

Table 1. Gender- 1: male, 2: Female (N=45392)

gender	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	23608	52.01	23608	52.01
2	21784	47.99	45392	100.00

Table 2. Pregnancy priod- 1: 22<= weeks < 37, 2: 37<= weeks < 42, 3: 42<= weeks (N=45392)

Pregnancy	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	2297	5.06	2297	5.06
2	42703	94.08	45000	99.14
3	392	0.86	45392	100.00

Table 3. Birth Weight- 1: 1000g<, 2: 1000g<=; <1500g, 3: 1500g<=; <2500g, 4: <=2500g (N=45392)

wt_birth	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
1	79	0.17	79	0.17
2	189	0.42	268	0.59
3	3593	7.92	3861	8.51
4	41531	91.49	45392	100.00

Table 4. Means of Time to Physical Measurement from Birth (years)

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
time_wt_yr02	38625	1.5476290	0.0611070	0.3367556	2.3353867
time_wt_yr03	37267	2.5331381	0.0877413	1.8453114	3.9479808
time_wt_yr04	35413	3.5124936	0.1397468	2.3819302	4.5147159
time_wt_yr05	34237	4.5184699	0.0993847	3.6276523	5.1800137
time_wt_yr06	32011	5.5187586	0.0931742	4.6214921	6.1629021

Table 5. Household Income (10,000/year) (N=45392)

Variable	N	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
income01	45383	534.8716039	381.2918768	0	20860.00
income02	39378	530.9728275	523.2042761	1.0000000	60500.00
income04	38636	573.5833678	704.7187677	0	60200.00
income05	36922	588.6423812	652.8569217	0	73000.00

Table 6. BMI00 (N=45284)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	12. 61501	Std Deviation	1. 23317
Median	12. 61053	Variance	1. 52072
Mode	12. 80000	Range	32. 66914
Interquartile Range			1. 52608

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	36. 86667
99%	15. 57684
95%	14. 58670
90%	14. 11912
75% Q3	13. 37947

Table 7. BMI02 (N=38422)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	16. 33394	Std Deviation	1. 44664
Median	16. 25955	Variance	2. 09277
Mode	15. 62500	Range	36. 44078
Interquartile Range			1. 75735

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	44. 44444
99%	20. 10038
95%	18. 72874
90%	18. 08021
75% Q3	17. 18750

Table 8. BMI03 (N=33672)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	16.09117	Std Deviation	1.44469
Median	16.04938	Variance	2.08713
Mode	16.04938	Range	20.68596
Interquartile Range			1.81344

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	30.27682
99%	19.84127
95%	18.49650
90%	17.87224
75% Q3	16.96696

Table 9. BMI04 (N=36146)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	15.74554	Std Deviation	1.32860
Median	15.68474	Variance	1.76519
Mode	15.51247	Range	42.35319
Interquartile Range			1.58575

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	49.38272
99%	19.38352
95%	17.88297
90%	17.32998
75% Q3	16.51602

Table 10. BMI05 (N=35097)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	15.48082	Std Deviation	1.35486
Median	15.41078	Variance	1.83563
Mode	15.00000	Range	23.79843
Interquartile Range			1.60143

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	29.66942
99%	19.43298
95%	17.68707
90%	17.06600
75% Q3	16.23838

Table 11. BMI06 (N=33057)

Basic Statistical Measures			
Location		Variability	
Mean	15.38270	Std Deviation	1.49676
Median	15.24437	Variance	2.24029
Mode	14.87603	Range	26.32286
Interquartile Range			1.65466

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	33.88430
99%	20.18454
95%	17.88791
90%	17.09275
75% Q3	16.11570

Figure 1. Transition of BMI

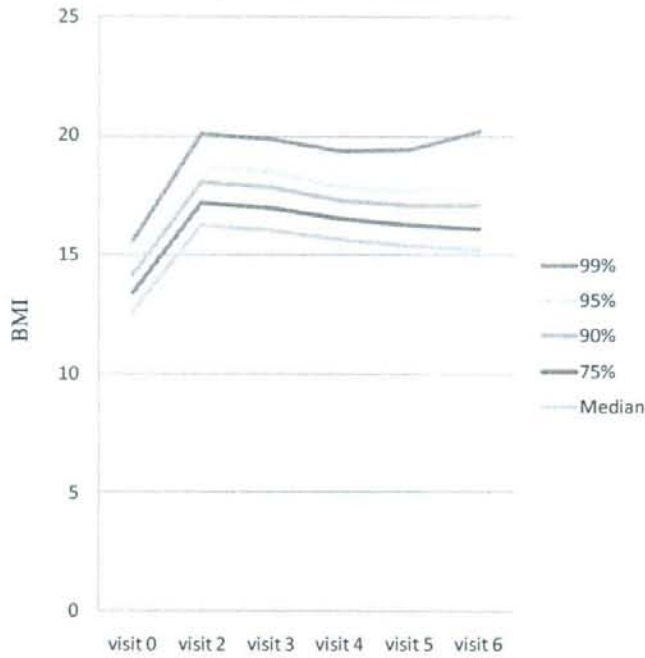


Table 12. Cox Model of the first BMI peak (continuous year)

