

投稿：論文

## わが国における貧困の持続性は 「真の状態依存性」によるものなのか？ —動学的パネルデータ分析による検証—

上村 一樹\*

### 抄 録

OECD (2019) によると、わが国の相対的貧困率は現在、およそ16%であり、先進諸国と比べると、高めの部類である。貧困問題に関して検討する際、貧困率の水準のみならず、貧困の固定化が生じているかにも注視する必要がある。先行研究では、わが国において、貧困層の固定化がヨーロッパより深刻であることが指摘されているが、これまで、わが国の研究では、貧困動態に関する分析において、「真の状態依存性」について着目されることがなかった。

「真の状態依存性」とは、直接観察できないものも含めた、さまざまな個人の特性や社会経済状況ではなく、貧困状態に陥ったこと自体が、意欲の喪失などを通じて、その後の貧困動態に影響することを意味する。本稿では、『日本家計パネル調査』の個票データを用いて、観察可能な個人属性、観察不能な個人の異質性をコントロールした上で、わが国における、貧困状態の「真の状態依存性」を推定した。その結果、前の年度に貧困状態であった場合、当該年度にも貧困である確率が約6%上昇することが明らかになった。

キーワード：貧困、貧困動態、真の状態依存性、パネルデータ

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 2, pp. 231-245.

### I はじめに

過去30年ほどの間、わが国の相対的貧困率は緩やかな上昇傾向にある<sup>1)</sup>。貧困の蔓延それ自体も問題であるが、貧困状態からの脱出が容易ではない場合、事態はより深刻である。実際に、石井・山田 (2007) は、わが国の貧困層の固定化は

ヨーロッパの平均的な状況よりも深刻であることを指摘している。石井・山田 (2007) 以前には坂口 (2006) が、それ以降では坂口 (2008) や石井 (2010) などが同一個人ないし同一世帯を追跡したパネルデータを用いての貧困動態分析を行っているが、筆者の知る限りにおいて、わが国では、貧困層の固定化と大いに関係する、貧困状態の状態依存性 (state dependency) を直接推定した研究

\* 甲南大学

<sup>1)</sup> 厚生労働省 (2017)。

<sup>2)</sup> 厚生労働省 (2017) や本稿では、「(可処分) 所得の貧困」に注目しているが、近年では、資産の貧困も議論になっている。例えば徳富 (2018) がある。したがって、より詳細に述べると、本稿の分析射程は「日本での、所得の貧困における、(真の) 状態依存性」である。

はいまだ存在していない。

状態依存性とは、一度貧困に陥った場合に、そこからの脱出が容易であるのか、そうでないのかを意味しており、状態依存性が強いとは貧困からの脱出が容易ではないことを表わす。貧困状態における状態依存性は、発生メカニズムにより二分できる (Biewen 2009)。

第一に、さまざまな個人の特性や社会経済状況が、貧困状態に陥る確率に影響している場合である。例えば、不健康であるほど貧困状態に陥りやすい場合、生まれつき身体が弱い者は、貧困状態に陥りやすいだけでなく、一度貧困状態になると、そこからの脱出も困難であると予想される。Biewen (2009) では、貧困に陥りやすくなるそのほかの原因として、人的資本の蓄積が不十分なこと、失業状態であること、生活環境に困難を抱えていることなどをあげている。

第二に、元々どのような人であったかとは関係なく、貧困状態に陥ったこと自体が後の生活に悪影響を及ぼす場合が考えられる。これを「真の状態依存性 (true state dependency)」と呼ぶ (Biewen 2009)。Biewen (2009) は、貧困状態における真の状態依存性を発生させる要因を主に2つ指摘している。第一に、収入が増えると生活扶助の対象から外れる。そのことにより、就労のインセンティブ、あるいは新たな職探しのインセンティブが弱まり、今のままの仕事でもかまわないと考えるようになってしまう場合が考えられる。第二に、制度設計上の問題ではなく、貧困であることそのものが、意欲を喪失させてしまい、場合によっては人的資本の劣化にもつながる可能性がある。

これらの可能性は、わが国にも当てはまる可能性がある。まず、第一の可能性について、以前のわが国には、生活保護の受給額 (生活扶助+住宅扶助) と、最低賃金で週40時間労働した場合の勤労収入を比較した場合、前者の方が高額な都道府県が数多くあった<sup>3)</sup>。これらの都道府県では、就労することに負のインセンティブが働いていたと

いえる。近年になって、逆転現象はようやく解消されてはいるものの、最低賃金で労働した場合と、生活保護の受給額に大差がない都道府県も未だ残っている<sup>4)</sup>。

第二の可能性に関連して、わが国でも、Fukuda and Hiyoshi (2012) をはじめとした研究が、低所得であることが精神面に与える悪影響を明らかにしている。さらには、Banerjee et al. (2017) をはじめとした研究で、メンタルヘルスの悪化が労働市場での成果に悪影響を及ぼすことが明らかになっている。つまり、貧困状態がメンタルヘルスを毀損し、メンタルヘルスの毀損がその後の就業状況を悪化させる可能性がある。

これらの研究より、わが国においても、貧困状態には真の状態依存性があることが疑われるが、その有無に関する実証分析は未だ行われていない。そこで、本稿では、同一個人を追跡したパネルデータである『日本家計パネル調査 (JHPS)』の個票を用いて、わが国の貧困動態には、真の状態依存性があるのかを確かめる。また、貧困状態における状態依存性の有無や程度には、世帯主の特性や世帯構造による違いが生じている可能性がある。そこで、利用可能な全サンプルを用いた分析以外に、世帯主の男女別など、サブサンプルでの分析も行う。

## II 先行研究

Barcena-Martin et al. (2017) が指摘するように、貧困動態に関する研究の進展は、先進諸国におけるパネルデータの普及と関係がある。これまでに、アメリカではPanel Survey of Income Dynamics (PSID)、ドイツではGerman Socio-Economic Panel (GSOEP)、イギリスではBritish Household Panel Survey (BHPS) などが貧困動態の研究に用いられている。

貧困動態に関する研究は、動学的パネルデータ分析によるものと、サバイバル分析によるものに二分できる。サバイバル分析による分析では、貧

<sup>3)</sup> 厚生労働省 (2012)。

<sup>4)</sup> 厚生労働省 (2016)。

困から脱出するまでの時間の長さを説明変数によって定式化する。したがって、性別、年齢、学歴、健康状態といった要素が、貧困から脱出するまでの時間の長さにごう影響するのかを明らかにすることができる。

一方、動学的パネルデータ分析では、被説明変数のラグ<sup>5)</sup>を説明変数に加えることにより、状態依存性の有無や程度を直接推定することが可能である。その一方で、サバイバル分析とは異なり、基本的には貧困脱出までの長さを分析対象としたものではない<sup>6)</sup>。

