

## 子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析

阿 部 彩

### I はじめに

長い間、日本における貧困はメディアや政治の関心から遠い位置にあり、ましてや、日本の子どもの貧困はその存在すら認められていなかった。しかしながら、日本の子どもの相対的貧困率は14%であり（OECD2008, 厚生労働省2009など）、他のOECD諸国に比べても決して低いレベルではない。近年になって、ようやく、子どもの貧困が日本の社会問題として注目を集めつつあり、日本の子どもの貧困に関する研究や統計も蓄積されつつある（山野2008, 阿部2008, 子どもの貧困白書編集委員会2009, など）。

子ども期の貧困が、子どものさまざまなウェル・ビーイングと密接な関係があることは多くのデータで確認できる。例えば、子どもの学力、健康状況、学校での適応、不登校、児童虐待、非行、親との時間は、どれも、貧困層の子どもの方がそうでない子どもに比べ悪い状況にある（山野2008, 阿部2008, 子どもの貧困白書編集委員会2009）。こういった子ども自身が現在進行形として面しているさまざまな不利やウェル・ビーイングの喪失はそれ自体が大きな問題であるものの、子ども期の貧困がより大きな社会全体の貧困問題と繋がるのは、それが、子どもが成長した後も持続する影響を及ぼすからである。子ども期の貧困と、成人後の貧困との関連は、パネル・データが豊富である海外の貧困研究では数多くの研究により立証されており（Duncan and Brooks-Gunn1997, Mayer 1997, Bowles,

Gintis & Groves 2005など）、日本においてもいくつかの研究がそれを支持する分析結果を出している（阿部2007, 大石2007, Oshio, Sano & Kobayashi 2010, Abe 2010）。また、ホームレスの人々など極端な生活困難を抱える人々の中では、子ども期の貧困が示唆されるデータが存在する（岩田2007）。

しかしながら、子ども期の貧困から成人期の貧困までの、移行過程（transition）については謎の部分が多い。まず、第一の疑問は、貧困の継続性である。子ども期に貧困であった個人は、生涯、貧困の生活を継続しているのか、それとも、貧困のリスクは、人の一生の中で変化するのか。貧困研究の父親ともいえるB.S.Rowntree（1871-1954）は、貧困のリスクは人生の三時点（子ども期、育児期、引退期）に顕著に表れることを、既に1世紀以上も前に指摘しているが（ライフサイクル・モデル）、ラウンツリーが行った有名なヨーク市調査の時代から1世紀の時間がたち公的年金制度や各種の育児支援サービス（児童手当や母親の就労を可能とする保育制度など）が拡充されてきた現代日本においても、このモデルは当てはまるのであろうか。また、ラウンツリーは個人の一生を追って貧困の経験を観察したわけではないため、子ども期に貧困であった個人がその後の人生の中で、どのような「貧困からの脱出」「再脱落」といったライフコースを辿るのかの知見を得たわけではない。ライフコースの中での貧困の継続性を、実証的に分析した研究は筆者の知る限り存在しない。

第二に、子ども期の貧困を成人期の貧困に繋

ぐ「経路 (path)」は何か。一つの強力な仮説は「教育 (学歴)」である。子ども期の貧困は、教育投資を阻み、労働市場における十分な労働能力を得ることができないがために、成人期に貧困に陥る、というストーリーは、一般市民にも理解されやすい仮説である。しかし、国内外における貧困研究の多くは、「子ども期の貧困⇒低学歴⇒低賃金労働⇒低所得⇒成人期の貧困」という経路以外の、非認知的 (non-cognitive) な貧困の影響の経路の存在を示唆する結果となっており (Oshio, et al. 2010, Abe 2010, 阿部2007), 低学歴のみが貧困の継続の経路ではない可能性は大きい<sup>1)</sup>。

第三の疑問は、子ども期の貧困の影響はコホートによって異なるのかという点である。さまざまな社会保障制度や奨学金などの制度の充実によって、若いコホートは過去のコホートに比べて、子ども期に貧困に育ったことによる「不利」が軽減されたのであろうか。

本稿は、これらの疑問に、部分的ではあるが、応えようとするものである。本稿が用いるのは国立社会保障・人口問題研究所が2007年に行った「社会保障実態調査」である。本調査は、クロス・セクションの調査ではあるものの、過去に関する設問を多く含んでいることに加え、低所得以外の非金銭的貧困指標となる項目を含んでおり、貧困とライフコースの研究を行うのに適している。本稿の分析は、主に二つのパーツからなる。前半では、子ども期に貧困であった個人を分析対象とし、彼らのその後の人生の各時点における生活レベルのダイナミックスを観察する。もちろん、成人となってから生活困難に陥る個人の中には、子ども期に貧困でなかった層も含まれるものの、本稿では主に子ども期に貧困を経験した層のその後に注目することにより、上記の第一の疑問に応えようとする。後半の分析においては、子ども期の貧困が、どのような経路 (低学歴や低所得、未配偶など)、成人となってからの生活困難 (生活必需品の剥奪= deprivation) に影響するのかを重回帰分析法を用いて分析し、第二の疑問の答えを得る。また、

分析の対象をコホートによって分割することにより第三の疑問にもトライする。

## II 先行研究

### 1 パネル・データを用いた分析

B.S.Rowntreeのライフサイクル仮説は、現代日本においても、クロス・セクションのデータにては確認できるものの<sup>2)</sup>、これをパネル・データを用いて検証した研究は少ない。子育て期・高齢期の貧困者は子ども期にも貧困であった個人なのか、または、子ども期には貧困ではなかった人も、そうであった人も同様に高齢期に貧困リスクが高まるのかをクロス・データで検証することは不可能である。個人のライフコースにおける貧困のダイナミックス (貧困の継続性) を見るためには、個々人のライフコースを子ども期から高齢期まで継続してフォローしたパネル・データを用いることが理想である。パネル・データを用いた貧困のダイナミックス研究は、国内外ともに多く行われているものの (OECD 2008, 岩田1999, 岩田・濱本2004, 濱本2005, 石井・山田2007など)、これらは調査対象者を少ない場合は数年、多くても十数年フォローしたのみであり、彼らのライフコースを鳥瞰できる長さのデータを用いている分析は日本には存在しない。比較的長いパネル・データを用いた濱本 (2005) は、非貧困層 (観察期間中一度も貧困となったことがない層) は、離婚や転職、失業が少ないこと、また、貧困層は離婚や就業移動が多い層と、就業移動はあるものの家族形態の変化は見られない層があることを明らかにした。後者の貧困層を、濱本 (2005) は岩田 (1999) の言葉を借りて「構造的な階層 (格差)」と呼んでいる。岩田 (2007) は、ホームレスの人々など典型的な貧困層において未婚率が多いことや、上記の家研パネルの分析から、親世帯からの独立→就職→結婚→育児といった「標準的ライフスタイルからの逸脱」が貧困リスクに直結していると指摘する。すなわち、現代日本においては、Rowntreeが指摘したような一般的

