

投稿：論文

所得と流動資産を用いた貧困分析

徳富 智哉*

抄 録

本稿では、所得と流動資産を用いた貧困分析を行った。具体的には、所得貧困率に加え、「所得+（流動）資産」の貧困率を、そして所得貧困でない者を対象に（流動）資産貧困率をグループ別に計算した。さらに、これら3種類の貧困についてパネル・ロジット分析を行い、世帯類型や学歴などの変数が貧困に陥る確率に与える影響を調べた。使用したデータは、「日本家計パネル調査（JHPS）」の2009年から2014年までの6年分の個票データである。

分析の結果、「所得+資産」の貧困率を計算すると、世帯主が女性・高齢者・中学卒・無業のグループで貧困率が大きく減少した。このことは、所得貧困率だけでは貧困率の大きさを過大評価する可能性があることを示している。一方、パネル・ロジット分析からは、資産を所得に加えたとしても、リファレンスグループと比較したときの貧困リスクが緩和されるとは限らないことが示された。所得貧困でない者が対象の資産貧困については、多くのグループで貧困率が高い値を取っており、経済危機等のショックで所得貧困に陥ると、資産を取り崩しても貧困から脱出できない人が多い可能性のあることが分かった。

キーワード：「所得+資産」の貧困、資産の貧困、パネル・ロジット分析

社会保障研究 2018, vol.3, no.2, pp.286-298.

I はじめに

日本の貧困研究では、従来、所得データを用いた貧困分析が行われてきた〔駒村（2003）；橋木・浦川（2006）；小塩・浦川（2008）；小塩（2010）〕。これらの研究では、等価可処分所得、あるいは世帯収入から税・社会保険料・各種控除を差し引いた認定所得〔駒村（2003）〕を用いた貧困率の計算が行われている。また、厚生労働省が公表してい

る貧困率も等価可処分所得を用いて計算されている〔厚生労働省（2017a）〕。

ところが、貯蓄等の流動資産（以下、資産）が貧困の防止に果たす役割は、日本ではほとんど考慮されていなかった。すでに貧困に陥っている人にとっては、資産を取り崩すことで貧困線以上の生活水準を確保することができるかもしれない。貧困でない人にとっても、資産が貧困の防止に果たしている役割は大きい。というのも、一定程度の資産を保有することで失業等による貧困リスク

* 九州大学大学院経済学府 博士後期課程

の上昇に備えることができるからである。

本稿の目的は、所得と（流動）資産を用いた貧困分析を行うことである。この目的を達成するために、本稿では3つの分析を行う。第1に、資産を所得に加え、「所得+資産」の貧困率を計算することで、貧困率がどれだけ減少するのかを検証する。第2に、所得貧困に陥っていない者について、資産貧困率を計算する。ここで「資産貧困」という言葉は、生きていく上で最低限必要な資産がないという意味ではなく、仮に所得貧困に陥った場合に所得の不足を補うだけの資産がない状態を指している。第3に、世帯類型や学歴などの変数が貧困に陥る確率に与える影響を検証するために、パネル・ロジット分析〔Frees (2004), pp.329-339〕を行う。

資産と貧困との関連を調べた日本の研究として、山田他(2011)を挙げることができる¹⁾。山田他は、総務省「全国消費実態調査」(2004年)の個票データを用いて、生活保護制度の資産保有条件を緩めたときに要保護世帯率がどれだけ上昇するのかをグループ別に調べている。分析の結果、世帯主が30代の世帯で要保護世帯率の上昇幅が小さいことが示されている。

海外の先行研究としては、Rendall and Speare (1993), Brandolini et al. (2010), Azpitarte (2012), Kuypers and Marx (2016)が挙げられる。Rendall and Speare (1993)は、高齢者を対象に「所得+資産」の貧困率を計算している。その際、II節で説明する手法を用いて、ストックである資産をフローに変換している。分析の結果、高齢者の中でも、70代後半または80代以上の高齢者に関して、資産を加えることで貧困率が大きく減少することが示されている。また、未婚の女性高齢者において、「所得+資産」の貧困率がほかのグループよりも高くなるという結果を得ている。

Brandolini et al. (2010)は、フィンランド、ドイツ、イタリア、アメリカ（一部の分析ではイギリス、カナダ、スウェーデン、ノルウェーを加えて

いる)を対象に、所得貧困率、「所得+資産」の貧困率、資産貧困率を計算している。そして、多くの国で、資産貧困率が所得貧困率よりも約3倍高くなることを示している。ただし、資産の定義を変えて、流動資産に実物資産を加え、そこから負債を引いた純資産を用いて資産貧困率を計算すると、その大きさは所得貧困率の約2倍に縮小している。

Azpitarte (2012)は、アメリカとスペインを対象に、多次元貧困の枠組みを用いた貧困分析を行っている。具体的には、個人を（所得貧困、資産貧困）、（所得貧困、資産非貧困）、（所得非貧困、資産貧困）、（所得非貧困、資産非貧困）の4グループに分けて、各グループに属する人の割合を求めている。ただし、資産貧困の判定については、頑健性のために3種類の貧困線を用いており、その水準を所得貧困線の2分の1、4分の1、12分の1としている。分析結果として、貧困線の種類によらず、アメリカのほうが、（所得貧困、資産貧困）、（所得貧困、資産非貧困）、（所得非貧困、資産貧困）の割合が高いことが示されている。

Kuypers and Marx (2016)も多次元貧困の枠組みを用いており、貧困者を（所得貧困、資産貧困）、（所得貧困、資産非貧困）、（所得非貧困、資産貧困）の3グループに分けている（所得非貧困かつ資産非貧困の人の割合は計算していない）。また、ベルギーとドイツを対象に、資産の定義や資産貧困線の変化に対して、上記の3グループの割合がどの程度変化するのかを調べている。資産の定義としては、①住宅関連の資産と負債を含めた純資産、②それらを含めない純資産、③流動資産のみ、の3つを採用している。そして、①から③の順に、（所得非貧困、資産貧困）の割合が小さくなることを示している。資産貧困線については、所得貧困線の1分の1から12分の1まで、12種類の貧困線を用いている。その結果、貧困線が1分の1に近づくほど、（所得貧困、資産貧困）と（所得非貧困、資産貧困）の割合が上昇し、（所得貧困、資産

