

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.

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)¹、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²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

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

² 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 ≤ 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³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

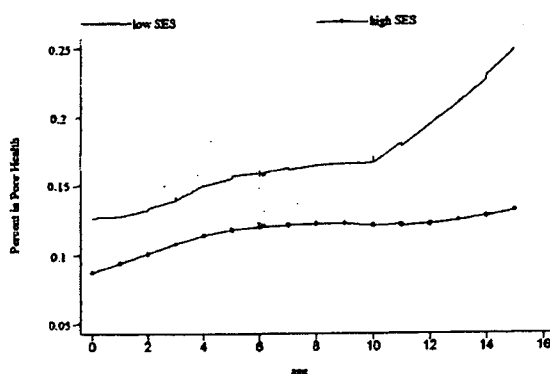


FIGURE 2. PERCENT OF CHILDREN IN POOR HEALTH BY AGE AND SES

（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

³ 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⁴）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）⁵。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。

⁴ 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。

⁵ 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				0.07491		0.06313 **				0.0608 **
母子世帯(*1)					1.6993						0.72373	
父子世帯					-0.891						0.75556	
両親不在世帯					5.0762						0.97957	
未熟児タミー									-9.544 ***			
出生時体重										0.01464 ***		
両親の学歴:(*2)												
父親中卒												-0.572
父親高専												-0.294
父親大学												-0.092
父親学歴不明												0.0405
母親中卒												0.5629
母親高専												-0.365
母親大学												-0.045
母親学歴不明												-2.359
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	31453	31453	31207

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

表 3 0 歳～4 歳の貧困の経験と 4 歳時点の健康

被説明変数=	入院経験あり(=1)		入院経験あり(=1)		入院経験あり(=1)		入院経験あり(=1)		入院経験あり(=1)		入院経験あり(=1)	
	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3B 係数	モデル3B 係数	モデル4 係数	モデル5 係数
ロジスティック分析												
貧困経験の回数	-0.221 ***	-0.232 ***	-0.221 ***	-0.221 ***	-0.231 ***	-0.224 ***	0.102 ***	0.1028 ***	0.1001 ***	0.1021 ***	0.0954 ***	0.0884 ***
コントロール変数(5年目時点)												
母親の年齢		-8E-04				-0.002		-0.008				-0.0069
父親の年齢		-0.016				-0.015		0.0017			0.102	0.00156
母子世帯(*1)					0.1265						-0.6936	
父子世帯(*1)					0.5073						-0.1888	
両親不在世帯(*1)					-0.214							
未熟児タミ-			-0.053						0.4451 ***			
出生時体重				-0.0001						-2E-04 ***		
両親の学歴>(*2)												
父親中卒						0.1184						0.1696 *
父親高専						0.1752						-0.0371
父親大学						0.152						0.00025
父親学歴不明						0.4894						0.5396
母親中卒						0.0038						-0.0508
母親高専						0.2385 **						0.0676 **
母親大学						-0.172						-0.0771
母親学歴不明						-0.69						-0.0325
切片	3.9953 ***	4.5803 ***	3.9967 ***	4.3264 ***	3.9926 ***	4.456 ***	-2.782 ***	-2.58 ***	-2.797 ***	-2.074 ***	-2.7813 ***	-2.6297 ***
-2 Log L	6396	6321.1	6396	6394.36	6395	6301.4	15339	15221	15326	15318	15335.2	15206.5

***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は高卒

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 係数	モデル2 係数	モデル3 係数	モデル4 係数
OLS分析				
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、大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」が今後も積み重ねられていくことにより、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－厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」を使って－」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.

