

子どもの貧困の動向とその帰結

大石 亜希子

はじめに

日本の貧困率は1980年代以降上昇傾向にあり、今日ではOECD諸国の中でも最も貧困率が高いグループに属すると指摘されている〔Förster and d'Ercole 2005; OECD 2006; 阿部 2006〕。そうした中で、近年は子どもの貧困についての社会的な関心も高まってきた。いくつかの先行研究によると、日本全体の貧困率の上昇と並行して子どもの貧困率も上昇しており、2000～2002年で14%程度に達している〔阿部 2005; Förster and d'Ercole 2005; 阿部 2006〕。これは同時期のOECD諸国平均(12.3%¹⁾)を上回る水準である。

子どもの貧困率が上昇しているということは、一般的な生活水準を享受しうる子どもとそうでない子どもとの間での不平等が高まっていることを意味している。ところで、日本の所得不平等度については、その上昇の大きな部分が人口構成の高齢化によるものであることが知られているが〔Ohtake and Saito 1998; 小塩 2006〕、子どもの貧困をみる際にもこうした視点は重要と考えられる。もし、年齢とともに子どもの貧困率が上昇するのであれば、少子化によって「子ども」の年齢構成が高いほうに偏っていくと、それだけで子どもの貧困率が上昇する可能性がある。例えば大石〔2006b〕は、1987年、2002年の2時点について年齢階層別の貧困率を算出しているが、いずれの年次についても、0-5歳の貧困率よりも、6-17歳の貧困率のほうが高くなっている。

したがって、本当に子どもの間で不平等度が高

まっているのかどうかをみるのであれば、同じ時期に生まれた子ども同士を比較すべきであろう。しかしながら従来の研究では、子どもは18歳未満あるいは20歳未満という年齢によってひとまとめに扱われることがほとんどであった。また、所得格差との関連でコーホート効果を取り上げられることはあっても、そうした分析の対象は成人に限られていた。

そこで本稿では、コーホートという視点から子どもの貧困を取り上げ、より最近生まれた子どもほど、子ども同士での不平等度が大きいのかどうか、貧困率は高いのかどうかを検討する。

本稿のもうひとつの目的は、幼少期の経済状況が学歴達成や成人後の貧困リスクに与える影響を把握することである。子どもの貧困について最も懸念されることは、貧困の世代間連鎖である。欧州諸国の人々と比較して、日本人は貧困の原因を本人の意志の欠如や怠惰にあると考える割合が顕著に高い²⁾。しかし、子どもは親を選べないという単純な事実を鑑みれば、幼少期の貧困の責任は子ども本人にはないというのが社会的なコンセンサスであろう。それにもかかわらず、もし幼少期の貧困が成人後の生活水準に大きな影響を及ぼしているのであれば、何らかの政策対応が必要とされよう。

そうした観点に立つと、諸外国で盛んに分析されているような追跡調査に基づく研究は重要である。成育環境が成人後の生活水準にどのような影響を与えているのか、また、何を契機に貧困への転入が起こり、どのような条件が整えば貧困からの転出が可能となるのかを追究できるからであ

る。例えば米国のパネル・データを使用した Bowles, et al. [2005]では、親子の勤労所得の相関係数はかなり大きいと指摘されている。別の研究では、失職による世帯主収入の低下や子どもの誕生といったライフ・イベントが、貧困に陥る契機になると指摘されている [Bane and Ellwood 1986; Blank 1997; 詳細なサーベイは McKernan and Ratcliffe 2002 参照]。Page and Stevens [2002]は、両親の離婚によって半年から数年の間、子どもの所得水準は 40～45%，食料消費は 17% 低下すると指摘しており、ひとり親世帯で成育することが子どもの経済厚生に長期的な影響を与えることを明らかにしている。その一方で日本では、社会学者を中心として世代間階層移動についての研究は数多く蓄積されているものの、パネル・データの整備が米国よりも遅れているということもあり、貧困のダイナミクスに関する先行研究は、「消費生活に関するパネル調査」(家計経済研究所)を用いた岩田・濱本 [2004]などごくわずかにとどまっている。

そこで本稿では、2006年に首都圏のある自治体で実施した「社会生活に関する実態調査」(以下、「実態調査」と略)の個票に基づき、成育時の家庭環境やさまざまなライフ・イベントが、成人期における貧困や本人の学歴達成とどのような関係にあるかを分析する³⁾。「実態調査」はクロスセクション・データであるが、回顧的情報を含んでいるので、15歳時の家族構造や当時の暮らし向き、そして失職、疾病、離婚、子どもの誕生といったライフ・イベントの影響を計量的に検討することが可能である。

本稿の主な発見は次の通りである。第1に、等価尺度で計測した子どもの実質所得は1990年代半ば以降伸びが鈍化ないし低下しており、前の世代の子どもの下回るようになってきている。第2に、子どもの貧困率の上昇についてはコーホート効果が観察される。第3に、年齢や性別をコントロールした上でも、大きなけがや病気といったライフ・イベントは貧困である確率を有意に高めている。第4に、成育環境と成人時における貧困との間には有意な関係は観察されない。第5に、15歳時の暮らし向きや世帯構造によって学歴達成に違いがみ