covariate: BMI < 85 %tile vs. BMI >= 85 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_85p	1	0.04718	0.01099	18.4436	<.0001	1.048
Gender	1	-0.00501	0.00798	0.3945	0.5299	0.995

Cox Model of the first BMI peak (continuous year)

covariate: BMI < 95 %tile vs. BMI >= 95 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_95p	1	0.06912	0.01771	15.2277	<.0001	1.072
gender	1	-0.00521	0.00798	0.4257	0.5141	0.995

Table 13. Cox Model of the first BMI rebound (continuous year)**covariate: BMI < 85 %tile vs. BMI >= 85 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_85p	1	-0.05234	0.00952	30.2309	<.0001	0.949
Gender	1	-0.01161	0.00668	3.0198	0.0823	0.988

Cox Model of the first BMI rebound (continuous year)**covariate: BMI < 95 %tile vs. BMI >= 95 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_95p	1	-0.07913	0.01588	24.8413	<.0001	0.924
Gender	1	-0.01139	0.00668	2.9089	0.0881	0.989

Table 14. Cox Model of the second BMI peak (continuous year)**covariate: BMI < 85 %tile vs. BMI >= 85 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_85p	1	0.01018	0.00878	1.3444	0.2463	1.010
Gender	1	-0.00645	0.00630	1.0476	0.3061	0.994

Cox Model of the second BMI peak (continuous year)**covariate: BMI < 95 %tile vs. BMI >= 95 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_95p	1	0.00789	0.01438	0.3008	0.5834	1.008
Gender	1	-0.00648	0.00630	1.0588	0.3035	0.994

Table 15. Cox Model of the second BMI rebound (continuous year)**covariate: BMI < 85 %tile vs. BMI >= 85 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_85p	1	-0.01510	0.00837	3.2580	0.0711	0.985
gender	1	-0.00296	0.00596	0.2471	0.6191	0.997

Cox Model of the second BMI rebound (continuous year)**covariate: BMI < 95 %tile vs. BMI >= 95 %tile / Gender (1: Male, 2: Female)**

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio
BMI06_95p	1	-0.02313	0.01378	2.8181	0.0932	0.977
gender	1	-0.00291	0.00596	0.2387	0.6251	0.997

7 子どもの社会経済階層 (SEC) と疾病

阿部 彩

1. 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子どもがおり、無保険状態の子どもの総数は 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）。

日本は、「国民皆保険」を社会保障制度の基本的な理念として掲げており、すべての国民が健康保険にカバーされていることを誇りとしてきた。もちろん、子どもも例外ではなく、親が職場からの健康保険に加入している場合は扶養家族としてカバーされ、そうでなければ、自治体による国民健康保険に世帯単位で加入しているはずである。しかし、近年、国民健康保険の保険料の滞納が増加しており問題となっている。2006 年には、国民健康保険の被保険世帯の 19%が保険料を滞納している。滞納が続くと、保険証が取り上げられ、「被保険者資格証明書」が発行される。証明書では医療費はいったん全額負担となるため、医療を受けることをためらい治療がおくれて死亡するケースも報告されている。資格証明書は全国で約 35 万世帯に交付されており、この数は被保険世帯の 1.4%にあたる（鈴木 2008）。

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。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。

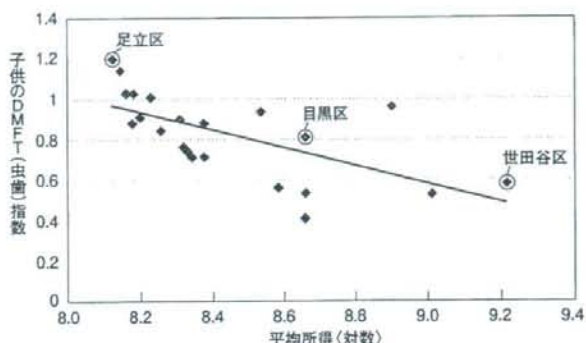
海外における研究においては、幼児期における子どもの成長や健康が、子どもの属する世帯の経済状況や社会階層に大きく影響されることは、多くの研究が報告している（例えば、Millar and Korenman 1994, Currie and Thomas 1993, 1995, Korenman and Miller 1997）。例えば、Case et al. (2002)と Currie and Stabile (2003) は、アメリカ、カナダのパネル・データを用いて子どもの健康格差を検証しており、低所得層と高所得層の子どもの健康格差が確かに存在すること、そして、その格差は子どもの年齢が上がるに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 \leq 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 & Miller (1997)においても、5～7歳の子どもの低身長、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。

