

変数	総数		性経験の有無		性経験ありのうちの避妊経験の有無		性経験ありのうちの妊婦経験の有無		性経験ありのうちの中絶・流産の有無			
	Mean (Std. Dev.)	(N=3,954)	Mean (Std. Dev.)	(N=1,938)	Mean (Std. Dev.)	(N=617)	Mean (Std. Dev.)	(N=1,359)	Mean (Std. Dev.)	(N=1,867)	Mean (Std. Dev.)	(N=149)
5. 両親との同居状況と両親の異性 両親と同居	0.610 (0.488)	(N=3,954)	0.688 (0.464)	(N=1,938)	0.512 (0.500)	(N=617)	0.545 (0.498)	(N=1,359)	0.338 (0.474)	(N=1,867)	0.551 (0.498)	0.336 (0.474)
母親の年齢	27.804 (4.565)	(N=3,954)	27.748 (4.574)	(N=1,938)	27.967 (5.438)	(N=617)	27.809 (4.538)	(N=1,359)	27.849 (4.620)	(N=1,867)	27.845 (4.620)	27.993 (3.732)
父親の年齢	30.854 (4.937)	(N=3,954)	30.870 (5.051)	(N=1,938)	30.921 (5.288)	(N=617)	30.804 (4.829)	(N=1,359)	31.387 (4.611)	(N=1,867)	30.787 (4.862)	31.492 (4.368)
母親が高卒以上	0.223 (0.416)	(N=3,954)	0.243 (0.429)	(N=1,938)	0.212 (0.409)	(N=617)	0.199 (0.400)	(N=1,359)	0.191 (0.394)	(N=1,867)	0.205 (0.404)	0.188 (0.392)
父親が高卒以上	0.330 (0.470)	(N=3,954)	0.358 (0.480)	(N=1,938)	0.274 (0.446)	(N=617)	0.316 (0.465)	(N=1,359)	0.307 (0.441)	(N=1,867)	0.307 (0.461)	0.255 (0.437)
8. 異性との関係 同様経験あり	0.050 (0.217)	(N=3,954)	0.002 (0.045)	(N=1,938)	0.095 (0.294)	(N=617)	0.081 (0.273)	(N=1,359)	0.357 (0.481)	(N=1,867)	0.074 (0.262)	0.362 (0.482)
婚約者あり	0.037 (0.189)	(N=3,954)	0.013 (0.115)	(N=1,938)	0.062 (0.241)	(N=617)	0.059 (0.235)	(N=1,359)	0.083 (0.276)	(N=1,867)	0.058 (0.234)	0.081 (0.273)
恋人あり	0.305 (0.460)	(N=3,954)	0.104 (0.306)	(N=1,938)	0.455 (0.498)	(N=617)	0.515 (0.500)	(N=1,359)	0.573 (0.496)	(N=1,867)	0.490 (0.500)	0.591 (0.493)
異性の友人あり	0.159 (0.366)	(N=3,954)	0.163 (0.370)	(N=1,938)	0.173 (0.379)	(N=617)	0.148 (0.355)	(N=1,359)	0.083 (0.276)	(N=1,867)	0.162 (0.368)	0.081 (0.273)
交際している異性なし	0.428 (0.495)	(N=3,954)	0.609 (0.488)	(N=1,938)	0.254 (0.439)	(N=617)	0.252 (0.435)	(N=1,359)	0.236 (0.426)	(N=1,867)	0.257 (0.437)	0.221 (0.417)
7. 1997年時点の居住地域の人口規模 DID以外	0.255 (0.436)	(N=3,954)	0.259 (0.438)	(N=1,938)	0.280 (0.450)	(N=617)	0.239 (0.427)	(N=1,359)	0.217 (0.413)	(N=1,867)	0.255 (0.436)	0.215 (0.412)
10万人未満	0.153 (0.360)	(N=3,954)	0.155 (0.362)	(N=1,938)	0.167 (0.373)	(N=617)	0.143 (0.350)	(N=1,359)	0.121 (0.327)	(N=1,867)	0.152 (0.359)	0.128 (0.335)
10~20万人未満	0.118 (0.322)	(N=3,954)	0.121 (0.326)	(N=1,938)	0.110 (0.313)	(N=617)	0.117 (0.322)	(N=1,359)	0.102 (0.303)	(N=1,867)	0.117 (0.321)	0.094 (0.293)
20~50万人未満	0.202 (0.402)	(N=3,954)	0.210 (0.407)	(N=1,938)	0.188 (0.391)	(N=617)	0.198 (0.398)	(N=1,359)	0.172 (0.379)	(N=1,867)	0.197 (0.398)	0.174 (0.381)
50~100万人未満	0.043 (0.203)	(N=3,954)	0.040 (0.195)	(N=1,938)	0.047 (0.211)	(N=617)	0.050 (0.218)	(N=1,359)	0.038 (0.212)	(N=1,867)	0.047 (0.212)	0.040 (0.197)
100~200万人未満	0.084 (0.277)	(N=3,954)	0.085 (0.279)	(N=1,938)	0.081 (0.273)	(N=617)	0.084 (0.277)	(N=1,359)	0.108 (0.312)	(N=1,867)	0.081 (0.312)	0.101 (0.302)
200万人以上	0.132 (0.339)	(N=3,954)	0.118 (0.323)	(N=1,938)	0.117 (0.321)	(N=617)	0.158 (0.365)	(N=1,359)	0.210 (0.409)	(N=1,867)	0.139 (0.346)	0.221 (0.417)
準DID	0.012 (0.111)	(N=3,954)	0.012 (0.108)	(N=1,938)	0.018 (0.132)	(N=617)	0.011 (0.103)	(N=1,359)	0.032 (0.176)	(N=1,867)	0.012 (0.108)	0.027 (0.162)

注1]第11回出生行動基本調査(平成9年)の「独身者調査(1(全年齢))を用いて筆者が計算した。

表3 未婚女性の性経験に対する効果 (probit 分析)

Probit regression	Number of obs	=	3094.000
	Replications	=	50.000
	Wald chi2(13)	=	815.140
	Prob > chi2	=	0.000
Log likelihood = -1612.0674	Pseudo R2	=	0.248

