九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

貧困の脱出と突入に関する分析

徳富, 智哉
九州大学大学院経済学府 : 博士後期課程

https://doi.org/10.15017/1937162

出版情報：経済論究. 161, pp.93-105, 2018-07-27. 九州大学大学院経済学会
バージョン：
権利関係：

貧困の脱出と突入に関する分析

An Analysis of Exits and Entries of Poverty

徳　冨　智　哉†
Tomoya Tokudomi

1　はじめに

近年，慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの「慶應義塾家計パネル調査（KHPS/JHPS）」や家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」など，パネルデータの整備が進み，貧困研究におけるデータ分析の幅が広がっている。橘木・浦川（2006）等の従来の研究では，一時点のデータを用いた要因分析が主流であった。これらの研究では，低学歴層や非正規労働者，母子世帯などの社会的弱者が貧困に陥りやすいことが明らかにされているが，貧困の期間が長くなるほどそこからの脱出が難しくなるのか，などといった点に関しては研究の蓄積が多いとはいえない。

岩田（1999），石井（2010），暮石・若林（2017）は，貧困の脱出と突入，および貧困の持続性を分析している数少ない研究である。このうち石井（2010）は，貧困の脱出と突入が生じる要因をロジット分析を用いて調べている。また，暮石・若林（2017）は，子供のいる世帯を対象に，貧困が持続する要因をロジット分析を用いて検証している。しかしながら，これらの研究では 2 つの点が考慮されていない。第 1 に，貧困に突入するまでの期間，または貧困から脱出するまでの期間である。たとえば，貧困の期間が長くなるほど，貧困から脱出する確率は低くなると考えられる。第 2 に，個人の中に複数回，貧困と非貧困とを経験している者がいる点である。一般に，貧困の脱出と突入という 2 つの事象は，各々が独立に生じるわけではなく，これまでに何度貧困と非貧困とを経験したかに依存していると考えられる。こうした依存性を認めた上で推定を行うには，個人の観察できない異質性をモデルに加える必要がある。

本稿の目的は，上記の点を考慮した上で貧困の脱出と突入に関する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 2 つの分析を行う。第 1 に，生命表〔Tutz and Schmid（2016），pp. 15-20〕を用いて，貧困または非貧困の期間が長くなるにつれて，貧困の脱出確率と突入確率がどのように変化するのかを検証する。第 2 に，貧困の脱出確率と突入確率に影響を与える要因を分析する。ここで関心のある要因は，貧困の脱出と突入が起こるまでの経験である。すなわち，「貧困または非貧困になって何年経過したか」，「 2 回目あるいは 3 回目の貧困・非貧困か」といった経験が脱出確率と突入確率に与える影響を推定することが第 2 の分析の関心である。

第 2 の分析を行うために，生存時間解析の手法である離散型ハザードモデルを用いる。このモデルの主眼は，貧困から脱出する確率および貧困に突入する確率（ハザード関数）に対して，脱出と突入

† 九州大学大学院経済学府博士後期課程

が起こるまでの経験がどのような影響を与えるのかを推定することにある。また，Willett and Singer（1995）により，離散型ハザードモデルは標準的なロジットモデル（Pooledロジットモデル）に一致することが分かっており，推定が容易であるという利点がある。ただし，先述のように，観察できない異質性を考慮しなければ，説明変数が脱出確率と突入確率に与える影響を正確に推定することができない。そのため本稿では，Pooledロジットモデルとともに，変量効果モデルを併せて推定している。さらに，生存時間解析に特有の問題として，左打ち切りの問題がある。これは，調査の開始時点で(非)貧困だった人は，調査開始以前から（非）貧困だったかもしれず，正確な（非）貧困の期間が分からないという問題である。本稿では，左打ち切りの期間を含めた場合と除外した場合の両方で推定を行い，この問題に対処する。

本稿の構成は次の通りである。2節では先行研究を概観し，本稿の位置づけを確認する。3節では使用するデータと変数について説明する。4節で分析結果を示し，5節で結論をまとめる。

2　先行研究と本稿の位置づけ

2.1　先行研究

岩田（1999）は，「消費生活に関するパネル調査」（1994-1997年）の個票データを用いて，貧困の脱出と突入を経験した若年女性の割合を推計している。そのために岩田は，「貧困脱出層」と「貧困流入層」という2つのグループを定義している。貧困脱出層とは，1994年に貧困だった者のうち，1995-1997年のどこかで貧困から脱出し，その後貧困に戻らなかった層のことである。一方，貧困流入層とは，1994年に非貧困だった者のうち，1995-1997年のどこかで貧困に陥り，その後もその状態が継続した層のことである。分析の結果，貧困脱出層に該当する若年女性の割合は5.5%，貧困流入層については4.6%であるということが示されている。

