯単位の等価可処分所得を求めた。各年代における等価可処分所得の中央値を算出し、中央値の半分を相対的貧困ラインとした。そして、世帯所得が相対的貧困ライン以下である世帯を各年代の相対的貧困の世帯とした。

次に、等価可処分所得が調査年（t 期）に相対的貧困ライン以下であるサンプルを一時的貧困の世帯として設定した。調査前年度（t_1 期）の非貧困世帯において調査年（t 期）に貧困世帯になったサンプルを貧困へ突入した世帯とした。また t_1 期の貧困世帯において t 期に非貧困世帯になったサンプルは貧困から脱出した世帯として設定した。

第 1 に、有子世帯の世帯類型については、調査対象者のうち親と子供がいる世帯において、親が配偶者を持っている世帯を二人親世帯とし、親が配偶者を持っていない世帯を一人親世帯とした。

第 2 に、世帯主の就業形態については、正規労働者、非正規労働者、無業者の3つのダミー変数を設定した[12]。

第 3 に、世帯主年齢、世帯主年齢の二乗、世帯主性別ダミー[13]、世帯主学歴ダミー[14]、健康ダミー[15]を個人属性として設定した。

第 4 に、子供の数[16]、親との同居ダミー、持家ダミーを家族属性として設定した。

第 5 に、地域、年代により、マクロ労働市場の状況が異なると考えられる。それらの影響をコントロールするため、地域ダミー[17]、年代ダミーを設定した。

第 6 に、貧困動態に関する分析では、以下のような時間依存性変数を設定した。

(1) 世帯類型の変更パターン(**表 8－1**参照)については、4 種類のダミー変数を設定した[18]。

表 8－1　世帯類型の変更のパターン

t期 / t_1期	二人親世帯	一人親世帯
二人親世帯	二人親世帯⇒二人親世帯	二人親世帯⇒一人親世帯
一人親世帯	一人親世帯⇒二人親世帯	一人親世帯⇒一人親世帯

出所：筆者作成。

[12] 具体的には、調査項目に基づいて、正規労働者ダミーを「常勤の職員・従業員（正規社員）―役職なし、常勤の職員・従業員（正規社員）―役職ありの者＝１、それ以外＝0」とし、非正規労働者ダミー を「契約社員、アルバイト・パートタイマー、派遣・嘱託、自営業主、自由業者、家族従業者、在宅就業・内職、委託労働・請負者＝１、それ以外＝0」とし、無業者ダミーを「仕事を休んでいた、仕事を探していた、通学・家事・その他の者＝１、それ以外＝0」として設定した。

[13] 世帯主性別ダミーについては、「世帯主が男性の場合＝1、世帯主が女性の場合＝0」のように世帯主男性ダミーを設定した。

[14] 世帯主学歴ダミーを、中学卒、高校卒、短大・高専卒、大卒・大学院卒の4つに分けて設定した。

[15] 健康ダミーは、「健康、やや健康＝1、それ以外＝0」のように設定した。

[16] 子供の数について、阿部(2006b)は子供の年齢によって子供の貧困率が異なることを示している。この可能性を考慮するため、本章では、0～3 歳子供の数、4～6 歳子供の数、7～14 歳子供の数、15 歳以上の子供の数をそれぞれ設定した。

[17] 地域ダミーについては、調査データに基づいて、地域ブロックを北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州の 8 つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

[18] 具体的には、二人親世帯⇒二人親世帯ダミー（*t*_期、*t* 期ともに二人親世帯の場合＝１、それ以外＝0）、一人親世帯⇒一人親世帯ダミー（*t*_期、*t* 期ともに一人親世帯の場合＝１、それ以外＝0）、二人親世帯⇒一人親世帯ダミー（*t*_期には二人親世帯であるが、*t* 期に一人親世帯になった場合＝１、それ以外＝0）、一人親世帯⇒二人親世帯ダミー（*t*_期には一人親世帯であるが、*t* 期に二人親世帯になった場合＝１、それ以外＝0）である。ただし、二人親世帯⇒一人親世帯、一人親世帯⇒二人親世帯のサンプルは少ないため、計量分析でこの 2 種類のサンプルを「世帯形態変更ダミー」（二人親世帯⇒一人親世帯＝１あるいは一人親世帯⇒二人親世帯＝１、それ以外＝0）を用いている。