従属変数: 性経験あり	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
年齢	0.247	0.028	8.730	0.000	0.192	0.302
年齢の2乗	-0.003	0.000	-7.760	0.000	-0.004	-0.003
高専・専門学校・短大	-0.073	0.062	-1.180	0.237	-0.195	0.048
大卒	-0.262	0.071	-3.680	0.000	-0.401	-0.122
親との同居	-0.503	0.050	-10.010	0.000	-0.602	-0.405
出生時点における母親の年齢	0.008	0.007	1.040	0.296	-0.007	0.022
出生時点における父親の年齢	-0.004	0.007	-0.580	0.563	-0.017	0.009
母親が高卒以上	-0.088	0.072	-1.210	0.226	-0.230	0.054
父親が高卒以上	-0.103	0.066	-1.560	0.120	-0.232	0.027
婚約者あり	1.359	0.155	8.750	0.000	1.054	1.663
恋人あり	1.614	0.064	25.120	0.000	1.488	1.740
異性の友人あり	0.571	0.074	7.760	0.000	0.427	0.715
人口200万以上	0.057	0.069	0.820	0.415	-0.079	0.192
定数項	-4.133	0.465	-8.880	0.000	-5.044	-3.222

表4 「性経験あり」の未婚女性の避妊経験に対する効果 (probit 分析)

Probit regression	Number of obs	=	1599
	Replications	=	50
	Wald chi2(14)	=	62
	Prob > chi2	=	0
Log likelihood = -952.23663	Pseudo R2	=	0.0254

従属変数: 避妊経験なし	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
年齢	-0.070	0.049	-1.450	0.147	-0.166	0.025
年齢の2乗	0.001	0.001	1.590	0.111	0.000	0.003
高卒	-0.106	0.184	-0.580	0.564	-0.468	0.255
高専・専門学校・短大	-0.134	0.184	-0.730	0.467	-0.495	0.227
大卒	-0.443	0.192	-2.300	0.021	-0.819	-0.066
親との同居	0.033	0.075	0.440	0.659	-0.113	0.179
出生時点における母親の年齢	0.005	0.011	0.480	0.633	-0.016	0.027
出生時点における父親の年齢	0.000	0.011	0.030	0.976	-0.021	0.021
母親が高卒以上	0.250	0.104	2.410	0.016	0.046	0.453
父親が高卒以上	-0.230	0.089	-2.580	0.010	-0.405	-0.055
婚約者あり	0.203	0.130	1.560	0.119	-0.052	0.459
恋人あり	0.037	0.177	0.210	0.835	-0.311	0.385
異性の友人あり	-0.138	0.074	-1.860	0.062	-0.284	0.007
人口200万以上	-0.197	0.107	-1.840	0.066	-0.406	0.013
定数項	0.514	0.722	0.710	0.476	-0.900	1.929

表5 性経験が現在の経済的 status (賃金、正規職員、大企業・官公庁での就労) に与える効果 (propensity score matching 推定法)

	性経験あり	性経験なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	1599.000	1409.000	2.112	1.720	1.227
正規の被雇用者	1599.000	1409.000	0.019	0.025	0.741
大企業・官公庁	1599.000	1409.000	-0.026	0.028	-0.947

表6 避妊行動が妊娠・流産・中絶回数に与える効果 (propensity score matching 推定法)

	避妊経験なし	避妊経験あり	ATT	Std. Err.	t
妊娠回数	480.000	1108.000	0.077	0.034	2.297
流産回数	480.000	1108.000	0.017	0.009	1.868
中絶回数	480.000	1108.000	0.063	0.028	2.224

表 7-1 「避妊経験なし」未婚女性について、現在の経済的 status（賃金、正規職員、大企業・官公庁での就労）に与える効果（propensity score matching 推定法）

避妊経験なし					
	妊娠あり	妊娠なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	19.000	342.000	-15.484	19.656	-0.788
正規の被雇用者	19.000	342.000	0.124	0.102	1.214
大企業・官公庁	19.000	342.000	-0.104	0.086	-1.209
	流産あり	流産なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	10.000	136.000	0.212	0.244	0.87
正規の被雇用者	10.000	136.000	-0.006	0.221	-0.029
大企業・官公庁	10.000	136.000	1.049	7.381	0.142
	中絶あり	中絶なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	43.000	423.000	-0.143	0.08	-1.797
正規の被雇用者	43.000	423.000	-6.186	5.977	-1.035
大企業・官公庁	43.000	423.000	0.018	0.076	0.239

表 7-2 「避妊経験あり」未婚女性について、現在の経済的 status（賃金、正規職員、大企業・官公庁での就労）に与える効果（propensity score matching 推定法）

避妊経験あり					
	妊娠あり	妊娠なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	41.000	808.000	-6.186	5.977	-1.035
正規の被雇用者	41.000	808.000	0.018	0.076	0.239
大企業・官公庁	41.000	808.000	-0.096	0.063	-1.534
	流産あり	流産なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	9.000	196.000	49.779	28.038	1.775
正規の被雇用者	9.000	196.000	-0.041	0.273	-0.152
大企業・官公庁	9.000	196.000	-0.201	0.178	-1.134
	中絶あり	中絶なし	ATT	Std. Err.	t
賃金	68.000	933.000	9.145	4.527	2.02
正規の被雇用者	68.000	933.000	0.064	0.061	1.038
大企業・官公庁	68.000	933.000	-0.08	0.061	-1.308