動学的パネルデータ分析による貧困動態分析で論点となっているのが、状態依存性は、「真の状態依存性 (true state dependency)」なのかどうかである。Heckman (1981) を参考にすると、真の状態依存性の有無による政策含意の違いは、以下の通り整理することが可能である。第一に、もし、真の状態依存が貧困の状態依存性を発生させているならば、そこから、貧困の悪循環を断ち切るためには、一時的な所得補助を行い、まずは貧困状態から浮かび上がらせることが重要である。第二に、もし、貧困状態の状態依存性が、学歴、職業、健康状態などの個人属性を主因とするものならば、教育水準の向上、職業訓練、健康状態の改善といった政策が貧困の悪循環を断ち切るために重要となる。

動学的パネルデータによって貧困動態を分析した近年の研究としては、エチオピアを対象として分析を行ったAlem (2015) が代表例である。これらの研究においては、貧困状態には真の状態依存性があることを確認している。本稿も、これらの先行研究と同様に、観測可能な個人属性、観測できない個人の異質性をコントロールした上で、わが国の貧困における真の状態依存性を推定することを試みる。

### III 分析方法

本稿の目的は、貧困状態の状態依存性を推定することである。その際、真の状態依存性と、見せかけの状態依存性を区別することが重要となる。Andriopoulou and Tsakloglou (2009) の整理を参考にすると、前者は、ある年に貧困状態を経験することが、翌年以降の貧困動態に因果的な影響を与えていることを意味する。一方で後者は、ある年に貧困状態を経験するかどうかは、観察可能なものと観察不能なもの双方を含んださまざまな個人属性によって決定されており、それゆえ、ある年に貧困状態であった者は、翌年以降も貧困状態である可能性が高い、ということの意味する。

真の状態依存性と見せかけの状態依存性は排他的ではなく、さまざまな個人属性を通じて併存している可能性もある。そこで、見せかけの状態依存性による影響を除去してもなお、真の状態依存性があることを確認する必要がある。

Heckman (1981) は、貧困動態のようなさまざまな状態推移を動学的パネルデータの枠組みで分析する際、被説明変数の初期値に注目することが重要であることを述べた。なぜなら、被説明変数の初期値は確率的に決まっているわけではない。本稿の文脈で言えば、JHPSの第1回調査時点(2009年)に貧困であったかどうかは、さまざまな個人属性にも依存し、確率的な要素でのみ決定されているわけではない。

また、Arulampalam et al. (2000) が指摘するように、たとえ観察されない異質性をコントロールしたとしても、被説明変数の初期値はその観察されない異質性と相関を持つと考えられるため、説明変数の中に被説明変数の初期値を加えて推定を行うと、推定値にバイアスが発生する恐れがある。これを初期値の内生性問題という。

<sup>5)</sup> 個人や家計を対象としたパネルデータの多くは、『日本家計パネル調査』や『消費生活に関するパネル調査』のように毎年1度調査を実施している。したがって、この文脈で言う「被説明変数のラグ」とは、具体的には、「調査の前年に貧困であったか」を指すことが多い。

<sup>6)</sup> Barcena-Martin et al. (2017) が述べているとおり、動学的パネルデータ分析による貧困動態分析と、サバイバル分析によるそれは、代替的なものというよりは補完的なものである。

本稿では、Wooldridge (2005) が提唱した方法によって、初期値の内生性問題に対処する。Wooldridge (2005) は、被説明変数が二値変数などの離散変数の場合に、観察されない異質性をコントロールした上で、被説明変数の初期値が内生である問題に対処する方法を提案した。Wooldridge (2005) は、以下のように定式化を行って推定することで、このような場合にも一致推定量が得られることを示した。

$$y_{it} = 1, \text{ if } y_{it}^* \geq 0, \text{ otherwise } 0$$

$$y_{it}^* = \rho y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \eta \alpha_i + \epsilon_{it}$$

$$\alpha_i = y_{i,0} + \bar{x}_i + \gamma_i$$

つまり、直前の時点における被説明変数  $y_{i,t-1}$  と通常の説明変数  $x_{it}$ 、さらには被説明変数の初期値  $y_{i,0}$  と、説明変数の観測期間内の平均値  $\bar{x}_i$  を説明変数として、変量効果プロビット・モデルにより推定を行うことにより、 $\rho$  の一致推定量が得られることを示した。なお、今回の分析では、Ikenwilo (2013) にしたがって、 $x_i$  の代わりに、

$$\bar{x}_{i,t} = (x_{i,t} - \bar{x}_i)$$

を用いる。このような方法を用いる利点は、Schunck (2013) が述べている。 $x_i$  の代わりに  $\bar{x}_{i,t}$  を用いて推定を行うと、 $\bar{x}_{i,t}$  の係数が固定効果モデルによって得られるものと一致する。一方で、 $\bar{x}_i$  の係数は変量効果モデルによって得られるものと一致する。

Akay (2012) によると、Wooldridge (2005) の方法を用いた場合でも、真の状態依存性  $\rho$  の推定値にバイアスが発生する恐れがある。また、この問題は、パネルデータの期間が短い場合には特に顕著だとされる。Rabe-Hesketh and Skrondal (2013) は、この問題に対して、説明変数の初期値を分析に加える方法を提案している。分析モデルは、以下の通りになる。

$$y_{it} = 1, \text{ if } y_{it}^* \geq 0, \text{ otherwise } 0$$

$$y_{it}^* = \rho y_{i,t-1} + \beta \bar{x}_{it} + \gamma y_{i,0} + \epsilon x_{i,0} + \delta \bar{x}_i + \epsilon_{it}$$

Akay (2012) によれば、この方法を用いることで、状態依存性の推定値に発生するバイアスは無視できる程度になるとされる。

分析において対処すべき問題は、前項で確認したとおり、初期値の内生性問題や、パネルデータの期間の長さによる問題だけではない。本稿の分析で用いるJHPSにおいても、調査年次が進むにつれてのサンプルからの脱落の問題は、決して軽視できるものではない。本稿では、Wooldridge (2002) が提唱した方法、逆確率による重み付けの方法を用いて、脱落バイアスに対処する。具体的には、Ikenwilo (2013) の手順にしたがう。

Ikenwilo (2013) は、以下のような手順を採用している。まず、分析に用いるパネルデータのうち、どの調査年度を基準にするかを決定する。Ikenwilo (2013) では分析に用いる最初の年 (A年とする) と最後の年 (B年) を基準にして2通りの分析を行っているため、本稿でもそれにしたがう。そして、A-1年 (初期時点) の各個人属性を説明変数、A年ないしB年にもパネルデータの調査に協力しているかどうかを被説明変数として、プロビット・モデルによる推定を行う。得られた推定値と、A年、A+1年、・・・、B年の説明変数の値から、パネルデータの調査に協力する確率を推計する。このようにして得られた推計値を逆確率として、重み付け推定を行う。

Ikenwilo (2013) の手順にしたがうと、パネルデータの最初の年を分析に用いることができなくなり、分析に用いることができるサンプルサイズが減少する。なぜなら、パネルデータはA-1年から始まっているのに、A-1年は、パネルデータへの調査協力確率をプロビット・モデルにより推定する際にのみ使われるからである。