1.4 経済的負担感の脱階層志向と出発点の不平等

相馬 直子

1. はじめに

近年の子育て負担の問題化は、専業主婦の育児不安・ストレスという心理的側面に集中してきたように思われる。このことは、例えば隣国の韓国とは対照的である。韓国では、低所得層の経済的負担感、子どもの貧困、出発点の不平等といった問題化が非常に根強い。それとは対照的に、日本では、低所得層の子育て実態や出発点の不平等問題よりはむしろ、母親の育児不安感やストレスといった、心理面・意識面に焦点が当てられた議論が中心をしめてきたように思われる。

例えば、「子育ての経済的負担」をめぐる各種調査結果を見ると、2004年、2005年、2006年の『少子化社会白書』でも、「理想の子ども数を持たない理由の中で、もっとも多いのは『子育てや教育にお金がかかりすぎるから』であり、全体の62.9%の人が指摘」(内閣府 2004: 36)、「子育て女性の7割が経済的支援を要望」(内閣府 2005: 105, 2006: 44)と、経済的支援の要望の高さが指摘され、具体的な政策手段として、児童手当制度における乳幼児加算の必要性が示されている。「新しい少子化対策では、親の経済力が低く、仕事や家庭生活の面でも課題が多い出産前後や乳幼児期において、経済的負担の軽減を図ることとし、『児童手当制度における乳幼児加算の創設』を掲げ、『若い子育て世帯等の負担軽減のために、乳幼児期(特に3歳未満の時期)の児童手当の加算を行う』としている」(内閣府 2006: 44)。

その註では、こども未来財団「子育てコストに関する調査研究」(2003年)から、ゼロ歳児の子育て費用が年間約50万6千円、1~3歳までは各年50万円であること。そして、総務省「家計調査」(2003年)から、子どものいる世帯はいない世帯よりも1ヶ月の可処分所得が2.5万円低いこと(42.2万円、44.7万円)。そして、こども未来財団「子育て家庭の経済状況に関する調査研究」(2006年)は、子どものいない家庭で43.2%、子どものいる家庭で60.9%が家計を苦しいと感じていることから、子どものいる家庭の方が家計の苦しさを感ずる割合が高いと結論付けている(内閣府 2006: 44)。

問題は、子どもがいる・いないという二分法よりはむしろ、どういう特徴をもつ層の家庭が経済的負担感を持っているか、そして、実際に家計が苦しいか、であろう。経済的支援策の拡充が要望を考えるにあたって、子どもの有無より一歩ふみこんだ実態把握、すなわち「経済的負担」をめぐる実態面と意識面の把握が基礎となる。

以下では、子育て費用の推移、母親の就業別、世帯収入別に見た子育て費用の実態、習い事の実態を見る。その上で、経済的な負担を感じている層は、実際に子育て費用の負担が重い層といえるのか。「収入に占める子育て費用が高い層」(実態面)と「経済的に負担

と知っている層」(意識面)の特徴は何かを検討する¹⁾。

2. 子育て費用の実態

出生児調査では、子育て費用の総額を「1ヶ月の子育て費用」としてたずねている。子どもの年齢があがるごとに、1ヶ月の子育て費用も増えている。

図表1 子育て費用の推移(第1～5回)

	5千円未満	5千～1万円台	2万円台	3万円台	4万円台	5万円台	6～9万円台	10万円以上	不詳	合計
第1回(n=47,015)	5.6	32.0	28.2	12.4	3.5	4.0	3.4	7.7	3.0	100.0
第2回(n=43,925)	7.8	39.5	20.8	9.4	4.1	4.7	6.0	3.8	3.9	100.0
第3回(n=42,812)	10.2	37.1	19.9	10.2	5.3	5.6	7.2	1.4	3.1	100.0
第4回(n=41,559)	12.3	23.8	16.4	16.9	11.6	8.9	6.8	3.1	0.1	100.0
第5回(n=39,813)	2.5	9.5	12.6	18.8	20.0	16.2	11.1	5.8	3.6	100.0

それは、保育料の有無に大きく関係しており、第4回(3歳半)の時点では、「保育料あり」の層が約6割となっている。保育料の金額をみると、2万円台が3割と最も多く、3万円以下を合計すると7割となる²⁾。