(2)世帯主就業形態の移行のパターン(**表 8－2**参照)については、2 時点の就業形態を組み合わせ、9種類のダミー変数を設定した[19]。

表 8－2　世帯主就業形態の移行のパターン

t期 t_1期	正規	非正規	無業
正規	正規⇒正規	正規⇒非正規	正規⇒無業
非正規	非正規⇒正規	非正規⇒非正規	非正規⇒無業
無業	無業⇒正規	無業⇒非正規	無業⇒無業

出所：筆者作成。

(3)子供生まれダミー(*t* 期に子供が生まれた場合＝1、それ以外＝0)を設定した。

(4)それ以外、2 時点の各変数に基づいて、世帯主健康状態の変化、世帯主性別変化ダミー、同居家族人数の変化、持家の変化の各変数を設定した。

(5)年代によって、雇用状況(失業率、労働需給など)およびマクロ経済環境が異なる。これらの潜在的要因をコントロールするため、年次ダミーを設定した。

表 8－3 で各変数の記述統計量をまとめている。

第 5 節　計量分析の結果

1 静学的な分析―― 一時的貧困確率に関する分析結果

一時的貧困確率に関する静態的な分析の結果を**表 8－4** にまとめた。分析結果から、以下の結論が得られた。

まず、有子世帯の全体に関する分析結果(推定 1)を検討する。(1)他の条件が一定であれば、一時的貧困確率は、一人親世帯が二人親世帯より 27.32%高い。(2)世帯主が正規労働者の場合に比べ、世帯主が非正規労働者の場合、一時的貧困確率は 12.42%高い。

次に、二人親世帯(推定 2)と一人親世帯(推定 3)を比較すると、世帯主が正規労働者の世帯に比べ、世帯主が非正規労働者の場合、一時的貧困確率はそれぞれ 10.11%(二人親世帯)、27.77%(一人親世帯)高い。いずれの世帯類型においてもワーキング・プアの問題が存在するものの、一人親世帯のほうが深刻化している。

---

[19] 具体的には、正規⇒正規ダミー（*t*_期、*t* 期とも正規労働者の場合＝１、それ以外＝0)、正規⇒非正規ダミー（*t*_期には正規労働者であったが、*t* 期には非正規労働者になった場合＝１、それ以外＝0)、正規⇒無業ダミー（*t*_期には正規労働者であったが、*t* 期には無業者になった場合＝１、それ以外＝0)、非正規⇒非正規ダミー（*t*_期、*t* 期とも非正規労働者の場合＝１、それ以外＝0)、非正規⇒正規ダミー（*t*_期には非正規労働者であったが、*t* 期には正規労働者になった場合＝１、それ以外＝0)、非正規⇒無業ダミー（*t*_期には非正規労働者であったが、*t* 期には無業者になった場合＝１、それ以外＝0)、無業⇒無業ダミー（*t*_期、*t* 期とも無業者の場合＝１、それ以外＝0)、無業⇒非正規ダミー（*t*_期には無業者であったが、*t* 期には非正規労働者になった場合＝１、それ以外＝0)、無業⇒正規ダミー（*t*_期には無業者であったが、*t* 期には正規労働者になった場合＝１、それ以外＝0)、である。