しかし、本稿では、Ikenwilo (2013) の分析とは異なり、動学的パネルデータ分析を行う。つまり、脱落バイアスに対処しようがしまいが、パネルデータの最初の年は分析に用いることができない。言い換えれば、サンプルサイズの減少という限界的なコストを払うことなく、Ikenwilo (2013) と同様の方法によって、脱落バイアスに対処できる。

#### Ⅳ データ

本稿では、慶應義塾大学 パネルデータ設計・解析センターにより、2009年から毎年1回調査が実施されている、『日本家計パネル調査 (JHPS)』の、2009～2017年調査の個票データを分析に用いる。JHPSの第1回調査は、2009年の1～3月に、全国に在住する4,000人の男女を対象に実施された。調査対象者は、層化2段無作為抽出法により選定された<sup>7)</sup>。

JHPSでは、以下の質問によって、可処分所得を尋ねている。質問文は、「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。」である。なお、下記のような空欄に数値を記入する形式となっている。

千百十一

昨年の手取りの年収□□□□万円

この回答値をそのまま「可処分所得」とする。そして、等価可処分所得については、『国民生活基

礎調査<sup>8)</sup>』同様、以下の通り計算する。

$$\text{等価可処分所得} = \frac{\text{可処分所得}}{\sqrt{\text{世帯人員数}}}$$

貧困線の設定は、石井・山田 (2007) を参考にする。石井・山田 (2007) は慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) を分析に用いており、KHPSの中等価総所得<sup>9)</sup>の50%を貧困線としている。それを参考に、JHPSの中等価可処分所得の50%を貧困線として、それ未満の可処分所得の場合は「貧困」、それ以上の可処分所得の場合は「貧困ではない」とした。ここで、本稿の分析に用いるJHPS2009～2017における相対的貧困率および貧困線を、国民生活基礎調査および全国消費実態調査の該当する年度のそれと比較する。

表1のとおり、JHPSにおける相対的貧困率は、国民生活基礎調査のものよりは低く、全国消費実態調査のものに近い数値である。しかし、貧困線の値は、むしろ国民生活基礎調査に近い。これは、所得分布の最も左側、最も所得が低い層は、それ以外の層と比べてJHPSに回答している確率が低いからだと考えられる。

石井・山田 (2007) をはじめ先行研究は、世帯を単位とした貧困動態分析を行っている。本稿でも、世帯を単位として分析を行うために、「世帯

表1 各種社会調査における相対的貧困率と貧困線の比較

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
国民生活基礎調査の貧困率 (%)	16.0			16.1			15.7		
(貧困線, 万円)	125			122			122		
消費生活実態調査の貧困率 (%)	10.1					9.9			
(貧困線, 万円)	135					132			
JHPSの貧困率 (%)	10.5	10.9	9.1	9.9	10.7	10.4	9.1	8.7	9.0
(貧困線, 万円)	125	125	125	125	125	124	125	127	125

注1：厚生労働省 (2017)、総務省統計局 (2016)、JHPSより筆者作成。

注2：JHPSの貧困線は万円単位で四捨五入している。

<sup>7)</sup> これらの記述は、パネルデータ設計・解析センターHPの「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) 調査対象と方法」を参考にしている (パネルデータ設計・解析センター2017)。

<sup>8)</sup> 計算方法については、以下のように記述されている。(以下、引用)「等価可処分所得」とは、世帯の可処分所得を世帯員数の平方根で割って調整した所得である。所得のない子ども等も含め、すべての世帯員に割り当てられる (厚生労働省2017)。

<sup>9)</sup> 中等価可処分所得ではない理由は、KHPSでは、等価可処分所得が計算できない (石井・山田2007) ことである。本稿の分析でKHPSではなくJHPSを用いた理由も同様である。

主」の属性に注目して分析を行う。有配偶者向けの調査票では、調査対象者のみならず配偶者についても、詳細な属性が分かる。しかしながら、調査対象者本人・その配偶者以外が世帯主である場合、世帯主の個人属性が分からないため、分析から除いた。

JHPSでは、各調査項目への回答は基本的に任意になっている。つまり、可処分所得は答えているが、分析に用いるそのほかの質問については答えていない可能性もある。分析に利用可能なサンプルサイズをできる限り増やすため、Ikenwilo (2013) を参考に、「無回答ダミー」を作成して、分析に用いる<sup>10)</sup>。参考までに、JHPS2010-2017の回答者のうち、可処分所得を答えている者を分母として、分析に用いるそのほかの変数について、無回答率を計算すると、世帯主の最終学歴(5.7%)、同就業形態(1.3%)、同主観的健康状態(0.3%)、居住形態(0.7%)、配偶者の最終学歴(5.7%)、同就業形態(1.6%)である<sup>11)</sup>。

説明変数は、先行研究を参考に、調査時点での年齢、性別(基準カテゴリー=女性)、有配偶ダミー、世帯構成員に親が含まれるダミー(世帯主ないし配偶者の、父親ないし母親が世帯員に含まれる場合は1)、18歳未満の子どもの数(単位:人)、65歳以上の高齢者の数(同)、世帯内の就業

人数(本人・配偶者除く、同)、大卒ダミー(大卒以上の場合のみ1、無回答含むそのほかの場合は0)、主観的健康状態(よい・まあよい・ふつうダミー、無回答ダミーの2つ、基準カテゴリー=あまりよくない・よくない)、就業形態(正規雇用、非正規雇用、自営業、無回答の4つ、基準カテゴリー=非就業)、居住形態(賃貸居住ダミー、無回答ダミー、基準カテゴリー=持ち家居住)、65歳以上の配偶者ありダミー(該当する配偶者がいる場合=1、無配偶を含む、そうでない場合には0)、大卒の配偶者ダミー(同)、就業している配偶者ダミー(同)を用いる。なお、本稿では、『国勢調査』などの基準にしたがって、65歳以上を「高齢者」とする。以下、特記しない場合には、高齢者とは65歳以上のことを指す。

パネルデータの分析では、脱落率(attrition rate)が問題となる場合もある。パネルデータの場合、1回目の調査には答えても2回目以降無回答の者、1、2回目の調査には回答してもその後無回答の者などがおり、サンプルサイズは年々小さくなっていくのが通常である。サンプルサイズ(回答者数)が前の年と比べて何%減ったのかを示すのが脱落率である。

表2には2つの脱落率を示した。まず、「脱落率1」は、JHPSの調査に一切協力しなかった場合を

表2 脱落率

	脱落率1 (調査協力者ベース)		脱落率2 (可処分所得回答者ベース)	
	回答者	脱落率 (前年回答者が分母)	回答者	脱落率 (前年回答者が分母)
JHPS2009	4022		2703	
JHPS2010	3470	13.7%	2183	19.24%
JHPS2011	3160	8.9%	2044	6.37%
JHPS2012	2821	10.7%	1836	10.18%
JHPS2013	2581	8.5%	1727	5.94%
JHPS2014	2358	8.6%	1623	6.02%
JHPS2015	2198	6.8%	1514	6.72%
JHPS2016	2048	6.8%	1421	6.14%
JHPS2017	1885	7.96%	1211	14.78%