¹⁾ 鈴木(2009)は、金融広報中央委員会「家計の金融資産に関する世論調査」(1995年、1999年、2003年)の個票データを用いて、無貯蓄・無資産に陥る要因を分析している。結果として、失業や低所得、低年齢などが、無貯蓄・無資産に陥る確率に影響を与えることが明らかとなっている。

非貧困)の割合が減少することを示している。

本稿は2つの点で先行研究と異なっている。第1に、資産貧困率の計算を所得貧困でない者に限定している。というのも、資産貧困率を計算する目的は、失業等によって所得貧困に陥ったときに、資産を活用して所得の不足を補えるかどうかを見ることだからである。もちろん、どれだけの資産を保有していれば十分なのか事前には分からないため、本稿では3種類の資産貧困線(Ⅲ節)を用いて資産貧困率を計算している。これに対して、すでに所得貧困に陥っている者については、貧困から脱出するのに必要な資産額があらかじめ分かっているため、「所得+資産」の貧困率を計算する方が適切である。以上の理由から、本稿では所得貧困に陥っていない者だけを対象に資産貧困率を計算している。第2に、パネルデータ分析を行い、観測できない異質性を考慮した上で、各変数が貧困に陥る確率に与える影響を検証している。その利点は以下の通りである。クロスセクション分析の欠点は、観測できない異質性、および誤差項(観測できない異質性を含む)の系列相関を考慮することができない点にある。固定効果モデルを用いれば、観測できない異質性を除去して一致推定量を得ることができる。一方、変量効果モデルであれば、誤差項の系列相関を考慮した正確な標準誤差を得ることができる〔Wooldridge (2013), pp.492-493〕。本稿の分析ではハウスマン検定を行い、固定効果モデルと変量効果モデルのどちらがより望ましいのかを選択している。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅱ節では、資産を所得に加える方法について説明する。Ⅲ節では、使用するデータと変数について説明する。その中で所得と資産、および貧困線の定義を述べる。Ⅳ節で分析結果を示し、Ⅴ節で結論をまとめる。

Ⅱ 流動資産を所得に加える方法

本稿では、(流動)資産を活用することでどれだ

け貧困率が減少するのかを調べるために、「所得+資産」の貧困率を計算する。そのためには、資産をどのように所得に加えるのかを議論する必要がある。先行研究では、ストックである資産をフローに変換し、それを所得に加えている。本項では、まず先行研究の手法を概観する。それを踏まえた上で、本稿における資産の加え方を述べる。

資産をフローに変換する方法を提唱したのはWeisbrod and Hansen (1968)である。2人は年金現価係数²⁾(annuity factor)の逆数を用いている。年金現価係数とは、 n 年間一定の年金を受け取るときに、その現在価値を求めるための係数である。その逆数を使えば、現在価値から毎年の年金額が計算できる。そこで、現在価値をストックの資産額に置き換えれば、年金現価係数の逆数を使うことで、フローの資産額を計算することができる。ゆえに、Weisbrod and Hansen (1968)は所得と資産の合計を次のように表している。

$$(1) Y_t + \frac{r}{1-(1+r)^{-n}} W_t$$

ここで、 Y_t は資産所得を除いた時点 t の所得額、 W_t は時点 t の資産額、 $r/[1-(1+r)^{-n}]$ は年金現価係数の逆数、 r は金利、 n は資産を使い切るのにかかる年数である。

先行研究の多くは上記の方法を用いた貧困分析を行っているが、 n にどのような値を設定するかは先行研究によって異なっている。Rendall and Speare (1993)は高齢者世帯に限定して分析を行っており、 n を平均余命に設定している。Kuypers and Marx (2016)では、分析対象を高齢者世帯以外に拡張し、すべての世帯について n を平均余命に設定している。一方、Brandolini et al. (2010)は、高齢者世帯については n を平均余命に設定し、それ以外の世帯については $n \rightarrow \infty$ としている。 $n \rightarrow \infty$ とした場合、年金現価係数の逆数は r に収束し、(1)式は $Y_t + rW_t$ となる。 rW_t は資産から得られる利子所得であるから、 $Y_t + rW_t$ は時点 t

²⁾ 年金現価係数の導出については、Brealey et al. (2017, pp.28-29)を参照されたい。

で得た所得額を表している。そのため、高齢者世帯以外については、従来の研究のように所得のみによって貧困の判定を行っている。

本稿では2つの方法で資産を所得に加え、その結果を比較する。1つ目の方法は、Kuypers and Marx (2016) に従い、すべての観測値について n を平均余命に設定するというものである。もう1つの方法は、資産をフローに変換せず、所得に直接加えるというものである。後者の方法は、(1)式で $n=1$ とした場合に相当する。すなわち、資産 W_t を時点 t の内に全額使用しても良いということである。このような方法を取る理由は、所得貧困者にとって、資産を取り崩す額に大きな制限はないと考えられるからである。 n を平均余命に設定すると、取り崩せる資産額を過度に制限する恐れがある。このことは図1から確認できる。図1は、 n を平均余命に設定したときに、年齢とともにフローの資産額がどのように変化するのかを男女別に示したものである。ここで、ストックの資産額は100万円としている。図を見ると、男女ともに65歳頃まではフローの資産額が5万円にも達していない。65歳以上の高齢者についても、80歳頃になるまでは1年間に使える資産額が10万円未満で