なライフコースの中での貧困はある程度緩和されてきたものの、それから逸脱したときの貧困リスクが高いということであろう。

## 2 回顧質問を用いた分析

ライフコースをスパンする長いパネル・データの欠如の中で、日本における貧困研究の多くは子ども期のことを尋ねる回顧的な質問を横断調査に加えることによって、子ども期の貧困と成人後のウェル・ビーイングの関係の解明を試みている（阿部2007、大石2007、Oshio, Sano & Kobayashi 2010, Abe 2010）。回顧的な過去に関する質問でよく用いられるのが15歳時点での生活意識である。15歳というのは義務教育の最終年であり、子どもが親世帯から離れて「自立」する最小年齢であることから、この時点での状況を「子ども期」の貧困のメルクマールとしているのである。本稿も同様の手法をとっている。回顧的な設問の回答は、過去の状況のアクセスが現在の経済状況や個人の属性などによって偏って影響している可能性が否めない点は留意しなければならない。また、これらの分析によって「15歳時点」と「ライスコース上の現時点」（回答者によって異なる）の貧困との関連はわかるものの、その2時点の間の貧困のダイナミクスについては不明である。しかし、その結果は示唆に富むものであり、ここに紹介しよう。

阿部（2007）と大石（2007）は、ともに「社会生活に関する実態調査」<sup>9)</sup>（2006年）を用いた分析であり、調査標本数の少なさ（ $n=584$ ）、調査対象地区の限定性（首都圏A地区）という点でトライアル的な分析と言える。ここで大石（2007）は、15歳時点での暮らし向き（主観的な回顧的な設問による5段階評価）と現在の低所得の関係を分析している。この結果、15歳時点での暮らし向きの低さ（貧困）と、現在の貧困（等価世帯所得の中央値の50%以下と定義）とは有意な関係は観察されないとしている。しかし、同データを用いた阿部（2007）の分析では、15歳時点での暮らし向きの低さが、現在の所得や

配偶関係などをコントロールした上でも有意に、基礎的ニーズ（食料、衣料、医療が金銭的な理由で買えない）、物質的剥奪（テレビ、冷蔵庫など耐久財10項目が経済的理由で持てない）に影響しているという結果を得ており、子ども期の貧困が成人となってからの実質的な生活水準に影響していることを実証している。

同様の結果は、Abe（2010）の分析にでも得られている。Abe（2010）が用いたデータは「社会生活調査」<sup>4)</sup>（2008年）である。この調査もサンプル数は少ないものの（ $n=1,021$ ）、全国規模で抽出されており上記の2006年調査よりも一般化されたデータと言える。これによると、15歳時点での暮らし向きは、学歴、現在の所得、現在の就業状況（正規、非正規、自営、無職、引退後、失業中）をコントロールした上でも、基礎的ニーズ（同上）と「劣悪な住環境」（専用のトイレ、風呂がないなど）に有意に影響している。

阿部（2007）、大石（2007）、Abe（2010）から明らかになることは、まず第一に、現在の所得については子ども期の貧困との直接的な関連は観察されないものの、貧困をより具体的にcaptureする必需品の欠如や衣食住の困窮などについては、子ども期の貧困の影響が成人期にも続くことである。これは、所得という変数が、「貧困」という事象を表すためにはいささか曖昧であることも関係していると考えられる。特にこれらの分析に使われたデータは、公的な大規模なものではなく研究者が独自に行った小規模の調査のものであることから、所得データの信憑性が低いことも懸念される。第二に、これら直接的な貧困指標への影響は、学歴、現在の所得、現在の就業状況をコントロールした上でも確認されることである。すなわち、子ども期の貧困は、学歴→職業→所得、という経路以外の経路を通じても現在の生活水準に影響するのである。

これらに比べて大規模な調査を用いているのが、Oshio, et al.（2010）である。本分析は、大阪商業大学が行っている日本版総合的社会調

査（JGSS）を用いている（分析対象サンプル $n=7,002$ ）。この分析で、Oshio, et al.らは、「あなたが15歳の頃のあなたの世帯収入は、当時の平均的な世帯と比べて、どうでしたか」という設問に対して、選択肢5段階の下2段階<sup>5)</sup>を「子ども期の貧困」と定義し、①子ども期の貧困、②学歴（大卒か否か）、③現在の低所得が、現在の幸福感と主観的健康度にどのように影響しているかをrecursiveに推計している。子ども期の貧困の変数が、endogeneousである可能性を考慮して、endogeneityをコントロールした上で、Recursive Multi-variate Probit推計を行っている。本分析から得られる主要な示唆は、子ども期の貧困は、学歴、現在の低所得、幸福感、主観的健康度のどれにも影響していることである。ここでも、子ども期の貧困は、学歴、現在の低所得を介さない経路で現在の幸福感、主観的健康度に影響していることが確認される。さらに、Oshio, et al. (2010) は、「子ども期の貧困」が、現在の低所得、幸福感、主観的健康度に与える影響のうち、どれほどの割合が学歴を介さないものであるかの推計を行っており、影響の大部分（75%、65%、87%）が学歴を介さないものであるとの結果を得ている。

### Ⅲ データ

本稿が用いるのは、国立社会保障・人口問題研究所による「社会保障実態調査」（第1回）である。「社会保障実態調査」（以下、「本調査」）は、平成19年7月に、国立社会保障・人口問題研究所が約16,000世帯に対して行った全国調査であり、世帯および世帯に属する世帯員について、社会保障の「共助」「自助」「公助」に関するさまざまな情報を得ることを目的としている。本調査は、厚生労働省が実施する平成19年「国民生活基礎調査」で設定された調査地区（5,440地区）内から無作為に選ばれた調査地区（300地区）内に居住する世帯主および20から69歳の世帯員を対象として平成19年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）について

調べたものである。調査方法は配票自計、密封回収方式である。その結果、世帯票配布数（調査客体世帯数）15,782票に対して、回収数は10,766票であり、有効回収率は68.2%であった。また、対象世帯の20歳から69歳の世帯員に対して配布した個人票20,689票に対して、回収されたのは17,466票であった。ただし、回収票のうち記入状況の悪い278票は無効票として集計対象から除外したため、有効票数は17,188票、有効回収率は83.1%となった。

「社会保障実態調査」単体での標本数は以上であるが、本調査は平成19年「国民生活基礎調査」の世帯票および健康票・介護票<sup>6)</sup>の調査客体の一部を対象とする後続調査であるため、「国民生活基礎調査」で得られたデータとマッチングすることにより、より豊富な情報を得ることができる。本稿においては、このマッチング・データを用いた分析を行う。マッチングは、世帯レベルと世帯員（個人）レベルで行われている。両調査の調査時期が1か月ほど異なるため、世帯レベル、世帯員レベルともに若干マッチングの齟齬が生じている。世帯レベルでは約375の世帯がマッチング不可能、個人レベルでは（世帯レベルでのマッチングが不可能であった個人に加えて）59人がマッチング不可能であった。マッチング・データには、世帯レベルにおいてはマッチングが不可能のサンプルも含めてすべてのサンプル（ $n=10,766$ ）を含めているが、世帯員レベルにおいてはマッチング不可能なサンプルを除いた17,407人分のデータを用いている。