表８－３ 記述統計量

	平均値	標準偏差	最大値	最小値
非時間変動変数（1期の変数）				
一時的貧困率	0.1398	0.3468	0	1
二人親世帯	0.9173	0.2755	0	1
世帯主の就業形態				
正規就業	0.6686	0.4708	0	1
非正規就業	0.3128	0.4637	0	1
無業	0.0185	0.1348	0	1
世帯主年齢	48	10	20	64
世帯主男性	0.8955	0.3060	0	1
世帯主健康	0.5698	0.4952	0	1
世帯主学歴				
中学卒	0.0549	0.2279	0	1
高校卒	0.4662	0.4989	0	1
短大・高専卒	0.1481	0.3552	0	1
大卒・大学院卒	0.2614	0.4394	0	1
その他	0.0694	0.2541	0	1
子供の数				
0～3歳子供	1.7491	0.9164	0	8
4～6歳子供	0.1730	0.4068	0	2
7～15歳子供	0.5664	0.8216	0	4
15歳以上子供	0.9410	0.9897	0	6
持家	0.7945	0.4041	0	1
地域				
北海道	0.0435	0.2040	0	1
東北	0.0724	0.2591	0	1
関東	0.3269	0.4691	0	1
中部	0.1870	0.3900	0	1
近畿	0.1639	0.3702	0	1
中国	0.0707	0.2564	0	1
四国	0.0335	0.1801	0	1
九州	0.1021	0.3027	0	1
年代				
2009年	0.3714	0.4832	0	1
2010年	0.3344	0.4718	0	1
2011年	0.2942	0.4557	0	1
時間変動変数（2期の変化の変数）				
貧困突入率	0.0472	0.2122	0	1
貧困脱出率	0.0536	0.2252	0	1
世帯主就業形態の変化				
正規⇒正規	0.6500	0.4771	0	1
正規⇒非正規	0.0442	0.2055	0	1
正規⇒無業	0.0039	0.0623	0	1
非正規⇒正規	0.0487	0.2153	0	1
非正規⇒非正規	0.2377	0.4258	0	1
非正規⇒無業	0.0032	0.0569	0	1
無業⇒正規	0.0026	0.0509	0	1
無業⇒非正規	0.0026	0.0509	0	1
無業⇒無業	0.0071	0.0842	0	1
世帯形態の変化				
二人親世帯⇒二人親世帯	0.9227	0.2671	0	1
一人親世帯⇒一人親世帯	0.0711	0.2570	0	1
二人親世帯⇒一人親世帯	0.0059	0.0766	0	1
一人親世帯⇒二人親世帯	0.0003	0.0186	0	1
世帯主性別の変化	0.0017	0.2602	−1	1
世帯主健康状態の変化	0.0156	0.5272	−1	1
子どもが生まれ	0.0408	0.1977	0	1
持家の変化	−0.0119	0.1470	−1	1
同居家族人数の変化	0.0264	0.5866	−8	6