ある。以上の理由から、本稿では n = 平均余命 および $n=1$ を採用し、両者の結果を比較することにする。

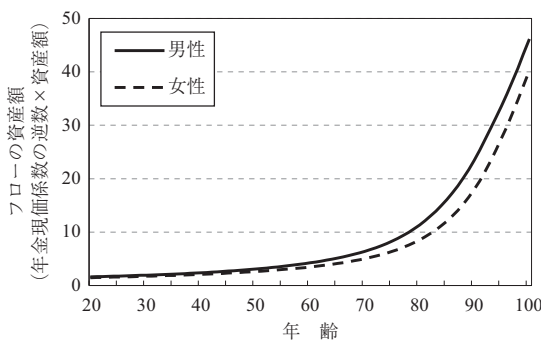
Ⅲ 使用するデータと変数

本稿で使用するデータは、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データである。使用年度は、2009年から2014年までの6年分である。JHPSは、約4,000人の20歳以上の男女を対象とした調査で、世帯全体や調査対象者に関する情報のほか、配偶者に関する情報が含まれている。

JHPSには、世帯主が誰であるのかを尋ねている質問がある。本稿ではその質問をもとに、分析に用いる変数が世帯主に関するものとなるようにデータを再構成した。そして、調査対象者または配偶者が世帯主である観測値にサンプルを限定した。そのほかの者が世帯主である観測値は、世帯主の最終学歴が分からないため、分析から除外している。もう1つ注意すべきなのは、調査の途中で、世帯主が調査対象者から配偶者に、または配偶者から調査対象者に変化している個体があることである。これは、世帯主が「中心となって働いている者」と定義されているため、就業形態の変化等によって世帯主が変わり得るからだと考えられる。そのような場合には、個体全体を分析から除外した。

上記の操作に加え、欠測値を含む観測値、および単身の学生もサンプルから削除している。その結果、パネルデータ全体のサンプルサイズは10,643人となった。また、各年のサンプルサイズは、2,183人 (2009年)、1,995人 (2010年)、1,838人 (2011年)、1,629人 (2012年)、1,553人 (2013年)、1,445人 (2014年) となった。

所得と(流動)資産の定義は次の通りである。所得は、世帯の可処分所得を世帯人数の平方根で割った等価可処分所得を用いる。ただし、所得の中に持ち家の帰属家賃は含まれていない³⁾。資産については、世帯の貯蓄額と有価証券額⁴⁾の合計を、所得と同様に世帯人数の平方根で割り、個人



注：ストックの資産額は100万円としている。 n は、2015年の完全生命表〔厚生労働省 (2017b)〕の平均余命のデータを用いた。また、金利 r は0.00024 (=0.024%) とした。これは、「日本銀行時系列統計データ検索サイト」(<https://www.stat-search.boj.or.jp>, 2017年10月26日最終確認) から、2009年から2014年までの普通預金の平均年利率のデータを入手し、その平均を取ったものである。

出所：筆者作成。

図1 年齢とフローの資産額との関係 (単位：万円)

表1 貧困線の推移 (単位:万円)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
所得	124.1	125.0	125.3	125.4	126.1	123.8
所得+資産 (n =平均余命)	124.1	125.0	125.3	125.4	126.1	123.8
所得+資産 (n =1)	124.1	125.0	125.3	125.4	126.1	123.8
資産 (貧困線 z)	124.1	125.0	125.3	125.4	126.1	123.8
資産 (貧困線 $z/2$)	62.1	62.5	62.6	62.7	63.1	61.9
資産 (貧困線 $z/4$)	31.0	31.2	31.3	31.3	31.5	31.0

出所:「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データをもとに筆者作成。

単位に変換したものをを用いる⁵⁾。なお、所得と資産は、総務省統計局の消費者物価指数を用いて調整し、2010年価格表示としている。

所得については、調査年の前年の状況を調査している。例えば2009年調査では、2008年の1年間の所得額を調査している。一方、資産は調査回答時点の金額を調査している。所得の一部は貯蓄や有価証券への投資に使われると考えられるので、「所得+資産」の一部が二重計算となり、「所得+資産」の貧困率が過小推定される可能性がある点に注意が必要である。

所得と資産の貧困線を以下のように定義する。まず、所得の貧困線は、所得分布の中央値の50%を採用する。この貧困線を z と表記する。「所得+資産」の貧困についても、その判定に所得の貧困線 z を用いる。これは、所得に資産を加えることで貧困率がどれだけ減少するのかを検証するためである。資産の貧困線を設定する際には注意すべきことがある。それは、資産貧困の分析は所得貧困に陥っていない者を対象とするため、どれだけの資産を保有していれば所得貧困への備えとして十分なのかは事前には分からないことである。そこで、資産に関しては3種類の貧困線を設定する。具体的には、所得の貧困線 z の1分の1、2分の

1 ($z/2$)、4分の1 ($z/4$) を資産の貧困線とする。これはそれぞれ、 z の水準の生活を1年間、半年間、3カ月間維持することのできる水準である。以上の各貧困線の推移が表1に示されている。

本稿で用いる被説明変数は、所得貧困ダミー、「所得+資産」の貧困ダミー、資産貧困ダミーである。「所得+資産」の貧困ダミーに関しては、資産を使い切る年数 n が平均余命の場合と1の場合とがあるので、ダミー変数も2種類設定している。資産貧困ダミーに関しては、貧困線が3種類あるため、ダミー変数も3種類設定している。

説明変数は、世帯主の属性を表す変数、世帯類型ダミー、地域ダミー、貧困ギャップの4種類を用いる。世帯主の属性を表す変数には、女性ダミー、年齢、年齢の2乗、学歴ダミー (中学卒、高校卒、専門・短大卒、大学・大学院卒)、就業形態ダミー (正規、非正規、自営業、失業、無業、その他) が含まれる。就業形態ダミーのうち、「失業」と「無業」の違いは次の通りである。「失業」は、調査回答日の前月に少しも仕事をせず、かつ仕事を探していた者を指す。「無業」は、通学・家事・定年退職等の理由で、調査回答日の前月に少しも仕事をしなかった者を指す。仕事を休んでいたために少しも仕事をしなかった者については、