所得・貯蓄情報については、「国民生活基礎調査」の所得票・貯蓄票とは客体が異なるため、これらから情報を得ることができないので、「社会保障実態調査」の個人票の個人所得の情報をを用いる。世帯所得は、個人票がある世帯員（20歳から69歳の世帯員）の個人所得を合算し、世帯人数（20歳から69歳以外の世帯員も含む）で調整<sup>7)</sup>した値である。

#### IV 子ども期に「生活苦」を経験した個人のその後

まず、子ども期に貧困を経験した個人が、その後のライフコースの中でいかに「暮らし向き(生活意識)」が変化していくのか、ライフコースにおける貧困のダイナミックスを検証する。分析対象は、15歳時点で「大変苦しい」とした個人である。図1は、彼らが、その後の人生の中で、「大変苦しい」からの脱出と再転落がどの層へ、またどの層から起こっているかを見たものである。ただし、若い世代においては、結婚や出産といったイベントが発生していない個人も多いので、サンプルは50歳から69歳の個人に限定した(図1)。

まず、15歳時点で「大変苦しい」とした404人のうち、266人(77%)は「最後の学校への入学時」時点でも「大変苦しい」としている。次の段階では、この266人のうち、「最後の学校の卒業時」にも「大変苦しい」としたのは137人(87%)であることがわかる。同時に、「最後の学校への入学」時に「大変苦しい」から脱出した人々も数名が「大変苦しい」に再転落している。「大変苦しい」から大きな脱出があるのは、就職と結婚時である。それぞれ約半数(50%と45%)が、「大変苦しい」からほかの層に移っている。先行研究から、結婚しない層、子どもが

ない層における「大変苦しい」の率が多いと考えられたが(結婚していない場合、子どもがない場合は「不詳・非該当」となる)、就職時に「大変苦しい」とした人の中で結婚時に「不詳・非該当」となった層はそれほど多くはない(157人中15人)。むしろ、この層においても、多くが結婚時に「やや苦しい」「普通」に移動している。

結果として、15歳時に「大変苦しい」とした人の80%は、「最初の子の出生時」には「大変苦しい」以外の層に移動している。すなわち、子ども期に貧困であるとした人も、最初の子どもの出生時まで継続して「大変苦しい」を続ける層はむしろ少なく、大多数はほかの層に移動する。その大きな契機は、就職と結婚である。本データからは、「子ども出生時」での大きな転落は見られず、Rowntreeのライフサイクル仮説の第2のリスク点である子育て期の貧困転落は認められなかった。

しかし、本分析には以下の制約があり、ライフコースにおける貧困のダイナミックスについてさらなる示唆を得ることはできない。制約の一つは調査対象者が20歳から69歳の個人であるため、70歳以降の高齢期の状況がわからないことである。このため、Rowntreeの第3のリスク点の高齢期については観察できない。制約の二つ目は、「結婚時」「子どもの出生時」における生活意識について調査はしているが、これらのイベントを経験していない個人については、生

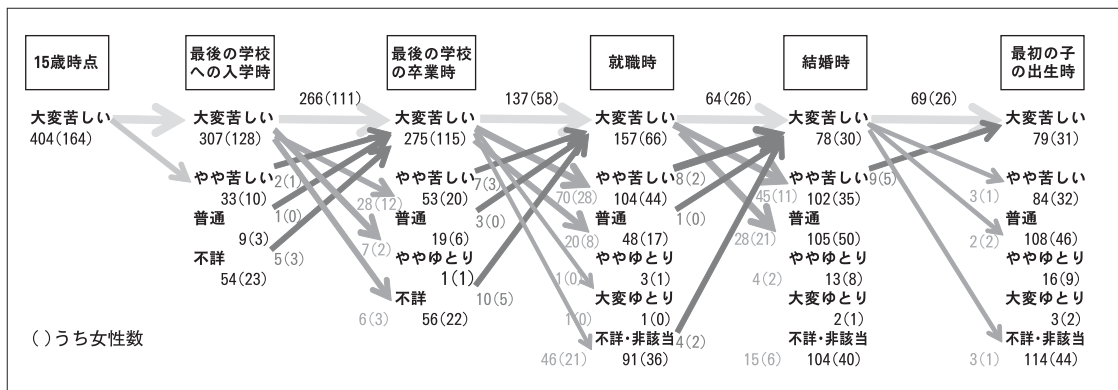


図1 15歳時点で「大変苦しい」とした人のその後：各時点での「大変苦しい」からの脱出と突入

活意識の情報を得ていないため、岩田（2007）の言う「標準的なライフコースからの逸脱」した層については観察できない点である。

## V 子ども期の貧困の影響の経路：仮説と分析手法

### 1 モデル1 若者（20～49歳）

次に、子ども期の貧困は、どのような経路を伝って、成人後の生活水準や生活困難に影響するかを分析する。分析の対象は、20歳から49歳と、勤労世代の中でも若い世代の男女である（ $n=3,292$ ）、分析手法は、Oshio, et al. (2010)のモデルを倣い、recursiveなMulti-variate Probit手法を用いる。モデルは以下の通りである。

15歳時点での貧困

$$y_1 = X_1\beta_1 + \mu_1$$

低学歴

$$y_2 = \alpha_{21}y_1 + X_2\beta_2 + \mu_2$$

(現在) 非正規労働

$$y_3 = \alpha_{31}y_1 + \alpha_{32}y_2 + X_3\beta_3 + \mu_3$$

(現在) 低所得

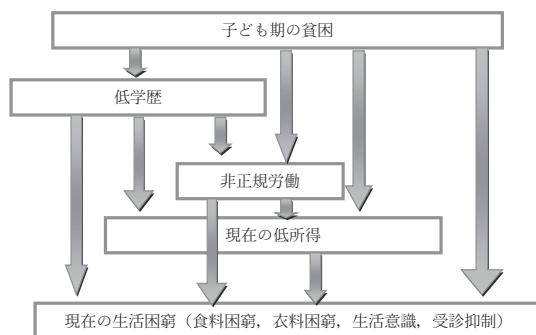
$$y_4 = \alpha_{41}y_1 + \alpha_{42}y_2 + \alpha_{43}y_3 + X_4\beta_4 + \mu_4$$

(現在) 生活困難

$$y_5 = \alpha_{51}y_1 + \alpha_{52}y_2 + \alpha_{53}y_3 + \alpha_{54}y_4 + X_5\beta_5 + \mu_5$$