出所：JHPS2009～2011により計算。
注：世帯主年齢を18歳以上65歳未満に限定。

表８－４　有子世帯における一時的貧困確率に関する分析結果

	推定1（子供がいる世帯）		推定2（二人親世帯）		推定3（一人親世帯）	
	推定係数	限界効果	推定係数	限界効果	推定係数	限界効果
世帯形態（一人親世帯）						
二人親世帯ダミー	-1.3859 ***	-0.2732				
世帯主就業形態（正規）						
非正規	0.8400 ***	0.1242	0.7659 ***	0.1011	1.6205 ***	0.2777
無業	0.6315	0.0701	0.4707	0.0489	1.6612	0.0881
世帯主年齢	-0.2306 ***	-0.0292	-0.2451 ***	-0.0277	-0.0700	-0.0184
世帯主年齢の二乗	0.0023	0.0003	0.0025 ***	0.0003	0.0003	0.0001
世帯主男性	-0.1900	-0.0218	0.1150	0.0149	-1.0653 *	-0.1433
世帯主健康形態						
健康	-0.1551	-0.0173	-0.1883	-0.0208	0.0640	-0.0144
世帯主学歴（中卒）						
高卒	-0.2355	-0.0264	-0.4140	-0.0411	-0.3669	-0.0536
短大・高専卒	-0.2529	-0.0118	-0.3754	-0.0185	-0.4177	-0.0640
大卒・大学院卒	-0.6460 **	-0.0647	-0.8244 ***	-0.0769	-1.5585	-0.1787
その他	-0.2054	-0.0132	-0.3977	-0.0302	-0.1951	-0.0420
0～3歳子供の数	0.3278 ***	0.0510	0.4852 ***	0.0650	0.9805	0.1266
4～6歳子供の数	0.1105	0.0055	-0.0414	-0.0153	1.0077	0.1268
7～14歳子供の数	0.1294	0.0043	-0.0508	-0.0196	1.1486 **	0.1802
15以上の子供の数	-0.1971 *	-0.0329	-0.3433 **	-0.0462	0.2734	0.0072
親との同居	0.3158 *	0.0307	0.3034 *	0.0266	0.0087	0.0177
持家	-0.7020 ***	-0.1073	-0.6648 ***	-0.0888	-1.0561 **	-0.2301
地域（関東地域）						
北海道	0.6757 **	0.1348	0.6456 *	0.1140	0.4905	0.1337
東北	0.7341 ***	0.1309	0.4976 *	0.0816	2.3514 **	0.5029
中部	0.0316	0.0083	0.0720	0.0108	-0.1429	-0.0037
近畿	0.5044 ***	0.0719	0.4144 **	0.0584	1.1663 *	0.1865
中国	-0.0863	-0.0085	-0.0966	-0.0087	0.0687	0.0161
四国	0.5397	0.0694	0.6721 *	0.0779	-1.0363	-0.1047
九州	0.3806 *	0.0576	0.4890 **	0.0658	-0.9046	-0.1039
年代（2009年）						
2010年	0.2929 ***	0.0355	0.2830 **	0.0304	0.7393 *	0.1189
2011年	0.2734 ***	0.0403	0.3675 ***	0.0442	-0.2678	-0.0157
定数項	4.8439 ***		3.4528 ***		1.2095	
サンプルサイズ	2486		2201		285	
グループサイズ	1181		1023		158	
対数尤度	-824.326		-690.589		-112.957	
尤度比検定	chibar(2)=126.22		chibar(2)=108.34		chibar(2)=16.99	
	Prob >= chibar2=0.0000		Prob >= chibar2=0.0000		Prob >= chibar2=0.0000	

出所：JHPS2009～2010により計算。

注：1)***、,**、*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。

2)世帯主年齢を18歳以上65歳未満に限定。

3)プロビット分析のランダム効果モデルを用いた分析。

表 8－4 の分析結果は、貧困率Ⅲに基づいたもの(以下、「再分配後」)である。そのため、分析結果は税・社会保障制度による所得再分配の効果を含めていると考えられる。世帯類型や世帯主の就業形態が所得再分配前の一時的貧困にどの程度影響を与えるのか。その疑問を解明するため、貧困率Ⅱに基づいた分析（以下、「再分配前」）も行った。各説明変数の推定結果の傾向は、再分配後・再分配前でほぼ同じである。ただし、二人親世帯ダミーの限界効果は、それぞれ－0.2732（再分配後）、－0.2000（再分配前）となっている。所得再分配前の状況に比べ、所得再分配政策が実施された後、二人親世帯で一時的貧困になる可能性が高い傾向にあることがうかがえる。この分析結果は、阿部（2006a,b）の結論と一致している。また、世帯主非正規労働者ダミーの限界効果は、0.1242（再分配後）、0.1254（再分配前）となっており、両者間の差は小さい。有子世帯におけるワーキング・プアの問題に対して、所得再分配政策の効果が小さいことが示された。一方、世帯主無業者ダミーの限界効果は、0.0701（再分配後）、0.3274（再分配前）となっており、両者間の差が大きい。雇用保険制度に基づく失業給付金の支給は、一時的貧困の削減効果を持つことがうかがえる。失業保険制度と貧困動態に関するさらなる分析は、今後の課題としたい。

