

IPSS Discussion Paper Series

(No.2010-J03)

「子どもの健康格差は存在するか：  
厚労省 21 世紀出生児パネル調査を使った分析」

阿部 彩（国立社会保障・人口問題研究所）

2011 年 7 月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3  
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ  
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解  
であり、国立社会保障・人口問題研究所の  
見解を示すものではありません。

子どもの健康格差は存在するか：  
厚生労働省 21 世紀出生児パネル調査を使った分析

阿部 彩

国立社会保障・人口問題研究所

## 1. はじめに

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 (Currie and Thomas 1995; Korenman and Millar 1997; Case, Lubotsky et al. 2002; Condliff and Link 2008)。例えば、Case, Lubotsky 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。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前提となっている。しかし、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た (厚生労働省 2008 年 10 月 30 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 月より施行されている<sup>1</sup>。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、3 割の医療費の自己負担が、低所得世帯における受診抑制を引き起こし、結果として健康格差を生じさせている可能性は否めない。さらに、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、劣悪な居住環境や食生活、親の金銭的・時間的・心理的余裕の欠如、ストレス、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。

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。そして、この子ども期の健康状態が、成人期のアウトカムに与える影響の大きさは、従来から分析されてきた学力(学歴)と同じ程度の強さにあるとの指摘もある (Pelloni 2006)。すなわち、子ども期の「健康」は、親から子への社会階層の「伝承」、また、「不健康」は、貧困の世代間連鎖の「経路」となり得る。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。

本稿で用いるデータは、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』

---

<sup>1</sup> 法は、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。

である。本調査は、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<sup>2</sup>、日本においては高齢者については近藤(2005)、勤労世代については野口(2011)など、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>3</sup>と考えられるため、その因果関係をほぼ一方方向に限定することができる(Condliff and Link 2008)。

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、過去における不利や健康ショック（例えば未熟児であったことや疾病）がどのように社会経済階層とインタープレイするかを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おり(Korenman and Millar 1997)、このような貧困経験の蓄積を見るためにはパネル・データが必要である。

本稿では、アメリカ、イギリス、カナダの先行研究に倣って以下の3つの問いに答えることを試みる。一つ目の問いは、日本において、社会経済階層による子どもの健康格差は存在するか、というものである。これら三つの国ではすべて確認されている子どもの健康格差が日本でも確認されるかどうかに着目される。二つ目は、アメリカ、カナダでは子どもの健康格差が年齢の大きい子どもほど大きいということが報告されているが、イギリスではこの拡大は確認されていないことから、日本はそのどちらのパターンにより近いかを検証する。三つ目は、後に説明するように、他の先進諸国においては、健康格差がおこるメカニズムとして、健康ショックに対する対応度の違いと健康ショックの頻度の違いが確認されているが、この2つのメカニズムを確認できるか日本のデータで分析を試みる。

---

<sup>2</sup> Department of Health and Social Security (1980) *Inequalities in Health: Report of a Research Working Group*.

<sup>3</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。

## 2. 子どもの健康と社会経済階層

### 1) 子どもの健康格差の拡大と格差の要因

先に述べたように、アメリカ、カナダにおいては、子どもの健康が社会経済階層によって影響され、貧困に育つ子どもの健康度が非貧困の子どもに比べて悪いこと、そして、この健康格差が子どもの年齢が上がるにつれて拡大することが明らかになっている (Case, Lubotsky et al. 2002; Currie and Stabile 2003)。図1は、Currie and Stabile (2003)によるカナダのパネル・データを用いた子どもの健康格差を示している。横軸は年齢、縦軸は主観的健康度で健康状態が悪い（5段階の下の3段階）とした子どもの割合である。これを見ると、カナダの子どもの健康格差は出生時点（0歳）にて既に発生しており、その格差は10歳ごろまではほぼ均一であるが、10歳以降は急激に拡大する。そして、この拡大は、高所得層の子どもたちが健康になっていくからではなく、低所得層（定義はカナダ公式貧困線以下の世帯所得の世帯）の子どもたちの健康が悪化することによるものであるとしている。同様の傾向は、アメリカのデータを用いたCase et al. (2002)、そして、Condliff and Link (2006)にも確認されている。しかしながら、イギリスのデータを用いたCurrie et al. (2007)においては、健康格差は確認されたが、その拡大は見られておらず<sup>4</sup>、この格差と格差拡大がアメリカ、カナダ特有のものであるのか、より一般的なものであるのかはわかっていない。