15歳時点での貧困は、低学歴に影響し、低学歴は無配偶に非正規労働を誘発し、非正規労働は現在の低所得を引き起こし、現在の低所得は現在の生活困難を引き起こす。また、それぞれの段階の変数はその後の変数にも独立して影響すると仮定する（図2）。これらの貧困の要因の変数は、密接に関連しているため、recursiveなモデルを用いる必要がある。

本モデルがOshio, et al. (2010) と異なる点は以下の通りである。まず、現在の生活困難を引き起こす要因として、子ども期の貧困、低学歴、低所得という3要素に加え、非正規労働という要因を投入する。これは、特に若年層において、



出所) Oshio, et al. (2010) を基に筆者加筆・修正。

図2 モデル1

非正規労働の増加が、貧困の増加の要因として認識されることが多いからである。本モデルでは、非正規労働が「低所得」という経路を経て貧困に直結するのみならず、非正規労働という労働形態そのものの生活の不安定性やライフスタイルが生活困窮の引き金となっている可能性も含めて考えている。なお、前節の分析からは「結婚」が生活困窮から脱する一つの契機であることが示唆されるため、婚姻状況をモデルに投入することも検討したが、年齢の比較的に低い層では、婚姻状況が学歴や労働形態に影響される度合いも少ないと考えられるためモデルに投入することは控えた。

第二に異なる点は、「低所得」ではなく、「貧困」に着目することである。Oshioらの分析では、15歳時点での暮らし向きの5段階の選択肢の下の二つの段階を「子ども期の貧困」の変数としているが、2000年から2008年のJGSSの単純集計ではこれに該当するサンプルは全体の約37%である（大阪商業大学JGSS研究センター2010）。約4割が該当するため、中間層もかなり含まれてしまうと考えられる。相対的貧困の概念に立ち返ってみると、貧困とは、その社会で一般的に享受されている生活様式にアクセスできない状況を指すため、社会の約4割の個人が該当するような指標は貧困指標としては適当ではないと考えられる<sup>8)</sup>。そこで、本稿では、「生活意識」が「大変苦しかった」とした層（分析サンプルの約

6%)を子ども期で貧困であったと定義する。第三に、現在のウェル・ビーイングとしてOshioらは生活満足度および主観的健康度を用いているが、本稿では、生活水準をより直接的に表す貧困指標である剥奪 (deprivation) の変数 (①過去1年間の食料不足経験<sup>9)</sup>, ②過去1年間の衣料困窮経験<sup>10)</sup>, ③過去1年間の医療サービスの受診抑制<sup>11)</sup>, および④現在の生活意識 (主観的貧困) を用いる。剥奪の指標を用いるのは先行研究の結果から、子ども期の貧困の影響は「低所得」よりも、より直接的な生活困窮を表す指標の方がcaptureされやすいことが示唆されているからである。

コントロール変数として用いる $X_1, X_2, X_3, X_4, X_5$ については、性別と年齢、15歳時点の家族形態 (母子世帯, 父子世帯, 父母なし世帯, ふた親世帯), 出生時の父母の年齢, 現在の配偶状況, 現在の不健康, である。性別と年齢 (コホート) は、学歴や労働状況, 貧困状況に影響するのみならず、回顧的な回答に対するバイアスを生じさせると考えられるのでコントロールする必要がある。15歳時の家族形態は、15歳時点での貧困と密接に関係すると考えられる。また、Scaramelia & Neppl (2008) の分析によって、出生時点での親の年齢が子どもの認知能力に影響することが示唆されていることから、出生時の父母の年齢が高いほど、15歳時点での貧困および低学歴になる確率が低いと考える。現在の配偶状況は、現在の労働形態に影響を与え、また、現在の健康状況は現在の低所得に影響すると考える。

## 2 モデル2 高齢世代 (50~69歳)

次に、現在の低所得, 困窮の要因として、無配偶であることをモデルに投入する。これは岩田 (2007) の指摘にあるように、「標準的なライフコースからの逸脱」が日本における貧困の大きな要因 (および結果) であることをモデルに取り組みためである。また、4節の分析からも、結婚が生活意識の改善の契機となっていることが明らかであり、これをモデルに組み込むこと

は妥当であると言える。しかしながら、若年層においては、結婚しているか否かが「標準的なライフコースからの逸脱」かどうかは、年齢層によって大きく異なるため、この分析は高齢世代 (50~69歳) に限る。さらに、高齢世代においては、非正規労働に従事している割合が若年世代よりも小さいと考えられるため、この要因はモデルから除いている。また、「社会保障実態調査」の調査設計により、父母が死別している場合には父母の年齢がわからないため、コントロール変数に出生時の父母年齢を用いることはできなかった。

## 3 モデル3 コホート比較 (20~39歳 vs. 50~69歳)

最後に、子ども期の貧困の影響の度合いが、コホートによって異なるか否かを検証する。そこで、分析対象を20歳から39歳 (若年世代), 50歳から69歳 (高齢世代) の2グループとし、同様に、recursive multi-variate probit推計を行った。ただし、データの制約から、若年層と高齢層の両方で揃う変数のみをモデルに投入したため、「15歳時点の貧困」⇒「低学歴」⇒「現在の低所得」⇒「現在の生活困難」の4つの段階を考慮したモデルを用いている。

## VI 推計結果

### 1 若者 (モデル1)

まず、若者 (20~49歳, モデル1) の推計結果を見よう (表2)。表2は、食料困窮を生活困難の変数とした場合の推計結果を示している。まず、15歳時の貧困に影響する変数の係数を見ると、年齢、15歳時の家族形態、出生児の母親年齢の係数は有意となっている。年齢が高いほど、15歳時点での家族形態が母子世帯, 父子世帯, 父母なし (ベースはふた親世帯), また、出生時の母親年齢が高いほど15歳時点で貧困である確率が高くなっている。年齢は、Oshio, et al. (2010) や本稿の高齢者の分析でも正で有意となっているが、これが、年齢が高いほど「15歳の時

