

する確率が減っていることがわかる。すなわち、貧困の慢性化は本データにおいても確認されるのである。

その他の変数について簡単に推計結果を説明すると、母子世帯であることは、大きく貧困脱出の確率を下げており、二親世帯に比べ、母子世帯の確率は0.3程度であることがわかる。また、学歴では、高卒の母親に比べ、高専・短大、大卒の母親のほうが貧困脱出の確率が高く、父親の学歴では高卒に比べ大卒のほうが確率が高い。

表7 脱出したか否かのロジット

	相対的貧困		絶対的貧困	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比
母親の年齢	0.0173 ***	1.02	0.0157 **	1.02
父親の年齢	0.000706	1.00	0.00194	1.00
母子世帯(*1)	-1.1837 ***	0.31	-1.2034 ***	0.30
父子世帯(*1)	-0.198	0.82	-0.311	0.73
母学歴(*2): 中卒	-0.1675 *	0.85	-0.1485 *	0.86
高専・短大	0.2307 ***	1.26	0.2274 ***	1.26
大卒	0.3658 ***	1.44	0.3706 ***	1.45
その他	0.4671 *	1.60	0.4837 *	1.62
父学歴(*2): 中卒	-0.1079	0.90	-0.1186 *	0.89
高専・短大	-0.1005	0.90	-0.0688	0.93
大卒	0.4823 ***	1.62	0.4915 ***	1.64
その他	-0.6254 ***	0.54	-0.6376 ***	0.53
2002年ダミー(*3)	-0.0365	0.96	0.0724	1.08
2004年ダミー(*3)	-0.4004 ***	0.67	-0.225 ***	0.80
切片	-0.2659 **		-0.3927 ***	
サンプル数	8931		9270	
Max-rescaled R-Square	0.0907		0.084	

注：(\*1) 基準は二親世帯。その他世帯は分析から除外

(\*2) 基準は高卒

(\*3) 2001年(基準)=2001~2002年にかけて、2002年=2002~2004年にかけて、2004年=2004~2005年にかけて

\* 10% \*\* 5% \*\*\* 1% 有意

## 6. 貧困脱出の Survival Analysis

パネルデータを用いて貧困を分析する利点の一つが、貧困からの脱出や貧困への転落を分析することが可能であることである。前節の貧困脱出の分析においては、ある一時点の貧困世帯が次の調査時点において貧困であるか否かをモデルとしたものであったが、このモデルにおいては「貧困の継続」という視点が乏しい。貧困は、一時点の「不利」だけではなく、それが継続することによって、より深刻化していく。簡単に言えば、1年間貧困を経験することと、2年間経験すること、3年間経験すること、は「貧困の質」が異なり、重要なのは、「貧困から脱するのに何年かかるか（または脱出できないか）」という視点である。そこで、本節では、この「貧困の継続（または期間=duration）」をモデル化し、そ

れに影響する要因分析を行う。

分析対象は、パネル調査の第一回の所得データ（2000年）に所得が貧困基準未満であった世帯（ $n=3707$ ）である。被説明変数は、貧困脱出までの年数であり、これを Survival 分析の手法を用いて推計する。説明変数には、世帯類型（二親世帯、母子世帯、父子世帯）、母親年齢、父親年齢、母親学歴、父親学歴を用いる。学歴以外の変数は、Time Variant、学歴は Time Invariant な変数である。

初年で貧困であった世帯のその後の貧困状態は、以下である（表8）。2回目に貧困脱出し、その後も貧困となることがなかった世帯は 1,411 世帯、1回目・2回目は貧困であったが4年目に貧困脱出し、5回目も貧困でない世帯は 458 世帯、1～4回目に貧困であり、5回目に貧困脱出した世帯は 230 世帯であった。観察期間中継続して貧困であった世帯は 645 世帯である。なお、貧困から一旦脱出しても、その後の観察期間中に再び貧困に陥っている世帯は 663 世帯であり、これらは分析の対象から外した。もちろん、観察期間中に貧困から脱出した世帯であっても、観察期間後に再び貧困に陥る可能性はあるが、ここでは、それを考慮していない。

**表8 1年目（ $t=0$ ）の貧困世帯が貧困脱出した時期**

対象：1年目に貧困であった世帯（ $n=3407$ ）balanced data

貧困基準：相対的貧困

貧困脱出時期	n	%
2年目	1411	41.4
3年目		
4年目	458	13.4
5年目	230	6.8
Never 脱出	645	18.9
貧困再脱落	663	19.5
総数	3407	100.0

Survival 分析は、リスクが発生する時点を  $T=0$  として、各時点において、そのリスクの発生（イベント＝ここでは貧困から脱出すること）する危険度（ハザード）を推計することにより、イベント発生までの時間を分析する手法である。Survival 分析を用いることによって、「貧困からの脱出期間」を分析することができる（しかし、厳密に言うと、1回目（ $t=0$ ）の時点において貧困状態であった世帯であっても、それが「何年目」の貧困であるのかはわからない。ここでは、貧困の初年度を観察期間の初年度と仮定している）。

Survival 分析は、ハザード・レートという概念を用いる。ハザード・レートは以下に定義される。

$$h_i(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T > t | T > t)}{\Delta t}$$

$h_i(t)$ は、世帯  $i$  が年  $t$  にイベントに面するハザード・レートを表し、 $T$  はイベントが起こる年を示す（初年度を  $T=0$  とする）。用いられる分析時間（Analysis Time）は、データが「年」ごとにとられているため「年」である。例えば、第一回、第2回、第4回で貧困であり、（第3回は所得データなし）、第5回が貧困でない世帯の場合は、 $T=4$  となる。 $h_i(t)$ は、以下のモデルによって規定されると仮定する。