図表2 保育料の有無

	あり	なし	合計
第1回保育料(n=47,015)	58	942	100
第2回保育料(n=43,925)	251	749	100
第3回保育料(n=42,812)	284	716	100
第4回保育料(n=41,559)	57.6	42.4	100

図表3 保育料の金額

	1万円未満	1万円台	2万円台	3万円台	4万円台	5万円台	6万円以上	不詳	合計
第1回保育料(n=2,586)	307	159	124	142	130	85	52	0.0	1000
第2回保育料(n=10,824)	357	150	133	138	105	76	39	0.3	1000
第3回保育料(n=12,098)	222	194	167	152	131	89	34	1.0	1000
第4回保育料(n=23,707)	172	204	331	184	56	33	1.5	0.5	1000

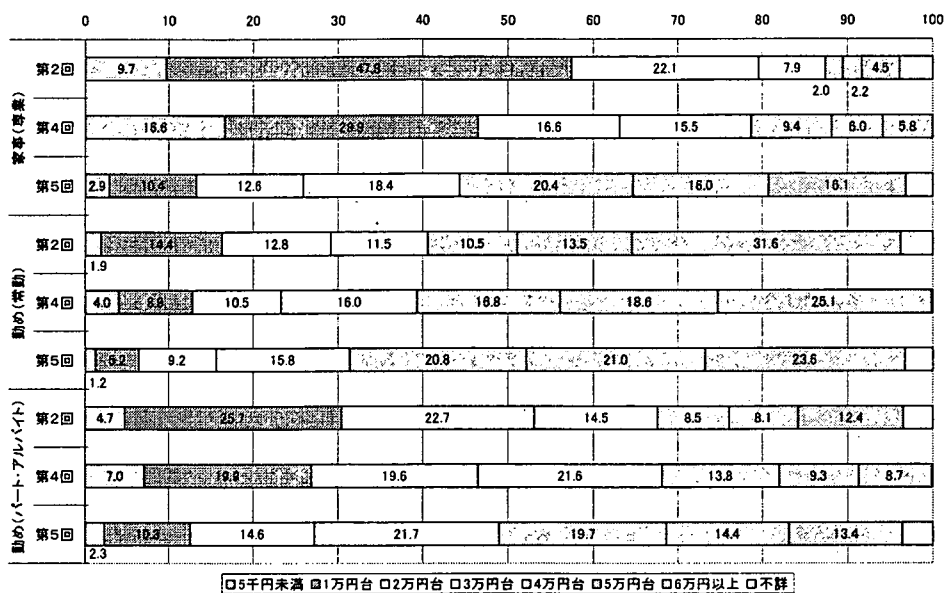
母親の就業状況別に変化を見ると、第5回(4歳半)になると、専業主婦層、パート・アルバイト層では、4万円以上が半数を占める。常勤層では、4万円以上が約8割を占めている。

¹⁾ 既存調査では、以下の点が明らかにされてきたことが明らかになっている。

〔仮説1〕子育て費用の総額は、子どもの年齢、人数、所得水準、親の就業形態、祖父母との同居、地域によって異なる。〔仮説2〕子育て費用が所得に占める割合は、所得水準によらず、一定の幅に収まる。詳細は相馬直子(2006)「子育て費用をめぐる格差の実態分析への課題：既存調査のレビューを中心に」(主任研究者 金子隆一『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年度総合研究報告書)参照。