日本においては、近藤(2005)が、15自治体の高齢者約3万人のデータを基に、うつ、や転倒の頻度といった健康状態が、社会経済階層によって異なっていることを報告している。しかし、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、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」を用いて、4歳児の疾病状況と、その時点までの子どもの社会経済階層(Socio Economic Class: 以下、SEC)との関連を探る。本稿は、筆者が同データを用いて行った身長・体重、通院・入院経験の分析(阿部2008)をさらに精緻化するものである。

2. 先行研究

日本における子どもの健康格差の先行研究として、唯一挙げられるのが、駒村(2009)による子どもの虫歯と所得の関係の分析である。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1)。

図1 東京23区内の子ども(小学校6年生)の虫歯と所得の関係



東京都「平成18年度納税資料一人あたり総所得」と19年度
東京都学校保健統計小学校6年生男女計虫歯DMFT指数より筆者作成

出所： 駒村 2009、図3-2、p.79.

駒村(2009)の分析は先駆的であるが、データが自治体単位であること、平均所得が区の平均であるため必ずしも区の有子世帯の経済状況を示すものでないこと、など、厳密さに欠ける。子どもの育つ社会経済環境と子どもの健康状況の精密な分析のためには、世帯単位のマイクロ分析が望ましい。

本稿の先行研究である阿部(2008)は、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」を用いて、約4万人の2001年に出生した子どもの4歳時点(パネル5年目)の子どもの成長(身長・体重¹)と健康状態(通院経験の有無、入院経験の有無)を分析している。これによると、貧困経験年数(4歳までに貧困であった年数。所得情報がある4年間ともに貧困であった場合は「4」、一年も貧困の経験がない場合は「0」の値をとる)別に、これらの健康指標の平均値を計算すると以下となり(表1)、貧困経験年数が多いほど身長、体重が低くなり、入院経験が多くなる。通院経験については、貧困経験回数との明確な関係は見られない。

さらに、阿部(2008)は、出生時体重(または未熟児ダミー)、母親と父親の年齢、学歴、世帯類型など、子どもの成長に影響を及ぼすと見られる独立変数をコントロールした上で重回帰分析を行っている。すると、貧困経験回数の係数は、身長・体重の両方においてconsistentにマイナスで有意であった。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。同様に、通院経験、入院経験の有無(過去1年間)については、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結果であった。

¹ 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。

表1 貧困経験回数別、健康指標

貧困経験年数	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

この結果を経て、阿部（2008）は、

・・・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であろうか。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。（阿部 2008）

と結論づけている。

しかし、阿部（2008）の分析においては、すべての疾病の通院経験と入院経験を合わせた「通院の有無」「入院の有無」の変数を使っているため、疾病ごとに社会経済階層による影響の仕方や受診行動が異なる可能性を観察することができない。同じ通院や入院にしても、先述の駒村（2009）が着目した虫歯の受診行動や、風邪など比較的に軽い疾病の受診行動は、受診せざるをえない重篤な疾病の受診行動と異なるであろうし、ぜんそくなど環境因子が大きく影響するであろう疾病や、先天性の病気など生まれる前から決定づけられる疾病とは異なる影響を受ける可能性が多い。そこで、本稿では、疾病ごとの通院と入院行動と子どもの置かれている社会経済環境の関係をより詳しく見ていくこととしたい。

3. データと手法

1) データ

本稿で用いるデータは、厚生労働省が2001年から毎年行っている「21世紀出生児縦断調査（以下、ベビー・パネル）」の2001年から2005年までの5回の個票データである。この調査は、2001（平成13年）年の1月10日から17日の間及び7月10日から17日の間に出生した全国の子供を持つ世帯を対象とした全国調査であり、初年度の2001年は回収数47,010票（回収率87.7%）、2年目（2002年）は43,925票、3年目（2003年）は42,812票、4年目（2004年）は41,557票、5年目（2005年）は39,809票である。ベビー・パネルの脱落の状況を見ると、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確認される。分析に用いられたのは、すべての所得データが揃っている balanced data である33,589サンプルである。