石井（2010）は，慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」（2004-2009年）の6年分のデータを用いて，貧困の脱出と突入に関するロジット分析を行っている。脱出に関する分析では，$t-1$年に貧困かつt年に非貧困のときに1をとるダミー変数を被説明変数としている。突入に関する分析では，$t-1$年に非貧困かつt年に貧困のときに1をとるダミー変数を被説明変数としている。分析の結果，現役世帯では，非正規労働者は正社員よりも貧困に突入しやすく，脱出しにくいことが明らかにされている。また，世帯内の就業者数が減少すると，貧困に突入する確率が上がるという結果を得ている。

暮石・若林（2017）は，厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」（2001，2004，2007，2010，2013年）の個票データを用いて，貧困の持続性に影響を与える要因を検証している。著者らは，3時点以上で貧困の世帯を持続的貧困と定義している。分析対象は子供のいる世帯で，分析にはロジットモデルを用いている。分析の結果，母子世帯は他の世帯と比べて貧困が持続する可能性が高まることを示している。

海外の先行研究では，主に2通りの方法で貧困の脱出と突入に関する分析を行っている。第1の方法は，個人の所得を時間に関して平均し，それが貧困線を下回る場合に貧困が持続している（脱出し

にくい）とみなす，というものである。第２の方法は，離散型ハザードモデルを用いた分析である。このモデルの主眼は，貧困から脱出する確率および貧困に突入する確率（ハザード関数）に対して，説明変数がどのような影響を与えるのかを推定することにある。この手法を用いる利点は，貧困の脱出または突入が起こるまでの経験を考慮することができる点である。具体的には，何度目の（非）貧困であるか，そして各々の（非）貧困を何年経験しているかである。

第１の方法を採用している代表的な研究はRodgers and Rodgers（1993）である。この研究では，持続的貧困と一時的貧困（全体の貧困水準と持続的貧困の水準の差）を測定でき，かつ加法分解できる指標を提案している。著者らはこの指標を用いて，1977-1986年のアメリカでは，全体の貧困水準の36％は持続的貧困によるものであることを示している。データには，1968-1987年のPanel Study of Income Dynamics（PSID）を用いている。

Valletta（2006）は，カナダ，ドイツ，イギリス，アメリカを対象に，持続的貧困に陥っている人の割合のほかに，貧困の脱出率と突入率[1)]を計算している。その結果，脱出率は突入率よりも30-50％ポイント高いことが示されている。Valletta はまた，貧困の脱出・突入および持続的貧困に影響を与える要因をロジット分析で検証している。そして，４ヵ国すべてで，世帯内の就業者数の変化が貧困の脱出・突入および持続的貧困に対して有意な影響を与えることを明らかにしている。

Bane and Ellwood（1986）は，1970-1982年のアメリカを対象に，65歳未満の人の貧困からの脱出確率（ハザード関数）を計算している。そして，貧困に陥って１年目の脱出確率が44.5％であるのに対して，８年目の脱出確率は10％未満にまで低下することを示している[2)]。著者らはまた，貧困の脱出と突入が起こるきっかけとなった出来事についても分析している。その結果，世帯主の所得の増減によって脱出の50％以上および突入の38％を説明できるという結果を得ている。

Stevens（1999），Devicienti（2011），Arranz and Cantó（2012）は，離散型ハザードモデルを用いて，貧困の脱出と突入に影響を与える要因を分析している。これらの研究では，Heckman and Singer（1984）の手法を活用して，観察できない異質性が離散型分布に従うと仮定している。そしてDevicienti（2011）とArranz and Cantó（2012）は，尤度関数が最大になるまで，この離散型分布の取りうる値の数を１つずつ増やしている（Stevens（1999）では取りうる値の数を２つに固定している）。離散型分布を少しずつ滑らかにしていくことで，異質性が正規分布に従うと仮定したときよりも精緻な推定結果を得ることができる。

2.2　本稿の位置づけ

本稿では，Stevens（1999），Devicienti（2011），Arranz and Cantó（2012）の分析にならい，離散型ハザードモデルを用いた分析を行う。ただし，本稿ではWillett and Singer（1995）で提示された