2　動態的分析――貧困突入確率と貧困脱出確率に関する分析結果

表 8－5 は、貧困突入確率と貧困脱出確率に関する分析結果をまとめた。世帯所得Ⅰ、Ⅱ、Ⅲに基づくものは、それぞれ推定 1（以下、再分配前）、推定 2（以下、再分配後Ⅰ）、推定 3（以下、再分配後Ⅱ）となっている。

まず、貧困へ突入する要因を検討する。

第1に、世帯主の就業形態の移行については、(1)継続正規労働者のグループに比べ、継続非正規労働者のグループで、貧困突入確率は再分配前 2.53%、再分配後Ⅰ3.29%、再分配後Ⅱ5.07%高い。世帯主が継続正規労働者のグループに比べ、継続非正規労働者の世帯において貧困に突入する可能性はやや高い傾向があることが確認された。また、税・社会保障制度が実施されたことは、世帯主が継続非正規労働者のグループに対して貧困削減の効果を持たず、逆に貧困世帯になる可能性を高める効果を持つことをうかがわせる。(2)継続正規労働者のグループに比べ、非正規労働者から正規労働者に移行した直後のグループで、貧困突入確率は再分配前 4.13%、再分配後Ⅱ2.62%高い。t 期に貧困に突入したかどうかは t 期の就業形態に依存するのみならず、$t-1$ 期の就業形態の影響を受けていることが示された。その理由については、以下のことが考えられる。$t-1$ 期に世帯主が非正規労働者である場合、社会保障給付（たとえば、失業保険給付、生活保護給付など）が支給される可能性がある。t 期に世帯主が正規労働者になると、社会保障給付の支給は停止する一方で、強制的に社会保険を支払うことになる。そのため、継続正規労働者のグループに比べ、非正規労働者から正規労働者に移行した直後のグループで貧困世帯になる可能性は相対的に高いと考えられる。(3)継続正規労働者のグループに比べ、無業者から非正規労働者に移行した直後のグループで、貧困突入確

表８－５ 有子世帯における貧困突入確率と貧困脱出確率に関する分析結果

t-1期 ⇒ t期

	突入：t－1期非貧困⇒t期貧困		脱出：t－1期貧困⇒t期非貧困	
	推定係数	限界効果	推定係数	限界効果
		推定1（再分配前）		
世帯形態の変化（継続二人親世帯）				
継続一人親世帯	0.1793 *	0.0260	-0.4642	-0.0327
世帯形態の移行	0.9862 **	0.1430	-0.6213	-0.0684
世帯主の就業形態の変化（正規⇒正規）				
正規⇒非正規	0.3726	0.0317	(omitted)	
非正規⇒正規	0.4542 *	0.0413	-0.4860 *	-0.0366
非正規⇒非正規	0.3402 **	0.0253	-0.3728 **	-0.0223
		推定2（再分配後Ⅰ）		
世帯形態の変化（継続二人親世帯）				
継続一人親世帯	0.2573 *	0.0238	-0.1037	-0.0071
世帯形態の移行	0.3566	0.0374	-0.7621	-0.1068
世帯主の就業形態の変化（正規⇒正規）				
正規⇒非正規	(omitted)		-0.6953 ***	-0.0898
非正規⇒正規	0.1753	0.0156	-0.1428	-0.0118
非正規⇒非正規	0.3556 ***	0.0329	-0.3416 **	-0.0303
無業⇒非正規	1.4874 **	0.3357	(omitted)	
		推定3（再分配後Ⅱ）		
世帯形態（継続二人親世帯）				
継続一人親世帯	0.1756 *	0.0201	-0.3452 *	-0.0305
世帯形態の移行	0.1530	0.0176	0.8997	0.1847
世帯主就業形態（正規⇒正規）				
正規⇒非正規	(omitted)		-0.5720 ***	-0.0938
非正規⇒正規	0.3770 *	0.0262	-0.1670	-0.0208
非正規⇒非正規	0.2305 *	0.0507	-0.3168 **	-0.0404
非正規⇒無業	(omitted)		-0.9782 ***	-0.4321
無業⇒非正規	1.5494 **	0.4088	(omitted)	