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i(t)\beta_x)$$

$t$  = 貧困継続年数

$h_i(t)$  = 世帯  $i$  が年  $t$  にイベントに面するハザード・レート

$X_i(t)$  = 世帯  $i$  の年  $t$  における属性のベクトル

$X_i$  は、説明変数のベクトルであり、 $h_0(t)$  は、base hazard function である。 $h_0(t)$  には、様々な形が想定される。貧困脱出の確率は1年目から2年目で最も高くその後減少する。このため、Weibull Model が適していると判断される。すなわち、

$$h_0(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0)$$

$$h_i(t) = pt^{p-1} \exp(\beta_0 + X_i\beta_x)$$

となる。

推計の結果を表9に示す。ここからわかることは、母子世帯であること（または母子世帯なったこと）は、貧困から脱出する（非継続）する確率を低くし、二親世帯の確率を1とすると、母子世帯では0.78程度である。また、父親の学歴が大卒である場合、父親が高卒（最頻の学歴）である場合に比べ約1.28倍の確率で貧困脱出する確率が高くなる。同様に、母親の最終学歴が高専である場合は、高卒である場合に比べ、若干（1.09倍）、貧困脱出の確率が高くなる。

表9 Survival Analysisの結果

	係数	ハザード率	
Time Variantな変数			
母親の年齢	0.0046	1.005	
父親の年齢	-0.0010	0.999	
母子世帯(*1)	-0.2417	0.785	***
父子世帯(*1)	0.0322	1.033	
Time Invariant な変数			
父親中卒(*2)	-0.0639	0.938	
父親高専	-0.0101	0.990	
父親大学	0.2458	1.279	***
父親学歴不明	-0.4621	0.630	***
母親中卒	-0.0720	0.930	
母親高専	0.0896	1.094	**
母親大学	0.0842	1.088	
母親学歴不明	0.1832	1.201	
observation数	5222		
対象者数	2619		
Log Likelihood	-19110.618		

\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*10%有意

注：(\*1) Base は二親世帯。その他世帯は分析から除外。

(\*2) Base は高卒

## 7. まとめ

本稿では、厚生労働省の「21世紀出生児縦断調査」(ベビー・パネル)を用いて、乳幼児期(0歳から4歳時点)における貧困の動態について分析を行った。本稿では、特に、家計経済研究所や慶應義塾大学において行われている他のパネル調査を用いた貧困動態分析との比較を主眼においた分析を行った。その結果として、以下の知見が得られたと言えよう。

まず第一に、データの特徴として、脱落がより低所得層に偏っていることが明らかとなった。これは他のパネル調査(特に慶應パネル)とも共有する問題であり、貧困の動態分析をする際には留意するべき点である。本稿では、先行研究に習って *balanced data* を用いる方法で脱落による偏りに対処しているが、これが充分であるかどうかはさらなる検討が必要であろう。

第二に、0歳から4歳までの貧困率の推移を見ると、1年目(出生前年)から2年目(出生前+0歳)にかけて、また、その後も、(絶対的)貧困率は改善する傾向にある。これは、母親が職場に復帰したり、父親・母親の所得が年齢と共に上昇することによってもたらされると考えられる。しかし、母親が出産を期に育休に入ったり、退職することによって予想される1年目から2年目にかけての貧困率の増加は本データでは見られなかった。

第三に、貧困の類型別の割合を他の研究とも比較してみると、ベビー・パネルにおいては、比較的安定層が多く(4回を通じて79%)、固定貧困層は少ない(同、1.9%)。安定

層・貧困固定層は、分析対象の年数が多くなると共に減少するが、その割合は異なるデータ間でも近似しており、2年間では80%代、4年間で70%代後半が安定層に留まっている。一方、ベビー・パネルにおいても、4年間のうち貧困を2回以上経験した割合は9.3%となっており、約1割の子どもとなる。

第四に、母親や父親の年齢をコントロールした上でも、2001年から2002年にかけての貧困脱出の確率に比べ、2004年から2005年にかけての確率が有意に低くなっており、貧困が慢性化していることが伺える。同様の分析をした濱本（2005）の結果が、さらにバックアップされることとなった。

最後に、1年目に貧困であった世帯が貧困から脱出するのに何年かかるかという survival analysis をおこなった結果、父親の学歴や母子世帯であることが有意に影響していることがわかった。

#### 【参考文献】

- 阿部彩(2002)「貧困から社会的排除へ：指標の開発と現状」『海外社会保障研究』Vol.141.pp.67-80. 2002.12.25.
- 阿部 彩(2006)「貧困の現状とその要因－1980-2000年代の貧困率上昇の要因分析－」
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編著『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.
- 石井加代子・山田篤裕(2007)「貧困の動態分析－KHP Sに基づく3年間の動態よびその国際比較」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、p.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.
- 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.
- 駒村康平(2005)「生活保護改革・障害者の所得保障」国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障制度改革』、東京大学出版会、pp.173-202.
- 白波瀬佐和子編(2006)『変化する社会の不平等－少子高齢化にひそむ格差』、東京大学出版会。
- 橘木俊詔・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』、東京大学出版会。
- 直井道生(2007)「家計の住居移動行動とサンプル脱落問題」樋口美雄・瀬古美貴・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.
- 西野淑美(2007)「第1回～第4回 21世紀出生児縦断調査の脱落・移動の動向」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究」平成18年度報告書、pp.55-58.
- 西野淑美(2006)「21世紀出生児縦断調査における脱落・居住地移動・復活サンプルの分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「パネル調査(縦断調査)のデータマ

ネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究」平成 16～17 年度総合報告書、pp.269-289.