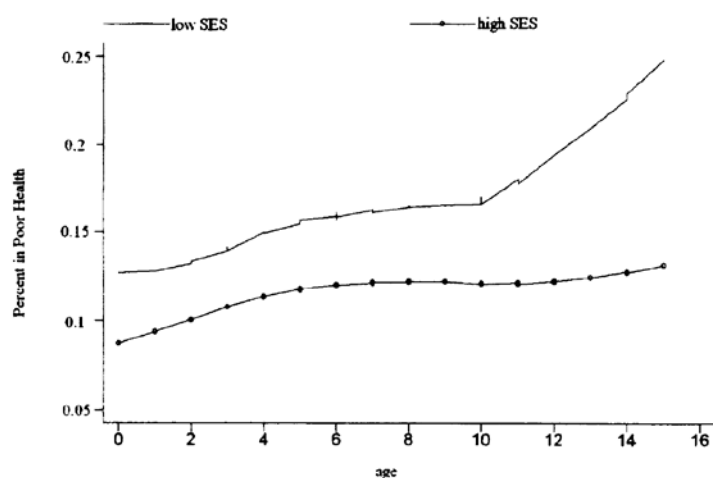


FIGURE 2. PERCENT OF CHILDREN IN POOR HEALTH BY AGE AND SES

図1 カナダの子どもの健康格差（出所：Currie and Stabile 2003, Figure 2）

なぜ、子どもの健康格差は存在し、そして、年齢とともに拡大するのであろう？これについては、Currie and Stabile (2003)は二つのメカニズムを提示している。一つのメカニズム

<sup>4</sup> Currie et al.(2007)の分析においては、主観的健康度の他に、高血圧、低ヘモグロビン、低 ferritin など臨床的なデータも用いて分析しているが、格差の拡大はやはり確認できなかった。

は、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、治療を施す、障害に対処するリハビリを行うなど）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所得層の子どもの方が、高所得層の子どもに比べて大きい。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。第二のメカニズムが、低所得層の子どもは、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。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。この二つのメカニズム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。