参考資料：B 第9次『出産力調査』、及び、第10回~第12回『出生動向基本調査』における既婚女性に関する結果

図 B-1 5歳年齢階級別・既婚女性のうち「現在避妊している」の割合（%）

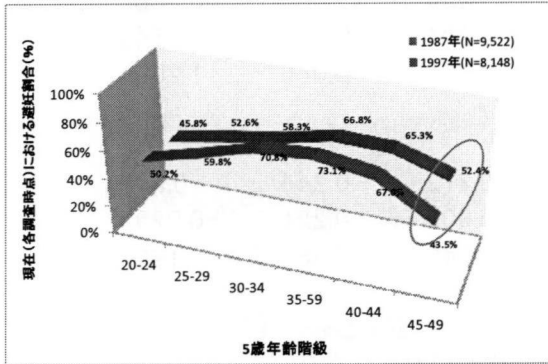


図 B-2 5歳年齢 cohort 別・既婚女性のうち「現在避妊している」の割合（%）

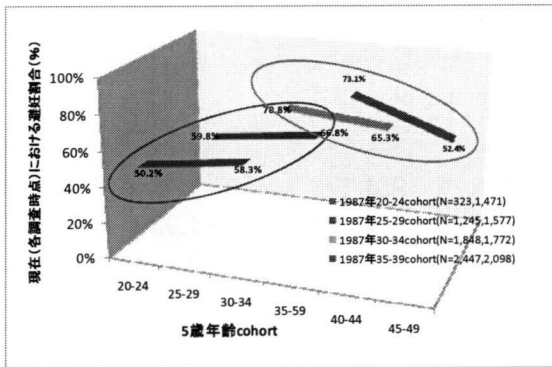


図 B-3-1 妊娠時点での推定5歳年齢階級別・既婚女性のうちの「避妊している」の割合（%）（1987年）

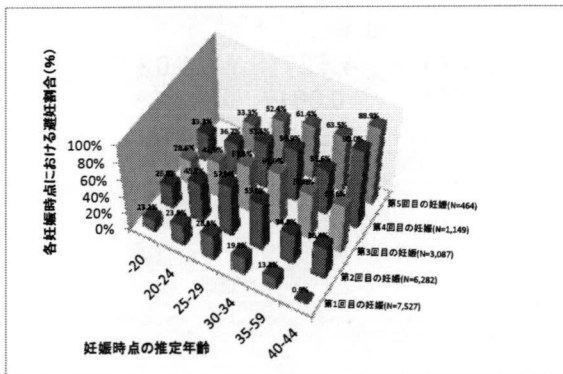


図 B-3-2 妊娠時点での推定5歳年齢階級別・既婚女性のうちの「避妊している」の割合 (%) (1997年)

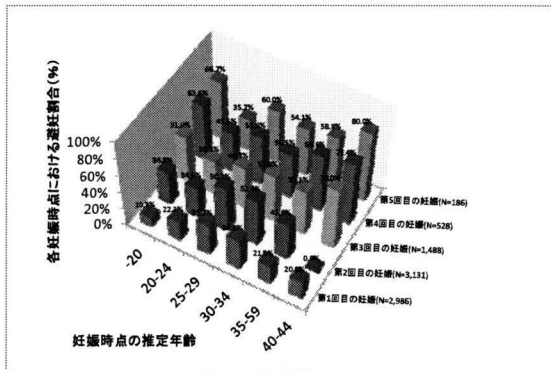


図 B-4 5歳年齢階級別・避妊方法の割合 (%)

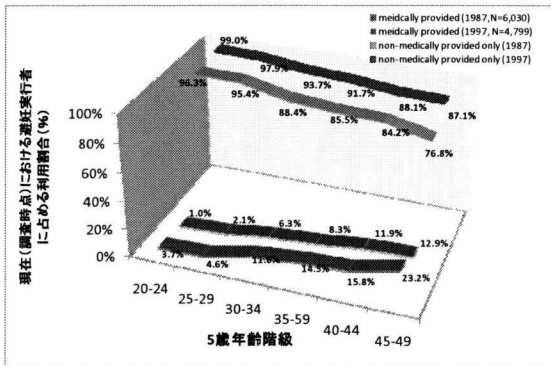


図 B-5-1 5歳年齢 cohort 別・避妊方法の割合 (medically provided method) (%)

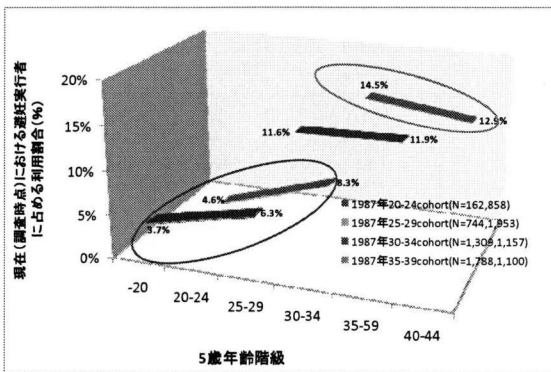
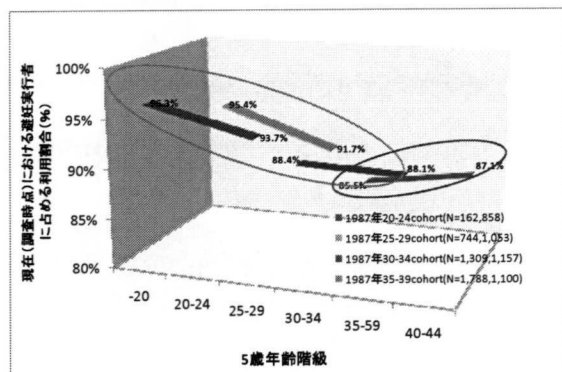


図 B-5-1 5歳年齢 cohort 別・避妊方法の割合 (non-medically provided method) (%)



厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））
「子育て世帯のセーフティネットに関する総合的研究」
平成 21 年度分担研究報告書
「子どもの健康格差と医療受診抑制に関する研究」
分担研究者 阿部 彩 国立社会保障・人口問題研究所
国際関係部第二室長

研究要旨

子どもの社会経済階層による健康の格差は、子どもの医療サービスを無償化している国を含めた多くの先進諸国で確認されているものの、今まで、日本において子どもの健康格差について取り上げた研究は少なかった。しかし、近年のいくつかの調査において、以下の事柄が明らかとなってきたといえる。

まず、医療受診の抑制が、子どものある世帯を含めて、既に一定割合の世帯で発生している。これは、2008 年末に発覚した約 3 万人の中학생以下の子どもが無保険状態であったということとも関連しているであろう。

次に、子どもの置かれた社会経済状況によって子どもの健康格差が生じている。先行研究からは、主観的健康度や通院、入院といった健康指標において世帯の所得や世帯類型が有意な差を生みだしていることが明らかとなっている。「国民生活基礎調査」を用いた分析からは、貧困の子どもはそうでない子どもに比べ、有訴者となる確率が低い、有訴者となった場合は、それに対して「無対処」であることが確認された。これは、貧困層の子ども（または親）が、そうでない子に比べ健康であるため、有訴者とならない、有訴となっても治療しないでも大丈夫である、といった解釈も可能であるが、それよりも説得力があるのは、貧困層の子ども（または親）が疾病などについて無知識、無関心またはそれに気を配る余裕がない、などの理由により、自覚症状が少なく、また、有訴になった場合にもそれに対処（通院、売薬など）する金銭的・非金銭的余裕がない、という解釈であろう。この二つの解釈の有意性を確かめるには、客観的な子どもの健康状態の変数を加えてコントロールする必要があるが、調査票を配布し自己記入方式の調査では不可能である。