1）Valletta（2006）が求めている貧困の脱出率と突入率は，ハザード関数とは異なるものである。彼は脱出率と突入率を以下のように求めている。脱出率については，① t 年に貧困だった人のうち $t+1$ 年に貧困を脱出した人の割合を求める，②①の割合をすべての t と $t+1$ の組み合わせについて求めて，それらの平均を取る。突入率に関しても同様の手順で求められる。

2）Şeker and Dayıoğlu（2015）は2006-2009年のトルコのデータ（Survey on Income and Living Conditions）を用いて，Bane and Ellwood（1986）とほぼ同様の分析を行っている。その結果，貧困の脱出確率が約50％である一方で，脱出後に再び貧困に陥る確率も30％を超える高さであることを明らかにしている。

モデルを用いており，先行研究のモデルとは異なっている。そのため，先行研究のように，観察できない異質性が離散型分布に従うと仮定することはできない。しかしながら，本稿のモデルは推定が容易な上，「２回目あるいは３回目の貧困･非貧困か」という情報を説明変数に含めることができるという利点がある。なお，１節で述べたように，このモデルはPooledロジットモデルに一致するため，分析手法自体は石井（2010）と同じである。本稿と石井（2010）の違いは，貧困の脱出と突入が起こるまでの経験を可能な限り考慮している点である。

3　使用するデータと変数

3.1　使用するデータ

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。その他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。

生存時間解析を行うには，貧困の脱出または突入が発生するまでの期間の長さが分かっていなければならない。そのため，分析期間の途中に欠測値を含む観測値がある場合，その前もしくは後ろの観測値も分析から除外し，各個体の観測年が途切れないようにする必要がある。表１は，４つのケースについて，観測値に欠測値が含まれる場合の処理を示している。表中の黒い四角は貧困であることを，白い四角は非貧困であることを，「欠」は観測値に欠測値が含まれることを，バツ印は観測値を分析から除外したことを表している。ケース１では，2009年の観測値に欠測値が含まれている。この場合は2009年の観測値を除くだけで良い。ケース２では2010年のデータに欠測値が含まれているため，2010年のデータを除くだけでは観測年が途切れてしまう。このような場合は，2009年の観測値をも同時に削除して，観測年の連続性が失われないようにした。ケース３については，2013年と2014年の観測値を除外することで，観測年が途切れないようにしている。最後に，ケース４では，2009年と2012年の観測値に欠測値が含まれている。この場合，両年の観測値を除外すると，２年続きのデータが２組残り，どちらを削除すればよいのか判断することができない。そのため，ケース４についてはすべての年の観測値を分析から除外した。ケース４に該当する観測値は221あり，サンプル全体の約2.4％を占めていた。

上記の操作に加え，単身の学生もサンプルから削除している。以上の観測値削除の結果，パネルデー

表１：欠測値によって観測年が途切れる場合の処理

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
(a)　観測値削除前						
ケース１	欠	□	■	■	□	■
ケース２	■	欠	■	■	□	■
ケース３	■	□	■	■	欠	■
ケース４	欠	■	■	欠	■	■
(b)　観測値削除後						
ケース１	×	□	■	■	□	■
ケース２	×	×	■	■	□	■
ケース３	■	□	■	■	×	×
ケース４	×	×	×	×	×	×

注）■：貧困，□：非貧困，欠：欠測値，×：分析から除外。
出所）筆者作成。

タ全体のサンプルサイズは9,089となった。また，左打ち切りの期間を除外した場合のサンプルサイズは1,137である。サンプルサイズが大幅に小さくなったのは，2009-2014年に一度も貧困に陥っていない人がサンプル全体の大半（観測値の数は6,949）を占め，それらが左打ち切りとして除かれているからである。

所得と貧困線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除した等価可処分所得を用いる。その際，総務省統計局の消費者物価指数を用いて，所得はすべて2010年価格表示としている。貧困線については，所得分布の中央値の50％を用いる。各年の貧困線は，137.4万円（2009年），136.1万円（2010年），138.2万円（2011年），138.8万円（2012年），138.4万円（2013年），137.6万円（2014年）である。左打ち切りの期間を除外したサンプルについても同じ貧困線を使用している。

3.2　使用する変数

被説明変数は，貧困の脱出または突入が起こったときに１を取り，起こらなかったときに０を取るダミー変数である。本稿のモデルでは，貧困の脱出と突入とでダミー変数を分けていない。すなわち，ただ１つの被説明変数を用いて，脱出と突入の両方を表している。ただし以下で述べるように，説明変数を工夫することで，被説明変数が１つしかなくても，貧困の脱出確率と突入確率に与える影響を推定することが可能となる。