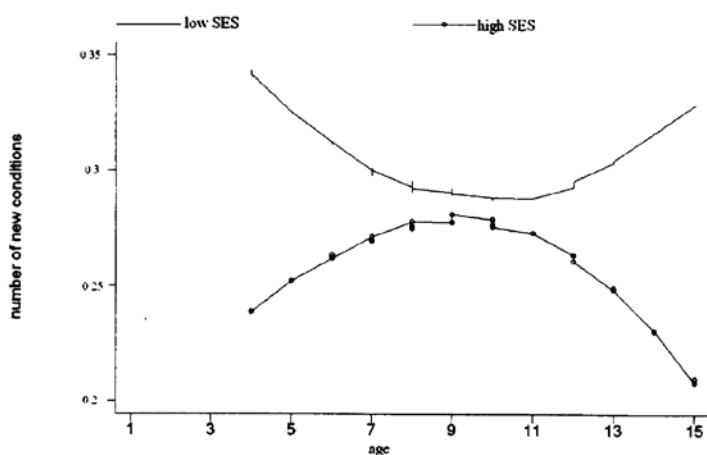


FIGURE 3. NUMBER OF NEW CHRONIC CONDITIONS BY AGE IN 1998 AND SES

図2 新しい慢性疾患の出現、年齢、SES別（1998年）

Currie & Stabile (2003)は、この二つのメカニズムのどちらが10歳以降の健康格差の拡大に寄与しているのかを分析しており、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。その一つの論拠として出されるのが新しい慢性疾患の発生度が貧困層と非貧困層で全く異なる形状を見せていることである（図2）。ここで、Currie & Stabile(2003)は、慢性疾患を「健康ショック」の一例として捉える。図2は、1994年と1998年の2カ年のパネルデータを用いて、各年齢の子どもが過去4年間の間に罹患した新しい慢性疾患（94年の時点でなかった疾患で、98年で新しく現れている）の発生率を示している。これによると、低年齢（4、5歳）

では、アレルギー疾患と気管支炎の新規疾患が低所得層に多いが、それは、8, 9歳でレベルオフし、10歳以降に再度ぜんそくと気管支炎が低所得層で増えることにより、図1でみた健康格差の拡大が生じる。すなわち、健康ショックが低所得層にて10歳以降に増加すると考えられる。さらに二つ目のメカニズムを検証するために、Currie & Stabile(2003)は、1998年時点での健康状況（主観的健康度、1~5）を被説明変数、1994年の慢性疾患の有無と所得のクロス項を説明変数としたordered probit分析を行っており、その結果、1994年の慢性疾患と所得のクロス項が負であるものの統計的に有意でないことから、健康ショック（この場合1994年時点の慢性疾患）に対する対処力がSESによって異なるという説を却下している<sup>5</sup>（付表1参照のこと）。

しかしながら、Currie & Stabile(2003)をフォローする形でアメリカのデータで同様の分析を行った Condliff & Link (2008)においては、このクロス項が負で有意となる推計モデルもあり（付表1）、健康ショックへの対処力がSESによって異なるという仮説は100%否定されているわけではない。Condliff & Link(2008)は、二つのメカニズムが両方働いている可能性を示唆している。

この二つの分析の結果の違いは、カナダとアメリカという、同じアングロサクソン諸国の隣国でありながら、医療保険制度がまったく異なる二つの国の制度の違いを反映している可能性もあろう。カナダは、公的医療保険が存在し、基本的にすべての子どもがカバーされているものの、アメリカには低所得世帯の子ども向けの公的医療扶助（SCHIP）が存在するものの、普遍的な公的医療制度がない。これが、カナダにおいては子どもの健康ショックへの対処力の違いがないのにも関わらず、アメリカではあるという事実の説明とも考えられる。

それでは、日本ではどうであろうか。日本においても、子ども健康格差が存在することは、徐々にではあるが報告されている。地域レベルのデータを用いた分析では、駒村(2009)が東京23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、平均所得の低い区ほど子どもの虫歯の状況が悪いことを示した。また、相田（2010）も、市町村レベルの比較において所得の高い地域ほど、う蝕の有病者率が少ないことを報告している。ミクロ・レベルのデータを用いた分析では、阿部（2010）が厚生労働省「平成19年国民生活基礎調査」の健康票を用いて6歳から19歳の子どもの主観的健康度が、11歳から拡大傾向にあることを示している。しかしながら、これらはクロス表や相関係数による分析であり、子ども一人ひとりの属性などをコントロールした精緻な分析は行われていない。また、阿部（2009, 2008）は、

---

<sup>5</sup> Currie は低体重で生まれたことを健康ショックとする分析を、イギリスのデータで行っており、その結果、低出生体重と低SESの関係は一筋縄にはいかないことを報告している。被説明変数を学歴達成とした場合、男性においては、低出生体重の影響が高SESの方が低SESより高いものの、主観的健康度を被説明変数とした場合は、女兒において、高SESの低出生体重児の方が健康の状態がよいとしている（Currie and Hyson 1999）。しかしながら、台湾のデータを用いた分析によると、低出生体重の影響は学歴の高い親の場合はある程度緩和される（Lin, Liu, and Chou 2007）