A. 研究目的

子どもの健康格差に関する諸外国および日本の先行研究を参考に、日本における子どもの健康格差の実態について初期的な分析を行う。また、乳幼児医療費助成制度など子どもの医療に関する政策について現状を把握する。

B. 研究方法

先行研究、調査のレビューや、公表統計の再集計から医療受診抑制の実態を把握した。

（倫理面への配慮）

公表された統計のみを扱っているため、個人情報漏出などのリスクは発生しない。

C. 研究成果

①まず、日本における医療受診抑制を示す調査は、既にいくつか存在する。最も子どもの受診抑制の実態をサポートする調査は、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」（回答世帯数=10,766）である。これによると、

過去1年間の間に世帯の中の誰かが「健康ではなかったが、医療機関に行けなかった」とする割合は、全世帯では約2%、子どものある世帯においては、ふた親世帯（三世代）では0.8%、ふた親世帯（二世代）では0.6%、ひとり親世帯（三世代）では0.0%、ひとり親世帯（三世代）では2.3%、その他有子世帯では0.0%であった。

また、サンプル数は少ないものの筆者が行った「2008年社会生活調査」（対象者：全国から層化副次（三段）無作為抽出法、留置調査、n=1,021（回収率77.3%）。女性57.3%、男性40.2%）においても、「必要な時、医者にかかること」が「経済的にできない」とした割合は2%、「必要な時、歯医者にかかること」が「経済的にできない」とした割合は3%であった。

最後に、連合が2008年6月に行ったパート・派遣等労働者を対象とした調査（回答者数12,658人、男性3,316人、女性9,304人、性別不詳38人）がある。「過去1年間に金銭的な理由で医療受診を控えたことがあるか」という問いに対して、「しばしばある」「たまにある」「まれにある」とした人は計31.5%に上った。

これらの調査結果から、「国民皆保険」を誇る日本においても既に一定割合の人々（子どもを含む）の医療受診抑制が起きていると結論づけるのが妥当であろう。

②次に、子どものおかれた社会経済階層による健康格差の状況を先行研究で確認すると、東京都の区単位データ、都道府県レベルのデータにおいて、所得の低い地域ほど子どもの虫歯、肥満傾向児の出現率が高いとする研究が存在する。また、子ども個人を単位とした分析においても、家族構成や低所得状況によって健康感、通院歴、入院歴、（親の判断による）疾病歴に有意な差がみられることがわかった。

③これら先行研究を補完するために、本研究では、独自の個人レベルのデータ分析を行った。用いたデータは、分担研究者が内閣府の委員として目的外使用申請をし、作成した厚生労働省「国民生活基礎調査」平成7、10、13、16、19年の集計データである。

まず、主観的健康度について、貧困線（等価世帯所得の中央値の50%）を下回る世帯に属する子ども（貧困層）とそうでない子ども（非貧困層）を年齢別に比較すると、主観的健康度がよい子どもの割合は子どもの年齢が高くなるほど下がる傾向があること、また、貧困層の子どもは非貧困層の子どもに比べてその割合がほぼ一貫して低いこと、が確認されたものの、統計的に有意な差は14歳と17歳のみであり（平成19年）、ほかの年度では有意な差は見られなかった。

そこで、次に、主観的貧困度を被説明変数とするロジスティック分析を行った。すると、平成16年を除くと、すべての年次で所得と健康意識の関係は+で有意であった。次に、平成19年のデータで、子どもが「有訴者＝なんらかの自覚症状がある」となるか否か（実際は調査票の回答者は母親である可能性が高い）のロジスティック分析を行うと、貧困の係数は有意でマイナスとなった。

最後に、自覚症状がある子ども（有訴者）の中で、その症状に対する対処の仕方（通院、売薬、あんま等、何もしていない）の中から「無対処（何もしていない）」の選択肢を選んだか否かを被説明変数とするロジスティック分析では、貧困の係数は有意でプラスとなった。クロス表でみると、貧困と非貧困層の「無対処」の差は、年齢の高い子ども（15・19歳）に多く、また、男児・女児の比較では、女児のほうが「無

対処」になる確率が有意に高かった。

D. 考察

子どもの社会経済階層による健康の格差は、子どもの医療サービスを無償化している国を含めた多くの先進諸国で確認されているものの、今まで、日本において子どもの健康格差について取り上げた研究は少なかった。しかし、近年のいくつかの調査において、以下の事柄が明らかとなってきたといえる。

まず、医療受診の抑制が、子どものある世帯を含めて、既に一定割合の世帯で発生している。これは、2008 年末に発覚した約 3 万人の中学生以下の子どもが無保険状態であったということとも関連しているであろう。

次に、子どもの置かれた社会経済状況によって子どもの健康格差が生じている。先行研究からは、主観的健康度や通院、入院といった健康指標において世帯の所得や世帯類型が有意な差を生みだしていることが明らかとなっている。「国民生活基礎調査」を用いた分析からは、貧困の子どもはそうでない子どもに比べ、有訴者となる確率が低い、有訴者となった場合は、それに対して「無対処」であることが確認された。これは、貧困層の子ども（または親）が、そうでない子に比べ健康であるため、有訴者とならない、有訴となっても治療しなくても大丈夫である、といった解釈も可能であるが、それよりも説得力があるのは、貧困層の子ども（または親）が疾病などについて無知識、無関心またはそれに気を配る余裕がない、などの理由により、自覚症状が少なく、また、有訴になった場合にもそれに対処（通院、売薬など）する金銭的・非金銭的余裕がない、という解釈であろう。この二つの解釈の有意性を確かめるには、客観的な子どもの健康状態の変数を加え