本稿で用いる主要な説明変数は，経過年ダミー，貧困ダミー，２回目（３回目）ダミー，貧困ダミーとlog（経過年）の交差項，２回目ダミーとlog（経過年）の交差項[3]である。経過年ダミーは，貧困または貧困になって１年目であれば１を取るダミー変数（１年目ダミー），２年目であれば１を取るダミー変数（２年目ダミー）などから構成される。３年目ダミーから５年目ダミーまでも同様に作成し，計５つの経過年ダミーを使用する。これら５つのダミー変数を使うことで，貧困または非貧困の経験

３）３回目ダミーとlog（経過年）の交差項を用いないのは，交差項が０でない観測値は被説明変数の値がすべて０となっているからである。

が長くなったときに，脱出確率と突入確率の両方がどのように変化するのかを推定することができる。

貧困ダミーは，貧困であれば1を取り，そうでなければ0を取るダミー変数である。この変数を入れる理由は，脱出と突入の起こりやすさに差があるのかを検証するためである。たとえば，貧困ダミーの係数が有意に正であれば，貧困の脱出のほうが突入よりも起こりやすいことを意味している。

2回目ダミーは，2回目の貧困または非貧困を経験しているときに1を取り，それ以外の期間で0を取るダミー変数である。同様に，3回目ダミーは，3回目の貧困または非貧困を経験しているときに1を取り，それ以外の期間で0を取るダミー変数である。これら2つの変数を使うことで，1回目の（非）貧困なのか2回目以降の（非）貧困なのかによって，脱出と突入の起こりやすさに違いがあるのかを調べることができる。

貧困ダミーとlog（経過年）の交差項をモデルに入れるのは，貧困ダミーだけでは脱出と突入の起こりやすさの違いを知ることはできるが，その違いが経過年によってどのように変化するのかが分からないからである。なお，Willett and Singer（1995）に従い，経過年そのものではなく，経過年の対数を交差項に用いている。2回目ダミーとlog（経過年）の交差項も同様に，経過年を考慮した上で2回目ダミーの係数を解釈するために用いられる。

上記の変数の他に，世帯主や世帯の属性を表す変数を用いる。世帯主の属性を表す変数としては，女性ダミー，年齢，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）を用いる。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，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。世帯の属性を表す変数としては，世帯類型ダミー（単身65歳未満，単身65歳以上，夫婦のみ，夫婦子供1人，夫婦子供2人以上）を用いる[4]。これらの他に，子供が増えたかどうか，あるいは世帯内の就業者数の増減も，貧困の脱出と突入に影響を与えると考えられる。そのため，子供増加ダミー，就業者数増加ダミー，就業者数減少ダミーの3つを加えた上でモデルの推定を行う。

以上の説明変数の基本統計量が表2に示されている。

4）本稿の分析ではひとり親かどうかを表すダミー変数を用いていない。理由については脚注3を参照されたい。

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
経過年								
１年目	0.45	0.11	0.26	0.32	0.33	0	1	1
２年目	0.31	0.09	0.24	0.28	0	0	0.67	1
３年目	0.24	0.09	0.15	0.28	0	0	0.33	1
４年目	0	0.27	0	0.34	0	0	0	1
５年目	0	0.23	0	0.25	0	0	0	0.67
log（経過年）	0.48	1.28	0.23	0.53	0	0	0.60	1.60
貧　困	0.10	0.10	0.30	0.30	0	0	1	1
２回目	0.01	0.10	0.07	0.30	0	0	0.33	1
３回目	0	0.01	0	0.06	0	0	0	0.67
女　性	0.07	0.07	0.26	0.25	0	0	1	1
年　齢	53.80	55.60	14.04	13.41	23.67	27.00	89.00	90.33
学　歴								
中学卒	0.08	0.07	0.27	0.25	0	0	1	1
高校卒	0.42	0.41	0.49	0.49	0	0	1	1
専門・短大卒	0.11	0.12	0.31	0.32	0	0	1	1
大学・大学院卒	0.39	0.41	0.49	0.49	0	0	1	1
就業形態								
正　規	0.55	0.54	0.50	0.50	0	0	1	1
非正規	0.11	0.13	0.32	0.33	0	0	1	1
自営業	0.14	0.13	0.35	0.33	0	0	1	1
失　業	0.02	0.02	0.13	0.12	0	0	1	1
無　業	0.17	0.17	0.37	0.38	0	0	1	1
その他	0.02	0.02	0.13	0.13	0	0	1	1
世帯類型								
単身65歳未満	0.10	0.08	0.30	0.27	0	0	1	1
単身65歳以上	0.04	0.05	0.20	0.21	0	0	1	1
夫婦のみ	0.42	0.45	0.49	0.50	0	0	1	1
夫婦子供１人	0.12	0.11	0.32	0.31	0	0	1	1
夫婦子供２人以上	0.19	0.21	0.40	0.40	0	0	1	1
その他	0.13	0.11	0.33	0.31	0	0	1	1
世帯内での変化								
子供増加	0.03	0.01	0.16	0.08	0	0	1	0.67
就業者増加	0.11	0.08	0.32	0.22	0	0	1	0.67
就業者減少	0.11	0.07	0.31	0.21	0	0	1	0.67