2) 社会経済階層（SEC）の定義

本稿では、社会経済階層を示す指標に、各年の貧困状況を勘案した以下の変数を用いる。

1. 現在の貧困状況 ダミー変数 4歳時点において貧困状態である場合に1、そうでない場合は0
2. 貧困経験の有無 ダミー変数 1年でも貧困であった場合に1、そうでない場合は0
3. 固定的貧困 ダミー変数 4時点においてすべて貧困であった場合に1、そうでない場合は0
4. 前期の貧困状況 ダミー変数 1年目（0歳）と2年目（1歳）の平均等価世帯所得が1年目と2年目の貧困線の平均を下回る場合は1、そうでない場合は0
5. 後期の貧困状況 ダミー変数 4年目（3歳）と5年目（4歳）の平均等価世帯所得が4年目と5年目の貧困線の平均を下回る場合は1、そうでない場合は0
6. 5.6の複合変数 4つのカテゴリー（前期・後期ともに貧困、前期のみ貧困、後期のみ貧困、非貧困）

貧困の定義は、各年（初年度、2年目、4年目、5年目²）におけるサンプルの等価世帯所得（世帯所得を世帯員人数の平方根で除した値）の中央値の50%を貧困線として、それより以下の等価世帯所得の子どもを貧困状況とした。

² 3年目は所得データなし。

4. クロス表分析

1) 結果

表2は、社会経済変数と疾病状況のクロス表による分析結果を示す。

まず、通院経験（上段）から見てみよう。現在（4歳時点）の貧困状況（貧困=2965 サンプル、非貧困=30,624 サンプル）と過去1年間の通院を伴う疾病状況をみると、風しん、けいれん・ひきつけ、う歯（虫歯）において、貧困層の子どもの方が疾病率が高い。風しんでは、0.6%に対し0.2%、けいれん・ひきつけでは、2.3%に対し1.8%、虫歯では30.7%に対し26.6%と差を見ることができる。逆に、非貧困層の子どもの方が（通院を伴う）疾病率が高いものもある。アレルギー性鼻炎・アレルギー性結膜炎、かぜ（咽喉炎、扁桃腺炎、気管支炎、肺炎）、胃腸炎など消化器系の病気、その他の病気がこれにあたる。阿部（2008）の結果によると、貧困層の子どものほうが通院経験は多くなるとあるが、これは、圧倒的に頻度が高い「かぜ」の通院経験が大きく影響しているからと考えられる。

同様の傾向は、「貧困経験の有無」「固定的貧困」によっても見ることができる。社会経済変数によって、若干の違いはあるものの、往々にして、水痘（みずぼうそう）、風しん、麻疹（はしか）、の感染症疾患、虫歯は、貧困層の方が多く通院しており、アレルギー性疾患、かぜ、胃腸炎、とびひ、湿しんは、非貧困層の方が多く通院している。

貧困の時期を前期・後期に分けて分析すると、さらに詳しい疾病の偏りを観察することができる。麻疹、風疹、虫歯については、前期・後期ともに貧困である場合が一番通院する確率が高く、後期（つまり現在）のみ貧困の場合の確率よりも高くなる³。

次に、入院経験（下段）を見てみよう。入院経験の頻度は通院経験に比べ少ないので、多くの場合に χ^2 乗検定が有効でないことは留意しなければならない。しかし、いくつかのconsistentな結果が観察される。まず、貧困経験の有無でみると、貧困層の方が、非貧困層よりも高い確率で入院している疾病が多い。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において統計的に有意な差がみられる。非貧困層が貧困層よりも高い確率であるのは、アレルギー性鼻炎・結膜炎のみである。同様に、現在の貧困状況においても、結膜炎、ぜんそく、アトピー性皮膚炎、かぜ、消化器系病気、けいれん・ひきつけで貧困層のほうが有意に高い確率で入院している。興味深いことに、期間別に貧困経験と入院の関係を見ると、後期の貧困が入院の確率に大きく影響していることである（麻疹、ぜんそく、かぜ）。

2) 考察

ここでの結果は、おおよその結果は阿部（2008）の分析結果と同様の傾向をしている。しかし、疾病別の分析をすることにより、興味深い示唆を得ることができる。まず、水痘、