²⁾ 第5回では保育料の金額について聞いていないのでここでは第4回までのデータを示している。

図表4 母の就業状況別にみた子育て費用（第2、4、5回）



親の年収別にみると、第5回調査では、年収2000万円層を除き、いずれの階層でも3～5万円台が4～6割と中心となっている。

図表5 親の年収別にみた子育て費用

調査回	親の年収	子育て費用										不詳	合計	
		～2万円台	5千円未満	5千～1万円台	2万円台	3～5万円台	3万円台	4万円台	5万円台	6万円以上	6～9万円台			10万円以上
第1回	200万円未満(n=2,414)	54.2	4.8	22.0	27.4	25.4	14.7	4.5	6.2	14.1	3.7	10.4	6.3	100.0
	200～399万円(n=9,680)	66.3	5.4	31.1	29.8	20.5	13.0	3.6	3.9	11.4	2.9	8.5	1.7	100.0
	400～599万円(n=15,413)	69.0	5.8	34.1	29.1	19.3	12.5	3.1	3.7	10.3	2.9	7.4	1.4	100.0
	600～799万円(n=9,288)	68.7	6.1	34.3	28.3	19.5	11.9	3.6	4.1	10.6	3.9	6.7	1.2	100.0
	800～999万円(n=4,020)	67.8	6.0	34.3	27.4	20.4	12.4	3.9	4.2	10.9	4.2	6.6	0.9	100.0
	1,000万円台(n=2,878)	62.9	5.8	31.9	25.1	20.4	12.2	4.0	4.1	15.5	6.0	9.5	1.3	100.0
	2,000万円以上(n=198)	47.5	5.1	21.7	20.7	28.8	15.7	5.1	6.1	23.7	6.6	17.2	2.0	100.0
	全体平均(n=47,015)	65.8	5.6	32.0	28.2	20.0	12.4	3.5	4.0	11.2	3.4	7.7	3.0	100.0
第2回	200万円未満(n=2,405)	62.3	7.4	32.2	22.7	23.6	13.5	5.0	5.1	7.9	4.0	3.9	6.2	100.0
	200～399万円(n=10,068)	74.0	8.5	41.8	23.7	18.4	10.8	4.1	3.5	6.6	2.4	4.2	1.0	100.0
	400～599万円(n=14,916)	74.6	8.5	44.7	21.4	16.8	8.7	3.7	4.4	7.8	4.4	3.3	0.8	100.0
	600～799万円(n=7,569)	67.8	7.9	39.5	20.2	19.5	8.8	4.6	6.1	12.1	8.5	3.6	0.8	100.0
	800～999万円(n=2,921)	58.9	6.2	34.3	18.3	20.7	9.9	4.9	5.9	19.7	15.3	4.4	0.7	100.0
	1,000万円台(n=1,853)	50.4	5.1	28.8	16.5	23.3	9.8	5.0	8.5	25.5	18.2	7.2	0.8	100.0
	2,000万円以上(n=194)	48.9	4.1	28.9	13.9	24.2	10.8	5.7	7.7	27.8	14.4	13.4	1.0	100.0
	全体平均(n=47,015)	63.6	7.3	38.9	19.4	17.0	8.8	3.8	4.4	9.2	5.6	3.5	3.6	100.0
第4回	200万円未満(n=1,839)	66.5	16.7	30.2	19.6	26.5	13.9	7.0	5.6	6.7	3.6	3.1	0.3	100.0
	200～399万円(n=8,788)	63.0	13.9	28.7	20.3	31.8	17.6	8.7	5.5	5.2	2.9	2.3	0.0	100.0
	400～599万円(n=13,907)	56.7	13.6	26.3	16.7	36.7	17.7	11.5	7.5	6.6	4.2	2.3	0.1	100.0
	600～799万円(n=8,155)	47.1	10.2	21.9	15.0	42.3	17.8	13.9	10.6	10.6	7.6	3.1	0.0	100.0
	800～999万円(n=3,436)	35.5	8.2	14.7	12.5	46.2	15.3	15.8	15.2	18.2	13.9	4.3	0.1	100.0
	1,000万円台(n=2,754)	24.1	4.6	10.5	9.0	45.5	13.7	14.2	17.7	30.3	23.1	7.2	0.1	100.0
	2,000万円以上(n=256)	27.0	5.9	12.1	9.0	35.5	12.9	10.5	12.1	37.5	21.5	16.0	0.0	100.0
	全体平均(n=40,255)	52.5	12.3	23.9	16.3	37.5	17.0	11.6	8.9	9.9	6.8	3.1	0.1	100.0
第5回	200万円未満(n=3,971)	35.2	4.3	15.0	15.9	40.6	16.3	12.5	11.7	11.9	7.5	4.5	12.3	100.0
	200～399万円(n=7,570)	35.5	3.7	14.3	18.6	49.9	22.1	16.8	11.0	10.4	6.3	4.2	3.2	100.0
	400～599万円(n=13,219)	25.6	2.5	9.7	13.4	58.6	21.2	22.0	15.4	13.2	8.5	4.7	2.6	100.0
	600～799万円(n=8,165)	18.2	1.6	7.1	9.5	60.9	18.0	23.0	19.8	18.7	12.6	6.1	2.3	100.0
	800～999万円(n=3,664)	12.5	1.0	4.5	7.1	59.8	14.9	23.0	21.9	25.7	19.1	6.6	2.0	100.0
	1,000万円台(n=2,956)	9.5	0.9	3.3	5.3	50.4	10.2	18.1	22.1	37.5	24.5	13.0	2.5	100.0
	2,000万円以上(n=268)	11.9	1.5	3.4	7.1	39.2	10.1	10.4	18.7	45.5	26.1	19.4	3.4	100.0
	全体平均(n=39,813)	24.6	2.5	9.5	12.6	55.0	18.8	20.0	16.2	16.9	11.1	5.8	3.6	100.0