注1: JHPS2010-2017より筆者作成。

注2: 可処分所得については、ある年に無回答、翌年回答といった回答パターンもある。つまり、回答者に入出りがある。そのため、純粋な意味での脱落率とは異なる。

<sup>10)</sup> ダミー変数の基準カテゴリーについては、Ikenwilo (2013) に倣い、無回答以外のいずれかのカテゴリーにしている。具体的には、貧困である確率に最も悪影響を及ぼしそうなカテゴリーを基準としている。

<sup>11)</sup> 配偶者関連の変数のみ、N=10,194であり、配偶者が居る者が分母である。

表3 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値		平均	標準偏差	最小値	最大値
貧困ダミー (被説明変数)	0.093	0.291	0	1	主観的健康状態「よい・まあよい・ふつう」ダミー	0.000	0.256	-0.875	0.875
貧困ダミー (1年前, 真の状態依存性)	0.095	0.293	0	1	主観的健康状態無回答ダミー	0.000	0.054	-0.500	0.875
男性ダミー	0.875	0.330	0	1	正規雇用ダミー	0.001	0.208	-0.875	0.875
大卒ダミー	0.371	0.483	0	1	非正規・パートタイマーダミー	-0.001	0.200	-0.875	0.875
<期間中の個人内平均 $\bar{x}_i$ >					自営業ダミー	0.000	0.167	-0.875	0.875
年齢	55.868	13.651	21.5	91.2	就業形態無回答ダミー	0.000	0.097	-0.750	0.875
配偶者ダミー	0.869	0.325	0	1	持ち家ダミー	0.000	0.125	-0.875	0.875
親と同一世帯ダミー	0.211	0.290	0	1	居住形態無回答ダミー	0.000	0.064	-0.500	0.875
同居する18歳未満の子どもの数	0.678	0.915	0	5.75	65歳以上の配偶者ダミー	-0.001	0.176	-0.875	0.875
同居する65歳以上の高齢者の数	0.620	0.530	0	4	大卒の配偶者ダミー	0.000	0.094	-0.875	0.875
世帯内の就業人数 (本人・配偶者除く)	0.650	0.706	0	4.5	就業している配偶者ダミー	0.000	0.251	-0.875	0.875
主観的健康状態「よい・まあよい・ふつう」ダミー	0.846	0.254	0	1	<2009年度の値 = 初期値 $x_{i,2009}$ >				
主観的健康状態無回答ダミー	0.004	0.029	0	1	年齢	51.863	13.765	20	88
正規雇用ダミー	0.473	0.454	0	1	配偶者ダミー	0.881	0.324	0	1
非正規・パートタイマーダミー	0.112	0.243	0	1	親と同一世帯ダミー	0.153	0.360	0	1
自営業ダミー	0.159	0.325	0	1	同居する18歳未満の子どもの数	0.747	1.004	0	8
就業形態無回答ダミー	0.013	0.057	0	1	同居する65歳以上の高齢者の数	0.364	0.594	0	5
持ち家ダミー	0.806	0.375	0	1	世帯内の就業人数 (本人・配偶者除く)	0.457	0.826	0	6
居住形態無回答ダミー	0.007	0.050	0	1	主観的健康状態「よい・まあよい・ふつう」ダミー	0.886	0.318	0	1
65歳以上の配偶者ダミー	0.215	0.371	0	1	主観的健康状態無回答ダミー	0.003	0.057	0	1
大卒の配偶者ダミー	0.130	0.323	0	1	正規雇用ダミー	0.532	0.499	0	1
就業している配偶者ダミー	0.475	0.431	0	1	非正規・パートタイマーダミー	0.104	0.305	0	1
<各年の値一期間中の個人内平均 $\bar{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ >					自営業ダミー	0.161	0.367	0	1
年齢	-0.024	2.213	-15.714	13.286	就業形態無回答ダミー	0.014	0.119	0	1
配偶者ダミー	0.001	0.091	-0.875	0.875	持ち家ダミー	0.775	0.417	0	1
親と同一世帯ダミー	0.000	0.287	-0.875	0.875	居住形態無回答ダミー	0.010	0.097	0	1
同居する18歳未満の子どもの数	0.001	0.364	-4.75	3.5	65歳以上の配偶者ダミー	0.129	0.336	0	1
同居する65歳以上の高齢者の数	0.001	0.773	-2.125	7	大卒の配偶者ダミー	0.130	0.337	0	1
世帯内の就業人数 (本人・配偶者除く)	-0.001	0.793	-4	6	就業している配偶者ダミー	0.468	0.499	0	1
サンプルサイズ	11,723 (2,266)								
					貧困ダミー (2009年, 初期値)	0.095	0.293	0	1

注1: JHPS2010-2017より筆者作成。

注2: 配偶者関連のダミー変数は、該当する配偶者が居る場合=1, そうでない場合 (無配偶含む) =0である。

注3: 主観的健康状態は「あまりよくない・よくない」、就業形態は「非就業」、居住形態ダミーは「賃貸」が基準、大卒ダミーは「それ以外 (無回答含む)」が基準である。

「脱落」とした場合の脱落率である。次に、可処分所得を回答していない場合を「脱落」とした場合

の脱落率が「脱落率2<sup>12)</sup>」である。本稿の分析においては、可処分所得を答えていないサンプルは分

析に用いることができない。そのため、JHPS全体の脱落率を見るには「脱落率1」が適しているが、「脱落率2」の方が、実際の分析と関連が強い。

表3は分析に用いるデータの記述統計である。JHPSの調査は2009年から始まっているが、本稿では動学的パネルデータ分析を行うため、2009年の調査結果は、「初期値」「貧困ダミー（1年前）」という形でのみ用いる。したがって、実質的には2010年～2017年までの8時点分のデータを用いている。

本稿の分析では、それぞれの説明変数について、観測期間内の平均値（ $\bar{x}_i$ ）と各調査時点での値から観測期間内の平均値を差し引いたもの

（ $\bar{x}_{i,t} = x_{i,t} - \bar{x}_i$ ）、初期値（2009年時点での値）の3通りの変数を作成し、分析に用いる<sup>13)</sup>。記述統計もそれらの別になっている。

本稿では、利用可能な全サンプルによる分析のほかに、サブサンプル別の分析も行う。サブサンプルに分割する基準は、世帯主の性別、学歴（大卒以上、それ以外）、年齢（高齢者、それ以外）、世帯構成（単身、それ以外）である。まずは、それらの別に、記述統計（平均値のみ）を算出したものが、表4である。表4には、貧困世帯とそのほかの世帯の特徴を示すために、貧困世帯とそのほかの世帯の別に記述統計を算出したものも載せている。