表1 基本統計量

	若者（20～49歳）				高齢者（50～69歳）			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
15歳時の貧困 <sup>1)</sup>	0.024	0.153	0	1	0.092	0.289	0	1
低学歴 <sup>2)</sup>	0.036	0.186	0	1	0.205	0.403	0	1
（現在）非正規労働 <sup>3)</sup>	0.274	0.446	0	1	0.217	0.412	0	1
（現在）無配偶	0.411	0.492	0	1	0.116	0.321	0	1
現在の低所得 <sup>4)</sup>	0.101	0.302	0	1	0.134	0.341	0	1
食料困窮 <sup>5)</sup>	0.046	0.209	0	1	0.035	0.183	0	1
衣料困窮 <sup>6)</sup>	0.070	0.255	0	1	0.053	0.224	0	1
生活意識（大変苦しい） <sup>7)</sup>	0.101	0.302	0	1	0.113	0.316	0	1
医療サービス受診抑制 <sup>8)</sup>	0.004	0.065	0	1	0.011	0.102	0	1
性別（男性=1）	0.456	0.498	0	1	0.485	0.500	0	1
年齢	34.0	7.9	20	49	58.4	5.5	50	69
15歳時母子世帯	0.016	0.127	0	1	0.038	0.191	0	1
15歳時父子世帯	0.005	0.072	0	1	0.017	0.130	0	1
15歳時父母なし	0.015	0.121	0	1	0.061	0.240	0	1
出生時の母親年齢	27.3	3.7	16	46	26.4	4.4	16	43
出生時の父親年齢	30.2	4.2	16	57	28.4	4.4	16	41
子ども数	1.030	1.109	0	5	1.980	0.958	0	6
（現在）不健康	0.992	0.089	0	1	0.982	0.133	0	1
（現在）有配偶	0.589	0.492	0	1	0.884	0.321	0	1
（現在）離別	0.026	0.160	0	1	0.032	0.176	0	1
（現在）死別	0.002	0.043	0	1	0.035	0.184	0	1
n	3,292				2,840			

- 注) 1) 15歳時の「暮らし向き」（5段階）で「1. 大変苦しい」とした場合に1，そうでない場合に0。  
 2) 低学歴：最終学歴が中卒か高校中退の場合に1，それ以外の場合は0。  
 3) 非正規労働：「国民生活基礎調査」で平成19年5月の仕事の状況で「主に仕事をしている」とした人で，雇用形態が1年未満の契約の雇用者，内職，または一般常勤雇用者で勤め先での呼称がパート，アルバイト，派遣社員，契約社員，嘱託，その他である，または仕事なし（通学，専業主事以外）で就労希望がある場合に1，そうでない場合は0。  
 4) 現在の貧困（＝低所得）：現在の世帯所得（本人＋配偶者がいる場合は配偶者）の合算所得を世帯人数の平方根で除した等価世帯所得が全個人の中央値の50％未満の場合に1，そうでない場合は0。  
 5) 食料困窮：「過去1年間の間にお金が足りなくて，家族が必要とする食料が買えなかったことがありましたか」の問いに，「よくあった」「ときどきあった」と回答した場合に1，そうでない場合は0。  
 6) 衣料困窮：食料困窮と同じ。  
 7) 生活意識（大変苦しい）：現在の暮らし向き（5段階）で「1. 大変苦しい」とした場合に1，そうでない場合は0。  
 8) 医療サービス受診抑制：過去1年間に医療機関に行かなかった世帯で，行かなかった理由が「病気でなかったが，行けなかった」とした場合に1，そうでない場合は0。

点」が昔のことであるため，実際に日本人の生活が現在の生活に比べて厳しかったことを示しているのか，年齢が高いほど昔のことを厳しく回顧する傾向があるためなのかは不明である。家族形態は予測通り，ふた親世帯に比べ，ひとり親世帯，特に母子世帯，父母なし世帯は正で有意となっている。出生時の母親の年齢は，若年出産ほど子どもが貧困に育つ確率が高くなることが予想されていたが，予想に反して，正で

有意となっている（父親の年齢の係数は，予測通り負であるが，有意ではない<sup>12)</sup>）。

低学歴の規定要因で有意であったのは，15歳時の貧困と性別である。性別では，男性ほど低学歴となるリスクが高いことが注目される。非正規労働の規定要因で有意であったのは，15歳時の貧困，低学歴，性別，年齢，（現在）有配偶（ベースは，未婚）である。15歳時の貧困は，低学歴の影響もコントロールした上でも正で有意



であった。すなわち、15歳時の貧困は、それが低学歴を引き起こすという影響以外にも、直接的に非正規労働の確率を高くする影響がある。また、性別の係数は負で有意であり、学歴や健康度、年齢などをコントロールした上でも、女性であるほど非正規の確率が高くなる。有配偶の係数は負で有意であり、有配偶者は未婚者に比べて、非正規である確率が低い。年齢は高いほど、非正規となる確率は低くなる。

現在の低所得については、低学歴と非正規労働が正で有意となっている。すなわち、低学歴であること、非正規労働者であることは、お互いの影響をコントロールした上でも、現在の低所得を引き起こす。しかし、15歳時点での貧困の係数は有意ではなく、それが独立して、現在の低所得には影響していると認められない。この結果は、大石（2007）と同様であるが、Oshio, et al. (2010) とは異なる結果となっている。

最後に、これらの要因が現在の実際の生活困難（この場合、食料困窮）に影響しているかを見ると、15歳時の貧困、低学歴、現在の低所得が正で有意な係数となっている。すなわち、15歳時の貧困は、それが低学歴を引き起こし、非正規労働となる確率を高め、現在の低所得を誘発している以外にも、直接的に現在の食料困窮に影響している。また、低学歴であることも同様に、低学歴が非正規労働を引き起こし、低所得を誘発する以外にも、直接的に食料困窮に影響している。ただし、非正規労働の直接的な影響はここでは認められなかった。

表3は、生活困難の変数を食料困窮から、衣料困窮、生活意識（大変苦しい）、受診抑制に変えた場合の、15歳時点での貧困、低学歴、非正規労働、現在の低所得の係数とその有意性を示している（そのほかのコントロール変数は割愛）。これをみると、どの生活困難の推計結果を見ても、おおむね、同様の結果を確認することができる。受診抑制は、その発生率が低いこともあり、有意でない変数が多くなっているが、それ以外の3つの推計では、15歳時点での貧困が、低