られる。

本稿の構成は以下の通りである。第I節では、「所得再分配調査」に基づき、子どもの貧困の動向を把握する。第II節では、「実態調査」に基づき、成育環境やライフ・イベントと貧困との関係について計量分析を行う。第III節は、結果のまとめと考察である。

I 子どもの貧困の動向—— 「所得再分配調査」による分析

1 使用データと貧困の定義

この節で使用するのは、厚生労働省「所得再分配調査」の1987年調査から2002年調査までの個票を再集計したデータセットである⁴⁾。「所得再分配調査」は全国の約1万世帯とその世帯員を対象として3年に1度実施されており、有効客体数は約8,000世帯である。ここでは同調査の定義に即し、税や社会保障による再分配が行われる前の当初所得と、行われた後の再分配所得の2つに着目して分析を行う⁵⁾。当初所得とは、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、財産所得、家内労働所得、雑収入および私的給付(仕送り、企業年金、退職一時金、生命保険金、損害保険金、個人年金)の合計額である。再分配所得は、当初所得から税金・社会保険料を差し引き、社会保障給付を加えたものである。なお、「所得再分配調査」で調査されている税金は、所得税、住民税、固定資産税、自動車税の4種類である。世帯の消費税負担は調査されていないため、把握できない。社会保険料は、短期社会保険料(健康保険料に相当)、長期社会保険料(年金保険料に相当)、その他の社会保険料(雇用保険料など)で構成され、2002年調査からは介護保険料も含まれている。社会保障給付には、公的年金や失業給付のような現金給付だけでなく、医療や介護などの現物給付も含まれている。

当初所得、再分配所得のいずれについても、世帯規模の違いによる差をコントロールするために、世帯員数の平方根を等価尺度とする等価所得にしている。また、不適切な回答をしている世帯や、異常値がもたらす影響を除去するために一定の処

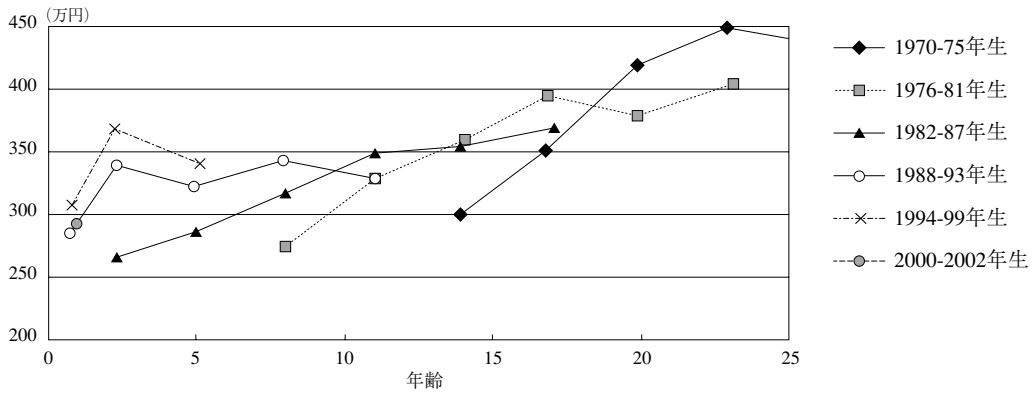
理を行っている(詳細は大石[2006a]参照)。通常、子ども自身には所得はないが、子どもが属する世帯の等価所得が一人ひとりの子どもの享受する経済的資源の大きさを表していると考えられる。このようにして一人ひとりに割り当てられた等価再分配所得が、成人も子どももすべて含めた個人ベースでの中位数の50%を下回る場合に「貧困である」と定義する。

前述したように「所得再分配調査」は定期的実施される repeated cross section data なので、複数年次のデータを使用してコーホートの擬似パネル・データを作成することができる。本稿では2000年生まれ以降を除き、6歳刻みでコーホート

を作成し、コーホート・年別に再集計したデータセットを使用する。

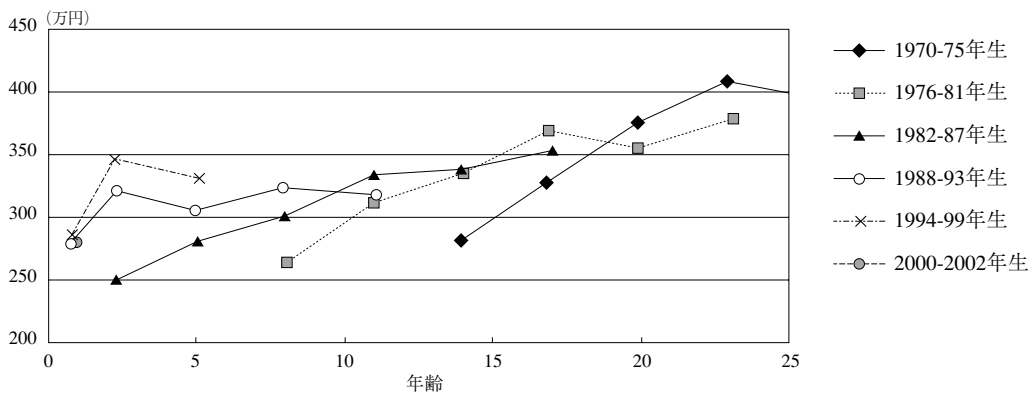
2 コーホート別の動向

図1、図2はコーホート別に子どもの所得の動向をみたものである。全体として、子どもの年齢が高まるほど所得水準も上昇している。これは、子どもが大きいほど親の年齢も高く、賃金も高い傾向にあることや、子どもが成長すると母親が働きに出るケースが多いことが影響しているとみられる。ところが、等価当初所得(実質、2000年価格)と等価再分配所得(同)のいずれについても、また、ほぼすべてのコーホートについて、1996年調査を境