表4 サブサンプル別の記述統計

	貧困世帯か		世帯主の性別		世帯主の学歴		世帯主の年齢		同居者の有無	
	貧困世帯	その他	男性	女性	大卒	それ未満	現役世代	高齢者	単身	その他
貧困ダミー			0.074	0.226	0.047	0.120	0.083	0.115	0.219	0.084
貧困ダミー（1年前）	0.507	0.053	0.076	0.229	0.049	0.122	0.084	0.118	0.221	0.086
男性ダミー	0.698	0.894			0.964	0.823	0.899	0.824	0.544	0.899
大卒ダミー	0.189	0.390	0.409	0.108			0.413	0.281	0.315	0.376
年齢	57.448	55.679	55.323	59.503	54.040	56.910	48.500	71.836	57.104	55.753
配偶者ダミー	0.667	0.890	0.934	0.418	0.912	0.845	0.879	0.849	0.004	0.932
親と同一世帯ダミー	0.205	0.212	0.214	0.192	0.221	0.205	0.235	0.159	0.075	0.221
18歳未満の子どもの数	0.708	0.676	0.732	0.310	0.741	0.643	0.919	0.157	0.069	0.723
65歳以上の高齢者の数	0.634	0.620	0.607	0.720	0.581	0.644	0.380	1.146	0.440	0.634
世帯内の就業人数（本人・配偶者除く）	0.628	0.651	0.639	0.721	0.604	0.676	0.603	0.749	0.332	0.672
主観的健康状態「よい・まあよい・ふつう」ダミー	0.819	0.849	0.848	0.831	0.870	0.832	0.873	0.787	0.801	0.849
主観的健康状態「あまりよくない・よくない」ダミー	0.177	0.147	0.148	0.166	0.127	0.163	0.123	0.210	0.192	0.147
正規雇用ダミー	0.207	0.501	0.516	0.179	0.598	0.401	0.669	0.050	0.316	0.485
非正規・パートタイマーダミー	0.215	0.100	0.087	0.278	0.081	0.128	0.109	0.114	0.179	0.106
自営業ダミー	0.236	0.151	0.161	0.149	0.116	0.185	0.155	0.169	0.152	0.160
非就業ダミー	0.326	0.234	0.224	0.379	0.192	0.273	0.058	0.647	0.342	0.236
賃貸住宅ダミー	0.281	0.178	0.168	0.322	0.179	0.192	0.224	0.109	0.527	0.163
持ち家ダミー	0.712	0.816	0.825	0.671	0.814	0.801	0.769	0.887	0.464	0.831
65歳以上の配偶者ダミー	0.183	0.217	0.214	0.215	0.161	0.246	0.017	0.644	0.000	0.230
大卒の配偶者ダミー	0.074	0.135	0.131	0.124	0.249	0.059	0.164	0.055	0.001	0.139
就業している配偶者ダミー	0.316	0.492	0.509	0.243	0.487	0.469	0.594	0.218	0.001	0.510
	1092	10631	10262	1461	4355	7368	8034	3689	787	10936

注1：JHPS2010-2017より筆者作成（サンプルサイズは7年分の延べサンプルサイズである。）。

注2：配偶者関連のダミー変数は、該当する配偶者が居る場合=1、そうでない場合（無配偶含む）=0である。

注3：主観的健康状態は「あまりよくない・よくない」、就業形態は「非就業」、居住形態ダミーは「賃貸」が基準、大卒ダミーは「それ以外（無回答含む）」が基準である。

<sup>12)</sup> 可処分所得の質問自体、無回答率が比較的高い。また、可処分所得については、ある年には回答しているが、その前の年には無回答、といったケースもあり、回答パターンが複雑である。

<sup>13)</sup> 性別、最終学歴のように、調査期間を通じて変わっていない変数は例外である。

表4から分かる特徴として、以下の3点を述べる。第一に、貧困世帯は、そのほか世帯と比べて、1年前にも貧困世帯であった率が高い。これは状態依存性の存在を示唆するものである。第二に、貧困世帯の世帯主は、そのほかの世帯主と比べ、以下の特徴がある。女性の割合が高く、大卒者の割合が低く、年齢が高く、有配偶である確率が低く、正規雇用が少なく、非正規雇用・自営業・非就業が多い。これらの特徴から、世帯主の性別、学歴、年齢、そして世帯構成によって、貧困動態が異なる可能性が考えられる。第三に、世帯主の性別、学歴、年齢、世帯構成（同居者の有無）別に記述統計を確認すると、大卒者の割合、正規雇用の割合、持ち家居住の割合、大卒の配偶者がいる割合、就業している配偶者がいる割合など、

多くの変数において、平均値に差がある。つまり、世帯主の属性が何らかの点において異なる場合、それ以外の面でも異なる特徴を持っている。

## V 分析結果

### 1 プロビット・モデルによる調査からの脱落の分析

表5は、サンプルからの脱落について、プロビット・モデルによって分析した結果である。表の左半分は、2010年調査に回答しているか<sup>14)</sup>どうかを被説明変数とした場合の結果 (prob2010)、右半分は、現時点で利用可能な最新のデータである、2017年調査に回答しているかどうか (prob2017) を被説明変数とした場合の結果である。

表5 プロビット・モデルによる回答/非回答の分析

被説明変数	2010年に回答		2017年に回答	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
貧困ダミー	-0.044	0.091	-0.073	0.089
年齢	0.041***	0.015	0.060***	0.016
年齢の二乗	-0.000**	0.000	-0.001***	0.000
男性ダミー	0.200**	0.089	-0.070	0.089
配偶者ダミー	0.341***	0.100	0.435***	0.098
親と同一世帯ダミー	-0.156	0.103	-0.231**	0.099
同居する18歳未満の子どもの数	0.027	0.034	0.030	0.031
同居する65歳以上の高齢者の数	0.139*	0.073	0.075	0.067
世帯内の就業人数 (本人・配偶者除く)	-0.087***	0.032	-0.038	0.031
大卒ダミー (配偶者)	0.047	0.063	0.177***	0.057
主観的健康状態「よい・まあよい・ふつう」ダミー	0.007	0.084	0.068	0.081
主観的健康状態無回答ダミー	0.101	0.469	-0.010	0.435
正規雇用ダミー	-0.008	0.096	-0.011	0.093
非正規・パートタイマーダミー	0.040	0.110	-0.028	0.105
自営業ダミー	-0.072	0.099	-0.130	0.096
就業形態無回答ダミー	0.003	0.215	-0.247	0.206
持ち家ダミー	-0.085	0.075	-0.030	0.068
居住形態無回答ダミー	0.544	0.398	0.380	0.294
65歳以上の高齢者ダミー (配偶者)	-0.253**	0.108	-0.407***	0.108
大卒ダミー (配偶者)	-0.031	0.090	-0.159*	0.081
就業ダミー (配偶者)	-0.035	0.065	-0.042	0.059
定数項	-0.607*	0.352	-1.852***	0.364
サンプルサイズ	2,703			