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。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。その他の見出しについても同様である。平均を取っているため，一部のダミー変数は最大値が１となっていない。たとえば５年目ダミーは，2009-2012年には0しか取らないので，2012-2014年の最大値の平均は0.67（＝(0＋1＋1)/3）となっている。

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。

4　分析結果

4.1　生命表を用いた記述分析

表3と表4は，貧困の脱出と突入に関する生命表〔Tutz and Schmid（2016), pp. 15-20〕である。生命表の目的は，貧困または非貧困の期間が長くなるにつれて脱出確率と突入確率がどのように変化するのかを知ることにある。生命表は8つの列から構成されている。左から1列目の「区間（年）」は，貧困または非貧困になって何年目なのかを表している。最初の［0，1）は，（非）貧困になって1年目であることを示している。同様に，［3，4）は（非）貧困になってから3年が経過し4年目に入っていることを示している。一般に，貧困かどうかは1年間の所得をもとに判断されるが，生命表では区間の途中で脱出と突入が起きると想定している。2－4列目の「期間の数」，「脱出」，「右打ち切り」は，生存関数とハザード関数を計算するための数値である。第3は，生存関数とハザード関数およびそれらの標準誤差を示した5－8列目である。生存関数は，各区間を超えて（非）貧困に留まる確率を表している。そしてハザード関数は，各区間での脱出確率または突入確率を示している。

まず，貧困からの脱出についての生命表（表3）を確認しよう。生存関数は貧困の期間が長くなるほど低下しているが，後半の区間でも無視できない高さとなっている。表3(a)の左打ち切りの期間を含めた場合，貧困が1年以上続く確率は50.7％で，区間［2，3）ではおよそ半分の25.2％にまで低下している。しかし，その後減少の速度が落ち，貧困が5年以上続く確率は18.4％と高めの値を維持している。表3(b)の左打ち切りの期間を除外した場合，生存関数は表3(a)よりも小さくなるが，貧困が4年以上続く確率は12.2％となお無視できない水準となっている。脱出確率は後半の区間になるほど低下しており，貧困の期間が長くなるほどそこからの脱出が困難になることを示している。たとえば表3(a)の場合，貧困に陥って1年以内に脱出する確率は49.3％であるが，3年目に脱出できる確率は24.7％にまで低下している。表3(b)の場合も脱出確率は低下傾向を示しているが，その大きさは区間［0，1）を除いて，表3(a)よりも約10％ポイント高くなっている。

次に，貧困への突入についての生命表（表4）を見ていこう。表4(a)の生存関数を見ると，非貧困が5年以上続く確率は80.2％となっている。ここから，1－5年目に少なくとも1回貧困を経験する確率が19.8％あることが分かる。そして表4(b)の場合，生存関数が最終的に0.591（＝59.1％）にまで低下しており，1－4年目に1回以上貧困を経験する確率は40.9％にも上る。各区間での突入確率は，表4(a)の場合，区間［0，1）の8.0％が最も高く，その後緩やかに低下して，区間［4，5）では2.7％となっている。表4(b)の場合は，区間［0，1）と［1，2）における突入確率が19.6％，12.5％と高い値を取っているが，3年目以降は表4(a)同様に10％を下回っている。

4.2　離散型ハザードモデルの結果

表5は離散型ハザードモデルの結果を示している。Willett and Singer（1995）により，離散型ハザードモデルは，Pooledロジットモデルに一致することが分かっている。しかしPooledロジットモデルでは，貧困の脱出と突入が独立に生じると仮定されている〔Willett and Singer（1995）〕。2つの事