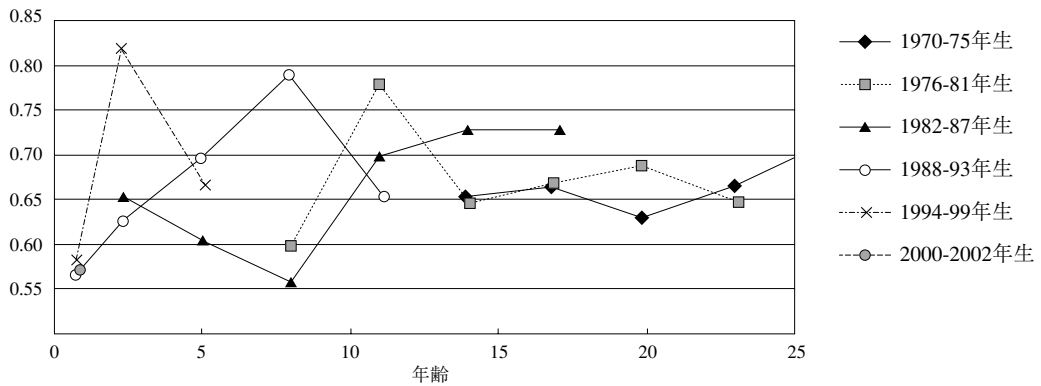
出所) 「所得再分配調査」再集計結果から筆者推計。

図1 子どものコーホート・年齢別 等価当初所得(実質、2000年価格)



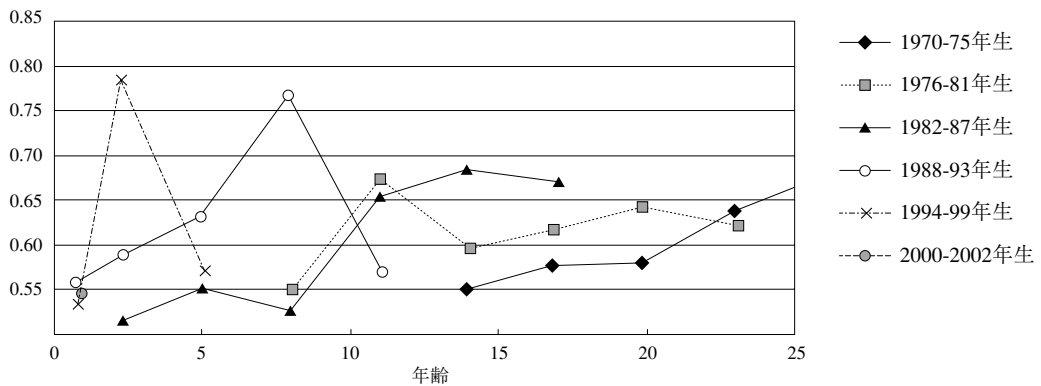
出所) 「所得再分配調査」再集計結果から筆者推計。

図2 子どものコーホート・年齢別 等価再分配所得(実質、2000年価格)