注1: JHPS2010-2017より筆者作成。

注2: 被説明変数の「2010年に回答」とは、正確には、「2010年の調査に協力し、かつ、同居人数と可処分所得を回答している (等価可処分所得が計算可能である)」ことを意味する。2017年の場合も同様。

<sup>14)</sup> 厳密には、「2010年調査において可処分所得を回答しているかどうか」が被説明変数である。2017年の場合も同様である。

表5の通り得られた推定値から、2010年（ないし2017年）以外の年についても、以下のようにして、「調査に回答する確率の推計値」を計算する。

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_{j,t,2009} x_{i,t}$$

ただし、jは2010ないし2017であり、j=2010のときは、表5の2010年調査への回答を被説明変数とした場合の推定値を用いる。同様に、j=2017の場合は、表5の2017年調査への回答を被説明変数とした場合の推定値を用いる。このように、調査に回答する確率について、2通りの推定値を得る。

以下では、Ikenwilo (2013) にしたがって、脱落バイアスに対処するために、 $\hat{y}_i$ の逆数を使って加重平均した推定を行う。また、比較対象とするために、加重平均を一切行わない推定も行う。 $\hat{y}_i$ は、

ある者が調査に協力しやすい者かどうかを表しており、その逆数を使って加重平均した推定を行うということは、直観的には、調査に協力する確率が低い者、すなわち、脱落しやすい傾向がある者に対して、より大きな重みを与えていることになる。

## 2 貧困動態に関する分析

表6は貧困動態に関する動学的パネルデータ分析を行った結果である。表6には、貧困動態に直接関係ある変数、すなわち、真の状態依存性の有無を表す「貧困ダミー（1年前）」、「貧困ダミー（初期値）」の2つの変数に関する結果のみを載せている。そのほかの説明変数が何であるかは脚注に記した。また、係数から限界効果を計算し、表には限界効果とその標準誤差を載せている。

表6 分析結果

ウェイト	全体			世帯主=男性			世帯主=女性			世帯主の最終学歴=大卒以上			世帯主の最終学歴=大卒未満		
	なし	2010	2017												
貧困ダミー (1年前, 真の状態依存性)	0.058*** [0.008]	0.059*** [0.007]	0.058*** [0.005]	0.056*** [0.008]	0.056*** [0.007]	0.056*** [0.005]	0.134*** [0.030]	0.131*** [0.026]	0.124*** [0.017]	0.045*** [0.011]	0.047*** [0.010]	0.052*** [0.007]	0.067*** [0.011]	0.067*** [0.009]	0.062*** [0.006]
貧困ダミー (2009年, 初期値)	0.106*** [0.010]	0.111*** [0.009]	0.127*** [0.006]	0.094*** [0.010]	0.097*** [0.009]	0.110*** [0.006]	0.148*** [0.031]	0.156*** [0.027]	0.170*** [0.018]	0.061*** [0.015]	0.061*** [0.013]	0.065*** [0.010]	0.132*** [0.013]	0.137*** [0.011]	0.155*** [0.007]
サンプルサイズ ( )内は個人数	11,723 (2,266)			10,262 (2,075)			1,461 (533)			4,353 (813)			7,368 (1,542)		
	世帯主=高齢者			世帯主=高齢者以外			単身世帯			それ以外の世帯					
ウェイト	なし	2010	2017												
貧困ダミー (1年前, 真の状態依存性)	0.065*** [0.015]	0.062*** [0.013]	0.050*** [0.008]	0.055*** [0.010]	0.058*** [0.008]	0.066*** [0.006]	0.116*** [0.037]	0.114*** [0.031]		0.055*** [0.008]	0.056*** [0.007]	0.054*** [0.005]			
貧困ダミー (2009年, 初期値)	0.132*** [0.016]	0.139*** [0.015]	0.161*** [0.009]	0.090*** [0.011]	0.092*** [0.010]	0.094*** [0.007]	0.189*** [0.043]	0.189*** [0.036]		0.100*** [0.010]	0.104*** [0.009]	0.116*** [0.006]			
サンプルサイズ ( )内は個人数	3,689 (905)			8,034 (1,659)			769 (221)			10,936 (2,172)					

注1: JHPS2010-2017より推定し、筆者作成。

注2: そのほかの説明変数は、年齢、性別（基準カテゴリー=女性）、有配偶ダミー、世帯構成員に親が含まれるダミー（世帯主ないし配偶者の、父親ないし母親が世帯員に含まれる場合は1）、18歳未満の子どもの数（単位:人）、65歳以上の高齢者の数（同）、世帯内の就業人数（本人・配偶者除く、同）、大卒ダミー（大卒以上の場合のみ1、無回答含むそのほかの場合は0）、就業形態（正規雇用、非正規雇用、自営業、無回答の4つ、基準カテゴリー=非就業）、主観的健康状態（よい・まあよい・ふつうダミー、無回答ダミーの2つ、基準カテゴリー=あまりよくない・よくない）、居住形態（持ち家居住ダミー、無回答ダミー、基準カテゴリー=賃貸居住）、65歳以上の配偶者ありダミー（該当する配偶者がいる場合=1、無配偶を含む、そうでない場合は0）、大卒の配偶者ダミー（同）、就業している配偶者ダミー（同）である。

注3: 数値は推定結果から計算した限界効果、[ ]内は標準誤差であり、横の\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で有意であることを意味する。

注4: 空欄は、該当する推定が収束しなかったことを意味している。

注5: 「世帯主の学歴=大卒以上」と「同大卒未満」の合計サンプルサイズが11,723になっていないのは、「世帯主の学歴=大卒以上」かつ、「2009年の主観的健康状態無回答ダミー=1」である場合（N=2）には、該当する全サンプルで「貧困ダミー=0」であり、これらのサンプルが分析から脱落するからである。

注6: 「単身世帯」と「それ以外の世帯」の合計サンプルサイズが11,723になっていないのは、「単身世帯」かつ、「2009年の就業状況無回答ダミー=1」である場合（N=18）には、該当する全サンプルで「貧困ダミー=0」であり、これらのサンプルが分析から脱落するからである。

表6の「加重なし」は、サンプル脱落によるバイアスをコントロールしていない場合である。「2010」は、サンプル脱落によるバイアスを加重平均によってコントロールした場合で、重みとして、上述した $\hat{\beta}_{2010,t,2009}$ の逆数を用いた場合である。「2017」の部分は、同じく、重みとして上述した $\hat{\beta}_{2017,t,2009}$ の逆数を用いた場合である。

状態依存性の議論に入る前に、全サンプル、「加重なし」の場合を基準に、貧困ダミー（1年前）、貧困ダミー（初期値）以外で、10%水準以上で有意な変数のみ、列挙しておく。カッコ内は係数の符号である。大卒ダミー（-）、有配偶ダミー（-）、18歳以上の子どもの数（+）、世帯内の就業人数（-）、65歳以上の配偶者ダミー（-）の観測期間内の平均値（ $\bar{x}_i$ ）、年齢（-）、18歳以上の子どもの数（+）、正規雇用ダミー（-）、大卒の配偶者ダミー（-）、就業している配偶者ダミー（-）の各調査時点での値から観測期間内の平均値を差し引いたもの（ $\bar{x}_{i,t} = x_{i,t} - \bar{x}_i$ ）、そして18歳以上の子どもの数（-）の初期値（2009年時点での値）である。