³⁾ 持ち家の帰属家賃を所得に加えないのは、推計方法によって帰属家賃に大きな差が生じるためである。その差は日本全体で数兆円から数十兆円となる〔荒井 (2005)〕ため、各世帯の帰属家賃にも無視できない差が生じると予想される。

⁴⁾ 有価証券には、株式、債券、株式投資信託、公社債投資信託、貸付信託・金銭信託などが含まれている。

⁵⁾ 先行研究では主として、流動資産ではなく、流動資産から負債を引いた純資産 (net worth) が用いられている。しかしながら、本稿で使用する「日本家計パネル調査」では1年間の負債額を正確に把握することができない。例えば、住宅ローンの返済総額は1年間の金額が把握できるが、そのほかのローンの返済額は1カ月分しか分からない。また、借家の人が払う家賃も1カ月分しか把握することができない。そのため、本稿では負債を差し引かず、流動資産のみを分析に用いている。

仕事をしていた者と同様に、該当する就業形態に分類している。「その他」の就業形態には、医者・弁護士・会計士等の自由業者や、会社と雇用関係のない在宅就労者・内職者が含まれている。

世帯類型については、9つのダミー変数を設定する。すなわち、①単身65歳未満、②単身65歳以上、③ひとり親（子供18歳未満）、④夫婦のみ、⑤夫婦のみ（両方65歳以上）、⑥夫婦末子6歳未満、⑦夫婦末子6-17歳、⑧夫婦末子18歳以上、⑨その他である。子供のいる夫婦世帯については、子供の就学状況（就学前、初等中等教育、その後）と貧困リスクとの関係に注目するため、末子の年齢で3種類に分類した。「その他」の世帯類型には、三世帯世帯等が主に含まれている。

地域ダミーについては、地域ブロックと市郡規

模ごとに変数を作成した。地域ブロックには、北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州の8ブロックが含まれている。また、市郡規模には、政令市（特別区を含む）、そのほかの市、町村の3つの区分が設けられている。

最後に、「所得+資産」の貧困の分析において、貧困ギャップ（poverty gap）を変数に加える。貧困ギャップとは、貧困線と等価可処分所得の差を貧困線で割ったものである。この変数を加えることで、所得貧困の程度を制御した上で各変数の影響を推定することができる。

以上の説明変数の基本統計量が表2に示されている。

表2 基本統計量（3年ごとの平均）

	平均 09-11	平均 12-14	標準偏差 09-11	標準偏差 12-14	最小値 09-11	最小値 12-14	最大値 09-11	最大値 12-14
女性（世帯主）	0.11	0.11	0.31	0.31	0	0	1	1
年齢（世帯主）	53.78	55.50	14.51	14.14	21.67	24.33	90.67	90.33
世帯類型								
単身65歳未満	0.07	0.06	0.26	0.24	0	0	1	1
単身65歳以上	0.04	0.04	0.19	0.20	0	0	1	1
ひとり親（子供18歳未満）	0.01	0.01	0.10	0.08	0	0	1	1
夫婦のみ	0.13	0.11	0.34	0.32	0	0	1	1
夫婦のみ（両方65歳以上）	0.11	0.13	0.31	0.34	0	0	1	1
夫婦末子6歳未満	0.11	0.08	0.31	0.28	0	0	1	1
夫婦末子6-17歳	0.17	0.19	0.38	0.40	0	0	1	1
夫婦末子18歳以上	0.15	0.17	0.36	0.38	0	0	1	1
その他	0.20	0.19	0.40	0.39	0	0	1	1
学歴（世帯主）								
中学卒	0.09	0.07	0.28	0.26	0	0	1	1
高校卒	0.43	0.42	0.49	0.49	0	0	1	1
専門・短大卒	0.12	0.12	0.32	0.32	0	0	1	1
大学・大学院卒	0.37	0.39	0.48	0.49	0	0	1	1
就業形態（世帯主）								
正規	0.52	0.51	0.50	0.50	0	0	1	1
非正規	0.12	0.13	0.33	0.34	0	0	1	1
自営業	0.14	0.13	0.35	0.34	0	0	1	1
失業	0.02	0.02	0.13	0.13	0	0	1	1
無業	0.18	0.19	0.38	0.39	0	0	1	1
その他	0.02	0.02	0.13	0.13	0	0	1	1
貧困ギャップ	0.34	0.33	0.26	0.28	0	0.01	0.95	1

注：見出しの「平均09-11」は、2009年、2010年、2011年の平均をそれぞれ求め、それらの平均を取るという意味で用いている。そのほかの見出しについても同様である。貧困ギャップの基本統計量は、所得貧困者だけを対象に計算している。

出所：「日本家計パネル調査（JHPS）」の個票データをもとに筆者作成。

Ⅳ 分析結果

1 各貧困率の計算結果

表3は、世帯主の属性別および世帯類型別に、所得貧困率、「所得+資産」の貧困率、資産貧困率を示したものである。表中で、貧困率が表示されていないグループは、各年のサンプルサイズが50未

満のグループである。例えば「20-29歳」は、2012-2014年のサンプルサイズがすべて50未満のため、同期間中の貧困率（の平均）を表示していない。なお、貧困率を表示しているグループは、各年のサンプルサイズがすべて50以上となっている。