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.

原田謙・杉澤秀博・小林江里香・Jersey LIANG(2001)「高齢者の所得変動に関連する要因－横断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』Vol.52, No.3.2, p.382-396.

樋口美雄・岩田正美・永井暁子(1999)「序章：本書の目的と要約」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社、pp.3-23.

樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖 (2003)「パネル・データに見る所得階層の固定化と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, pp.45-84.

福田節也 (2006)「21世紀出生児縦断調査における脱落要因の分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「パネル調査（縦断調査）のデータマネジメント方策及び分析に関する総合的システムの開発研究」平成 16～17 年度総合報告書、pp.237-255.

## (2) 子どもの健康と貧困の経験

阿部 彩

### 1. はじめに

幼児期における子どもの成長や健康が、子どもの属する世帯の経済状況や社会階層に大きく影響されることは、海外における多くの研究によって明らかになっている（例えば、Millar and Korenman 1994, Currie and Thomas 1993, 1995, Korenman and Miller 1997）。この「健康格差」は、イギリスやカナダのように国民皆保険が達成されている国においても確認されている。日本においても、国民皆保険を目指す公的医療保険制度が1961年に整備され、すべての人が同様に医療にアクセスすることができることとなっている。しかし、近藤克則（2005）の『健康格差社会』が示したように、健康格差が確かに存在し、また拡大している。本稿では、特に「子ども」を対象として、健康と社会経済要因の関係を分析する。人生の初期における健康の悪化は、負の遺産として、その後、長期に渡って、その子の人生に影響を及ぼす。この「負の遺産」を緩和するためにも、子どもの健康に影響する因子を探り、どのような子どもがより高いリスクに面しているのかを知ることは重要である。本稿では、厚生労働省が2001年から行っている『21世紀出生児縦断調査』を用いる。本調査は、日本政府が行う初めての大規模パネル調査であり、以下に述べるように、これを用いる意義は大きい。

パネルデータを用いた子どもの健康と貧困の分析には、いくつかの利点がある。まず、第一に、子ども、特に幼児期の子どもに着目することにより、健康と貧困の因果関係について成人の健康と貧困からの分析からは得られない知見を得ることができる。社会経済階層が、人々の健康と深い関係があることは、いくつもの実証研究によって明らかにされており（例えば、イギリスの有名なBlack Report(1980)<sup>1</sup>、日本においては前掲の近藤(2005)を参照のこと）、低階層（低所得）の人々が高階層（高所得）の人々に比べ死亡率を始め、心臓病、がん、アルコール、自殺などの発症率が高いことがわかっている。しかし、これら成人の分析においては、社会経済階層が低いことが要因で健康状態が悪いのか、健康状態が悪いことが要因で社会経済階層が低いのか、といった、因果関係の方向を見極めることが難しい。しかし、子ども、特に幼児期の子どもの健康状態が、その子の社会経済階層に影響することは比較的少ない<sup>2</sup>と考えられるため、その因果関係をほぼ一方向に限定することができる。

第二に、パネルデータを用いることにより、観測時点における社会経済階層のみならず、長期に渡る経済的不利（貧困）の蓄積や、出生時点における不利（例えば未熟児であった

<sup>1</sup> Department of Health and Social Security (1980) *Inequalities in Health: Report of a Research Working Group*.

<sup>2</sup> 厳密に考えると、例えば重度の障害児をもつ世帯においては、親の就労状況に影響を与えるであろう。しかし、その度合いは、成人が障害者である場合に比べ小さいと考えられる。

こと)なども考慮した分析が可能となることである。欧米の先行研究からは、子どもの成長や健康が、それを観測した時点における貧困よりも、観測時点以前の長期に渡る貧困により大きく影響されるという結果が報告されている。例えば、Millar and Korenman (1994)は、身長・体重に表される子どもの栄養失調は、測定が行われた時点における経済状況よりも、10年間の長期的貧困(10年間の Income-to-Needs Ratio $\leq$ 1の場合貧困と定義)の平均)に大きく影響されることを示した。また、次節に詳しく述べる Korenman & Miller (1997)においても、5~7歳の子どもにおける低身長、低体重が、それまでの「貧困の継続」によって影響を受けており、その貧困の「時期」によって影響の度合いも異なることが報告された。このような分析は、子どもの成長段階のどの時点でどのような支援が必要かを明らかにさせる重要な知見である。実際に、多くの自治体は既に子どもの医療費の無料化を行っているが、このような知見は、子どもの成長のどの時点で医療費の補助を行うことが最も効果があるのかという政策にかかわる決定にも示唆を与えることができる。

本稿では、Millar & Korenman (1997)に習って、4歳時点の子どもの成長(身長・体重)と、健康状態(通院、入院状況)が、それまでの子どもが属する世帯の経済状況(特に貧困、貧困の定義や動向については別報告(阿部 2008)を参照のこと)を分析することとする。分析対象年齢を4歳としたのは、使用可能な『21世紀出生児縦断調査』の最終年(5年目)が4歳時点のデータであるからである。