「貧困ダミー（1年前）」の限界効果が有意であれば、貧困状態には、真の状態依存性による部分がある。いずれの場合も、貧困ダミー（1年前）の推定値は1%水準で統計的に有意である。すなわち、貧困状態には、真の状態依存性が存在している。

「貧困ダミー」の初期値に関しても、すべての場合で、限界効果は1%水準で有意である。したがって、分析対象期間の直前、2009年の時点で貧困であったかどうかは、観測可能な個人属性ないし観測不能な異質性をコントロールしても、その後の貧困動態に影響する。

脱落バイアスへの対処の有無、対処の仕方によっても多少数値は異なるが、真の状態依存性を定量的に評価すると、およそ6%となっている。つまり、たとえ一般的には貧困状態になりにくい個人属性の者であっても、何らかのきっかけで一度貧困状態になると、そうでない場合より、その

後も貧困である確率が6%高まる。

貧困ダミー（1年前）と貧困ダミー（2009年）の限界効果を比較した場合、後者の方が2倍近く大きいのが、これはBarcena-Martin et al. (2017)と同様の傾向であり、本稿特有のものではない。

以下、世帯主の属性別、および世帯構成別に、分析結果を確認する。表6から、世帯主が女性、大卒未満の場合、男性、大卒以上の世帯と比べて、状態依存性が強い。また、単身世帯と、それ以外の世帯では、単身世帯の方が状態依存性は強い。一方で、世帯主が高齢者の場合と、それ以外の場合では、状態依存性についてはどちらが強いと結論づけることができない<sup>15)</sup>。これらについては、以下のような解釈ができる。

表4を参照して、世帯主が男性の場合と女性の場合を比べると、以下の特徴がある。男性の方が、貧困率は低く、学歴が高く、配偶者がいる割合も高く、正規雇用である割合が高く、配偶者が就業している割合も高い。また、貧困率自体も、男性世帯主の場合の方が低い。これらから、女性世帯主のほうが、貧困に陥るリスクが高いことが分かる。今回の分析で明らかになった、状態依存性の存在は、Biewen (2009)が指摘するような、意欲の喪失も影響していると考えられる。表6の結果は、元々の貧困リスクが高い、女性世帯主世帯の方が、いざ貧困に直面した際に意欲を喪失しやすいことを反映しているのではないのか。

世帯主が大卒の世帯と、それ以外の世帯を比べた場合にも、前者の方が、貧困率は低く、有配偶である割合が高く、正規雇用の割合が多く、大卒の配偶者がいる割合が高いなど、元々の貧困リスクは低いと考えられる。同様に、世帯主が単身の世帯と、それ以外の世帯を比べても、単身の場合の方が、貧困率は高く、大卒の割合も低く、正規雇用の割合が低いなど、元々の貧困リスクが高いと考えられる。これらより、本稿の結果は、元々の貧困リスクが高い世帯の方が、貧困に直面した際に、意欲が喪失しやすいことを示していると考え

<sup>15)</sup> 世帯主の性別、学歴、単身世帯か否かの場合、取束したウェイト付きの推定すべてで、一方の状態依存性がもう片方の状態依存性より強い。しかし、世帯主の年齢で区分した場合、ウェイトが「2010」の場合は世帯主が高齢者の方が、「2017」の場合は世帯主が高齢者でない方が、状態依存性が強い。

えられる。

最後に、世帯主が高齢者の場合、初期値の影響が強いのは、収入源が影響していると考えられる。高齢者の場合、年金による収入が占める割合が高い代わりに、勤労収入が占める割合が低く、収入の変動が比較的小さいと考えられる。そのため、当初貧困だった場合はそのまま貧困状態が続き、当初貧困でない場合にも、そのままの状態が続きやすいのではないかと考えられる。

これらより、貧困リスクが高い世帯ほど、貧困に直面した際に、そこからの脱出を諦めてしまいやすく、状態依存性が強い傾向にあると考えられる。

## Ⅵ むすびに

本稿では、わが国の貧困動態に関する動学的パネルデータ分析を行った。その結果、以下の2点が明らかになった。

第一に、わが国においても、貧困状態には真の状態依存性があることが明らかになった。その大きさは、限界効果にしておよそ6%程度であった。つまり、ある年に貧困状態を経験することそのものが、翌年にも貧困状態である確率を6%高める。本稿で述べたとおり、この効果は、世帯主やその配偶者の年齢や性別、学歴や就業状態、世帯構成の変化、あるいは観察されない異質性などを通じての影響ではない。

第二に、貧困状態における真の状態依存性を世帯主の属性や世帯構成で比較すると、以下のことがわかった。まず、世帯主の学歴が大卒未満、性別が女性である場合、真の状態依存性が強くなる。また、単身世帯についても、真の状態依存性が強い。内閣府他(2015)で指摘されている、単身世帯の貧困率の高さには、真の状態依存性が影響している可能性がある。今後、生涯未婚率が男女とも高まっていることが貧困率を押し上げる要因になることも考えられ、単身者の貧困に関する支援を充実させることも検討されて良いのではないかと考えられる。

総じて、社会的に不利な状況に置かれている世

帯は、貧困状態における真の状態依存性が強いことがわかる。そして、本稿の結果は、貧困リスクが高い世帯ほど、貧困に直面した際、そこからの脱出を諦めてしまいやすい、つまり、意欲を喪失しやすいことを示していると考えられる。しかし、Heckman(1981)が指摘するとおり、状態依存性の強さは、一時的な所得補助の有効性をも表している。つまり、女性世帯主、世帯主が大卒以外、単身世帯といった世帯は、それ以外の世帯と比べて、一時的な所得補助の有効性も高い。

今後の課題としては、以下の4点をあげたい。第一に、JHPSでは低所得世帯の回答率が低いことから、分析結果に一定のバイアスが生じ、真の状態依存性を過少に見積もってしまっている恐れがある。低所得世帯からの回収率が高いパネルデータがあれば、この点について解決が可能になる。第二に、真の状態依存性がどのような要因によるものかを詳細に検証すること、第三に、より長期間を対象とした分析を行うこと、第四に、本稿の分析枠組みを資産の貧困という概念にも適用することである。中でも、第二の点は、どのような政策含意が得られるかにも直結する。第二の点を検証するためには、より詳細なパネルデータが、第三の点を検証するためには、より長期間のパネルデータが必要となる。今後、わが国におけるパネルデータの整備がさらに進展することを期待する。