³ 麻疹と風疹については、期待値が小さいため信頼性は低くなる。

表2 子どもの5歳時での通院・入院（過去1年間）と経済状況・疾病別

5歳時点の通院・入院	健康状態(health=1)		現在の健康状態(poor=1)		前半での貧困(poor=1)		固定的貧困(poornum=4)		収入・健康・期間のみ		歩留	
	割合	Y二乗	割合	Y二乗	割合	Y二乗	割合	Y二乗	割合	Y二乗	割合	Y二乗
1 水痘	0.139	0.127	0.953	0.062	0.139	0.128	0.955	0.4358	0.15	0.153	0.147	0.128
2 風しん	0.005	0.002	20.886	<0.001	0.006	0.002	30.090	<0.001	0.009	0.002	0.004	0.002
3 麻疹	0.003	0.002	3.877	0.051	0.003	0.002	1.946	0.2374	0.005	0.002	0.003	0.002
4 流行性下痢	0.095	0.090	1.648	0.192	0.093	0.090	0.245	0.2074	0.098	0.097	0.095	0.093
5 川崎病	0.002	0.002	0.075	0.7840	0.001	0.002	0.269	0.6303	0.001	0.001	0.002	0.003
6 結核	0.041	0.048	5.872	0.0154	0.041	0.047	1.725	0.1891	0.0390	0.040	0.046	0.042
7 アレルギー性鼻炎、アレルギー性結膜炎	0.084	0.095	8.375	0.0068	0.077	0.095	0.463	0.0012	0.0759	0.0947	0.084	0.089
8 アトピー性皮膚炎	0.075	0.069	2.815	0.0634	0.073	0.070	0.047	0.1694	0.0710	0.0700	0.076	0.075
9 アトピー性鼻炎	0.074	0.071	0.998	0.3178	0.077	0.071	1.279	0.2581	0.0753	0.0711	0.0688	0.0664
10 食物アレルギー	0.014	0.014	0.010	0.9197	0.013	0.014	0.190	0.6632	0.0128	0.012	0.015	0.014
11 中耳炎	0.168	0.170	0.174	0.6767	0.167	0.170	0.274	0.6010	0.1619	0.1708	0.172	0.171
12 外耳炎	0.007	0.009	2.785	0.0951	0.009	0.009	0.047	0.8287	0.0076	0.008	0.007	0.008
13 かぜ、咽痛、扁桃炎、急性中気炎、肺炎	0.167	0.800	35.524	<0.001	0.170	0.793	0.463	0.4836	0.168	0.170	0.167	0.168
14 インフルエンザ	0.156	0.172	10.688	0.0010	0.153	0.171	6.079	0.1037	0.1536	0.1704	0.160	0.172
15 家族性多発性骨髄質の病気	0.077	0.088	5.612	0.0128	0.077	0.085	1.927	0.1651	0.0725	0.0851	0.073	0.087
16 びびり	0.056	0.067	9.950	0.0016	0.059	0.065	1.417	0.2340	0.0469	0.0681	0.051	0.065
17 滲出性皮膚炎	0.011	0.010	0.052	0.8189	0.011	0.010	2.958	0.1031	0.0124	0.011	0.017	0.015
18 先天性心臓病	0.020	0.018	1.726	0.1890	0.023	0.018	5.021	0.0250	0.0214	0.017	0.020	0.015
19 けいれん、ひきつけ	0.303	0.281	48.896	<0.001	0.307	0.265	22.750	<0.001	0.3138	0.255	0.313	0.305
20 けいれん(虫歯)	0.019	0.019	0.004	0.9483	0.019	0.019	0.009	0.9261	0.0182	0.018	0.013	0.0094
21 発達遅延行動面の相談	0.067	0.075	6.406	0.0114	0.060	0.075	9.107	0.0025	0.0614	0.0746	0.064	0.075
22 その他病気	0.072	0.073	0.029	0.8658	0.072	0.073	0.059	0.8050	0.0742	0.0728	0.076	0.076
23 けいれん(やけどを含む)	0.037	0.659	2965	36824	0.037	0.659	2965	36824	0.037	0.659	2965	36824

0.1未満 1未満 5未満 所得層が5以下

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⁴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まですることができる病気であるので、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。

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っている可能性がある⁵。

入院と、貧困の時期の関係を見ると、水痘、ぜんそく、かぜにおいて、後期の貧困が前期の貧困よりも大きく影響していることがわかる。通院の場合は、いくつかの疾病において、前期の貧困が後期の貧困よりも影響の度合いが大きいので、逆の結果となる。つまり、病気にかかりやすいかどうかは前期の貧困に比較的に大きく影響されるものの、それが重症となるか否かは、現在の貧困により大きく影響されると考えられる。ぜんそくについては、10歳ごろから、非貧困層と貧困層の健康の格差が拡大すると報告したカナダの先行研究（Currie and Stabile 2003）において、格差拡大の一番大きい要因と指摘されている。本稿の分析の対象児童はまだ4歳であるため、この格差拡大をみることはできないものの、今後、貧困層において、入院を伴うような重症のぜんそくにかかる確率が増えることが懸念される。