## 2. 子どもの健康と社会経済階層

社会経済階層が子どもの成長・健康に影響を及ぼす経路(path)はいくつか存在すると考えられている。一つの説は、低階層・低所得の世帯は、情報等の欠如により、子どもの病気や障害などに気づくことに遅れ、また、それらに対処する(例えば、病気の際に親が手厚く看病する、病院に頻繁に連れて行く、障害に対処する訓練を行うなど)リソースが乏しいという説である。そのため、同じ「健康ショック」を受けても、それに起因する負の影響が低階層・低所得層の子どもの方が、高階層・高所得層の子どもに比べて大きい(path 1)。この説は、特にアメリカなど公的医療制度が整備されていない国においては強力な説得力がある。つまり、子どもの「皆保険」が達成されていれば、このような低所得層・低階層に不均等に大きい「健康ショック」の影響を緩和することができるはずであるからである。第二の説が、低階層・低所得の子どもは、高階層・高所得の子どもに比べ、「健康ショック」を受ける頻度・度合いが大きいという説である(path 2)。例を挙げれば、劣悪な住環境、貧相な栄養、親の長時間労働によるケアの欠如、金銭的なストレス、などである。この二つの path はおそらく両方とも存在するが、その相対的重要度についてはあまりわかっていない。この点について、Currie and Stabile (2003)は、興味深い研究をしている。二人は、カナダのパネル・データを用いて子どもの健康格差を研究しており、低階層と高階



層の子どもの健康格差が、子どもの年齢が上がるに連れて拡大すること<sup>3</sup>に着目する（図1 - Currie and Stabile 2003, Figure 2）。そして年齢の異なる子ども達の健康格差を分析した結果、格差は特に10歳頃から拡大し始めており、その拡大が、低社会経済階層（定義はカナダ公式貧困線以下の世帯所得の世帯）の子どもの健康の悪化によるものであるとしている。さらに、低所得層の子どもの健康の悪化が、彼らが受ける健康ショックからの悪影響が高所得層に比べて大きい（または長引く）のではなく、彼らがより多くの「健康ショック」を受けているからであると結論づけている。

図1 カナダの子どもの健康格差

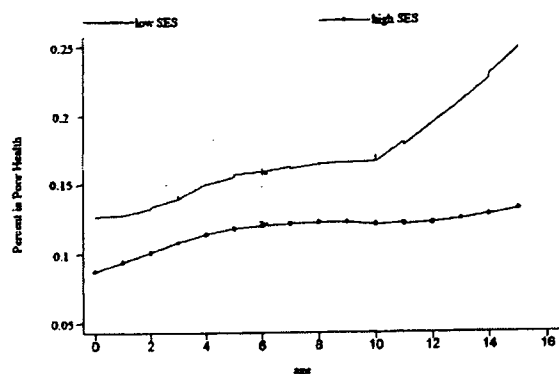


FIGURE 2. PERCENT OF CHILDREN IN POOR HEALTH BY AGE AND SES

(出所 : Currie and Stabile 2003, Figure 2)

このように、社会経済階層と子どもの健康には密接な関係があることは明らかである。しかし、Currie and Stabile (2003)は、健康に影響する要因として用いた社会経済階層をStaticなものとして扱っている (i.e. 各年度において、所得が貧困線を上回るか、下回るかで階層分けしている)。しかし、貧困研究においては、社会における「不利」は、貧困線の上か下かという線引きによって「0、1」に分けられるものではなく、また、ある一時点における社会経済状況で表されるものではないという認識が共有されつつある。簡単に言えば、ある一時点で貧困であるかないかという question だけではなく、「何年間貧困であるか」「どれほど貧困であるか」「いつ貧困であるか」という「貧困の深さとタイミング」を無視することはできないということである。これらに着目して、「健康格差」の検証を行っている研究が Korenman & Miller (1997)である。

Korenman & Miller (1997)は、National Longitudinal survey of Youth (NLSY), 1979-91年を用いて、子どもの身体的発育（身長・体重）と運動・社会的発達について分析してい

<sup>3</sup> Currie and Stabile (2003)は、カナダのデータを用いているが、この子ども期における健康格差の拡大は、アメリカにおいても確認されている (Case et al 2002)。

る。身体的発育の分析の対象は、5歳から7歳の子ども（身長の本数 1,698、体重 1,468）、運動・社会的発達については0歳から2歳の子どもである。貧困指標には、分析期間の平均 Income-to-Needs Ratio、平均世帯所得のほかに、貧困の「時期」を考慮した指標が用いられている。具体的には、子どもが生まれてからの期間を前記と後期に分け、それぞれ4年間の Income-to-Needs Ratio の平均から計算される貧困状態を、（1. 前期貧困、後期非貧困、2. 前期非貧困、後期貧困、3. 前期・後期ともに貧困、4. 前期・後期共に非貧困）に区分した指標を用いている。コントロール変数としては、世帯構造、性別、人種、母親の学歴、出生体重、未熟児ダミーが加えられている。推計の結果によると、身長については、分析対象期間の平均世帯所得（出生前の prenatal 期および測定後の年数も含む）や長期的な貧困状態（分析対象期間中の平均所得が貧困線以下）が低身長に与える影響が負で有意であった。特に興味深いのは、貧困の「時期」によって、その影響が異なることである。前記・後期共に貧困であった場合と、前期のみ貧困であった場合とを比べると、低身長になる確率はほぼ同じであり、特に身長に関しては前期の貧困が重要であることが示唆された。また、体重については、平均世帯所得や長期的貧困状態は低体重に影響しないものの、後期の貧困が大きく影響していることがわかった。

### 3. 分析手法

本稿で用いるベビー・パネルは、まだ4歳時点におけるデータまでしか蓄積されていないので、Currie and Stabile (2003)が発見したような健康格差の拡大は、残念ながら、まだ、確認することはできない。そこで、本稿では、次の二つの仮説の検証を行う。