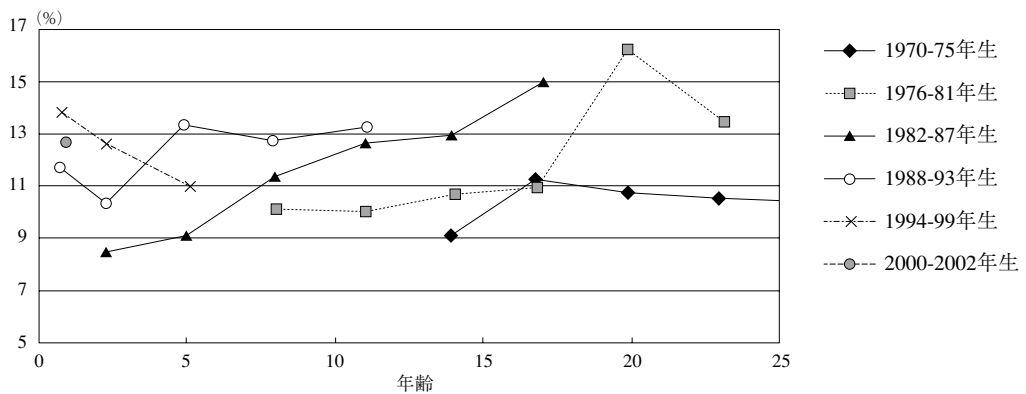
出所) 「所得再分配調査」再集計結果から筆者推計。

図3 子どものコーホート・年齢別 等価当初所得の変動係数



出所) 「所得再分配調査」再集計結果から筆者推計。

図4 子どものコーホート・年齢別 等価再分配所得の変動係数



出所) 「所得再分配調査」再集計結果から筆者推計。

図5 子どものコーホート・年齢別 貧困率

にした屈折が観察される。同様の屈折は厚生労働省「国民生活基礎調査」を使用した大石〔2005〕でも観察されており、1990年代後半における不況の深刻化が所得に影響を及ぼしたとみられる。それ以前は、新しいコーホートほど実質所得が高い傾向にあったにもかかわらず、今日では後に生まれた子どもたちが享受する所得水準は上の世代の子どもたちを下回るようになっている。

つぎに、子ども同士の不平等度の指標として、等価所得の平均値を標準偏差で除して得られる変動係数(CV)を再集計データからコーホート別に計算したものが図3、図4である。等価再分配所得のCVは等価当初所得のCVよりも低く、また、新しいコーホートほどCVが高まる傾向がみられるものの、10歳未満の年齢層では上下動が非常に激しい。

図5はコーホート別の貧困率の動向を示している。注目されるのは、所得の場合とは異なって、1996年調査以前の段階から、新しいコーホートほど貧困率が高い傾向が観察されるという点である。そこで、子ども同士で新しいコーホートほど貧

困率や不平等度が高まる傾向がみられるかどうかを検討するために、回帰分析を行う。

3 コーホート効果の推計

Ohtake and Saito〔1998〕、岩本〔2000〕、小塩〔2006〕などの先行研究にならない、以下のような回帰式を推定する。

$$\begin{aligned} & \text{Inequality measure (cohort, age)} \\ & = \text{const.} + \alpha * \text{cohort} + \beta * \text{age} + \varepsilon \end{aligned}$$

ここでは1970-75年生まれを基準として、以降に生まれた6歳刻みのコーホートをそれぞれあらわすダミー変数、および年齢を説明変数とする。被説明変数となる不平等度指標としては、既に取り上げた貧困率やCVに加えて、75パーセンタイルの所得を25パーセンタイルの所得で除した **quartile ratio** を使用する。なお、推定は各コーホート・年のセルのサンプルサイズをウエイトとする加重最小二乗法を用い、不均一分散の修正を行っている。推定に使用できるセルの数が少ないため、コー

表1 コーホート効果の推定結果

	貧困率	当初所得 CV	再分配所得 CV	当初所得 quartile ratio	再分配所得 quartile ratio
1970-75年生(基準)	—	—	—	—	—
1976-81年生	0.010 (0.005)	0.039 (0.043)	0.074 (0.030)	-0.039 (0.043)	-0.012 (0.040)
1982-87年生	0.027 (0.006)	0.043 (0.028)	0.088 (0.027)	0.025 (0.060)	0.049 (0.042)
1988-93年生	0.044 (0.008)	0.092 (0.052)	0.157 (0.065)	0.075 (0.091)	0.108 (0.067)
1994-99年生	0.050 (0.013)	0.143 (0.076)	0.197 (0.094)	0.122 (0.127)	0.115 (0.073)
2000年生以降	0.064 (0.010)	0.020 (0.047)	0.113 (0.044)	0.211 (0.097)	0.260 (0.067)
年齢	0.003 (0.001)	0.007 (0.003)	0.009 (0.003)	0.030 (0.007)	0.022 (0.004)
定数項	0.055 (0.010)	0.545 (0.050)	0.425 (0.046)	1.593 (0.103)	1.562 (0.071)
R ²	0.694	0.243	0.352	0.747	0.769

注) 各セルに属する標本数をウエイトとした加重最小二乗法による推定。()内は不均一分散修正済み標準誤差。所得は2000年価格。出所) 「所得再分配調査」の再集計結果に基づく筆者推計。

N=21

ホート・ダミーと年齢の交差項を説明変数に含めることはしていない。推定結果は表1の通りである。

第1に、貧困率については有意にコーホート効果が観察される。1970-75年生まれと比較して、1994-99年生まれは5%ポイント、2000年生まれ以降は6.4%ポイント、それぞれ貧困率が高い。また、子どもの年齢が1歳上がるごとに0.3%ポイントずつ貧困率が高まる。第2に、等価当初所得のCVについてはコーホート効果が観察されない半面、等価再分配所得のCVについては、2000年生まれ以降のコーホートを除き、有意にコーホート効果がみられる。一方、不平等度指標をquartile ratioに代えて推定すると、等価当初所得と等価再分配所得のいずれについてもコーホート効果はみられない。第3に、CVとquartile ratioのどちらの不平等度指標を使用した場合でも、年齢効果は有意に観察される。

したがって、子どもの貧困率の上昇は、年齢構成の変化によるものではなく、最近生まれた子どもほど、高い貧困リスクに直面しているということになる。

II 成育環境やライフ・イベントが成人後の生活に及ぼす影響—「実態調査」による分析

前節では、子どもの貧困率が新しいコーホートほど高まっていることを指摘したが、生活の苦しい状況に育つことは、成人後の貧困状況にどのような影響を及ぼすであろうか。本節では、成育環境やライフ・イベントと成人期の貧困の関係を分析する。