表３：生命表（貧困からの脱出）

区間（年）	期間の数	脱出	右打ち切り	生存関数	標準誤差	脱出確率（ハザード関数）	標準誤差
(a) 左打ち切りの期間を含む							
[0, 1)	575	246	152	0.507	(0.022)	0.493	(0.022)
[1, 2)	177	53	42	0.335	(0.024)	0.340	(0.038)
[2, 3)	82	18	18	0.252	(0.025)	0.247	(0.050)
[3, 4)	46	8	11	0.202	(0.025)	0.198	(0.063)
[4, 5)	27	2	11	0.184	(0.026)	0.093	(0.063)
[5, 6)	14	0	14	0.184	(0.026)	－	－
(b) 左打ち切りの期間を除外							
[0, 1)	335	152	96	0.470	(0.029)	0.530	(0.029)
[1, 2)	87	31	28	0.271	(0.032)	0.425	(0.058)
[2, 3)	28	9	7	0.171	(0.033)	0.367	(0.097)
[3, 4)	12	3	3	0.122	(0.034)	0.286	(0.139)
[4, 5)	6	0	6	0.122	(0.034)	－	－

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。

表４：生命表（貧困への突入）

区間（年）	期間の数	突入	右打ち切り	生存関数	標準誤差	突入確率（ハザード関数）	標準誤差
(a) 左打ち切りの期間を含む							
[0, 1)	2,363	172	442	0.920	(0.006)	0.080	(0.006)
[1, 2)	1,749	66	243	0.882	(0.007)	0.041	(0.005)
[2, 3)	1,440	40	306	0.855	(0.008)	0.031	(0.005)
[3, 4)	1,094	36	202	0.824	(0.009)	0.036	(0.006)
[4, 5)	856	21	169	0.802	(0.010)	0.027	(0.006)
[5, 6)	666	0	666	0.802	(0.010)	－	－
(b) 左打ち切りの期間を除外							
[0, 1)	327	54	103	0.804	(0.024)	0.196	(0.024)
[1, 2)	170	18	53	0.703	(0.031)	0.125	(0.028)
[2, 3)	99	7	37	0.642	(0.036)	0.087	(0.031)
[3, 4)	55	3	34	0.591	(0.043)	0.079	(0.044)
[4, 5)	18	0	18	0.591	(0.043)	－	－

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。

象は独立に生じるわけではなく，これまでに何度貧困と非貧困とを経験したかに依存していると考えられる。こうした依存性を認めた上で推定を行うには，個人の観察できない異質性をモデルに加える必要がある。そのため本稿では，Pooledロジットモデルとともに変量効果モデルを併せて推定している。また，生存時間解析に特有の問題として，左打ち切りの問題がある。これは，調査の開始時点で（非）貧困だった人は，調査開始以前から（非）貧困だったかもしれず，正確な（非）貧困の期間が分からないという問題である。この問題に対処するために，本稿では左打ち切りの期間を含めた場合と除外した場合の両方で推定を行っている。左打ち切りの期間を除外した場合，５年目ダミーと３回目ダミーが推定に用いられていない。なぜなら，これらの変数が１を取っている観測値は分析期間の