仮説1 経済状況（貧困・非貧困、貧困経験）による、子どもの貧困格差は存在するか

仮説2 「健康ショック」の影響が、子どものおかれた経済状況によって異なるか

仮説1の分析では、子どもの経済状況を表す指標として、貧困の経験を用いる。Korenman & Miller (1997)を参考に、0歳から4歳までの貧困経験年数（0～4年）が、子どもの成長や健康に及ぼす影響をOLS分析とロジスティック分析の手法を用いて推計する。被説明変数は、4歳時点の子どもの身長・体重（成長）と、4歳時点の通院経験・入院経験の有無である。また、貧困の時期によって、貧困の経験の影響が異なるかを検証するために、前期貧困（1年目と2年目の等価世帯所得の平均が、貧困基準を下回る）と、後期貧困（4年目と5年目の等価世帯所得の平均が、貧困基準を下回る）のダミー変数をモデルに取り入れて、それぞれの係数を推計する。

仮説2の分析においては、「健康ショック」の影響が、貧困世帯の子どものもそうでない子どもにとって異なるかを分析する。ここで言う「健康ショック」とは、出生時に未熟児で

生まれること、または低体重で生まれることである。これらのショックが、4歳時点の体重に影響しているか否かを、OLS分析を用いて推計する。

#### 4. 貧困の継続と子どもの成長・健康

まず、0歳から4歳までの貧困の経験が、子どもの成長や健康に及ぼす影響について検討してみたい。表1は、貧困経験（年）数別にみた、5年目（4歳時点）での子どもの成長（身長・体重<sup>4</sup>）と健康状態（通院経験の有無、入院経験の有無）である。貧困経験年数とは、貧困であった（定義：相対的貧困）年数と定義され、所得情報がある4年間ともに貧困であった場合は「4」、一年とも貧困の経験がない場合は「0」の値をとる。説明変数に貧困経験年数を用いたのは、長年の貧困の蓄積が子どもの成長・健康に与える影響をみるためである。

表1 貧困経験回数別、健康指標

貧困経験数	n	通院経験あり	入院経験あり	身長(0.1cm)	体重(100g)
なし	26552	0.9819	0.0580	1035.11	166.17
1回	3910	0.9780	0.0655	1033.84	165.88
2回	1604	0.9757	0.0754	1031.96	165.20
3回	878	0.9552	0.0740	1034.53	165.05
4回	645	0.9628	0.0806	1031.51	164.85
総数		0.9801	0.0606	1034.74	166.04
		32869	33589	30958	31453

表1のクロス表でみると、通院経験は貧困経験数が多いほど少なく、入院経験は多くなっていることがわかる。また、身長、体重は共に、貧困経験が多いほど、少なくなっている。

しかし、クロス表からの分析においては、健康および成長に関する重要な変数がコントロールされていないため、貧困経験とこれら指標との関係を断定することができない。特に重要と思われるコントロール変数が出生時点の体重と出生週数である。出生時点における低体重が、その後、長期に渡って、様々な側面において、影響を及ぼすことが確認されている（Currie and Hyson 1999）<sup>5</sup>。また、家族構成や親の学歴など、欧米の研究にてコントロールされている変数も、子どもの健康および成長に目に見えない影響を及ぼしているかもしれない。

<sup>4</sup> 現時点においては、身長・体重の測定時期については、コントロールしていない。

<sup>5</sup> 例えば、Currie and Hysonは、1958年に生まれた17,000人の人々を追跡しているBritish National Child Development Surveyのデータを用いて推計した結果、出生時の低体重が主観的健康、学歴、就労状況など成人になってからのアウトカムに影響していることを示した。

これらをコントロールした上で、貧困の経験が、子どもの健康および成長に及ぼす影響をみるために、ロジスティック分析およびOLS分析を行う。まず、被説明変数は、通院経験あり (=1)、入院経験あり (=1)、身長、体重の4つである。モデルとして貧困経験回数を説明変数とするモデル(モデル1)、それに母親と父親の年齢を加えたモデル(モデル2)、モデル1に未熟児ダミー(出生週数が36週未満、または、出生体重が2000g以下)と出生時体重を加えたモデル(モデル3)、モデル1に世帯類型を加えたモデル(モデル4)、モデル2に両親の学歴を加えたモデル(モデル5)の5つを試みた。未熟児ダミーと出生時体重は相関が高いため、同モデルに投入することが不可能である。そのため、モデル3は、モデル3A(未熟児ダミー)とモデル3B(出生体重)の二つを用いている。未熟児身長と体重の結果が表2、通院経験と入院経験の結果が表3である。

まず、表2をごらん頂きたい。これを見ると、貧困経験回数の係数は、身長・体重の両方において、すべてのモデルにおいて consistent にマイナスで有意になっており、推計の結果が頑強であることが伺われる。Korenman & Miller (1997)の5～7歳児を対象とした研究においては、幼児期の貧困の影響は身長のみにて確認されているのに対し、ここでは、身長・体重ともに、貧困回数が多いほど低くなるという結果が得られている。身長については、貧困年数が1年増えると、約0.08cm、体重では約30g、低くなっている。コントロール変数については、やはり、一番大きく影響していると推計されるのが、未熟児ダミーと出生時体重である。二つの変数を比べると(モデル3Aと3B)、出生時体重のほうが、Rsqが大きくなっていることから、出生時体重のほうが4歳時点の身長・体重を predict するよりよい変数であると言える。