使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2006年2月に実施した通称「実態調査」の個票である。調査対象は首都圏のある自治体に居住する、住民基本台帳から無作為抽出された20歳以上の成人男女である。有効票は584票である。

「実態調査」はパネル・データではないので、岩田・濱本[2004]が行ったような貧困のダイナミクスを直接観察することはできない。その一方で、「消費生活に関するパネル調査」と比較した場合に、つぎのような特長が指摘できる。第1は、地域的には限定されるものの、住民基本台帳から無作為

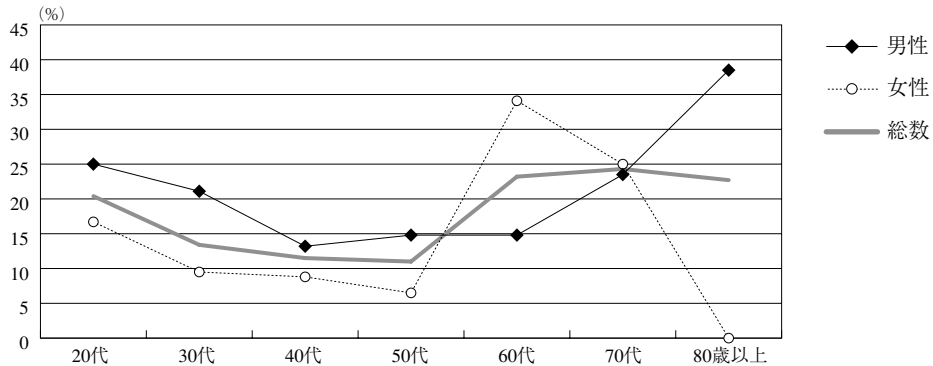
抽出されたサンプルであることである。「パネル調査」は調査開始時点では無作為抽出を行っているものの、回数を経るにしたがってサンプル脱落(sample attrition)の問題が大きくなることが知られている。第2は、「実態調査」が20歳以上の成人男女すべてを対象としている点である。「パネル調査」の対象者は1993年時点で24～34歳の女性に限定されており、男性については調査対象者の女性の夫の情報が得られるに過ぎない。第3に、「パネル調査」では調査開始以降の情報は詳細にわかる半面、調査開始以前の状況についての情報は少ない。この点で、今回の「実態調査」は15歳ごろの状況をたずねる設問を入れている。

はじめに、調査対象者のライフ・イベントや成育環境が調査時点での貧困状態に及ぼす影響を分析する。過去の出来事は、「実態調査」の調査時点以前における貧困への転入あるいは転出といったダイナミクスに影響している可能性もあるが、本稿では調査時点までその影響が継続していると仮定していることになる。

1 貧困線の設定

前節と同様に、ここでも全回答者の等価世帯所得の中位数の50%を基準として貧困を定義する。世帯所得は「実態調査」より得られる同一家計に属する各世帯員の月収の12カ月分を合計したものを使用する。なお、本人および配偶者についてはボーナスの有無を調査しているので、「ボーナスがあった」と回答している場合は月収の12カ月分ではなく15カ月分とする。年間賞与3カ月というのは、厚生労働省「賃金センサス」から得られる産業計企業規模計の「年間賞与-その他特別給与額」の「所定内給与額」に対する比率をもととしている。

こうして得られた世帯所得を同居世帯員数の平方根で除いたものを等価世帯所得とする。「実態調査」の等価世帯所得の中位数は294万円であるが、これは前節で用いた「所得再分配調査」の2002年調査における等価世帯所得の中位数(300万円)とほぼ等しい。それぞれの調査に基づき貧困線を設定すると、147万円と150万円になるが、等価世帯所得が両者の間に落ちるサンプルは1人しかい



出所) 「実態調査」より筆者推計。

図6 性別・年齢階層別貧困率

ないので、簡単化のため150万円未満を貧困と定義する。この定義で貧困状態とされるのは584人中100人で、貧困率は17%となる。

実際に年齢階層別の貧困率の動向をみると、男女ともに20代から40代にかけては低下し、女性は50代以降、男性は60代以降に貧困率が大幅に高まっている(図6)。また、50代までは女性のほうが男性よりもおしなべて貧困率が低い。80歳以上は該当者数が少ないのでややイレギュラーな動きとなっている。

2 成育環境、ライフ・イベントと成人後の貧困

「実態調査」では、15歳ごろの家族構造や、当時の一般家庭と比較した暮らし向きを調査している。具体的には、家族構造については「あなたのご家庭は、以下のどの形態でしたか」という設問があり、「1:核家族(子ども+両親)、2:ひとり親世帯、3:三世帯世帯、4:その他」からひとつを選択する。暮らし向きについては、「当時の日本の一般家庭に比べて、あなたのご家庭の暮らし向きはどうだったと感じますか。次の中からお答えください」という設問があり、「1:大変苦しい、2:やや苦しい、3:普通、4:ややゆとりがある、5:大変ゆとりがある」という選択肢の中からひとつを選ぶようになっている。