出所:JHPS2009～2010により計算。

注：1)*,**,***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2)世帯主年齢を18歳以上65歳未満に限定。

3)分析でサンプルサイズが少ないため、推定2、推定3で一人親世帯⇒二人親世帯ダミー、正規⇒無業ダミー、無業⇒正規ダミー、無業⇒無業ダミーは脱落した。なお、推定1で非正規⇒無業ダミーおよび無業⇒非正規ダミー、推定2で非正規⇒無業ダミーは脱落した。

4) 分析で、世帯主性別の変化、世帯主健康状態の変化、同居家族人数の変化、子供生まれ、持ち家の変化、世帯主年齢、世帯主年齢の二乗、世帯主学歴、地域、年次を推定したが、掲載で省略している。

率は再分配後Ⅰ33.57%、再分配後Ⅱ40.88%高い。その理由については、以下のことが考えられる。無業者の場合、生活保護を受給する可能性が高い。非正規労働者として働くと、低賃金しか得られない一方で、生活保護は打ち切られる。このため、無業者から非正規労働者へ移行した直後では、貧困世帯になる確率が高いのではないか。

第２に、世帯形態の移行については、統計的な有意水準が10%であるが、継続二人親世帯の

グループに比べ、継続一人親世帯の場合、貧困突入確率は、再分配前 2.60％、再分配後Ⅰ2.38％、再分配後Ⅱ2.01％高い。所得再分配政策が実施された後、継続一人親世帯が貧困に突入する可能性はやや低い傾向にあるが、継続一人親世帯に対して所得再分配政策による貧困削減の効果は小さい。

次に、貧困から脱出する要因について検討する。

第 1 に、世帯主の就業形態の移行については、(1)継続正規労働者のグループに比べ、継続非正規労働者のグループで、貧困脱出確率は再分配前 2.23％、再分配後Ⅰ3.03％、再分配後Ⅱ4.04％低い。世帯主が継続非正規労働者の世帯において、所得再分配政策が実施された後、貧困から脱出する可能性はやや低い傾向にある。(2)継続正規労働者のグループに比べ、非正規労働者から正規労働者に移行した直後のグループで、貧困脱出確率は再分配前 3.36％高い。再分配後Ⅰ、Ⅱのいずれにおいても、貧困脱出確率で両グループ間の差異が小さい。非正規から正規への移行は、貧困動態に与える影響に 2 つの効果を持つと考えられる。まず、勤労所得の上昇は貧困削減の効果を持つと考えられる。再分配前の分析結果によると、正規へ移行した直後、こうした効果は小さいことが示された。次に、所得再分配政策の効果が存在すると考えられる。再分配前と再分配後Ⅰ、Ⅱの分析結果を比較すると、所得再分配政策によりも貧困状態から脱出する可能性は高い傾向がある。(3)継続正規労働者グループに比べ、非正規労働者から無業者に移行した直後のグループで、貧困脱出確率は再分配後Ⅱ43.21％低い。世帯主が失業者になった直後のグループで、所得再分配政策（主に失業給付金、生活保護給付の支給）が実施されても、貧困状態に陥る可能性は依然としては高いことが示された。失業が世帯貧困に大きな影響を与えるとはいえる。

第 2 に、世帯形態の移行については、統計的な有意水準が 10％であるが、継続二人親世帯のグループに比べ、継続一人親世帯の場合、貧困脱出確率は、再分配後Ⅱ3.05％低い。