次に、表3をごらん頂きたい。貧困経験の回数の係数を見ると、通院経験については、マイナスで有意、入院経験についてはプラスで有意という consistent な結果となっている。つまり、貧困経験回数が多いほど、通院経験がある子が減り、入院経験がある子が増えるのである。通院と入院において、符号が逆となっているが、これらは総合して次のように解釈することができるのではないだろうか。つまり、貧困経験の蓄積は、身長・体重といった子どもの成長を有意に抑制する。しかし、0歳から4歳といった幼児期において、多かれ少なかれ子どもは病気をするものなので、通院といった日常における健康のケアについては、むしろ、貧困経験がない子どものほうがより多く受けており、貧困経験が多くなるほど、通院しない子が増える。しかし、入院を伴うような大きな疾病は、やはり、貧困経験が多い子どもの方が多くなるのである。

表2 0歳～4歳の貧困の経験と4歳時点の成長(身長・体重)

被説明変数=	身長					体重						
	モデル1 係数	モデル2 係数	モデル3A 係数	モデル3B 係数	モデル4 係数	モデル5 係数	モデル1 係数	モデル2 係数	モデル3A 係数	モデル3B 係数	モデル4 係数	モデル5 係数
OLS分析												
貧困経験の回数	-0.883 ***	-0.84 ***	-0.819 ***	-0.862 ***	-1.008 ***	-0.6303 *	-0.374 ***	-0.2912 **	-0.335 **	-0.3593 ***	-0.4296 ***	-0.304 **
コントロール変数(5年目時点)												
母親の年齢		-0.013				-0.038		0.02082				0.0246
父親の年齢		0.0833			1.6993	0.07491		0.06313 **			0.72373	0.0608 **
母子世帯(*1)					-0.891						0.75556	
父子世帯					5.0762						0.97957	
両親不在世帯												
未熟児ダミー									-9.544 ***			
出生時体重												
両親の学歴(*2)												
父親中卒												
父親高専						-1.7973						-0.572
父親大学						0.28897						-0.294
父親学歴不明						1.17725 *						-0.092
母親中卒						-1.4451						0.0405
母親高専						0.32356						0.5629
母親大学						-0.2917						-0.365
母親学歴不明						0.81656						-0.045
切片	1035.1 ***	1032.5 ***	1035.5 ***	956.73 ***	1035 ***	1033.15 ***	166.18 ***	163.195	166.44 ***	121.731	166.164 ***	163.43
Adj R-Sq	0.0002	0.0003	0.0039	0.0627	0.0002	0.0004	0.0002	0.0005	0.0065	0.0952	0.0002	0.0005
標本数	30958	30719	30958	30951	30958	30719	31453	31207	31446	31207	31453	31207

\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*1%有意  
 (\*1) Baseは二親世帯 (\*2) Baseは高卒



また、未熟児ダミーと出生時体重は、通院経験については統計的に有意な結果が得られなかったが、入院経験については有意となっている。特に未熟児ダミーの係数は大きく、未熟児であることが4歳時点での入院の有無に大きく影響していることがわかる（未熟児でなかった子に比べ、未熟児であった子は入院の確率が1.56倍である）。また、出生時体重が高いと、入院の確率が減る。

その他の説明変数については、どのモデルにおいても、母親の年齢、父親の年齢、世帯類型は、有意な係数は推計されていない。両親の学歴については、母親の高専卒の係数が通院経験、入院経験に有意に正、父親の大卒の係数が身長に有意に正となっているが、他の学歴については、有意な結果は得られていない。

次に、貧困経験を通算年数ではなく、前期（1年目と2年目）と後期（4年目と5年目）のそれぞれ2年間の平均所得が貧困基準を下回るか否かの貧困指標を用いて、貧困の時期によって貧困経験の与える影響が異なるかどうかを調べた（表4）。ちなみに、所得データは調査年の前年の所得を表しているため、前期貧困は（妊娠前2ヶ月と妊娠期間中10ヶ月、および生後12ヶ月まで）（1月生まれの場合）、または、（妊娠前9ヶ月と妊娠期間中12ヶ月、および生後6ヶ月まで）（7月生まれの場合）の経済状況を表していることとなる。

表4 貧困の時期と4歳時点の成長と健康

表4 貧困の時期と4歳時点の成長と健康

被説明変数=	身長	体重	通院経験有	入院経験有
OLS分析	OLS	OLS	ロジスティック	ロジスティック
前期貧困	-2.145 **	-0.44	-0.451 *	-0.023
後期貧困	-0.588	-0.597	-0.271	0.2361 ***
コントロール変数(5年目時点)				
母親の年齢	-0.017	0.0393	-0.001	-0.009
父親の年齢	0.0782	0.0633 **	-0.015	0.0011
母子世帯(*1)	1.287	0.6917	0.0452	0.0296
父子世帯	-0.514	0.9383	0.5299	-0.706
両親不在世帯	4.6224	0.1347	-0.202	-0.154
未熟児ダミー	-16.12 ***	-9.666 ***	-0.052	0.4609 ***
両親の学歴:(*2)				
父親中卒	-1.768	-0.558	0.0999	0.1748 *
父親高専	0.2182	-0.333	0.1745	-0.036
父親大学	1.1357 *	-0.105	0.1618	-0.004
父親学歴不明	-1.865	-0.242	0.4304	0.5564 **
母親中卒	0.4507	0.6093	-0.012	-0.04
母親高専	-0.363	-0.384	0.2434 ***	0.0624
母親大学	0.6842	-0.099	-0.155	-0.081
母親学歴不明	-0.082	-2.056	-0.672	-0.041
切片	1032.8	163.08 ***	4.3881 ***	-2.555 ***
Adj R-Sq	0.0041	0.0067		
-2 Log L			6353.4	15240
標本数	30719	31207	32606	33322