最初に所得貧困率の結果を見ていこう。性別では、男性よりも女性の方が貧困率が約20%ポイント高くなっている。年齢階級別では、「20-29歳」、

表3 3年ごとの平均で見たグループ別の各貧困率（単位：％）

	所得		所得+資産				資産					
			n =平均余命		n =1		貧困線 z		貧困線 $z/2$		貧困線 $z/4$	
	09-11 平均	12-14 平均	09-11 平均	12-14 平均	09-11 平均	12-14 平均	09-11 平均	12-14 平均	09-11 平均	12-14 平均	09-11 平均	12-14 平均
性別（世帯主）												
男性	8.31	8.44	6.65	6.69	3.82	3.14	37.09	35.27	28.49	26.87	22.30	21.05
女性	27.63	27.50	22.90	22.00	15.90	15.11	36.15	32.71	30.27	25.37	27.26	23.39
年齢（世帯主）												
20-29歳	10.04	—	9.49	—	5.63	—	70.62	—	56.36	—	42.78	—
30-39歳	11.91	10.54	11.82	10.40	6.18	5.63	58.81	58.69	43.98	43.49	33.08	32.92
40-49歳	7.46	7.85	7.06	7.76	4.58	4.55	46.96	49.38	36.47	36.90	26.55	28.34
50-64歳	8.65	8.56	6.98	6.96	4.35	3.74	30.43	30.40	23.72	22.98	20.53	19.82
65歳以上	14.04	14.28	9.00	9.28	5.69	4.57	18.14	17.23	14.38	14.53	12.60	11.74
世帯類型												
単身65歳未満	11.10	14.32	10.14	12.31	5.60	8.27	50.22	46.49	39.84	36.77	35.26	31.30
単身65歳以上	32.38	31.92	22.83	22.92	16.56	16.97	23.47	25.72	20.74	21.34	20.74	19.14
ひとり親（子供18歳未満）	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
夫婦のみ	6.01	8.20	4.23	6.86	2.08	3.85	26.76	28.32	18.50	19.58	16.48	15.94
夫婦のみ（両方65歳以上）	8.23	6.92	4.60	3.05	1.92	1.13	15.76	10.80	12.62	9.40	11.63	7.50
夫婦末子6歳未満	10.82	8.32	10.68	7.92	5.49	4.36	58.41	52.17	45.38	38.62	30.98	26.51
夫婦末子6-17歳	6.29	6.03	6.11	6.03	3.79	3.23	49.98	50.36	38.80	38.70	28.31	30.01
夫婦末子18歳以上	8.00	7.39	5.41	5.39	3.01	1.75	29.30	31.84	21.50	25.19	17.38	20.32
その他	13.42	14.95	10.98	11.92	7.83	5.46	35.21	33.76	28.50	25.00	23.36	20.99
学歴（世帯主）												
中学卒	26.05	24.58	20.80	20.23	13.68	12.02	42.71	42.44	36.93	38.20	33.43	33.36
高校卒	11.67	11.73	9.49	8.91	6.35	5.13	42.11	40.08	33.74	31.68	27.68	25.77
専門・短大卒	12.31	14.64	9.78	12.77	5.09	6.49	43.98	44.29	35.33	32.98	27.19	25.14
大学・大学院卒	4.41	5.09	3.60	3.98	1.54	1.52	28.43	26.31	19.66	18.34	14.05	13.81
就業形態（世帯主）												
正規	4.94	4.53	4.62	4.37	2.11	2.09	42.87	42.52	32.18	31.16	24.57	24.32
非正規	20.42	20.23	17.31	17.57	13.23	12.13	38.76	32.79	31.85	26.71	27.67	21.79
自営業	14.60	15.62	12.26	12.74	7.06	5.61	38.75	39.71	32.01	34.10	25.43	28.44
失業	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
無業	14.69	13.78	8.72	7.42	5.76	3.25	16.48	13.22	13.17	10.66	11.62	8.42
その他	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
全体	10.37	10.46	8.38	8.31	5.10	4.41	37.01	35.06	28.65	26.75	22.73	21.26

注：資産貧困率の計算では、サンプルを所得貧困でない者に限定している。各年のサンプルサイズが50未満のグループについては、貧困率を表示していない。

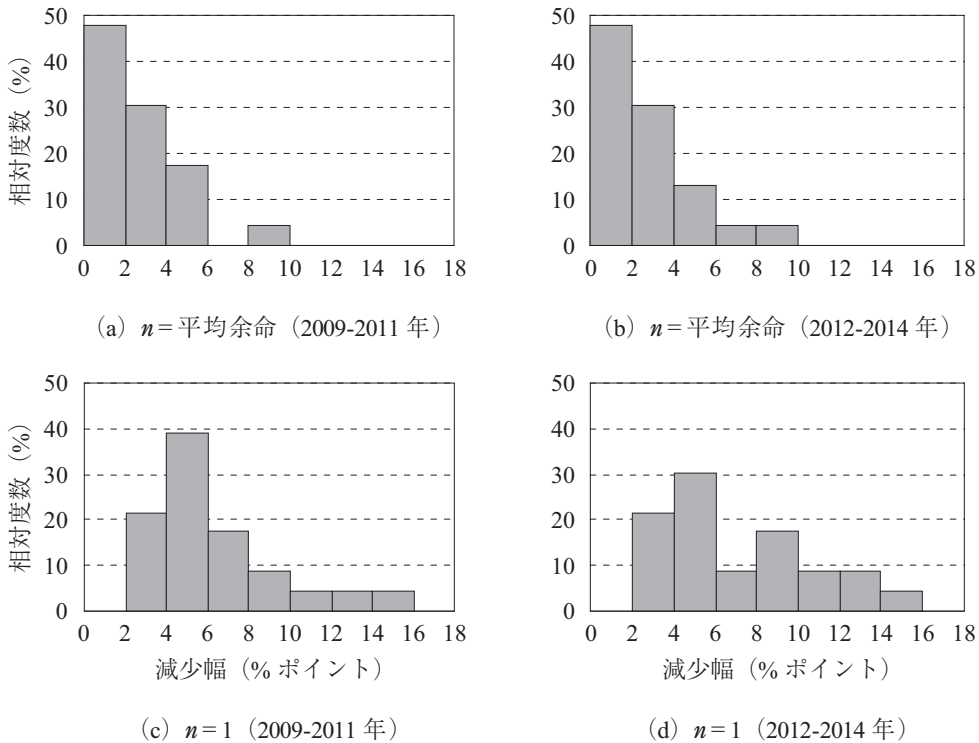
出所：「日本家計パネル調査（JHPS）」の個票データをもとに筆者作成。

「30-39歳」、「65歳以上」の貧困率が高くなっている。世帯類型別では、「単身65歳以上」の貧困率が約32%と非常に高くなっている。学歴別では「中学卒」の貧困率が最も高く、「大学・大学院卒」の貧困率が最も低くなっている。就業形態別では、「正規」の貧困率が約5%と低いのに対して、「非正規」の貧困率は20%を超えている。