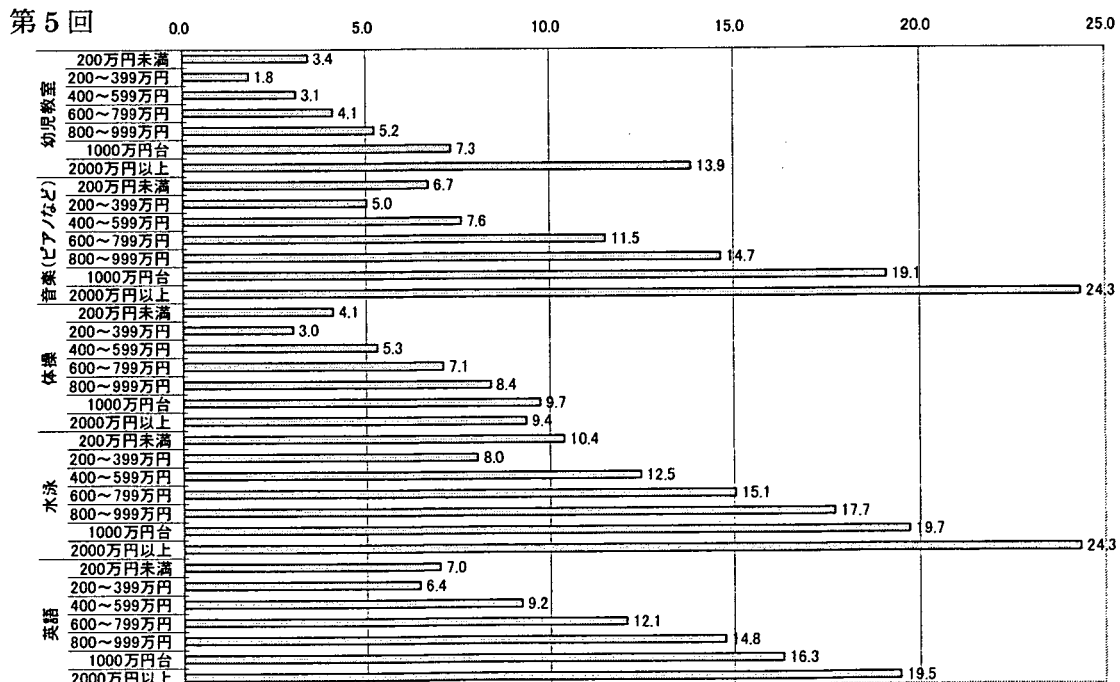
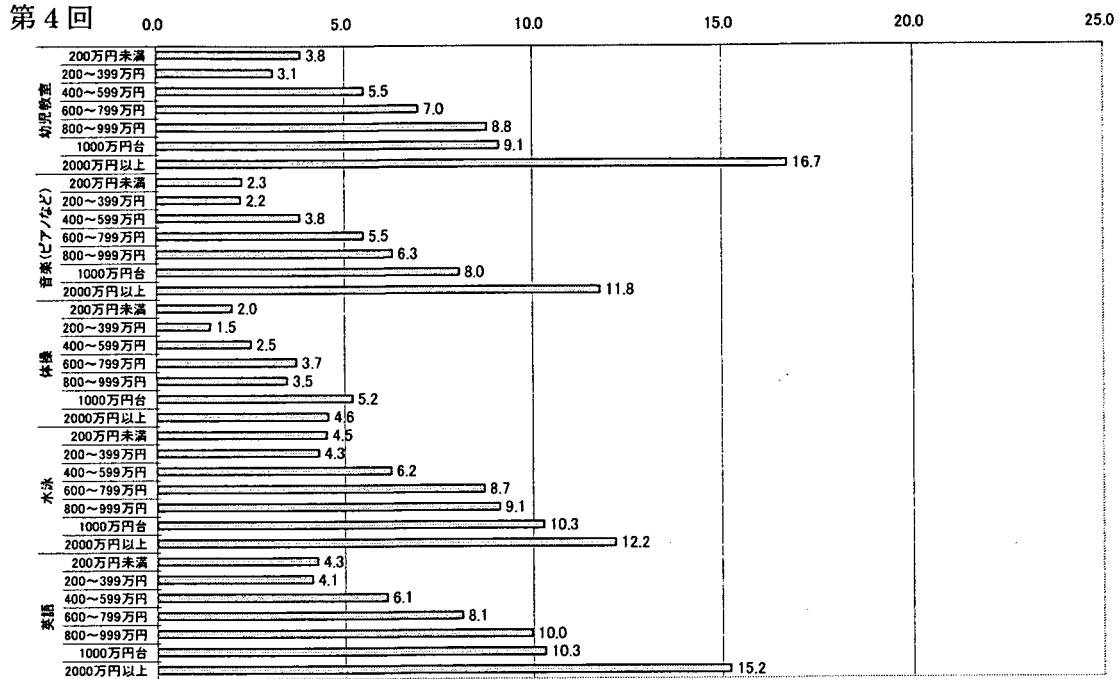
3. 習い事の実態