表2 現在の生活困難（食料困窮）の要因分析(20～49歳)  
Multi-variate Analysisの推計結果

	モデル1 (n=3,292)	
	係数	標準誤差
15歳時の貧困 <sup>1)</sup>		
性別 (男性=1)	-0.0951	0.1026 X
年齢	0.0135	0.0065 **
15歳時母子世帯	1.4654	0.1987 ***
15歳時父子世帯	1.1213	0.3972 ***
15歳時父母なし	1.3028	0.2146 ***
出生時の母親年齢	0.0502	0.0175 ***
出生時の父親年齢	-0.0213	0.0151 X
切片	-3.2860	0.4861 ***
低学歴 <sup>2)</sup>		
15歳時貧困	1.6859	0.2441 ***
性別 (男性=1)	0.1793	0.0834 **
年齢	-0.0087	0.0053 X
出生時の母親年齢	-0.0122	0.0152 X
出生時の父親年齢	-0.0178	0.0130 X
切片	-0.7894	0.4053 *
(現在) 非正規労働 <sup>3)</sup>		
15歳時貧困	0.4992	0.2006 ***
低学歴	0.3218	0.1792 ***
性別 (男性=1)	-0.7052	0.0510 ***
年齢	-0.0133	0.0038 ***
(現在) 不健康	-0.0270	0.2664 X
(現在) 有配偶	-0.2400	0.0612 ***
(現在) 離別	0.0234	0.1542 X
(現在) 死別	-0.6475	0.6195 X
切片	0.2683	0.2880 X
現在の低所得 <sup>4)</sup>		
15歳時貧困	0.1169	0.2475 X
低学歴	0.4014	0.2081 **
非正規労働	0.4159	0.1816 ***
性別 (男性=1)	-0.0317	0.0727 X
年齢	-0.0076	0.0039 **
(現在) 不健康	0.1549	0.3627 X
切片	-1.3043	0.3963 ***
食料困窮 <sup>5)</sup>		
15歳時貧困	0.5831	0.2698 **
低学歴	1.0105	0.2409 ***
非正規労働	0.0975	0.2196 X
現在の貧困	0.7504	0.2167 ***
性別 (男性=1)	0.0010	0.0974 X
年齢	-0.0116	0.0061 *
(現在) 有配偶	0.3814	0.1058 ***
(現在) 離別	0.2544	0.2369 X
(現在) 死別	-3.2655	154.6709 X
切片	-1.7472	0.2239 ***
rho21	-0.3527	0.0755 ***
rho31	-0.0955	0.0561 *
rho41	-0.0158	0.0718 X
rho51	0.0103	0.0891 X
rho32	0.0449	0.0584 X
rho42	-0.0487	0.0678 X
rho52	-0.1718	0.0807 **
rho43	-0.0605	0.1021 X
rho53	0.0777	0.1211 X
rho54	-0.1242	0.0985 X

注) \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%有意 X not significant.

1) 2) 3) 4) 5) 表1と同じ。

表3 過去の貧困要因の影響（モデル1 20～49歳）  
Multi-variate Probit推計の係数と有意度

生活困難の変数	食料困窮 20～49歳	衣料困窮 20～49歳	生活意識 20～49歳	受診抑制 20～49歳
低学歴				
子ども期の貧困	1.6859 ***	1.1958 ***	1.2133 ***	1.448 ***
非正規労働				
子ども期の貧困	0.4992 ***	0.4913 **	0.3484 *	0.219 X
低学歴	0.3218 ***	0.2328 X	0.2999 X	0.549 ***
現在低所得				
子ども期の貧困	0.1169 X	0.3593 X	0.1084 X	0.060 X
低学歴	0.4014 **	0.1030 X	0.3667 X	0.089 X
非正規労働	0.4159 ***	0.5670 ***	0.5366 ***	0.577 ***
生活困難				
子ども期の貧困	0.5831 **	0.6553 ***	1.3083 **	0.048 X
低学歴	1.0105 ***	0.2551 ***	0.1811 X	0.456 X
非正規労働	0.0975 X	-0.1552 X	0.4274 **	0.606 X
現在低所得	0.7504 ***	0.4722 ***	0.5904 ***	-0.160 X

表4 現在の生活困難に与える貧困要因の影響の内訳

	食料困窮	衣料困窮	生活意識	受診抑制
子ども期の貧困の影響	17.6%	51.4%	54.9%	4.0%
低学歴の影響	51.5%	23.9%	9.2%	55.1%
非正規労働の影響	3.1%	-9.4%	12.8%	51.2%
現在低所得の影響	27.8%	34.0%	23.2%	-10.3%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

学歴の確率を高め、また、それとは独立して非正規労働の確率を高め、さらに、低学歴、非正規労働の経路とは別に直接的に生活困難を引き起こしていることは共通した結果である。

表4は、子ども期の貧困が現在の生活困難に対する影響のうち、その何%が各経路を介したものであるのかを推計したものである。例えば、食料困窮では、子ども期の貧困の影響が食料困窮に与える影響のうち、直接的なのは17.6%、低学歴を介した影響は51.5%、低学歴・非正規労働を介した影響が3.1%、低学歴・非正規労働・低所得を介した影響が27.8%となる。子ども期の貧困の影響の中で、学歴を介さないものの割合は、受診抑制の4.0%から生活意識の54.9%と幅が広い。Oshio, et al. (2010) の推計では、15歳時の貧困が与える影響の中で学歴が介さない割合は低所得では75%、幸福度は65%、健康では87%と本稿よりもさらに大きい数値となっ

ている。

## 2 高齢世代（50～69歳，モデル2）

次に、50～69歳の推計結果を見てみよう（表5）。ここでは、特に若者の推計と異なる結果のみを記載する。まず、若者では男性ほど低学歴となる確率が高かったが、高齢者ではその傾向は見ることができない。本稿では低学歴を高卒以下としているので、この世代では、男性も女性も中卒である割合が高いのかも知れない。また、本モデルでは、無配偶を生活困難の要因の一つとして投入しているが、無配偶は15歳時の貧困、低学歴、性別、年齢のどの変数も有意ではなく、これらに影響されているとは言えない。しかしながら、無配偶であることは、正で有意に現在の低所得に影響しており、低学歴や15歳時の貧困をコントロールした上でもこの影響が確認されることは、「標準的ライフコースの逸脱」が低

表5 現在の生活困難（食料困窮）の要因分析(50～69歳)  
Recursive Multi-variate Analysisの推計結果

	モデル2 (n=2,840)	
	係数	標準偏差
15歳時の貧困 <sup>1)</sup>		
性別 (男性=1)	0.2626	0.0687 ***
年齢	0.0268	0.0062 ***
15歳時母子世帯	0.9702	0.1317 ***
15歳時父子世帯	0.6486	0.2077 ***
15歳時父母なし	0.6483	0.1193 ***
切片	-3.1808	0.3712 ***
低学歴 <sup>2)</sup>		
15歳時貧困	0.8142	0.1557 ***
性別 (男性=1)	-0.0606	0.0557 X
年齢	0.0534	0.0051 ***
切片	-4.0411	0.3054 ***
無配偶 <sup>3)</sup>		
15歳時貧困	0.2756	0.1803 X
低学歴	0.1157	0.1868 X
性別 (男性=1)	-0.0424	0.0622 X
年齢	-0.0031	0.0064 X
(現在) 不健康	-0.3261	0.2079 X
切片	-0.7266	0.4181 **
現在の低所得 <sup>4)</sup>		
15歳時貧困	-0.2509	0.1979 X
低学歴	0.2819	0.1723 X
無配偶	0.4669	0.1826 **
性別 (男性=1)	-0.3510	0.0630 ***
年齢	0.0305	0.0062 ***
(現在) 不健康	-0.0368	0.2254 X
切片	-2.8348	0.4262 ***
食料困窮 <sup>5)</sup>		
15歳時貧困	0.1064	0.2947 X
低学歴	0.2891	0.3230 X
無配偶	-0.0102	0.2793 X
現在の低所得	0.7218	0.2228 ***
性別 (男性=1)	0.1428	0.0978 X
年齢	-0.0272	0.0102 ***
子ども数	0.0611	0.0500 X
切片	-0.6474	0.5583 X
rho21	-0.0802	0.0706 X
rho31	-0.0845	0.0729 X
rho41	0.0704	0.0841 X
rho51	0.0535	0.1237 X
rho32	0.0475	0.0974 X
rho42	0.0096	0.0895 X
rho52	0.0662	0.1753 X
rho43	0.0694	0.0874 X
rho53	0.0290	0.1303 X
rho54	-0.1050	0.0999 X