所得に資産を加えて「所得+資産」の貧困率を計算すると、当然のことだが、資産を使い切る年数 n が1のときの方が、貧困率の減少幅が大きくなっている。ここで、一度表3を離れ、貧困率の減少幅にどれだけ違いがあるのかを比較するために、図2を参照されたい。図2は、資産を加えたとき

の貧困率の減少幅をヒストグラムにしたものである。 n =平均余命の場合、減少幅が4%ポイント未満のグループが全体の約80%を占めている。一方、 n =1の場合、減少幅は4-6%ポイントが最も多い。図2(c)では、2-8%ポイントの3階級でグループ全体の約80%を占めている。しかし、図2(d)では4-8%ポイントの割合が図2(c)よりも小さいため、2-8%ポイントの3階級が占める割合は約60%となっている。

表3に戻り、貧困率の減少幅が大きいグループについて考えたい。「女性」、「65歳以上」、「単身65歳以上」、「中学卒」、「無業」は、 n =平均余命と n =1の両方で、貧困率の減少幅が大きい⁶⁾。具体



注：「2009-2011年」は、表3において、2009-2011年の平均のみた所得貧困率から、同じく2009-2011年の平均のみた「所得+資産」の貧困率を差し引いているという意味で用いている。「2012-2014年」についても同様である。
出所：「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データをもとに筆者作成。

図2 資産を加えたときの貧困率の減少幅のヒストグラム

⁶⁾ 世帯類型の「その他」、「専門・短大卒」、「非正規」、「自営業」は、 n =1かつ2012-2014年で見たととき、貧困率の減少幅が8%ポイントを超えている。これが要因となって、図2(d)において、8-10%ポイントの階級の相対度数が図2(c)よりも高くなっている。

的には、 n =平均余命のときは減少幅が4%ポイントを超え、 $n=1$ のときは8%ポイントを超えている。「女性」と「中学卒」については、所得貧困率が高いため、貧困率の減少の余地が大きかったと考えられる。「65歳以上」、「単身65歳以上」、「無業」については、世帯主の平均余命が短い人が多く、フローの資産額が大きくなった結果、 n =平均余命のときの減少幅が大きくなっている。

次に、所得貧困でない人について計算した資産貧困率を見ていこう。貧困線の定義によらず、多くのグループで貧困率は高い値を示している。具体的には、貧困率が20%を超えるグループの割合を計算すると、貧困線が z のときで約9割、 $z/2$ のときで約8割、 $z/4$ のときで約7割となる。これはすなわち、経済危機等のショックで所得貧困に陥ると、資産を取り崩したとしても貧困から脱出できない人が多く存在する可能性がある、ということである。ただし、「65歳以上」、「夫婦のみ（両方65歳以上）」、「無業」については、どの貧困線で見ても貧困率が20%未満となっている。

2 パネル・ロジット分析の結果

表4はパネル・ロジット分析の結果を示している。表中の推定値はオッズ比ではなく、係数の推定値である。これは、分析にダミー変数以外の変数（年齢、年齢の2乗、貧困ギャップ）が入っているためである。所得貧困と資産貧困（貧困線 $z/2$ ）の分析では固定効果モデルが選択されている。そのため、固定された変数である女性ダミーと学歴ダミーは分析から除かれている。また、固定効果モデルでは、分析期間中の被説明変数の値がすべて同じ人は分析から除かれるため、サンプルサイズが小さくなっている。最後に、資産貧困（貧困線 $z/2$ と $z/4$ ）の分析では地域ダミーが含まれていない。これは、地域ダミーを入れると固定効果モデルの推定が不可能（対数尤度が収束しない）になり、ハウスマン検定を行うことができなかったからである。そのため、モデルの特定化が誤っていた可能性が高いと考え、地域ダミーを除外して推定した。

まず、所得貧困についての結果を確認する。世帯類型別では、「夫婦のみ」を基準にした場合、「夫婦末子6歳未満」の係数が有意に正となっている。一方、「夫婦のみ（両方65歳以上）」の係数は有意に負となっている。就業形態別では、「非正規」と「失業」の係数が有意に正となっており、リファレンスグループの「正規」と比較して所得貧困に陥りやすくなっている。

表4の3、4列目は、「所得+資産」の貧困の結果を示している。所得貧困の分析で有意だった変数は、「所得+資産」の貧困の分析でも有意で、かつ係数の推定値が大きくなっている。また、「単身65歳以上」と「自営業」の係数は、 n =平均余命と $n=1$ の両方で有意に正となっている。「所得+資産」の貧困の分析では変量効果モデルが選択されているので、女性ダミーと学歴ダミーの係数も推定されている。それを見ると、女性ダミーは1%水準で有意に正、学歴ダミーは「中学卒」と「大学・大学院卒」が1%有意となっている。所得貧困の程度を制御するために加えた「貧困ギャップ」の係数は有意に正で、その大きさは約42.7、約12.6と突出している。これは、所得貧困が深刻であるほど、資産を活用しても貧困から脱出するのが困難であることを意味している。

次に、3つの資産貧困の分析結果を見ていく。「年齢」の係数は有意に負となっており、年齢が高くなるほど貧困に陥りにくくなることが示されている。「年齢の2乗」の係数は貧困線 z と $z/2$ で有意に正となっているが、係数の大きさがゼロに近い。そのため、「年齢」の係数の解釈には影響を与えないと考えられる。世帯類型別では、「単身65歳未満」と「夫婦末子6-17歳」の係数がすべて有意に正となっている。学歴別では、貧困線 z と $z/4$ の両方で、すべての係数が1%有意となっている。就業形態別では、5%または1%水準で有意となっている係数は存在しなかった。