⁴ 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）

⁵ 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。

5. 重回帰分析

次に、出生時に未熟児であったかどうか、両親の年齢、学歴、世帯類型（母子世帯、父子世帯、両親不在世帯、ふた親世帯）など、子どもの健康に影響を与えると考えられるほかの要因をコントロールした上でも、貧困の経験が影響をあたえているかどうかを見るためにロジスティック分析を行った。被説明変数は、通院経験あり（麻疹、アレルギー性鼻炎・結膜炎、かぜ（咽頭炎・扁桃腺炎・気管支炎・肺炎）、虫歯）、入院経験あり（ぜんそく、かぜ）である。これらの疾病は、クロス表分析において、特に関係が深いと示唆された疾病である。結果を表3に示す。

表3 貧困の時期と4歳時点の疾病

被説明変数=	通院経験あり				入院経験あり	
	麻疹	アレルギー性鼻炎	かぜ	虫歯	ぜんそく	かぜ
OLS分析						
前期貧困	0.9136 ***	-0.1969 **	-0.2871 ***	0.1184 **	0.0799	-0.0502
後期貧困	0.2103	-0.0141	0.00494	0.1027 **	0.3828 *	0.3843 ***
コントロール変数(5年目時点)						
母親の年齢	-0.0418	0.00599	0.00592	0.0109 ***	-0.0372	-0.0323 ***
父親の年齢	0.0763 ***	-0.00392	-0.0123 ***	0.00406	0.0355	0.00363
母子世帯(*1)	0.5591	-0.1044	-0.0479	-0.0902	0.248	0.1016
父子世帯	-12.0796	0.0341	-0.36 **	-0.0583	-12.08	0.1087
両親不在世帯	-12.0462	-1.2878	-0.3113	-0.1657	-12.0328	-11.0371
未熟児ダミー	-1.0332	0.0601	0.0384	-0.1201	0.4276	0.3224 *
両親の学歴:(*2)						
父親中卒	0.7536 **	0.0338	-0.0744	0.0487	0.221	0.062
父親高専	0.3838	0.0633	0.0663	-0.1167 ***	-0.5782	-0.0721
父親大学	-0.3122	0.1106 **	0.0246	-0.284 ***	-0.1307	0.00461
父親学歴不明	0.0462	-0.1933	0.2543	-0.1623	0.0921	0.4318
母親中卒	0.4582	-0.1682	-0.149 *	-0.0403	0.2415	-0.4704 **
母親高専	0.0276	0.0433 ***	0.1008 ***	-0.1154 ***	-0.1858	0.0527
母親大学	-0.3402	0.0447	0.0285	-0.2794 ***	-0.0322	-0.052
母親学歴不明	1.8396 **	0.1087	-0.4983 **	0.1212	0.1695	0.0444
切片	-7.647 ***	-2.3967 ***	1.5558 ***	-1.3076 ***	-4.8298 ***	-2.6954 ***
Adj R-Sq						
-2 Log L	1112.848	20618.965	33993.72	38842.942	36.2572	42.1982
標本数	33322	33322	33322	33322	33322	33322

***1%有意、**5%有意、*1%有意

(*1)ベースはふた親世帯、(*2)ベースは高卒

これをみると、クロス表による分析と同様に、通院（麻疹、アレルギー性鼻炎・結膜炎、かぜ）については、前期の貧困が大きく影響している。麻疹については、通院の確率を高め、アレルギー性鼻炎、かぜについては、確率を低くしている。虫歯については、前期・後期ともに通院の確率を高くしている。そのほかの変数については、父親・母親の年齢が、疾病に影響していることがわかる。父親・母親の学歴が特に影響するのは、虫歯であり、学歴が高いほど子どもが虫歯で通院する確率が低くなっている。

入院経験については、確率が低いために、推計が困難なケースが多かった。表3では、ぜんそくとかぜのケースのみを記述している。これによると、両者ともに、後期の貧困が入院の確率を高くする要因となっていると考えられる。そのほかのコントロール変数については、どれも大きな影響は認められない。

6. さいごに

本稿では、4歳児の疾病別の既往歴（過去1年間）が、子どもがおかれる社会経済環境（貧困状態など）にどのように影響されるかが分析された。本稿でなされた子どもの健康格差の研究は、まだ予備的分析の段階ではあるが、ここから示唆される知見はこれからの医療行政に非常に重要な視点である。ここで明らかになってきたのは、「国民皆保険」の成熟や、予防接種の一部制度化、一部の自治体における子どもの医療費の無料化など、子どもの医療にかかわる制度が拡充されてきたとはいえ、経済状況による子どもの健康格差は確実に存在するという点である。特に予防接種の接種率や、医療サービスの受診時における格差（受診格差）が、貧困層の子どもの入院を伴うような重篤な疾病に繋がっている可能性が示唆される。

【参考文献】

- 阿部 彩(2008)「子どもの健康と貧困の経験」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.205-216.
- 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.189-204.
- 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.
- 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.