\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*1%有意

(\*1) Baseは二親世帯 (\*2) Baseは高専

これを見ると、貧困経験年数では、すべての係数が有意であったのに対し、ここでは selective に有意となっている。身長は、前期貧困が有意であるものの、後期は有意ではない。体重は、前期、後期ともに有意ではない。通院経験は、前期のみ、入院経験は後期のみ有意である（有意な結果の符号は前節と同じ）。身長については、特に前期の貧困が大きな負の影響をもつという結果は、Korenman & Miller (1997)と同じである。「前期」の定義や、被説明変数を測った時期（Korenman & Miller では5～7歳）は若干異なるものの、同様の結果が支持されたことは興味深い。しかし、体重については、Korenman & Miller の結果と異なり、後期の貧困の影響が大きいという結果は得られていない。

## 5. 出生時の貧困と低体重の影響

次に、「健康ショック」の影響が、貧困世帯の子どももそうでない子どもにとって異なるかを分析した。ここで言う「健康ショック」とは、出生時に未熟児で生まれること、または低体重で生まれることとする。被説明変数は、4歳時点での体重、説明変数には0歳から4歳までの貧困経験（1年でも貧困経験がある場合に1となるダミー変数または貧困経験回数）、低体重児ダミー（出生時体重が10%tile未満）に、低体重児ダミーに出生時点（1年目、モデル2～4では、2年目、4年目、5年目）の貧困 status をかけたものである。最後のクロス項からわかることは、この係数が有意であれば、貧困世帯に未熟児低体重児として生まれたことが、他の低体重児に比べて、より負（または正）の影響があるか否かである。

結果は表5である。これによると、貧困経験は概ね負で有意であり、0歳からの貧困経験が体重に悪影響を及ぼしていることがわかる。しかし、すべてのクロス項は有意ではなく、0、1、3、4歳時点の貧困 status が「健康ショック」からの影響を悪化させているという結果は得られていない。



表5 0歳～4歳の貧困の経験と4歳時点の体重

被説明変数=	体重			
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
OLS分析	係数	係数	係数	係数
貧困経験あり				
貧困経験回数	-0.2387 ×	-0.2891 *	-0.2718 *	-0.2784 *
出生時低体重	-11.331 ***	-11.512 ***	-11.454 ***	-11.476 ***
出生時低体重 × 1年目貧困	-1.1976 ×			
出生時低体重 × 2年目貧困		0.69097 ×		
出生時低体重 × 4年目貧困			0.03166 ×	
出生時低体重 × 5年目貧困				0.27938 ×
コントロール変数				
母親の年齢	0.03578	0.03592	0.03583	0.03577
父親の年齢	0.06899 **	0.06904 **	0.06908 **	0.06909 **
両親の学歴:(*2)				
父親中卒	-0.2923	-0.2879	-0.2905	-0.2918
父親高専	-0.3942	-0.3979	-0.3973	-0.3979
父親大学	-0.1295	-0.1302	-0.1308	-0.1309
父親学歴不明	0.1378	0.13988	0.14315	0.1431
母親中卒	0.77816	0.77583	0.77708	0.77847
母親高専	-0.3958	-0.3937	-0.3935	-0.3938
母親大学	-0.096	-0.0935	-0.0921	-0.0926
母親学歴不明	-1.96	-1.9562	-1.9553	-1.9566
切片	163.921 ***	163.931 ***	163.927 ***	163.963 ***
Adj R-Sq	0.0294	0.0294	0.0293	0.0293
標本数	31207	31207	31207	31207

\*\*\*1%有意、\*\*5%有意、\*1%有意

## 6. 今後の課題

本稿では、厚生労働省の「21世紀出生児縦断調査」の1回～5回の個票データを用いて、幼児期の子どもの成長や健康が、0歳～4歳までの貧困経験によって影響される度合いを分析した。このような分析は、パネル・データが整備されたからこそできる分析であり、データの重要性が再認識される。欧米の研究においては、子ども期におけるさまざまな状況（経済状況、家族状況等）と、それらの悪影響を緩和させようという政府の介入（例えば、所得保障政策や保育、ヘッドスタートなどの教育プログラム）が、その後の子どもの発育（教育達成状況、不登校や学校中退、成人になってからの所得や職業、犯罪率等）にどのような効果があるのかを、パネル・データで検証することが盛んである。日本においても、生活保護のような所得保障を始め、保育園サービス、医療費の無料化、児童手当や児童扶養手当といったさまざまな子育て支援策が講じられているものの、これらの長期的な効果については、殆どわかっていない。「21世紀出生児縦断調査」が今後も積み重なっていくことにより、初めて、これらが明らかになるのである。データの蓄積が待ち望まれる。

【参考文献】

- 阿部 彩(2008)「子どもの貧困のダイナミズムー厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」を使ってー」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究」平成19年度報告書 2008.3.31、p.XXX-XXX.
- 近藤克則(2005)『健康格差社会』医学書院.
- Case, Anne, Lubotsky, Darren and Paxson, Christine (2002) "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient." *American Economic Review*, 92(5), pp.1308-34.
- Currie, Janet and Hyson, Rosemary (1999) "Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birthweight," *The American Economic Review*, Vol.89, No.2, pp.245-250.
- Currie, Janet and Stabile, Mark (2003) "Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children?" *The American Economic Review*, Vol.93, No.5, pp.1813-1823.
- Currie, Janet and Thomas (1995) "Does Head Start Make a Difference?" *The American Economic Review* 85(3): pp.341-364.
- Department of Health and Social Security (1980) *Inequalities in Health: Report of a Research Working Group*.
- Duncan, Brooks-Gunn and Klebanov (1994) "Economic Deprivation and Early Childhood Development," *Child Development* 62(2): p.296-318.
- Korenman, Sanders and Miller, Jane E. (1997) "Effects of Long-Term Poverty on Physical Health of Children in the National Longitudinal Survey of Youth," in Duncan, G. and Brooks-Gunn, J. eds. (1997) *Consequence of Growing Up Poor*, New York: Russell Sage Foundation, pp.70-99.