表５：離散型ハザードモデルの結果

	左打ち切りの期間を含む				左打ち切りの期間を除外			
	Pooledロジット		変量効果モデル		Pooledロジット		変量効果モデル	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
経過年								
１年目	0.03	(0.17)	-0.13	(0.24)	-0.21	(0.45)	-0.21	(0.45)
２年目	-0.50***	(0.19)	-0.53**	(0.25)	-0.66	(0.45)	-0.66	(0.45)
３年目	-0.76***	(0.21)	-0.61**	(0.27)	-0.96*	(0.50)	-0.96*	(0.50)
４年目	-0.62***	(0.22)	-0.28	(0.28)	-1.16*	(0.60)	-1.16*	(0.60)
５年目	-0.92***	(0.27)	-0.46	(0.32)	—	—	—	—
貧　困	2.33***	(0.12)	2.05***	(0.15)	1.59***	(0.19)	1.59***	(0.19)
２回目	0.16	(0.19)	-1.26***	(0.25)	-0.68**	(0.34)	-0.68**	(0.34)
３回目	-0.49	(0.69)	-3.10***	(0.81)	—	—	—	—
貧困×-log（経過年）	-0.52***	(0.19)	0.15	(0.24)	-0.26	(0.34)	-0.26	(0.34)
２回目×-log（経過年）	0.08	(0.39)	-0.31	(0.43)	1.02	(0.94)	1.02	(0.94)
女　性	0.35*	(0.20)	0.49	(0.30)	0.40	(0.37)	0.40	(0.37)
年　齢	-0.05***	(0.003)	-0.07***	(0.005)	-0.03***	(0.01)	-0.03***	(0.01)
学歴（ref. 高校卒）								
中学卒	0.21	(0.15)	0.39	(0.24)	0.06	(0.25)	0.06	(0.25)
専門・短大卒	-0.37***	(0.14)	-0.55**	(0.22)	0.06	(0.23)	0.06	(0.23)
大学・大学院卒	-0.55***	(0.11)	-0.84***	(0.17)	-0.49**	(0.20)	-0.49**	(0.20)
就業形態（ref. 正規）								
非正規	0.68***	(0.14)	0.98***	(0.20)	0.07	(0.25)	0.07	(0.25)
自営業	0.73***	(0.13)	1.10***	(0.20)	0.11	(0.22)	0.11	(0.22)
失　業	0.53*	(0.28)	0.98***	(0.36)	0.11	(0.45)	0.11	(0.45)
無　業	0.72***	(0.17)	1.09***	(0.24)	0.11	(0.31)	0.11	(0.31)
その他	-0.33	(0.53)	-0.72	(0.77)	-0.06	(0.91)	-0.06	(0.91)
世帯類型（ref. 夫婦のみ）								
単身65歳未満	-0.65***	(0.19)	-0.70***	(0.27)	-0.28	(0.35)	-0.28	(0.35)
単身65歳以上	-0.31	(0.25)	-0.08	(0.36)	-0.72	(0.45)	-0.72	(0.45)
夫婦子供１人	-0.71***	(0.17)	-0.81***	(0.23)	-0.60*	(0.34)	-0.60*	(0.34)
夫婦子供２人以上	-0.43***	(0.12)	-0.38**	(0.18)	-0.02	(0.24)	-0.02	(0.24)
その他	-0.37**	(0.15)	-0.34	(0.21)	-0.36	(0.26)	-0.36	(0.26)
世帯内での変化								
子供増加	0.68***	(0.25)	0.92***	(0.30)	0.10	(0.66)	0.10	(0.66)
就業者増加	0.64***	(0.13)	0.86***	(0.16)	1.03***	(0.24)	1.03***	(0.24)
就業者減少	0.66***	(0.14)	0.84***	(0.16)	0.94***	(0.25)	0.94***	(0.25)
σ_α			1.63***	(0.15)			0.002	(0.02)
対数尤度	-1928.11		-1883.51		-532.17		-532.17	
サンプルサイズ	9,089		9,089		1,137		1,137	

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。***，**，*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。

最終年にあたり，被説明変数の値がすべて0となっているからである。

最初に，Pooledロジットの分析結果を確認する。経過年ダミーは「2年目」から「5年目」がすべて有意に負となっており，(非)貧困の期間が長くなるほど貧困の脱出および突入が生じにくくなることを示している。貧困ダミーの係数は有意に正であり，貧困からの脱出が突入よりも起こりやすいことが分かる。この結果は，前項の生命表において脱出確率のほうが突入確率よりも高かったことと整合的である。また，貧困ダミーとlog（経過年）の交差項が有意に負であることから，貧困の期間が長くなるほど脱出確率が低下することが読み取れる。世帯主と世帯の属性では，年齢のほか，学歴ダミー，世帯類型ダミーの多くが有意に負となっている。これらの属性に当てはまる人は，リファレンスグループと比べて貧困・非貧困間の移動が起こりにくい。一方，就業形態ダミーと世帯内での変化に関するダミー変数は，一部を除く係数が有意に正となっており，就業形態が正規雇用でなかったり，出産や就業者数の増減があったりすると，貧困・非貧困間の移動が起こりやすくなることが分かる。

個人の観察できない異質性を考慮した変量効果モデルでは，2回目ダミーと3回目ダミーが有意に負となっている。これはすなわち，2回目以降の（非）貧困では，脱出または突入が起こる確率が有意に低下することを意味している。他方，貧困ダミーとlog（経過年）の交差項は非有意となっており，貧困の持続と脱出確率との間で有意な負の関係は観察されなかった。世帯主と世帯の属性については，Pooledロジットで有意だった変数は変量効果モデルでも有意となっている（世帯類型の「その他」を除く）。