所得別に習い事の実態を見ると、階層別に違いが見られる。

第4回で見ると、幼児教室、音楽（ピアノなど）では、年収400万円未満の層と、年収800万円以上の層とでは、3倍以上のひらきがある。また、水泳や英語は2倍のひらきがある。

第5回で見ると、音楽（ピアノなど）や体操では、年収400万円未満の層と、年収800万円以上の層とでは、2～3倍以上のひらきがある。また、水泳や英語は、第4回と同様、2倍のひらきがある。

図表6 所得別に見た習い事の実態（第4、5回）

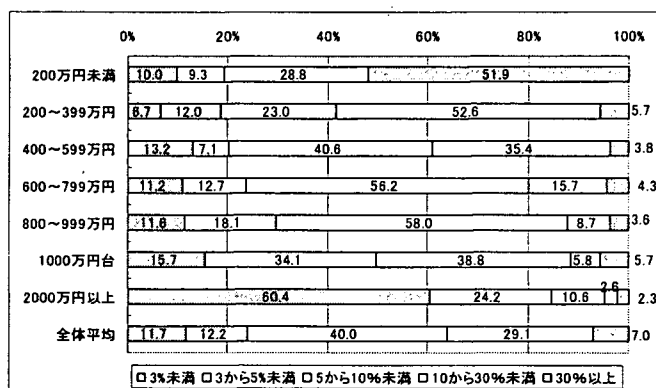


4. 子育て費用が所得に占める割合が高いのは誰なのか？

さて、子育て費用が所得に占める割合が高いのはどういう層なのだろうか。出生児調査(第5回)のデータから、所得水準が低い層ほど、子育て費用が所得に占める割合が高くなる傾向が鮮明に現われる。