8 父親の不在と子どもの生活：家計面からの接近

岩澤美帆

三田房美

要旨

近年、日本でも欧米諸国と同様、離婚や婚外出生の増加が確認されており、幼少期にひとり親世帯、とりわけ父親のいない世帯で過ごす子どもが増えていることが予想される。父親不在が子どもの生活やライフコースにどのような影響をおよぼすのかについては、数多くの実証研究が蓄積されており、父親の不在を経験した子どもは、“平均的に見れば”、教育達成や家族形成、精神的な発達等の側面で、両親世帯で育った子どもにくらべマイナスの結果をしめすことが知られている。しかし、縦断調査を利用した研究が発展するにつれ、父親不在とその帰結の関係性について、より詳細な経路が明らかになってきた。すなわち、父親不在の影響と見られていた効果の一部は、父親不在に伴う経済的な困窮や、母親の孤立状況、父親が不在になる以前に生じていた問題等で説明できることが示唆されている。また、父親の有無による違いのみならず、父親不在の集団内部でのばらつきも大きいこともわかってきた。さらに父親の役割は、文化的背景によって異なることが知られており、欧米で観察された父親不在の影響は、異なる文化的背景をもつ日本では違ったものとしてとらえられる可能性がある。本研究は、こうした側面に留意しながら、日本においては父親不在が子どもの生活にどのような影響を与えるのか、マイナスの側面が認められる場合、どのようなメカニズムで引き起こっているのか、さらに、どのような条件によって、その効果が緩和されるのかを明らかにすることを目的としている。こうした分析は、今後増加が見込まれる父親と同居しない子どもにどのような支援策が必要なのかを議論する上で、重要な知見を与えると思われる。

本研究では、2001年から実施された「21世紀出生児縦断調査」の個票を利用して、父親との同居状況が、子ども（第1子）の生活（ウェルビーイング）にどのような違いをもたらすのかを検証した。子どもの生活の実態として、今回は家計に注目した。家計は長期にわたる子どもの生活の重要な規定要因と見なされている。具体的には、同居する親の総収入（同居する親の収入+その他の収入）、子育て支出、保育料、保育料以外の子育て支出、親の総収入にしめる子育て支出の割合の5つの側面について、調査時点で父親がいるかどうか、あるいは前年からの父親同居の変化を共変量にふくめた、階層線形モデル（調査時点点を第1レベル、対象者を第2レベルとしたマルチレベル分析）を構築し、制限付き最尤推定法で推定した。

5歳時点で父親不在を経験している子どもは9%に上る。子育て支出や保育料は、父親不在世帯でやや低く、また同居から不在になることでも引き下げられることが確認された。

父親不在世帯の親の総収入は、両親世帯に比べ、400万近く低い。その結果、親の総収入にしめる子育てで支出の割合が父親不在世帯で突出することになる。幼少期の子育て費用そのものにはあまり違いが見られなかったが、父親不在世帯で特定の習い事参加率が少ないなど、子どもの活動内容に違いがある可能性が示唆された。支出内容についてより充実した調査をすすめるとともに、生活時間など、家計面以外の子どもの生活の実態との関連を見ていく必要がある。また父親不在世帯が増える一方で、同居しない父親が子育てに何らかの形で関わっているケースも少なくないことが知られている。同居していない親等の状況も調査で詳細に把握し、その子どもとの関わりや影響を見ることも重要であると考えられる。