左打ち切りの期間を除外したとき[5)]は，ほとんどの変数が有意でなくなっている。具体的には，経過年ダミーの中に5％水準または1％水準で有意なものが1つもない。また，2つの交差項も有意でないことから，(非)貧困が続いても脱出や突入が起こりやすくなるとは限らないことが読み取れる。一方，貧困ダミーは有意に正，2回目ダミーは有意に負となっている。世帯主と世帯の属性については，大学・大学院卒ダミーは有意に負，就業者増加ダミーと減少ダミーは有意に正となっている。

5　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，貧困の脱出と突入に関する分析を行った。具体的には，生命表を用いて，貧困または非貧困の期間が長くなるほど脱出確率と突入確率がどのように変化するのかを調べた。また，離散型ハザードモデルを用いて，世帯主と世帯の属性を制御した上で，（非）貧困の期間が長くなるほど脱出・突入の起こる確率が低くなるのか，また1回目の（非）貧困なのか2回目以降の（非）貧困なのかによって，脱出または突入の起こる確率が有意に異なっているのかを検証した。

生命表の結果からは，貧困の脱出確率は突入確率よりも高く，貧困の期間が長くなるほど急速に低下することが示された。反対に，突入確率は非貧困の期間が継続するほど緩やかに低下していた。生存関数の数値からは，分析期間の1－4年目または1－5年目に，少なくとも1回以上貧困を経験する

5）左打ち切りの期間を除外したときは，Pooledロジットと変量効果モデルとで係数と標準誤差が同じ値となっている（小数第四位以降の数値は異なっている）ため，両者の結果を同時に見ている。

確率が20-40%程度あることが分かった。

離散型ハザードモデルからは，左打ち切りの期間を含めても含めなくても，脱出のほうが突入よりも起こりやすいことが分かった。これは生命表から得られた結果と一致している。ところが，貧困ダミーとlog（経過年）の交差項は有意でなく，貧困が長くなるほど脱出確率が低下するという結果は得られなかった。世帯主と世帯の属性については，世帯内で就業者数の増減があると，貧困・非貧困間の移動が起こりやすくなることが示された。

今後の研究課題としては，分析期間を延長することが挙げられる。今回の分析では6年分のデータしか用いることができず，左打ち切りの期間を除外した分析では，主要な説明変数の多くが有意にならなかった。これは，貧困の観測値の約半分が左打ち切りの期間に含まれており，それを除外したことが要因の1つと考えられる。そのため，分析期間を延長することで分析結果がどのように変化するのかを検証する必要がある。

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。記して感謝申し上げる。

参 考 文 献

Arranz, J. M. and Cantó, O. (2012) “Measuring the Effect of Spell Recurrence on Poverty Dynamics: Evidence from Spain,” *Journal of Economic Inequality*, Vol. 10, No. 2, pp. 191-217.

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

Devicienti, F. (2011) “Estimating Poverty Persistence in Britain,” *Empirical Economics*, Vol. 40, No. 3, pp. 657-686.

Heckman, J. and Singer, B. (1984) “A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data,” *Econometrica*, Vol. 52, No. 2, pp. 271-320.

Rodgers, J. R. and Rodgers, J. L. (1993) “Chronic Poverty in the United States,” *Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 1, pp. 25-54.

Şeker, S. D. and Dayıoğlu, M. (2015) “Poverty Dynamics in Turkey,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 61, No. 3, pp. 477-493.

Stevens, A. H. (1999) “Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells,” *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 3, pp. 557-588.

Tutz, G. and Schmid, M. (2016) *Modeling Discrete Time-to-Event Data*, Springer.

Valletta, R. G. (2006) “The Ins and Outs of Poverty in Advanced Economies: Government Policy and Poverty Dynamics in Canada, Germany, Great Britain, and the United States,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 52, No. 2, pp. 261-284.

Willett, J. B. and Singer, J. D. (1995) “It’s Déjà Vu All over Again: Using Multiple-Spell Discrete-Time Survival Analysis,” *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, Vol. 20, No. 1, pp. 41-67.

石井加代子（2010）「2000年代後半の貧困動態の確認とその要因に関する分析」，Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series。

岩田正美（1999）「女性と生活水準変動――貧困のダイナミックス研究」，樋口美雄・岩田正美（編）『パネルデータからみた現代女性――結婚・出産・消費・貯蓄』，東洋経済新報社，pp. 171-191。

暮石渉・若林緑（2017）「子どものいる世帯の貧困の持続性の検証」，『社会保障研究』，Vol. 2，No. 1，pp. 90-106。

橘木俊詔・浦川邦夫（2006）『日本の貧困研究』，東京大学出版会。