てコントロールする必要があるが、調査票を配布し自己記入方式の調査では不可能である。

E. 結論と政策的含意

乳幼児医療費助成制度や、無料低額診療事業など、低所得層や特定層を対象とする医療費の自己負担の軽減制度は存在するものの十分に機能しているとはいえない状況にある。金銭的な状況の如何によって、受けられる医療サービスに差が出ることがないようにするために早急に低所得層向けの医療費軽減制度が必要である。

F. 研究発表

1. 論文発表

- 阿部彩(2010) 内閣府男女共同参画会議監視・影響評価専門委員会生活困難を抱える男女に関する検討会『生活困難を抱える男女に関する検討会最終報告書』内閣府。

2. 学会発表

なし

G. 知的所有権の取得状況

なし

子どもの健康格差¹

阿部 彩

(国立社会保障・人口問題研究所)

2010年3月

はじめに

近年、経済状況の悪化とともに、子どもを取り囲む環境が急速に悪化している。日本の社会保障制度の発展のなかで、達成されてきたと考えられていた子どもの生活を守るセーフティネット（安全網）にもほころびが目立ち始めている。2008年末には、公的医療保険を持たない無保険の世帯が全国約33万世帯存在し、そのうち1万8240世帯に中学生以下のこどもがおり、無保険状態²の子どもの総数は3万3000人近い数値であることが発表され（厚生労働省2008年10月30日）、大きな衝撃をもって受け止められた。また、大阪社会保障推進協議会(大阪社保協)の調査によると、「無保険」状態の中学生以下の子どもは大阪府内で少なくとも1720人、横浜市の社会保障推進協議会によると、同市内で同様の小中学生が3692人、全体の1.3%にも上る（朝日新聞2008年8月21日）。

子どもの無保険状態については、国も早急な対応をとり、同年12月11日には「子ども無保険救済法案」（国保法改正案）が衆院本会議で可決され、2009年4月より施行される予定である。法案は、中学生以下の子どもを、医療サービスの給付停止の対象とすることを除外とし、滞納世帯の子どもに短期保険証を交付することを義務付けている。

しかし、たとえ、無保険状態の子どもがいなくなったとしても、経済状況が厳しい世帯における子どもの医療サービスの受診格差については懸念が残る。何故なら、公的医療保険が7割負担するとはいえ、医療費の3割が自己負担であるからである。多くの自治体は、子どもの医療費の自己負担分を自治体が助成する乳幼児医療費助成制度を設けているものの、その対象年齢や適用範囲はまちまちであり、多くの子どもはこの制度の恩恵を受けていない（参考ボックス1）。自己負担率の引き上げと医療受診との関係では、低所得世帯に

¹ 本稿は、阿部彩（2008）、阿部彩（2009）、阿部彩（2010）を大幅に改編・加筆し、更に新しい分析を加えたものである。

本稿で用いられた厚生労働省「国民生活基礎調査」の分析は、内閣府男女共同参画会議監視・影響評価調査委員会「生活困難を抱える男女に関する検討会」の報告書に基づくものである。報告書に用いられた厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データは、厚生労働省の許可を得て使用するものである（平成21年5月27日厚生労働省発統第0527001号）。

² 国民健康保険制度においては、保険料を滞納している世帯が約445万世帯存在する（厚生労働省「平成20年度国民健康保険（市町村）の財政状況等について」平成22年2月2日発表資料）。

そもそも、なぜ、保険料滞納の問題が生じるのか。保険料の負担能力がない低所得層に対して、国民健康保険は保険料軽減（減額）制度を設けており、低所得層に対する対策はたてているはずである。しかし、国保の未加入問題を分析した研究は、一貫して経済的理由（保険料率、所得に対する保険料の割合）が一番大きい要因であることを実証している（鈴木・大日2000、湯田2006）。また、阿部（2008）は、同じ所得階層であっても国保の加入者は健保の加入者よりも高い保険料を払っており、特に低所得層においてその率が高いことを実際の保険料支払いのデータより確認している。すなわち、保険料軽減措置が十分に機能していないことが示唆される。

においてより多く受診抑制が起こると考えられ、低所得の子どもが中高所得の子どもに比べて受診を控えるために、結果として健康格差が生じている可能性が否めない。

また、医療サービスに平等なアクセスが確保されているとしても、劣悪な居住環境や親の金銭的・心理的余裕の欠如、情報の不足といった諸要因が子どもの社会経済階層による健康格差を生み出している可能性は十分に考えられる。

海外における研究においては、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、多くの研究が報告している（例えば、Millar and Korenman 1994; Currie and Thomas 1993, 1995; Korenman and Miller 1997）。それでは、日本の子どもにおいて社会経済階層による健康の格差は観察されるのであろうか。日本においても、成人については社会経済階層による健康格差が存在することは確かである。これについては、近藤（2005; 2007）による愛知県の高齢者を対象とした AGES プロジェクトによる結果が有名であり、所得階層によってうつ、転倒歴、残歯数などが有意に異なることが示されている。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。子どもの健康状態が、その子の属する世帯の社会経済状況に影響することは比較的少ないと考えられるため、子どもに健康格差が存在するのであれば、それは、社会経済状況が健康状態に影響していると考えられることができる。

日本においては、子どもの社会経済階層による健康格差については、筆者の知る限り非常にデータが少ない。そこで、本稿では、いくつかの先行研究および厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票を用いて作成されたクロス表を基に、日本の子どもの健康格差のエビデンスを集積する。本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節にては、特に子どものある世帯に着目して医療サービスの受診抑制のエビデンスをいくつか紹介する。次に、第3節では、子どもの社会経済階層（Socio-Economic Class: SEC）によって健康格差が生じる要因を、主に海外の先行研究を参照しながら検討する。第4節においては、日本の子どもの健康格差に関する先行研究を紹介する。最後に、第5節においては、「国民生活基礎調査」の個票を用いて、子どもの健康格差を検証する。なお、本稿の分析は、筆者も参加している内閣府男女共同参画会議監視・影響評価委員会「生活困難を抱える男女に関する検討会」が行った特別集計を基にしている。