はじめに

今日の日本では出生率低下に伴う子ども数の減少に多大な関心が寄せられている。出生数の減少は若年人口の減少に直結し、人口高齢化を加速させ、人口減少を招く。消費者人口や労働力人口の減少が見込まれ、生産年齢人口が高齢者を支える社会保障システムの存続が危ぶまれるなど、社会経済への様々な影響が懸念されている。しかしながら、今後我々が経験する人口減少社会における問題は、社会経済といったマクロの側面にとどまらない。出生率の低下と平行して進む家族形成行動の変化は、生まれてくる子どもの養育環境といったミクロの側面にも直接的な影響を与える。すなわち、先進諸国に共通する離婚や再婚の増加、結婚をせずに子どもをもつことに対する社会的許容は、子どもが血のつながった両親の元で養育されるということを必ずしも想定できない状況を生んでいる。とくに（少なくともある時点において）父親と同居しない子どもの増加が予測され、こうした状況が子どもの生活環境にどのような影響を与えるのかを把握することは、今後の子どもの福祉政策にとって重要な観点になりうると考えられる。

すでに欧米では、血のつながった両親家庭（しばしば *intact family* と呼ばれる）以外の世帯が増えるにつれ、そうした形態が社会経済的リソースに乏しい家庭に集中する傾向が指摘されており、子どもの養育環境の格差につながるといった議論が展開されている (McLanahan 2004)。日本でも母子世帯のかかえる問題については、主に社会保障の観点から詳細な議論が展開されている (阿部・大石 2005)。本稿では、近年の日本における一連の結婚観、家族観の変化の中で、父親が不在である家族の発生に着目し、さらにそのような環境で育った子どものウェルビーイングが、そうでない子どもとどう異なるのか、もし負の側面があるとすれば、どのような条件によってそうした影響が緩和されるのかといったことを明らかにすることで、家族の多様化、複雑化に即した子育て支援策のあり方を議論したい。

本稿では、厚生労働省による21世紀出生児縦断調査のデータを用い、同居する父親の有無が子どもの養育環境にもたらす影響について分析する。とくに、先行研究から子どものウェルビーイングに影響を与える重要な要素の一つであることが明らかになっている

(McLanahan and Sandefur 1994)、家計の側面に着目したい。

離婚の増加によるひとり親世帯の増加

1960年代から80年代にかけての日本は、子どもが生物学的な両親世帯のもとに育つことを最も可能にしていた時代であったと考えられる。まず、成人死亡率が順調に改善しており、親の死亡によるひとり親家庭の発生が年々少なくなっていた。他方、離婚の発生についても、先進諸外国と比べれば低い水準で推移しており、子どもは生物学的両親のもとで育つものとの認識が現実的であったと思われる。当時もひとり親世帯、とくに父親のいない母子家庭が直面する困難は認識されていたが、母子家庭研究は、もともと父親の死亡による母子家庭を想定して始まっていたこともあり(Snell and Millar 1987, キルキー 2000=2005)、幼い子どもが母親のみに育てられるという状況は例外的な認識であったと思われる。その後、離婚の増加が認識されるにつれ、離別による母子世帯の研究も進んでいく。今日、日本における母子世帯の実態も、夫との死別によるものは1割を切っており(厚生労働省雇用均等・児童家庭局, 2007)、大部分が離別による母子世帯となっている。さらに、欧米では婚外出生も増加しており、未婚の母による子育てに焦点を当てた研究もさかんであるが、日本においては大規模なデータを用いた研究は皆無であると言ってよいであろう。

今後の見通しについては、死亡率の改善によって、死別によるひとり親家庭の発生リスクは減少していくものと考えられるが、離婚の発生は高い水準が維持されることが予想される。また結婚持続期間の短い夫婦の離婚も増えていることから、幼少期に両親の離婚を経験する子どもは増えると考えられ、幼少期にひとり親家庭で過ごすことが特別ではない時代が到来しつつあると言えよう。婚外出生も水準は先進国の中では圧倒的に少ないが、全体の出生率が下がっている中で、とくに若年の婚外出生率は微増傾向も見受けられ、消滅する過程にはないため、注意深く推移を見守る必要がある。ただし、婚外出生が必ずしも父親が不在かといえばそうではなく、欧米でも婚外出生増加の背景には婚姻関係にないカップル(同棲)の増加が指摘されている(Bumpass et al. 2002)。日本の婚外出生も、0歳時父親が同居している割合は26%との結果が確認されている(岩澤・三田 2008)。他方、婚前妊娠結婚をした夫婦から生まれた子どもは、その後、父親の不在を経験する割合が、そのほかの世帯よりも高く、4歳時点で8.8%が父親不在を経験していた(その他の世帯の子どもの場合は3.5%)(岩澤・三田 2008)。

父親不在が子どもの生活に与える影響

家庭における父親の不在が子どもにどのような影響を与えるかという問題関心は、先進国では1950年代から注目されており、数々の研究結果が出ている。1950年代当時は、性役割モデルとしての父親の存在に関心が寄せられ、父親で不在であることによって、とくに