こうした設問は、個人の記憶や主観に頼っているという点で不正確だという批判は免れ得ない

が、成育環境が事後的な生活水準に及ぼす影響を知る上でひとつの重要な手がかりにはなるものと考えられる。例えば「ひとり親世帯」など特定の家族構造のもとに育つ子どもや、経済状況が悪い世帯で育つ子どもへの社会的なサポートが十分でない場合、こうした子どもたちは将来的に貧困に陥るリスクが高い可能性がある。

また、成人した後は、離婚、子どもの誕生、あるいは傷病といったライフ・イベントが貧困に陥る契機となりうることは多くの先行研究が指摘している。失職や疾病といったライフ・イベントと貧困との関係を分析することは、セーフティーネットが有効に機能しているかどうかを知る手がかりとなろう。その点、「実態調査」では、個人の回想に基づき、16歳以降の人生経験をたずねているため、どのようなライフ・イベントを何回経験したかを知ることができる。また、何年間に渡って仕事をしてきたかも把握可能である。

そこで、現在、貧困状態にあるかどうかを示すダミー変数(貧困=1, 貧困ではない=0)を作成して被説明変数とし、①15歳時の暮らし向き、②15歳時の家族構造、③調査時点での配偶関係、④経験年数(どのような形態であれ仕事に就いていた年数の合計)、⑤ライフ・イベント(子どもの誕生回数=子ども数, 大きなけが・病気の回数)を説明変数とするモデルをprobitで推定する。15歳時の状況から時間的に離れている高齢者は除外

することとして、推定は60歳未満の394人について行った。使用変数の要約統計は表2、推定結果は表3に示してある。

いずれのモデルでも、15歳時の暮らし向きと現在の貧困状態との間には有意な関係は観察されない。15歳時の家族構造については、「その他の世帯」に属している場合に、現在貧困である確率が高い。「その他の世帯」には、祖父母と孫だけで生活しているケースや、きょうだいだけで生活しているケースなど、多様なタイプの世帯が含まれる。このように伝統的な家族像から離れている世帯で育つと、社会的なサポートの対象となりにくく、それが成人後の貧困確率の高さに反映されているのかもしれない。

年齢の効果は、いずれのモデルでも有意ではない。ここでは高齢者を除外していることもあり、現役世代といわれる60歳未満の年齢層に限ると、年齢が上がるほど貧困リスクが高まるという関係は観察されていない。一方、女性は男性と比較して8%ほど貧困である確率が低い。ここでは配偶関係の影響はコントロールしているので、それ以外の要因で性差が発生していることになる。本分析ではとらえきれない要因によって、女性の貧困リスクが下がっていることになるが、例えば、女性のほうが男性よりもギャンブル等への関わりが少ないなど、堅実な生活をしている可能性が考えられる。現在の配偶関係をみると、独身者やその他(死別、別居等)の配偶関係にあると貧困である確率が高くなっている。男女を問わず、無配偶者の貧困率が高いことは阿部[2006]でも指摘されている。この推定結果は、一自治体での調査ではあるが、それと整合的である。限界効果は非常に大きく、独身の場合に有配偶者よりも22%、その他(死別、別居等)の場合に60%も貧困リスクが高まる。経験年数は長いほど貧困である確率が低くなる。これは年齢をコントロールした上で観察されることであり、逆にみれば失職が貧困に転ずる要因となっていることを示唆している。子ども数については有意な影響が観察されない。いったん配偶関係をコントロールすると、子どもの有無や人数は貧困状態に影響しないようである。大きなけ

表2 主な変数の要約統計

	60歳未満	総数
貧困率	0.140 (0.347)	0.171 (0.377)
年齢	39.505 (11.529)	49.327 (17.641)
性別 (男性=1, 女性=2)	1.525	1.503
15歳時の暮らし向き(基準:普通)		
苦しい	0.284	0.301
ゆとりがある	0.178	0.171
15歳時の家族構造(基準:核家族)		
ひとり親世帯	0.041	0.047
三世代世帯	0.259	0.230
その他	0.038	0.065
配偶関係(基準:有配偶)		
独身	0.388	0.317
離別	0.069	0.072
その他	0.013	0.051
経験年数	15.916 (12.072)	20.031 (16.381)
子ども数	0.904 (1.051)	1.067 (1.082)
大きなけが・病気の回数	0.274 (0.823)	0.361 (0.869)
N	394	584

注) ()内は標準偏差。

出所) 「実態調査」から筆者推計。

がをしったり、病気になったりした回数が多いことは、有意に貧困である確率を高めている。これらを1回経験するごとに、3%ほど貧困確率が上昇する。

3 成育環境と学歴達成

近年、子どもの学歴達成における親の影響が強まり、機会均等が損なわれているのではないかという議論がしばしば見受けられる[橋木2006]。こうした議論に対して、SSM調査データを使用した盛山[2003]は、1990年代半ばまでのデータでみる限り階層間移動は低下していないと結論づけている。また、石田[2003]は、階層の閉鎖性という点では日本はアメリカやドイツとほぼ同等程度の国であることを明らかにしている。