年収に占める子育て費用の割合が10%をこえる層は、年収200万円未満で80.7%(28.8%+51.9%)、年収200~399万円で58.3%(52.6%+5.7%)と6~8割存在している。一方、年収800万円以上になると、その割合は約12%以下となる。

図表7 年収別にみた子育て費用が所得に占める割合(第5回)

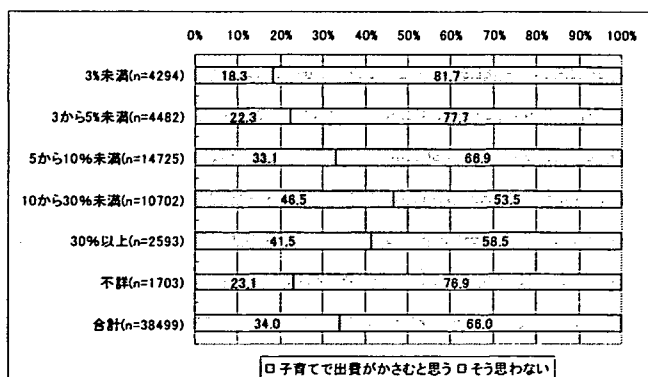


5. 担感が高いのは誰なのか？

そもそも、所得に子育て費用の占める割合が高い層や低所得層が、経済的負担感も高いといえるのだろうか。子育て費用の実態は、意識面としての経済的負担感と一致しているのか。ここでは、子育て費用の実態と、経済的負担感との関係について、同じく出生児調査(第5回)からみてみたい。

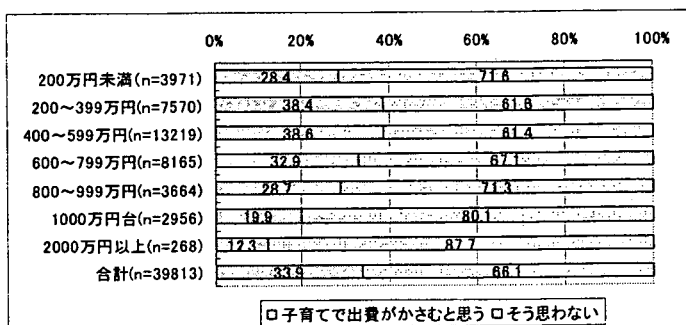
まず、子育て費用の割合別に経済的負担感をみると、「所得に子育て費用が占める割合10~30%未満」は46.5%、「30%以上」では41.5%となっており、子育て費用が所得の10%以上の層になると、負担感が4割をこえる。

図表8 子育て費用負担と経済的負担感(第5回)



しかしながら、年収別に経済的負担感をみると、最も負担感が高く出ているのは、年収400~599万円(38.6%)、年収200~399万円(38.4%)の層である。低所得層の負担感が、必ずしも最も高く出てこない。

図表9 年収別にみた経済的負担感(第5回)



6. 支援策の必要性が最も高いのは誰なのか?