1. 医療受診の抑制はあるか：いくつかのエビデンス

保険料納付義務や自己負担額は、医療を必要としながらも経済的な制約によって、それを受診することが困難である人々が存在する可能性を示唆する。上記のように、国民健康保険の保険料を滞納しており、実質的に無保険状態になった世帯には子どもがある世帯も含まれていた。同様に、自己負担の大きさを要因とする受診抑制がおこっていても不思議ではない。鈴木・大日（2000）が行った conjoint 分析によると、「風邪をひいたとき」に対する受診行動は、無保険者は国民健康保険加入者に比べて受診率が 36.2%を低いと推計された。また、全国保険医団体連合会（2007）によると、資格証明書の交付を受けた被保険者の受診率は、一般世帯に比べ大幅に低い。しかし、前者は「仮定」の条件のもとで予測される行動パターンであり、実際の行動とは異なる可能性があること、また、後者は実際

の受診率に基づくものであるが資格証明書の交付者と一般世帯においては健康状況などの違いがある可能性があることなどを忘れてはならない。

そこで、実際に人々がどのような受診行動をとっているかを調べた調査をいくつか紹介したい。まず、最初に、連合が2008年6月にパート・派遣等労働者を対象とした調査³（回答者数12,658人、男性3,316人、女性9,304人、性別不詳38人）がある。本調査は、「過去1年間に金銭的な理由で医療受診を控えたことがあるか」という問いに対して、「しばしばある」「たまにある」「まれにある」とした人が計31.5%あった（図1、連合2009）。3つの「ある」の内訳は、6%、14%、12%である。この調査はパート・派遣労働者と比較的に労働条件が厳しい状況の人々が対象であること、受診抑制が実際の受診記録に基づくものでなく本人の自己申告によるものであること、を考慮すると、約3割という数値は一般化できないものの、少なくない人々が受診抑制をしていることは確かであろう。

次に、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」が存在する（国立社会保障・人口問題研究所2009）。これによると、過去1年間の間に世帯の中の誰かが「健康ではなかったが、医療機関に行けなかった」とする割合は、全世帯では約2%、子どものある世帯においては、ふた親世帯（三世代）では0.8%、ふた親世帯（二世代）では0.6%、ひとり親世帯（三世代）では0.0%、ひとり親世帯（二世代）では2.3%、その他有子世帯で0.0%であった（表1）。

同様に、筆者が行った「2008年社会生活調査」（対象者：全国から層化副次（三段）無作為抽出法、留置調査、n=1,021（回収率77.3%）。女性57.3%、男性40.2%）においても、「必要な時、医者にかかること」が「経済的にできない」とした割合は2%、「必要な時、歯医者にかかること」が「経済的にできない」とした割合は3%であった。このように少数ながら、医療の受診抑制が起こっているという調査結果は複数存在する。これらは、調査対象者の自己申告であり、彼らが客観的に見てどれほど医療サービスが必要であるかについては何もコントロールされていない点は考慮しなければいけないものの、受診抑制の可能性は高いといえる。特に、パート・派遣などの非正規労働者や、ひとり親世帯など、所得でみる貧困のリスクの高い層においては、受診抑制のリスクも高いと考えることが妥当であろう。

2. 子どもの健康と社会経済階層

先に述べたように、海外においては、子どもの社会経済階層によって健康の格差が存在することが明らかになっている。例えば、Case et al. (2002)とCurrie and Stabile (2003)は、アメリカ、カナダのパネル・データを用いて子どもの健康格差を検証しており、低所得層と高所得層の子どもの健康格差が確かに存在すること、そして、その格差は子どもの年齢が上がるに連れて拡大することを報告している。また、Millar and Korenman (1994)は、身長・体重に表される子どもの栄養失調は、子どもの育つ世帯の経済状況に大きく影響され

³ 本調査は、以下を対象に行われた：①連合傘下の組合が所属する企業・官公庁で働いているパート・派遣等労働者、②組合員・組合約賞金の家族や友人・知人の非正規労働者、③連合及び地方連合会と関係するNPO・NGO団体等、外部団体が配布した非正規労働者。調査票の配布は、非正規労働者の母体を無作為に抽出したものではないため、偏りがある可能性がある。

ており、さらに、その影響の度合いは、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）により大きく影響されることを示した。また、Korenman and 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ている。

また、なぜ、社会経済階層が子どもの成長・健康に影響を及ぼすのか、という根本的な問に対する分析も興味深い。社会経済階層と子どもの成長・健康への経路（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⁴に着目する（図2 - 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。

3. 日本において子どもの健康格差は存在するか：先行研究

(1) 地域単位データを用いた分析

日本における子どもの健康格差についても、いくつかのエビデンスが存在する。まず、最初のエビデンスは、自治体単位のデータを用いた子どもの虫歯と経済状況に関する相関である（駒村 2009）。駒村（2009）は、東京23区の区単位のデータを用いて、小学校6年生の虫歯（子どもの DMFT（虫歯）指数）と、区の平均所得（対数）の相関を分析しており、平均所得の低い区ほど子どもの虫歯の状況が悪いとしている（図3）。

また、黒澤・水野（2008）は、都道府県レベルのデータから、所得の低い地域ほど肥満

⁴ 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)。

傾向児の出現率が高く、痩身児の出現率が低いことを示している（黒澤・水野 2008）。

(2) 個人単位データ（パネル調査）を用いた分析

個人（子ども）を単位とした分析においても、いくつかの先行研究が存在する（阿部 2008; 阿部 2009; 関根 2009）。関根（2009）は、家族構成と健康の関係に着目し、母子世帯の子どもが両親と子のみ世帯よりも健康感が低い生徒の割合が高いことを示している（図 4、関根 2009）。関根が用いたデータは、富山スタディと呼ばれる平成元年度生まれで、富山在住の全児童（約 1 万人）を対象としたものである。しかし、この文献は、所得階級別のデータがないこと、また、統計的有意度を示していないことが残念である。

次に、厚生労働省が行っている子どものパネル調査を用いた分析が存在する（阿部 2008; 阿部 2009）。阿部（2008）は、厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」の 1 回～5 回の個票データ（サンプル数=33,589）を用いて、4 歳時点の子どもの成長（体重・身長）や健康（通院経験・入院経験）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。これによると、貧困であった年数は、4 歳時点での身長と体重に consistent に負で有意な係数となっており、また、通院経験には負、入院経験には正で有意となっている。これは、（出生時点での）未熟児であるか否かや出生時体重などの初期条件をコントロールした上でも観察されることから、出生後から 4 歳までの成長がその期間の貧困に影響されていることがわかる。さらに、4 歳までの期間を前期（0 歳と 1 歳）と後期（3 歳と 4 歳）に分け、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ダミーを用いた分析においては、貧困の時期によって子どもの成長への影響の仕方が異なることがわかった。