一方、欧米では、Becker and Tomes[1986]をはじめ多数の研究が子どもの学歴達成における親の影響を取り上げており、貧困家庭に育つ子どもは、学歴達成が低かったり、犯罪に関わったり、十

表3 過去の履歴と貧困状態の關係の Probit 推定結果 (60歳未満の回答者について)

N=394

	(1)			(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢	0.010	0.010	0.002	-0.003	0.009	0.008	0.010	0.012	0.011
女性*	-0.474	0.193	-0.079	-0.387	0.184	-0.455	0.187	-0.419	0.179
15歳時の暮らし向き (基準:普通)									
苦しい*	0.072	0.211	0.012	0.145	0.208	0.118	0.200		
ゆとりがある*	-0.255	0.261	-0.038	-0.263	0.261	-0.276	0.249		
15歳時の家族構造 (基準:核家族)									
ひとり親世帯*	0.485	0.432	0.106	0.355	0.463	0.388	0.453		
三世帯世帯*	0.064	0.201	0.011	0.027	0.202	0.099	0.192		
その他*	0.651	0.350	0.154	0.669	0.353	0.641	0.341		
配偶関係 (基準:有配偶)									
独身*	1.094	0.325	0.216	1.155	0.232			1.176	0.272
離別*	0.368	0.362	0.075	0.423	0.368			0.454	0.397
その他*	1.833	0.653	0.598	1.727	0.649			1.661	0.584
経験年数	-0.020	0.011	-0.003			-0.022	0.011	-0.018	0.011
子ども数	-0.003	0.141	0.000			-0.317	0.113	0.025	0.133
大きなけが・病気の回数	0.188	0.091	0.031			0.203	0.088	0.190	0.088
定数項	-1.242	0.580		-1.141	0.546	-0.294	0.424	-1.440	0.512
対数尤度	-127.904			-131.122		-140.219		-132.882	
擬似決定係数	0.197			0.177		0.120		0.177	

注) 1) 標準誤差は不均一分散修正済み。*印のダミー変数については、数値が0から1になったときの変化幅で限界効果は示している。

2) ①15歳時の状況、②配偶関係、③経験年数・子ども数・大きなけが等の3つの説明変数のグループについて、(1)のモデルと比較する specification test を行ったが、いずれの場合も係数が等しいという帰無仮説は棄却されなかった。

代で妊娠したりする確率が高いことが明らかにされている。ただし、Becker and Tomes [1986]では親の所得水準の低さ(流動性制約)が子どもの人的資本投資を阻害する要因となっているが、最近の研究では、流動性制約よりも家庭要因が子どもの能力や意欲を通じて学歴に与える影響に着目する傾向が強まっている。つまり、親の所得水準は、知的な雰囲気や物事に取り組む姿勢、コミュニケーションの活発さなど、家庭要因の代理変数であると考えられている。

「実態調査」では、親の所得水準や学歴は直接的には把握されていないものの、15歳時の家族構造や暮らし向きはそうした要因をある程度反映していると考えられよう。表4は、本人の学歴達成の要因を ordered probit model で推定したものである。ここでは学歴を5段階に分け、学歴が不明

なサンプルは除外している。調査時点で22歳以上であった回答者に限定し、60歳未満とするケースと年齢に上限を設けないケースとの2通りの推定をした。

その結果をみると、年齢や性別による進学率の差をコントロールしても、15歳時に暮らし向きが苦しかった場合、学歴は低くとどまる傾向にある。例えば大卒以上の学歴を得る確率は、15歳時の暮らし向きが苦しいと10%ポイント低下する。一方、15歳時の家族構造についてみると、「三世帯世帯」であった場合には「核家族世帯」であった場合よりも学歴は高く、「その他の世帯」の場合には低くとどまる傾向が有意に観察される。「ひとり親世帯」の効果については、有意には観察されない。社会全体の進学率は高まってきているので、年齢が若いほど高学歴になる傾向が有意にみられる。

表4 学歴達成についての Ordered Probit Model による推定結果

	22歳以上 60歳未満		22歳以上		
	係数	標準誤差	「大卒」 に対する 限界効果	係数	標準誤差
年齢	-0.034	0.010	-0.009	-0.059	0.006
女性*	-0.851	0.219	-0.103	-0.681	0.171
15歳時の暮らし向き (基準：普通)					
苦しい*	-0.857	0.242	-0.100	-0.730	0.189
ゆとりがある*	0.451	0.289	0.073	0.444	0.235
15歳時の家族構造 (基準：核家族)					
ひとり親世帯*	-0.399	0.377	-0.062	-0.472	0.360
三世代世帯*	0.672	0.237	0.085	0.518	0.198
その他*	-1.418	0.711	-0.125	-1.164	0.419
Cut-off1	-5.763	0.672		-6.152	0.500
Cut-off2	-3.448	0.622		-4.042	0.453
Cut-off3	-1.830	0.593		-2.591	0.429
対数尤度	-439.77			-644.87	
擬似決定係数	0.076			0.140	
N	378			552	

注) 1) 標準誤差は不均一分散修正済み。*印のダミー変数については、数値が0から1になったときの变化幅で限界効果は示している。
2) 学歴の基準は「新制中学校, 旧制小学校卒」である。