注) 1) 2) 4) 5) 表1と同じ。

3) 現時点で有配偶でない場合は1, そうでない場合は0。

所得の要因となることを支持する結果である。最後に、食料困窮において、15歳時の貧困の変数は有意ではなく、15歳時の貧困が低学歴を介して現在の食料困窮に影響していることは確認できるものの、若者のように、その直接的な影響は認められない。

表6は、衣料困窮、生活意識、受診抑制と生活困難の変数を変えたときの推計結果である。生活意識を除けば、異なる生活困難の変数を用いても、ほぼ同様の結果が得られており、少なくともこの世代の生活困難が、直接的に子ども期の貧困に影響されることはないと言われる。

### 3 コホート比較

(20～39歳 vs. 50～69歳, モデル3)

最後に、若者世代(20～39歳)と高齢世代(50～69歳)において、子ども期の貧困が及ぼす影響の経路に違いがあるかを検証したい。上記のモデル1とモデル2は、異なる変数を投入しているので、二つの世代に共通してある変数のみを用いた結果が表7である。モデルでは、15歳時の貧困が低学歴に影響し、低学歴が現在の低所得に影響し、それが、生活困難に影響するという4段階の経路を想定している。コントロール変数の結果は割愛する。

これを見ると、子ども期の貧困が低学歴に影響することは、両方の世代に共通であるが、その係数を見ると、若者世代の方が若干大きい傾向がある(食料困窮、生活意識)。また、子ども期の貧困が、現在の低所得に影響することが認められない点は共通であり、また、低学歴が現在の低所得に影響することもおおむね共通しているが、その度合いは、若年世代の方が大きい(食料困窮、衣料困窮、生活意識、受診抑制)。さらに、子ども期の貧困が、生活困難に影響するか否かは、生活意識以外では、若年世代では有意であるものの、高齢世代では有意ではない。生活意識においても、その係数は若年世代の方が大きい。

表6 過去の貧困要因の影響（モデル2 50～69歳）  
Multi-variate Probit推計の係数と有意度

生活困難の変数	食料困窮 20～49歳	衣料困窮 20～49歳	生活意識 20～49歳	受診抑制 20～49歳
低学歴				
子ども期の貧困	0.8142 ***	0.9862 ***	0.8166 ***	0.806 ***
無配偶				
子ども期の貧困	0.2756 X	-0.0436 X	0.1974 X	0.200 X
低学歴	0.1157 X	0.3218 *	0.0670 X	0.083 X
現在貧困				
子ども期の貧困	-0.2509 X	-0.1325 X	-0.1377 X	-0.132 X
低学歴	0.2819 X	0.6043 ***	0.6651 ***	0.668 ***
無配偶	0.4669 **	0.5596 ***	0.7076 ***	0.684 ***
生活困難				
子ども期の貧困	0.1064 X	0.0377 X	0.4766 ***	0.084 X
低学歴	0.2891 X	0.7202 ***	0.4282 **	-0.481 X
無配偶	-0.0102 X	0.1549 X	0.1934 X	0.617 *
現在貧困	0.7218 ***	0.2560 X	0.7139 ***	-0.005 X

表7 過去の貧困要因の影響：コホート比較（20～39歳 vs. 50～69歳）

生活困難の変数	食料困窮		衣料困窮		生活意識		受診抑制	
	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳
低学歴								
子ども期の貧困	1.132 ***	0.714 ***	0.600 **	0.862 ***	1.017 ***	0.896 ***	0.826 ***	0.835 ***
現在低所得								
子ども期の貧困	0.056 X	-0.003 X	-0.045 X	-0.018 X	-0.023 X	-0.107 X	-0.026 X	-0.045 X
低学歴	0.457 **	0.333 *	0.623 ***	0.618 ***	0.788 ***	0.304 X	0.650 ***	0.309 *
生活困難								
子ども期の貧困	0.881 ***	0.077 X	0.765 ***	0.163 X	0.646 ***	0.557 ***	0.850 **	0.159 X
低学歴	0.481 **	0.518 **	0.664 ***	0.582 **	0.257 X	0.464 **	0.482 X	-1.047 **
現在低所得	0.597 **	0.395 X	0.398 *	0.235 X	0.506 ***	0.329 *	0.451 X	-0.132 X

## VII 考察

本稿では、国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」のデータを用いて、子ども期に貧困を経験した個人が、ライフコースにおいてどのような貧困のダイナミクスを辿るのか、また、子ども期の貧困が、どのような経路を介して、現在の生活困難に影響するのかを分析した。ここからの分析でわかったことは、まず、第一に、少なくとも、2007年の時点で50歳から69歳のコホートについては、子ども期に貧困であった個人の、多くは、就労や結婚などのライフコースに沿って貧困を脱出したことであ

る。

第二に、子ども期の貧困を成人期の貧困に繋ぐ「経路（path）」において、20歳から49歳の個人を分析対象として、低学歴や非正規労働、無配偶、現在の低所得などを想定したモデルを推計した結果、子ども期の貧困の影響の一部は、低学歴・非正規労働・低所得という一般に考えられる経路を介したものであったが、それ以外にも、子ども期の貧困の直接的な影響が確認された。この度合いは、Oshio, et al. (2010) の推計よりも小さいものの、4%から55%と推計された。このことは、教育投資のみによる貧困の世代間連鎖の解消は不可能であることを示唆している。

第三に、子ども期の貧困の影響のコホートによる違いについての所見である。本稿の分析によると、50～69歳に比べ、20～39歳の世代は、子ども期の貧困による影響が明らかに大きい。このことは、年齢が高くなるにつれて、子ども期の貧困の影響が徐々に薄れていくからなのか、それとも、高度成長期に育った世代と、そうでない世代との代代的な違いによるものであるのかは、本データからは判別がつかない。しかしながら、若い世代において、特に子ども期の貧困の影響が大きく認められることは、今後の貧困に対する政策において懸念しなければいけない重要な留意点である。

### 謝辞

本稿の執筆にあたっては、岩田正美先生（日本女子大学）・小塩隆士先生（一橋大学）に貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。いただいたご提案のすべてを反映できなかったのは筆者の力量不足であり今後の研究の糧としたい。