### (3) 出生児縦断調査にみる母子ひとり親家族の発生事情

岩澤美帆・三田房美

#### 要旨

本研究は、近年、雇用や社会保障の観点から関心が寄せられている母子ひとり親家族 lone-mother family の発生とその世帯の特徴について、2001年からはじまった21世紀出生児縦断調査の5年分の結果を用いて明らかにした。具体的には、誕生した子どもが母子ひとり親家族に属する割合や、出生時の条件による違い、母親の就業や育児負担感について母子ひとり親家族と両親家族との比較などを行った。本研究では家族形成期に焦点を当てるために、第1子に対象を限定し、出生時の特性、具体的には婚外出生、婚前妊娠出生、その他の出生による違いと、父親同居の有無および親の親（子の祖母）の同居の有無から定義した世帯類型による違いに注目した。

本研究からは、両親家族に比べ、母子ひとり親家族の場合は、親（子の祖父母）との同居率が高いこと、出生児全体では、5年目に母子ひとり親家族に属している割合は5%であったが、婚外出生の場合は65%、婚前妊娠出生児は8%といったことが分かった。

5年目まで毎年回答した標本に限定すると、1年目の母子ひとり親家族数は400であったが、5年目では967と倍増していた。1年目のときは、婚外出生による母子ひとり親家族が多くを占めるが、その後は離別による母子ひとり親家族の割合が大きくなる。

調査で把握できる母子ひとり親家族は、5年の間に生じた母子ひとり親家族からの脱却や（再）参入の結果である。全体で見ると、5年間を通して母子ひとり親家族であった割合は1.1%であり、一度でも母子ひとり親家族を経験している割合は6.7%であった。これが、婚外出生になると、5年目まで継続が49%、経験ありが80%となる。しかし、これは同時に婚外出生であっても母子ひとり親をまったく経験していない子どもが2割いることを意味する。ちなみに、婚外出生児のうち、誕生当時父親が同居しているのは26%であった。なお、婚前妊娠出生の場合、5年目までに母子ひとり親家族を経験しているのはおよそ1割である。

母子ひとり親家族の母親が両親家族にくらべ、就業や育児負担感にどのような特徴があるかを調べたところ、就業に関しては、両親家族にくらべ就業率、とりわけパートでの就業率が高いことがわかった。負担感については、身体の疲れ、子育て関連出費、自由時間の不足といった限られた側面ではあるものの、両親家族にくらべて負担がとくに大きいという結果は得られなかった。背景としては、わが国における両親家族における父親の育児参加が不十分であること、負担感の大きい母子家族ほど調査から脱落しやすいといった可能性が考えられる。

## 1. はじめに

先進国において、ひとり親家族 lone-parent family、とくに母子ひとり親家族 lone-mother family に対して社会的関心が寄せられる事態は決して最近に限ったことではない。しかしひとり親家族の発生事情やひとり親家族をとりまく環境はここ十数年で大きく変貌を遂げており、その問題の本質も変化してきている。近年、ひとり親家族が抱えるさまざまな問題が明らかにされ、それに対応するための制度設計が模索されているが、それを効果的に進めるためには、対象となるひとり親家族の捉え方について十分検討する必要がある。というのも、ひとり親家族のどのような側面に着目しどう定義するかによって、家族が直面している問題の見え方も異なることがあるからだ。本研究では、婚外出生や離婚の増加などが先行する米国におけるひとり親家族の実態に関する知見を参考にしながら、日本における子どもの幼少期における母子ひとり親家族発生の実態を記述統計を中心に整理したい。

## 2. 目的

わが国では晩婚化が進むなかで、家族形成のあり方が多様化している。こうした変化の中には、離家の遅れや非婚同棲の増加など、成人男女のライフスタイルの問題と捉えることができるものも多いが（岩澤 2004）、婚外出生や子どものいる世帯の離婚や再婚のように、子どもが関わる場面でも大きな変化を生じている。とくにひとり親家族の雇用や経済事情は、両親家族にくらべ不利な状況であることが多く、近年、欧米先進国では子どもの福祉と社会政策の観点から、配偶関係の問題に大きな関心が寄せられている（Cherlin 1999, McLanahan and Sandefur 1994）。

日本においても、婚外出生や離婚、再婚の増加など、子どもの幼少期に配偶者の不在や配偶関係の変化を伴う場面が増えてきた。本研究では、出生児の成長を詳細に追跡している 21 世紀出生児縦断調査を用いて、子どもの幼少期に、親の配偶関係がどのように変化しているのか、またこうした配偶関係の違いが、子どもの成育環境、well-being にどのような影響を与えうるのかを明らかにすることを目的としたい。

欧米先進国では、婚外出生や父（母）親不在の子どもへの影響について数多くの調査が行われており、経済面や精神面で子どもに対するマイナスの影響があることが指摘されている（Garfinkel, McLanahan and Robins 1994, Amato and Sobolewski 2001）。しかし、日本と欧米諸外国では父親の家庭役割や女性の働き方、親の親族の役割など、事情が異なる側面も多い。こうした日本特有の事情が、子どもに対する影響を緩和するのか、あるいはより深刻な影響を与えるのか、といった観点も取り入れて分析を進めたい。