では、経済的支援の必要性が最も高いのは、どのような特徴を持つ層なのだろうか?この点を考えるために、経済的負担感と子育て費用負担を規定する要因を検討してみよう。

第一に、経済的負担感の規定要因について。昨年度の探索的分析をふまえ、保育料、父や祖父母との同居の状況、母親の就業状況、収入、習い事の有無、保育料負担感、子どもが病気がちという変数を独立変数にして、従属変数を「子育てで出費がかさむ」(経済的負担感)としてロジスティック回帰分析を行う。

まず、経済的負担感を強めるのに有意な関連がみられ、オッズ費が1.5以上のものは、母親が仕事を探している、子どもが病気がちの場合である。

一方で、祖父母との同居は、経済的負担感を弱めるのに有意な影響がみられる。ここから、祖父母という親族ネットワークが、(ケア負担のみならず)経済的負担感の緩和にも影響していることが示唆される。

図表10 経済的負担感の規定要因に関するロジスティック回帰分析(第5回)

	B	Exp(B)	有意確率
母親が専業主婦	0.175	1.191	0.005 **
母親が仕事を探している	0.474	1.606	0.000 ***
習い事あり	0.167	1.182	0.000 ***
きょうだいあり	0.207	1.230	0.000 ***
ひとり親世帯(別居、死別、離別)	-0.127	0.881	0.441
祖父母と同居あり	-0.212	0.809	0.000 ***
保育料が負担	0.279	1.322	0.000 ***
収入400万円未満	0.259	1.296	0.000 *
子どもが病気がち	0.503	1.653	0.000 ***
定数	-0.719	0.487	0.000 ***
Cox & Snell R ² 乗			0.020
Nagelkerke R ² 乗			0.027

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05

第二に、上記と同じ独立変数を用いて、従属変数を「収入に占める子育て費用の割合が30%以上」として、ロジスティック回帰分析を行った。

まず、子育て費用の割合が30%以上の規定要因についてみると、習い事あり、ひとり親世帯（別居、死別、離別）、収入400万円未満の場合で正の関連が出ている。

一方、専業主婦の場合、上述の経済的負担感（意識面）では負担感との間に正の関連がみられた。その反面、子育て費用負担の実態面においては負の関連がみられ、逆の結果となっている。

図表11 子育て費用が30%以上の規定要因に関するロジスティック回帰分析（第5回）

	B	Exp (B)	有意確率
母親が専業主婦	-0.274	0.760	0.011 *
母親が仕事を探している	0.060	1.061	0.496
習い事あり	0.320	1.377	0.000 ***
きょうだいあり	-0.243	0.784	0.005
ひとり親世帯(別居、死別、離別)	1.682	5.376	0.000 ***
祖父母と同居あり	-0.032	0.969	0.718
保育料が負担	0.132	1.141	0.070
収入400万円未満	1.449	4.261	0.000 ***
子どもが病気がち	0.048	1.049	0.738
定数	-2.961	0.052	0.000 ***
Cox & Snell R ² 乗			0.020
Nagelkerke R ² 乗			0.027

*** p < .001, ** p < .01, * p < .05

以上の分析から、子育て費用負担をめぐって、意識面と実態面でみた場合、一致する部分とズレている部分が明らかになってきた。

実態レベルでは、年収に占める子育て費用の割合が10%をこえる層は、年収200万円未満で8割、年収200~399万円が6割と大半をしめていた。しかしながら、経済的負担感が最も高いのは、必ずしも年収200万円未満ではない。年収400~599万円の層が最も高く、続いて200~399万円の層が続く。

さらに、経済的負担感と実態の費用負担の規定要因を検討した結果、所得に子育て費用が占める割合が30%以上に有意な正の関連がみられた諸変数のなかで、オッズ比が1.5をこえていたのが、①ひとり親世帯（別居、死別、離別）(5.376)、②収入400万円未満(4.261)、③習い事あり(1.377)であった。

また、経済的負担感（意識面）に有意な正の関連がみられた諸変数のなかでも、①子どもが病気がち(1.653)、②母親が仕事を探している(1.606)、③保育料が負担(1.322)の場合であった。さらに、母親が専業主婦の場合は負の関連が見られた。

こうして、意識レベルの経済的負担感の高さが、必ずしも実態レベルの費用負担の高さを反映しているとは言いきれない。経済的支援の拡充策を考える上でも、経済的負担感という意識面を重視するか、実態面を重視するかでは子育て層への意味がまったく異なってくるといえる。