第 6 節　結論と政策的示唆

本章では、JHPS2009～2011 を用い、有子世帯を分析対象とし、世帯主の就業形態が貧困に与える影響に関する実証分析を行った。主な結論は以下の通りである。

第 1 に、一時的貧困については、(1)世帯主が正規労働者のグループよりも非正規労働者のグループのほうが、一時的貧困確率は 12.42％高い。世帯類型別にみると、一時的貧困確率は、世帯主が正規労働者のグループよりも非正規労働者のグループのほうが、それぞれ 10.11％（二人親世帯）、27.77％（一人親世帯）高く、ワーキング・プアの問題が存在することが示された。また、有子世帯におけるワーキング・プアの問題に対して、所得再分配政策の効果が小さい。(2)一時的貧困確率は、一人親世帯の方が二人親世帯に比べて 27.32％高い。また、所得再分配前の状況に比べ、所得再分配政策が実施された後、二人親世帯で一時的貧困になる可能性が高い傾向にある。

第 2 に、貧困へ突入する要因については、(1)継続正規労働者のグループに比べ、貧困突入確率は、継続非正規労働者のグループでそれぞれ 2.53%(再分配前)、3.29%(再分配後Ⅰ)、5.07%(再分配後Ⅱ)高く、非正規労働者から正規労働者に移行した直後のグループでそれぞれ4.13%(再分配前)、2.62%(再分配後Ⅱ)高く、また無業者から非正規労働者に移行した直後のグループでそれぞれ 33.57%(再分配後Ⅰ)、40.88%(再分配後Ⅱ)高い。(2)継続二人親世帯のグループに比べ、貧困突入確率は継続一人親世帯グループでそれぞれ 2.60%(再分配前)、2.38%(再分配後Ⅰ)、2.01%(再分配後Ⅱ)高い。

第 3 に、貧困から脱出する要因については、(1)世帯主が継続正規労働者のグループに比べ、貧困脱出確率は、継続非正規労働者のグループでそれぞれ 2.23%(再分配前)、3.03%(再分配後Ⅰ)、4.04%(再分配後Ⅱ)低く、非正規労働者から正規労働者に移行した直後のグループで 3.36%(再分配前)高く、また非正規労働者から無業者に移行した直後のグループで 43.21%(再分配後Ⅱ)高い。(2)世帯形態の移行については、統計的な有意水準が 10%であるが、継続二人親世帯のグループに比べ、継続一人親世帯の場合、貧困脱出確率は、再分配後Ⅱ3.05%低い。

上記の実証研究の諸結果は、以下のような政策的含意を持つものと考えられる。

第1に、分析結果により、一人親世帯の方がより深刻な貧困問題に直面しており、またいずれの世帯類型においてもワーキング・プアの問題が存在するものの、その問題は一人親世帯のほうが深刻化している。一人親世帯の経済的自立と貧困削減を促進するために、一人親世帯の世帯主の就業、とくに正規就業を促進する政策が必要である。そのため、一人親世帯の世帯主を対象とする職業能力開発政策の実施を促進すべきであろう(馬　2012)。

ただし、ワーキング・プアの問題は、労働市場における日本女性の就業問題にも深く関連すると考えられる。具体的に、日本で「男性は仕事、女性は家庭」のような性別役割分担の家族意識が根深く存在し、それに伴って企業では「男性は基幹労働者、女性は補助労働者」とする雇用・賃金制度が実施されている(樋口　1991;馬　2007、2011)。こうした家族意識、雇用・賃金制度が大きく変更されないため、労働市場での男女間賃金格差は大きく、非正規労働者と正規労働者間の賃金格差が拡大しつつある。こうした現状のままでは、一人親世帯(とくに母子世帯)の貧困問題、およびワーキング・プアの問題の解消は難しいであろう。