また、男性と比較して女性のほうが低学歴にとどまる傾向があることは、従来の研究で指摘されていることと整合的である。

III 結論

本稿でははじめにコーホートという視点から子どもの貧困を取り上げ、新しいコーホートに属する子どもほど貧困率が高いのかどうか、子ども同士での不平等度が大きいのかどうかを検討した。つぎに、「実態調査」に基づき、15歳時の暮らし向きや世帯構造が学歴達成や成人後の貧困リスクに与える影響を分析した。

まず、貧困率については有意にコーホート効果が観察されたものの、CVや quartile ratio などの不平等度指標については、コーホート効果は多くの場合、有意には観察されなかった。したがって、同じ時期に生まれた子ども同士での不平等度が

高まっていることを支持する結果は本稿で使用したデータからは得られていない。その一方で、子どもの貧困率の高まりは、子どもがいる世帯の経済水準と、成人だけからなる世帯との経済水準の乖離が新しい世代の子どもほど大きくなっていることを意味している。子どもの等価再分配所得が実質で低下している点とあわせて、子どもに対する経済的保障をどのようにして達成するかを検討すべきである。

つぎに、15歳時の暮らし向きが悪い場合に、学歴達成が低い傾向にあることは、貧困の世代間連鎖という点で注目される。また、15歳時の家族構造によっても、貧困リスクや学歴達成に差がみられるということは、家族が生活保障や教育において重要な役割を果たしていることを示唆している。

なお、これらの推計結果に関しては、使用している15歳時の暮らし向きや家族構造といった変数が、親の経済状態の代理変数としてふさわしくない

場合、推定結果にバイアスが伴うことが知られている。学歴達成にしても、本稿で想定した関係とは逆に、本人の学歴達成が過去の暮らし向きに対する評価を左右するという内生性の問題が生じている可能性がある。したがって、結果の解釈には十分な注意が必要である。

さいごに、子どもの貧困に対する社会的な関心の高まり、そして実際に低下している子どもの経済水準を考えれば、本稿で取り上げたような世代間連鎖について、さらなる研究が必要なことは明らかである。

注

- 1) Förster and d'Ercole (2005)による。
- 2) 『世界価値観調査』1995年による。
- 3) 本調査は、厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「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」(主任研究者:阿部彩)の一環として実施したものである。
- 4) 本稿で使用した『所得再分配調査』調査票の再集計結果は、国立社会保障・人口問題研究所の厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「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」(主任研究者・阿部彩)において目的外使用申請を行い、厚生労働省政策統括官の承認を得たもとに再集計したものである(政発08220005号)。
- 5) なお、調査されている所得や税・社会保険料などの拠出金、社会保障給付などの金額はすべて調査前年のものである。

参考文献

- 阿部 彩(2005)「子どもの貧困—国際比較の視点から—」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.119-142。
- (2006)「貧困の現状とその要因」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.111-137。
- 石田 浩(2003)「社会階層と階層意識の国際比較」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, pp.105-126。
- 岩田正美・濱本知寿香(2004)「第8章 デフレ不況下の「貧困の経験」」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, pp.203-233。
- 岩本康志(2000)「ライフサイクルから見た不平等度」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会, pp.75-94。
- 大石亜希子(2005)「子どものいる世帯の経済状況」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.29-52。
- (2006a)「所得格差の動向とその要因: 1987~2002年」財務総合政策研究所「我が国の経済格差の実態とその政策対応に関する研究会」報告書所収。
- (2006b)「所得格差の動向とその問題点」貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『経済格差の研究』中央経済社, pp.19-36。
- 小塩隆士(2006)「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.11-54。
- 橋本俊詔(2006)『格差社会 何が問題なのか』岩波新書。
- 盛山和夫(2003)「階層再生産の神話」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, pp.85-103。
- Bane, M. J. and D. Ellwood (1986) "Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells," *Journal of Human Resources*, Volume 21, No. 1, Winter, pp.1-23.
- Becker, G. and N. Tomes (1986) "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics*, 4, pp.S1-99.
- Blank, R. M. (1997) *It Takes a Nation: A New Approach to Fighting Poverty*. New York: Princeton University Press, Russell Sage Foundation.
- Bowles, S., H. Gintis and M. O. Groves eds. (2005) *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*. Princeton, Princeton University Press.
- Förster, M. and M. d'Ercole, (2005) "Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s" OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 22.
- McKernan, S. and C. Ratcliffe (2002) "Transition Events in the Dynamics of Poverty," Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation, U.S. Department of Health and Human Services. (<http://aspe.hhs.gov/hsp/poverty-transitions02/index.htm>)
- OECD (2006) *Economic Survey of Japan*, Paris: OECD.
- Ohtake, F. and M. Saito (1998) "Population aging and consumption inequality in Japan" *The Review of Income and Wealth* 44: 3, 361-381.
- Page, M. E. and A. H. Stevens (2002) "Will You Miss Me When I Am Gone? The Economic Consequences of Absent Parents," *NBER Working Paper* 8786.

(おおいし・あきこ 千葉大学法経学部准教授)