また、阿部（2009）は、同データを用いて 4 歳児の疾病別の通院・入院状況とそれまでの貧困経験を分析している。この分析によって、疾病の種類によって、貧困経験の影響の仕方が異なることがより鮮明に描き出されている。例えば：

まず、水痘、風しん、麻疹は、貧困層のほうが通院する確率が高く、これは特に前期（0 歳、1 歳）の貧困と関係していると考えられる。この理由として、予防接種が影響している可能性が考えられる。これら 3 つの病気は、すべて予防接種⁵を受けることによって疾患の確率を低くする、または、疾病しても軽度にするので、前期に貧困であった子どもは、そうでない子どもに比べて、予防接種率が低い可能性がある。また、虫歯は、貧困層と非貧困層の子どもの疾病確率に大きな差があるが、これは、貧困の時期に関わりなく観察される。興味深いことに、前期のみ貧困であった子どもの虫歯の率も、前期・後期ともに貧困であった子どもと大きく変わりはない。ここでも、前期（0、1 歳）の経済状況がその後の子どもの健康に影響を及ぼすことが窺われる。

⁵ 麻疹と風疹については、日本の予防接種法によって定期予防接種として無料で行われている。麻疹の予防接種年齢は生後 12 ヶ月から 90 ヶ月であるが、標準的には満 1 歳で実施される。しかし、小児へのワクチン接種率は全国平均で 80% と完全ではなく、地域によっては 50-60% と低い状況にある。年齢別では、1 歳時点で約 82%、2 歳時点で 96% である（2006 年値）。風疹についても、予防接種の対象は生後 12 カ月以上～90 カ月未満であるが、標準的な実施時期は 1 歳である。風疹の接種率は、1 歳時点で 79%、2 歳時点で約 92% であるが、減少傾向にある（2006 年値）。水痘については、任意接種のため、接種率は 25～30% 程度と考えられている。（国立感染症情報センター HP）

特記すべきなのは、入院を伴うような重篤な疾病の経験が、貧困層の子どもに偏っていることである。水痘、アトピー性皮膚炎、中耳炎、かぜ、胃腸炎など消化器系の病気、虫歯、発達と行動面の相談、結膜炎、ぜんそく、けいれん・ひきつけ、と、多くの疾病について、この傾向が「貧困経験」または「現在の貧困」においてみることができる。かぜ（咽頭炎、扁桃腺炎、気管支炎、肺炎）、胃腸炎など消化器系の病気は、通院経験でみると、非貧困層の方が確率が高いものの、入院経験でみると、貧困層の方が高い。つまり、かぜや消化器系の病気など、子どもがかかりやすい疾病について、日常的なケアとしての通院は非貧困層の方が多いが、逆に、貧困層の子どもは通院する確率が低いがために、これらの疾病についても重症となってしまう可能性がある⁶。

これらの分析から、日本においても子どもの社会経済階層による健康格差が存在することが示唆される。本稿では、さらに別のデータ「国民生活基礎調査」を用いて、その存在を確認することとしたい。

4. 分析

(1) データ

本稿で用いるデータは、厚生労働省が毎年行っている「国民生活基礎調査」（平成7年、10年、13年、16年、19年）である。「国民生活基礎調査」は、世帯構造、世帯員全員の就労状況、所得情報などとともに、6歳以上の世帯員全員の健康状況を調査している。3年ごとの大調査年においては、約22万から25万世帯のサンプル数が得られる。0歳から19歳までの子どものサンプル数は、それぞれ15,775人、12,501人、11,858人、7,491人、6,659人であった（平成7、10、13、16、19年）。本調査は、クロス・セクション・データであるため、阿部（2008；2009）が用いたパネル・データのように、調査時点の以前の社会経済階層はわからないものの、パネル・データ特有の脱落によるサンプル・バイアスがないという利点もある⁷。

「国民生活基礎調査」の健康票は、総合的な健康度（主観的健康度）、疾病別の有訴状況、通院状況、健康診断の受診状況、健康行動（運動や食事など）をきいている。医師の診断や記録に基づくものではないので、あくまでも本人の自己申告によるものであるが、健康状況についてある程度の信頼性があるデータであるといえよう。なお、健康票は6歳以上の世帯員すべてに配布されているが、年齢が小さい子どもについては親（保護者）が回答していると考えられる。

(2) 主観的健康度

まず、最初に、経済状況別の主観的健康度を見てみる。「あなたの現在の健康状態はいか

⁶ これに代わる仮説としては、居住環境などの影響により、貧困層の子どもの方が、軽いかぜはかかりにくいものの、重たいかぜにはかかりやすいというものである。

⁷ 「21世紀出生児縦断調査」においては、低所得層が高所得層に比べ脱落・非回答の率が高いことがわかっている。

がですか」という問いに対して、5段階（「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」）の回答が用意されており、図5A,Bは、このうち、「よい」「まあよい」と回答した子どもの割合を年齢別、貧困状況に示している（平成19年、平成7年）。貧困状況の判断は、世帯の合算所得が貧困線を下回る世帯に属する子どもを「貧困」、そうでない子どもを「非貧困」としている。ちょうど、カナダの図1のグラフの反対と考えればよい。まず平成19年のデータ（図5A）をみると、主観的健康度がよい子どもの割合は子どもの年齢が高くなるほど下がる傾向があり、また、貧困層の子どもは非貧困層に子どもに比べその割合がほぼ一貫して低いこと、12歳から17歳にかけて格差が拡大しておりカナダの状況と似通った傾向を見せていること、が見て取れる。しかしながら、統計的に有意な差があるのは14歳と17歳のみであり（ χ^2 乗値=2.7404, 3.8084, p値=0.098, p=0.051）、このデータのみから、確定的な示唆を述べるのは性急であろう。18歳、19歳は、その差は再度接近しているが、この年齢層は親元から離れる子どもも多く、そのことによるサンプル・バイアスが生じているのかもしれない。

また、平成7年のデータ（図5B）をみると、年齢の上昇とともに主観的健康度がよい割合が減る傾向は認められるものの、貧困層と非貧困層の差については統計的に有意な差は見られない。これは、他の年度（平成10年、13年、16年）でも同様であり（図省略）、少なくともクロス表では経済状況別の子どもの主観的健康度の格差は確認できなかった。