第 2 に、一人親世帯のワーキング・プアの問題に対処する観点から、一人親世帯の世帯主の就業を促進すると同時に、特に就業しても低賃金層となった一人親世帯に対する経済的支援政策を実施する必要がある。児童扶養手当、生活保護などの社会保障制度および税控除制度のあり方を再検討すべきである。

第 3 に、現行の所得再配分政策は、有子世帯に対する貧困削減の効果が限定されており、とくに二人親世帯において、貧困層に突入した割合は、所得再分配後のほうが所得再分配前よりむしろ高くなる傾向がある。世帯類型間(子供のいる世帯と子供のいない世帯間)における所得再分配の公平性の問題を考慮する必要がある。もちろん、子供のいない世帯の貧困を容認するという

意味ではない。子供のいる世帯の貧困は世代間貧困連鎖をもたらしかねず、つまりこれは子供のスタートラインにおける機会の平等の問題に関わっている。世帯間の公平性をも考慮しバランスのとれた税制・社会保障制度の改革が重要な課題となっている。

【参考文献】

Bane, M. J. and D. T. Ellwood (1986) "Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells," *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, pp. 1-23.

Duncan, G. J., B. Gustaffsson, R. Hausera, G. Schmauss, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan and J. C. Ray (1993) "Poverty Dynamics in Eight Countries," *Journal of Population Economics*, Vol. 6, No. 3, pp. 215-234.

Jenkins, S. P. (2000) "Modelling Household Income Dynamics," *Journal of Population Economics*, Vol. 13, No. 4, pp. 529-567.

Kniesner, T. J., M. B. McElroy and S. P. Wilcox (1988) "Getting into Poverty Without a Husband, and Getting Out, With or Without," *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 86-90.

OECD (2008) *Growing Unequal*, OECD, Paris.

阿部彩（2006a）「貧困の現状とその要因――1980～2000 年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編著『日本の所得分配――格差拡大と政策の役割』東京大学出版会、第 5 章、111-137 頁。

―――（2006b）「子どもの貧困――国際比較の視点から」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、第 4 章、119-142 頁。

―――（2008）『こどもの貧困――日本の不公平を考える』岩波書店。

―――・大石亜希子（2006）「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会、第 5 章、143-161 頁。

――――・國枝繁樹・鈴木亘・林正義（2008）「就労支援と生活保護」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会。

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』第 43 巻第 1 号、54-63 頁。

――――（2012）「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』JILPT 労働政策研究報告書、No. 140、第 5 章、79-98 頁。

小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配』東京大学出版会。

石井加代子（2010）「2000 年後半の貧困動態の確認とその要因に関する分析」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應―京大連携グルーバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズ

ム[VI] ――経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会、第 2 章、49-69 頁。
――――・山田篤裕（2007）「貧困の動態分析――KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅲ] ――経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会、第 3 章、101-129 頁。
――――・佐藤一磨・樋口美雄(2010)「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析[1]　貧困のダイナミズム――日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』慶應義塾大学出版会、第 5 章。
橘木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』東京大学出版会。
樋口美雄（1991）『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
――――・石井加代子・佐藤一磨（2011）「貧困と就業――ワーキング・プア解消に向けた有効策の検討―」RIETI Discussion Paper、11-J-056。
馬欣欣（2007）「世帯の生活時間と生活格差」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅲ] ――経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会、第 7 章、193-222 頁。
――――（2011）「男女間賃金格差の差異に関する日中比較」馬欣欣著『中国女性の就業行動――「市場化」と都市労働市場の変容』慶應義塾大学出版会、第 9 章、259-284 頁。
――――（2012）「職業能力開発支援政策とシングルマザーの就業行動――専門資格取得の影響について―」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』JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第 8 章、118-148 頁。
――・C. R. McKenzie（2012）「母子世帯の貧困――就業形態の影響について」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』JILPT 労働政策研究報告書 No.140、第 3 章、30-60 頁。
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』JILPT 労働政策研究報告書 No. 140、労働政策研究・研修機構。