パネル・ロジット分析の結果から、次の3点が指摘できる。第1に、所得貧困の分析で有意だった変数は、「所得+資産」の貧困の分析でも有意で、かつ係数の値が大きくなっていた。さらに、新たに有意になっている変数がみられた。このことか

表4 パネル・ロジット分析の結果

	所得	所得+資産		資産		
		n=平均余命	n=1	貧困線z	貧困線z/2	貧困線z/4
定数項	—	-11.624***	-8.285***	10.599***	—	3.467**
女性	—	1.296***	1.070***	-0.287	—	0.194
年齢	-0.046	0.126	-0.011	-0.281***	-0.279**	-0.150***
年齢の2乗	0.001	-0.002**	-0.0002	0.001**	0.002**	0.0004
世帯類型 (ref. 夫婦のみ)						
単身65歳未満	0.637	-0.053	0.090	0.981***	1.262**	1.280***
単身65歳以上	0.592	1.871**	1.594**	1.462***	15.901	1.175**
ひとり親 (子供18歳未満)	1.408*	2.174*	1.732*	-1.015	0.728	0.288
夫婦のみ (両方65歳以上)	-0.918**	-3.362***	-1.361**	-0.564	0.060	-0.014
夫婦末子6歳未満	0.964**	1.600**	1.157**	0.757***	0.988***	0.305
夫婦末子6-17歳	0.623	0.813	0.561	1.176***	0.949***	0.775***
夫婦末子18歳以上	0.185	0.223	-0.523	0.735***	0.753**	0.513*
その他	0.610	1.179**	0.615	0.227	0.527	0.370
学歴 (ref. 高校卒)						
中学卒	—	1.885***	1.132***	2.544***	—	2.372***
専門・短大卒	—	-0.145	-0.604	-0.969***	—	-1.025***
大学・大学院卒	—	-1.929***	-1.963***	-2.842***	—	-2.798***
就業形態 (ref. 正規)						
非正規	0.672***	1.738***	2.429***	0.052	-0.261	0.329
自営業	0.292	1.460***	1.266***	0.059	-0.382	0.247
失業	1.172***	2.195***	2.544***	0.015	-0.095	0.913*
無業	0.531	0.847	1.357***	-0.526*	-0.385	-0.468
その他	1.349	0.067	-0.053	-0.549	-0.667	-0.459
貧困ギャップ						
地域ブロック (ref. 関東)	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
市郡規模 (ref. 政令市)	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
σ_a	—	2.855***	3.224***	4.532***	—	4.453***
モデル		固定効果	変量効果	変量効果	固定効果	変量効果
ハウスマン検定 (Prob> χ^2)		0.000	0.420	0.056	0.018	0.280
対数尤度		-805.69	-903.39	-1014.14	-3674.15	-3210.73
サンプルサイズ		2,278	10,643	10,643	9,534	2,172

注：女性ダミー、年齢、学歴、就業形態は、世帯主についての情報である。資産貧困に関する分析では、サンプルを所得貧困でない者に限定している。紙幅の都合で標準誤差は省略している。***、**、*はそれぞれ、1%有意、5%有意、10%有意であることを示している。

出所：「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データをもとに筆者作成。

ら、資産を所得に加えると貧困率は減少する (表3) が、リファレンスグループと比較したときの貧困リスクが緩和されるとは限らないことが分かる。第2に、資産貧困の分析において、「単身65歳未満」と「夫婦末子6-17歳」の係数がすべて有意に正となっていた。そのため、この世帯類型に属する人は、リファレンスグループの「夫婦のみ」と比較して、不足する所得を資産によって補えない可能性が高い。しかもそれは、長期の失業等で深刻な所得貧困に陥った場合はもとより、所得が

貧困線を大きく下回らない場合においても当てはまる。第3に、資産貧困の分析において、就業形態別では有意な係数が1つもなかった。それゆえ、資産貧困に関しては、就業形態が「正規」であるか否かは、世帯類型や学歴の違いほどには資産貧困に陥る確率に寄与しないと考えられる。

V おわりに

本稿では、「日本家計パネル調査 (JHPS)」の6

年分(2009-2014年)の個票データを用いて、所得と(流動)資産を用いた貧困分析を行った。具体的には、資産を所得に加え、「所得+資産」の貧困率を計算した。また、所得貧困でない者を対象に資産貧困率を計算した。さらに、パネル・ロジット分析を行い、世帯類型や学歴などの変数が貧困に陥る確率にどのような影響を与えているのかを調べた。

分析の結果、「所得+資産」の貧困率を計算すると、世帯主が女性・高齢者・中学卒・無業のグループでは資産を使い切る年数によらず、貧困率が大きく減少していた。このことは、所得貧困率だけでは貧困率の大きさを過大評価する恐れがあることを意味している。一方、パネル・ロジット分析からは、資産を所得に加えたとしても、リファレンスグループと比較したときの貧困リスクが緩和されるとは限らないことが示された。

資産貧困については、貧困線の定義によらず、多くのグループで貧困率が高い値を示していた。すなわち、経済危機等のショックで所得貧困に陥ると、資産を取り崩したとしても貧困から脱出できない人が多く存在する可能性がある。パネル・ロジット分析の結果からは、「単身65歳未満」と「夫婦末子6-17歳」の係数がすべて有意に正となっており、資産貧困に陥りやすいことの頑健性が確認された。他方、世帯主の就業形態については、すべての係数が非有意(あるいは10%水準で有意)となっており、正規雇用かそうでないかの差は、世帯類型や学歴の違いほどには資産貧困に陥る確率に寄与していないことが明らかとなった。