## 謝辞

本稿の作成にあたりパネルデータ設計・解析センターが実施した『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の個票データの提供を受けた。同センターからの個票データの提供に対して感謝申し上げます。また、本稿の内容は、社会政策学会第135回(2017年度秋季)大会(愛知学院大学, 2017年10月)、京都産業大学経済学部研究会(2017年12月)での報告が元になっている。各学会・研究会で座長を担当された、伊藤大一氏(大阪経済大学)、菅原宏太氏(京都産業大学)はじめ、上記学会・研究会でコメントをくださった皆様に対して、この場を借りて感謝申し上げます。駒村康平氏(慶應義

塾大学経済学部), 山田篤裕氏(同), 中村亮介氏(福岡大学経済学部), 岡本翔平氏(慶應義塾大学ファイナンシャル・ジェロントロジー研究センター 特任研究員)から本稿に関して頂いたコメントに対しても, この場を借りて感謝申し上げます。また, 匿名の査読者2名からのコメントに対しても, この場を借りて感謝申し上げます。これらのコメントにより, 本稿を発表するに至ることができた。最後に, 依然として残る誤りは筆者自身の責めに帰するものである。

#### 参考文献

- Akay, Alpaslan (2012) "Finite-Sample Comparison of Alternative Methods for Estimating Dynamic Panel Data Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 27, No.7, pp.1189-1204.
- Alem, Yonas (2015) "Poverty Persistence and Intra-Household Heterogeneity in Occupations: Evidence from Urban Ethiopia," *Oxford Development Studies*, Vol. 43, No.1, pp.20-43.
- Andriopoulou, Eirini and Panos Tsakoglou (2015) "Once poor, always poor? Do initial conditions matter? Evidence from the ECHP," in *Measurement of Poverty, Deprivation, and Economic Mobility*: Emerald Group Publishing Limited, pp.23-70.
- Arulampalam, Wiji, Alison L Booth, and Mark P Taylor (2000) "Unemployment Persistence," *Oxford economic papers*, Vol. 52, No.1, pp.24-50.
- Banerjee, Souvik, Pinka Chatterji, and Kajal Lahiri (2017) "Effects of Psychiatric Disorders on Labor Market Outcomes: A Latent Variable Approach Using Multiple Clinical Indicators," *Health economics*, Vol. 26, No.2, pp.184-205.
- Biewen, Martin (2009) "Measuring State Dependence in Individual Poverty Histories When There is Feedback to Employment Status and Household Composition," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, No.7, pp.1095-1116.
- Fukuda, Yoshiharu and Ayako Hiyoshi (2012) "Influences of Income and Employment on Psychological Distress and Depression Treatment in Japanese Adults," *Environmental health and preventive medicine*, Vol. 17, No.1, p.10.
- Heckman, James J. (1981) "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process," in Manski, Charles F. and Daniel. McFadden eds. *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*: MIT Press Cambridge, MA.
- Ikenwilo, Divine (2013) "A Difference-in-Differences Analysis of the Effect of Free Dental Check-ups in Scotland," *Social Science & Medicine*, Vol. 83, pp.10-18.
- OECD (2019) "OECD Data Inequality Poverty rate," <https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm>, 2019年7月7日閲覧。
- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal (2013) "Avoiding Biased Versions of Wooldridge's Simple Solution to the Initial Conditions Problem," *Economics Letters*, Vol. 120, No.2, pp.346-349.
- Schunck, Reinhard (2013) "Within and Between Estimates in Random-Effects Models: Advantages and Drawbacks of Correlated Random Effects and Hybrid Models," *Stata Journal*, Vol. 13, No.1, pp.65-76.
- Wooldridge, Jeffrey M (2002) "Inverse Probability Weighted M-Estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification," *Portuguese Economic Journal*, Vol.1, No.2, pp.117-139.
- (2005) "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, No.1, pp.39-54.
- 石井加代子・山田篤裕 (2007) 「貧困の動態分析」。*KEIO UNIVERSITY MARKET QUALITY RESEARCH PROJECT DISCUSSION PAPER SERIES DP2006-037*, 2019年7月7日閲覧。
- (2009) 「年齢階級・世帯類型別にみた日本の貧困動態の特徴—慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) に基づく貧困動態分析 (特集貧困化する日本と政策課題)」, 『社会政策研究』, 第9号, 38-63頁。
- 厚生労働省 (2012) 「中央最低賃金審議会 (目安に関する小委員会) 平成24年度第2回目安に関する小委員会資料No.2生活保護と最低賃金」。<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002f34h-att/2r9852000002f38l.pdf>, 2019年7月7日閲覧。
- (2016) 「中央最低賃金審議会 (目安に関する小委員会) 平成28年度中央最低賃金審議会目安に関する小委員会 (第2回) 資料No.2生活保護と最低賃金」。<http://www.mhlw.go.jp/le/05-Shingikai-11201250-Roudoukijunkyoku-Roudoujoukenseisakuka/16071403.pdf>, 2019年7月7日閲覧。
- (2017) 「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/index.html>, 2017年10月9日閲覧。
- 坂口尚文 (2006) 「低所得世帯とその属性について」, 『季刊家計経済研究』, 第72巻, 49-57頁。
- (2008) 「所得流動性の再検証」, 『季刊家計経済研究』, 第80巻, 45-54頁。
- 総務省統計局 (2016) 「平成26年全国消費実態調査 所得分布等に関する結果結果の概要」。<https://www>

- stat.go.jp/data/zensho/2014/pdf/gaiyo5.pdf., 2019年7月7日閲覧。
- 徳富智哉 (2018) 「所得と流動資産を用いた貧困分析」, 『社会保障研究』, 第3巻, 第2号, 286-298頁。
- 内閣府・総務省・厚生労働省 (2015) 「相対的貧困率等に関する調査分析結果について」。<https://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/soshiki/toukei/dl/tp151218-01-1.pdf>, 2019年7月7日閲覧。
- パネルデータ設計・解析センター (2016) 「パネルデータ設計・解析センター/パネルデータについて/データ一覧/日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」。<https://www.pdrc.keio.ac.jp/paneldata/datasets/jhpskhps/>, 2019年7月7日閲覧。

(かみむら・かずき)

## **Does Poverty Persistence in Japan Stem from “True State Dependency” ?**

Kazuki KAMIMURA \*

### Abstract

According to OECD (2019), Japan’s relative poverty rate is currently around 16%, which is somewhat high compared to other developed nations. Studies on poverty should consider not only overall poverty levels, but also whether poverty is becoming entrenched. Previous studies highlight that poverty in Japan is much more entrenched compared to Europe. Nonetheless, Japanese analyses of poverty dynamics have hitherto failed to focus on “true state dependence,” which refers to the effect that falling into poverty itself has on future poverty dynamics, through the loss of desire, for instance, as opposed to various individual traits and socioeconomic conditions, which may include aspects that cannot be observed directly. In this study, true state dependence in Japanese poverty is estimated using individual data from the Japan Household Panel Survey, controlling for observable attributes and non-observable heterogeneity of heads of households and their spouses and family structure. The results show that poverty in one year increased the likelihood of remaining in poverty the following year by six percent.

Keywords : Poverty, Poverty Dynamics, True State Dependence, Panel Data

---

\* Associate Professor, Hirao School of Management, Konan University