### 注

- 1) 欧米の貧困研究では、親から引き継がれる有形・無形の文化資源（文化資源論）や、人間関係などの社会資源（ソーシャル・キャピタル論）、さらには福祉依存体質が子世代の貧困を引き起こす（福祉文化論）など多数の説が論じられている。
- 2) すなわち、子ども、子育て中の人々、高齢者の貧困率が高い。日本のデータとしては、阿部ほか（2008）などを参照のこと。
- 3) 本調査は、厚生労働省科学研究費補助金事業「日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究（厚生労働科学研究）」（平成16～18年度）の一環として行われたものである。
- 4) 本調査は、厚生労働省科学研究費補助金事業「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究（厚生労働科学研究）」（平成19～21年度）の一環として行われたものである。
- 5) 選択肢は、「1. 平均よりかなり少ない」「2. 平均より少ない」「3. ほぼ平均」「4. 平均より多い」「5. 平均よりかなり多い」（大阪商業大学JGSS研究センター2010）。
- 6) このほか「国民生活基礎調査」には所得票と貯蓄票があるが、この二つとは客体が異なるためマッチングは不可能である。
- 7) 世帯人数の平方根で除した値とする。
- 8) 貧困に相対的概念を取り込んだピーター・タウンゼンド（1928-2009）によると、相対的貧困（剥奪）とは「人々が社会で通常手にいれることのできる栄養、衣服、住宅、居住設備、就労、環境面や地理的な条件についての物的な標準にこと欠いていたり、一般に経験されているか享受されている雇用、職業、教育、レクリエーション、家族での活動、社会活動や社会関係に参加できない、ないしはアクセスできない状態」（Townsend 1993, p.94, 訳は柴田1997, p.8）と定義される。
- 9) 「あなたの世帯では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料が買えないことがありましたか」という設問への回答。回答の選択肢は、「よくあった」2.5%、「ときどきあった」4.5%、「まれにあった」8.6%、「まったくなかった」77.7%であり、無回答は7.4%であった。合計すると、15.6%の世帯が、食費が足りなかった経験をしていることがわかった。世帯タイプ別にその割合をみると、ひとり親世帯（二世帯）においては、「よくあった」とする世帯が8.3%と最も高い。単身世帯も比較的によく、特に非高齢、男性の単身世帯は他の世帯タイプに比べ、食費の足りなかった経験がある割合（「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」の合計）が高くなっている。一方、「まったくなかった」とした世帯が多いのは、夫婦のみ（夫婦ともに高齢者）世帯、子どもがあるふた親世帯（三世帯）であった。
- 10) 同様に、「あなたの世帯では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする衣料が買えないことがありましたか」という設問への回答。「よくあった」は3.4%、「ときどきあった」は、5.8%、「まれにあった」は11.3%、「まったくなかった」は71.9%、無回答は7.5%であった。
- 11) この二つの変数の属性別の傾向は以下の通りである。例えば、食料の困窮については、20歳から69歳の世帯員がいる世帯において、等価世帯所得の所得階級別（10分位）に、食費が足りなかった経験を見ると（図表1-2）、おおむね、低所得層の方が高所得層に比べ、経験があったとする世帯の割合が多い。食費が足りなかった経験があったと回答した世帯の割合は、所得階級2が一番多く28.6%、所得階級10が一番少なく3.9%であった（阿部彩2010）。
- 12) 出生時の母親の年齢が有意でない理由として

考えられるのは、若年出産のリスクはある特定の低年齢（例えば20歳未満）だけにおこるリスクであり、それ以降の年齢では差がないためである。

#### 参考文献

- 阿部 彩 (2010) 「生活に困難を抱える世帯の状況」 国立社会保障・人口問題研究所 (2010) 『社会保障実態調査 (2007年社会保障・人口問題基本調査) 人々の生活と自助・共助・公助の実態』 (調査研究報告資料第26号), pp.15-23. (2010.3.31)
- Abe, Aya (2010) "The Myth of Egalitarian Society: Poverty and Social Exclusion in Japan.", Saunders, Peter and Sainsbury, Roy (eds.) *Social Security, Poverty and Social Exclusion in Rich and Poor Countries*, pp.175-199, Mortsel: Intersentia Publishing.
- 阿部 彩 (2008) 『子どもの貧困—日本の不公平を考える—』 岩波書店。
- (2007) 「日本における社会的排除の実態とその要因」 『季刊社会保障研究』 第43巻第1号, (2007.6.25), pp.27-40.
- 阿部 彩・國枝繁樹・鈴木 巨・林 正義 (2008) 『生活保護の経済分析』 東京大学出版会。
- Bowles, Samuel, Gintis, Herbert & Groves, Melissa Osborne. 2005. *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage Foundation.
- Duncan, Greg J. & Brooks-Gunn, Jeanne (1997) *Consequences of Growing Up Poor*, Russell Sage Foundation.
- 濱本知寿香 (2005) 「収入からみた貧困の分析とダイナミックス」 岩田正美・西澤晃彦編著 『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの』 ミネルヴァ書房, pp.71-94.
- 石井加代子・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』 慶應義塾大学出版会, pp.101-129.
- 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・岩田正美編著 『パネルデータからみた現代女性—結婚・出産・就業・消費・貯蓄』 東洋経済新報社。
- (2007) 『現代の貧困—ワーキングプア/ホームレス/生活保護』 筑摩書房。
- 岩田正美・濱本知寿香 (2004) 「デフレ不況下の『貧困経験』」 樋口美雄・太田清・家計経済研究所編 『女性たちの平成不況』 日本経済新聞社。
- 子どもの貧困白書編集委員会編 (2009) 『子どもの貧困白書』 明石書店。
- 厚生労働省 (2009) 「相対的貧困率の公表について」 2009年10月20日報道発表資料。
- Mayer, Susan E. 1997. *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Harvard University Press.
- McCulloch, Andrew & Joshi, Heather, E. 2002. "Child development and family resources: Evidence from the second generation of the 1958 British birth cohort," *Journal of Population Economics*, 15(2), pp.283-304.
- 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, (2007.6.25), pp.27-40.
- Oshio, T., S.Sano & M.Kobayashi (2010) "Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from Nationwide Surveys in Japan." *Social Indicators Research* 99, pp.81-99.
- OECD (2008) *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD.
- 大阪商業大学JGSS研究センター2010 「各年の調査項目一覧」 [http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur\\_question.html](http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_question.html) (last access 2010.11.26)
- Scaramelia, L.V. and Neppi, T.K. (2008) "Consequences of Socioeconomic Disadvantages across Three Generations: Parenting Behavior and Child Externalizing Problems," *Journal of Family Psychology*, 22(5), pp.725-733.
- 柴田謙治 (1997) 「イギリスにおける貧困問題の動向—「貧困概念の拡大」と貧困の「基準」をめぐって—」 『海外社会保障研究』 No.118, pp.4-17.
- Townsend, P., *The International Analysis of Poverty*, Harvester Wheatsheaf, 1993.
- 山野良一 (2008) 『子どもの最貧国・日本』 光文社。
- (あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長)