以上の分析結果を踏まえると、貧困の実態をより正確に捉えるためには、所得に基づく貧困率だけでなく、何らかの形で資産を考慮した貧困率を合わせて公表すべきであろう。また、多くのグループで資産貧困率が高かったことから、失業等によって所得貧困に陥ると、資産を活用しても貧困から脱出できない可能性が高い。これを防ぐには雇用保険が役に立つが、四方・駒村(2011)と酒井(2012)が指摘するように、日本では雇用保険の受給期間が短いため、長期の失業に対応でき

ず、結果として雇用保険の受給割合が低くなっている。それゆえ、雇用保険の受給期間を延長することで、資産貧困者の抱える脆弱性を緩和する必要がある。

最後に、今後の研究課題を2つ述べる。第1の課題は、資産を所得に加える際の、資産を使い切る年数 n を客観的に決めることである。本稿では n =平均余命と n =1を採用し、その結果を比較した。しかしながら、ほとんどの貧困者にとって、適切な n の値は、平均余命でも1でもなく、その中間の値であるかもしれない。より精緻な分析を行うには、客観的な基準にもとづいて n を決める必要がある。その中には、個人によって n を変えることも選択肢に含まれている。第2の課題は、所得と資産の定義をより厳密にすることである。具体的には、(i) 所得に持ち家の帰属家賃を加え、(ii) 流動資産から住宅ローンなどの負債を差し引き、(iii) 「所得+資産」のうち二重計算されている部分を取り除く必要がある。そして、(i) から(iii)の修正によって分析結果がどのように変化するかを検証しなければならない。

謝辞

本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査(JHPS)」の個票データの提供を受けた。また、2名の本誌レフェリー、高畑雄嗣氏(久留米大学)からは本稿を改善する上で有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

参考文献

- Azpitarte, F. (2012) "Measuring Poverty Using Both Income and Wealth: A Cross-country Comparison between the U.S. and Spain," *Review of Income and Wealth*, Vol.58, No.1, pp.24-50.
- Brandolini, A., Magri, S. and Smeeding, T. M. (2010) "Asset-Based Measurement of Poverty," *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.29, No.2, pp.267-284.
- Brealey, R. A., Myers, S. C. and Allen, F. (2017), *Principles of Corporate Finance*, 12th edition, McGraw-Hill Education.
- Frees, E. W. (2004), *Longitudinal and Panel Data:*

- Analysis and Applications in the Social Sciences*, Cambridge University Press.
- Kuypers, S. and Marx, I. (2016) "Estimation of Joint Income-Wealth Poverty: A Sensitivity Analysis," *Social Indicators Research*, doi: 10.1007/s11205-016-1529-5, pp.1-21.
- Rendall, M. S. and Speare, A. (1993) "Comparing Economic Well-being among Elderly Americans," *Review of Income and Wealth*, Vol.39, No.1, pp.1-21.
- Weisbrod, B. A. and Hansen, W. L. (1968) "An Income-net Worth Approach to Measuring Economic Welfare," *American Economic Review*, Vol.58, No.5, pp.1315-1329.
- Wooldridge, J. M. (2013), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th edition, Cengage Learning.
- 荒井晴仁 (2005)「国民経済計算における持ち家の帰属家賃推計について」, ESRI Discussion Paper Series, No.141。
- 小塩隆士 (2010)『再分配の厚生分析——公平と効率を問う』, 日本評論社。
- 小塩隆士・浦川邦夫 (2008)「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」, 『季刊社会保障研究』, Vol.44, No.3, pp.278-290。
- 厚生労働省 (2017a)「平成28年国民生活基礎調査の概況」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa16/> (2017年10月26日最終確認)。
- (2017b)「第22回生命表(完全生命表)の概況」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/22th/> (2017年10月26日最終確認)。
- 駒村康平 (2003)「低所得世帯の推計と生活保護制度」, 『三田商学研究』, Vol.46, No.3, pp.107-126。
- 酒井正 (2012)「雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか」, IPSS Discussion Paper Series, No.2011-J02。
- 四方理人・駒村康平 (2011)「中年層男性の貧困リスク——失業者の貧困率の推計」, 『日本労働研究雑誌』, No.616, pp.46-58。
- 鈴木亘 (2009)「どのような人々が無貯蓄、無資産世帯化しているのか?」, 『学習院大学 経済論集』, Vol.46, No.2, pp.203-228。
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006)『日本の貧困研究』, 東京大学出版会。
- 山田篤裕・駒村康平・四方理人・田中聡一郎 (2011)「資産の考慮による要保護世帯率の変動——保護率の地域差と資産保有の関係」, 『三田学会雑誌』, Vol.103, No.4, pp.5-18。

(とくどみ・ともや)

Poverty Analysis for Japan Using Income and Liquid Assets

Tomoya TOKUDOMI*

Abstract

This paper presents an investigation of poverty by examination of income and liquid assets. Using a dataset constructed using information for Japan from the “Japan Household Panel Survey (JHPS)” for 2009-2014, we measure poverty rates of three types for demographic and socioeconomic subgroups in terms of income, income plus (liquid) assets, and (liquid) assets only. Asset poverty rates are calculated only for non-income poor persons. Logistic regression models are applied to assess the effects of variables such as household type and education on poverty incidence.

Results of calculations of income-plus-asset poverty rates show decreasing poverty headcounts for household subgroups: those headed by a woman, an elderly person, a less-educated person, and a non-employee. Measuring income poverty alone can engender overestimation of the poverty rate magnitude. Results of logistic regression analysis reveal that addition of wealth to income does not necessarily reduce poverty risks compared with reference groups in the analyses. Asset poverty rates, which are calculated only for non-income poor persons, have high values for many subgroups, revealing that, when people become income poor because of shocks such as economic crises, many might be unable to escape poverty even if they reduce assets to compensate for a low income.

Keywords : Income-Plus-Asset Poverty, Asset Poverty, Logistic Regression, Panel Data

* Doctoral Program, Graduate School of Economics, Kyushu University