そこで、貧困であるか否か（=1 貧困、=0 非貧困）、所得階級（10分位、子どものある世帯のみ、子ども数ベース）を説明変数、主観的健康度が「よい」「まあよい」を被説明変数とするロジスティック分析を行った。その結果が以下である（表2）。平成16年を除く、平成7年、10年、19年のデータにおいては、所得と健康意識の関係は一貫しており、所得が高いほど、健康意識が高くなる傾向が確認される。貧困か否かというダミー変数が有意であるのは平成19年のみであるが、これは、貧困基準の設定方法に問題があるのかもしれない。

(3) 有訴者になる確率

次に、「国民生活基礎調査」の健康票にて、自覚症状があったとした（有訴者）子どもの割合に着目する。有訴者であるか否か（自覚症状あり=1、なし=0）を被説明変数としたロジスティック分析の結果、貧困変数（貧困=1、非貧困=0）の係数は有意で負であり、貧困層であるほど有訴となる確率が低くなる。また、年齢の係数も有意で負であり、年齢が高くなるほど有訴となる確率が低くなる。

(4) 受診抑制の状況

最後に、自覚症状があったとした子どもの中で、その症状に対する対処の仕方（「通院」「売薬」「あんま等」「治療をしていない」）の中から、「治療をしていない」という選択肢を選んだ率に着目する。以下は、平成19年のデータを基に、貧困であるか否かのダミー変数別の「何もしていない」の割合、およびロジスティック分析の結果である。クロス表で見ると、男児においては0-4歳を除く年齢層で「治療をしていない」となる率が貧困層に高く、特に、15-19歳の年齢層ではその差が大きくなっている。女児では、5-9歳以外の年齢層で貧困層の「治療をしていない」の率が高く、男児と同様に15-19歳で特に高くなっている。

「治療をしていない (=1、=0 otherwise)」を被説明変数としたロジスティック分析を行った結果、貧困変数 (= 1 貧困、=0 非貧困) が5%有意で正となっており、貧困層のほうがそうでない層に比べ「治療をしていない」になる確率が高い。また、10%有意であるが、性別 (男児=1、女児=0) の係数が負となっており、女児のほうが男児に比べて「治療をしていない」確率が高い。年齢で見ると、正で有意であり、年齢が高いほど、「治療をしていない」となる確率が高くなる。

貧困の変数の値は、年齢層・性別を通した平均的な値であるが、有訴がある場合の受診行動は年齢層、性別に大きく左右されることが考えられるため、これらのサンプルを分割して推計するとより鮮明な分析結果が得られると推測される。

むすび

子どもの社会経済階層による健康の格差は、子どもの医療サービスを無償化している国を含めた多くの先進諸国で確認されているものの、今まで、日本において子どもの健康格差について取り上げた研究は少なかった。しかし、近年のいくつかの調査において、以下の事柄が明らかとなってきたといえる。

まず、医療受診の抑制が、子どものある世帯を含めて、既に一定割合の世帯で発生している。これは、2008年末に発覚した約3万人の中学生以下の子どもが無保険状態であったということとも関連しているであろう。

次に、子どもの置かれた社会経済状況によって子どもの健康格差が生じている。先行研究からは、主観的健康度や通院、入院といった健康指標において世帯の所得や世帯類型が有意な差を生みだしていることが明らかとなっている。「国民生活基礎調査」を用いた分析からは、貧困の子どもはそうでない子どもに比べ、有訴者となる確率が低いが、有訴者となった場合は、それに対して「無対処」であることが確認された。これは、貧困層の子ども (または親) が、そうでない子に比べ健康であるため、有訴者とならない、有訴となっても治療しなくても大丈夫である、といった解釈も可能であるが、それよりも説得力があるのは、貧困層の子ども (または親) が疾病などについて無知識、無関心またはそれに気を配る余裕がない、などの理由により、自覚症状が少なく、また、有訴になった場合にもそれに対処 (通院、売薬など) する金銭的・非金銭的余裕がない、という解釈であろう。この二つの解釈の有意性を確かめるには、客観的な子どもの健康状態の変数を加えてコントロールする必要があるが、調査票を配布し自己記入方式の調査では不可能である。

参考文献

阿部彩 (2010) 「日本の貧困の動向と社会経済階層による健康格差の状況」内閣府男女共同参画会議監視・影響評価専門委員会「生活困難に抱える男女に関する検討会報告書—就業構造基本調査・国民生活基礎調査 特別集計—」最終報告書、内閣府、2010.3.31、pp.37-55, 113-178.

阿部彩 (2009) 「子どもの貧困と健康格差」『月刊保団連』No.1018、2010年2月号, pp.11-16.

阿部彩 (2009) 「2008年社会生活調査」『低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究』厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成21年度報告書.

阿部彩(2009)「子どもの疾病と経済階層」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)に関する統合的高度分析システムの開発研究」平成20年度報告書 2009.3.31、pp.171-180.

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、pp.189-204.

内閣府男女共同参画会議監視・影響評価調査委員会「生活困難を抱える男女に関する検討会」報告書、内閣府.

黒澤孟・水野眞佐夫 (2008) 「雇用者年間給与額と肥満・痩身傾向児の出現率との関係について」『北海道大学大学院教育学研究員紀要』104、pp.195-2003.

厚生労働省(2008)『「資格証明書の発行に関する調査」の結果等について」(2008.10.30.発表資料)

国立社会保障・人口問題研究所 (2009) 『2007年社会保障・人口問題基本調査社会保障実態調査結果の概要』国立社会保障・人口問題研究所.

駒村康平 (2009) 『大貧困社会』角川SSC.

近藤克則 (2005) 『健康格差社会』医学書院.

鈴木亘・大日康史 (2000) 「医療需要行動の Conjoint Analysis」『医療と社会』10(1), pp.125-144.

関根道和(2009)「子どもの社会経済的環境・生活習慣と健康：富山出生コホート研究」『学校保健研究』Vol.51 Suppl.、第56回日本学校保健学会講演集、pp.78-79.

全国保険医団体連合会(2007)『資格証明書の交付を受けた被保険者の受診率(推計)一覧』.

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), pp.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.