本稿のデータと同じ「21世紀出生児縦断調査」の4歳時点でのデータを用いて、子どもの疾病別の通院経験、入院経験を分析しており、貧困層の子どもはそうでない子どもに比べ入院経験が多く、通院経験が少ないことを示している。本稿の分析は、この分析を6歳時点でのデータを用いて検証し直し、また、精緻化したものである。

### 3. データ

本稿で用いるデータは、厚生労働省が実施している「21世紀出生児縦断調査」<sup>6</sup>と「平成17年国民生活基礎調査」である。まず、前者について説明すると、本調査は、2001年の1月と7月のそれぞれ1週間に生まれた子ども全数調査を対象としている。本稿が用いるのは、第1回から第7回（2007年、7歳時点）の7年間のデータである。第7回は、調査対象の児童が7歳の誕生月に調査されており、小学1年生の1月と7月の時点となる。パネル調査の常としてサンプルの脱落（attrition）は多く、第1回の標本数47,015から第7回は36,785まで減っている。本調査の脱落サンプルの分析によると、脱落は低所得層に偏っていることが指摘されている（福田2006、西野2006、西野2007）。

「平成19年国民生活基礎調査」は、有効回答世帯数約23万世帯の大規模な調査であり、世帯票と健康票、介護票からなっている。健康票は、子どもを含む、調査対象世帯のすべての世帯員について調査しているが（項目によっては年齢制限あり）、内容的には成人を念頭においている。

本分析の一つのポイントは、健康変数とSES変数をどのように設定するかである。必ずしも理想のデータとは言えない二つのデータセットを用いて分析するにあたって、以下の理由により健康変数とSES変数が選択された。

#### （1）健康変数

「21世紀出生時縦断調査」では、子どもの健康状態に関する項目では、調査前1年間の通院の有無（疾病25種類別）、入院の有無（同左）を調査している。しかし、残念なことに、先行研究で用いられた主観的健康感や慢性疾患の有無の項目は調査されていない。通院も入院も、子どもの健康状況を表しているものの、特に通院については、通院の有無と疾病の重度が比例しているとは限らない。すなわち、金銭的や時間的に余裕のある家庭においては、少しでも病気の兆候があれば病院に連れていくが、そのような余裕がない家庭では、少々の病気では連れていく選択をしないかもしれない。また、疾病や障害に気づくための情報量の違いや、親の時間的制約、精神状況なども貧困層と非貧困層によって異なる可能性がある。実際に、次節で述べるように、通院については、非貧困層の方が貧困層より高い割合となっており、SESによる（疾病の重さとは異なる）バイアスがあることが

<sup>6</sup> 本稿の分析は、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））「貧困・格差の実態と貧困対策の効果に関する研究」の一環として、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」の第1回から第7回の個票を、統計法第32条に基づく二次利用申請による使用の承認（統発1027第2号、平成22年10月27日付）を得て集計したものである。



示唆される。しかし、入院に関しては、就学前の子どもの入院費用が殆どの自治体で補助対象となっていること、入院するか否かの判断は医師による決定度が大きいこと、から、健康状態を示す変数として用いることが可能であると考え。そのため、本調査を使う分析では、入院の有無を健康状況を示す変数として用いる。しかし、入院の発生率は7歳時点では数%となっており、他のよい健康変数がない中において、入院を補完する健康変数として、「ぜんそく」の通院を用いる。これは、慢性疾患の中でも「ぜんそく」の通院は、貧困層の方が非貧困層より高い割合で通院しており、他国と同じ傾向にあることから、ほかの疾病の通院（風邪、アレルギー鼻炎など）に比べて、SESによるバイアスが少なくと考えられるためである。

「平成19年国民生活基礎調査」では、過去1年間の通院の有無（疾病41種類別）、入院の有無（同上）に加え、6歳以上の世帯員については主観的健康感（5段階）を訊いている。クロス・セクションの調査なので、個々の子どもを年齢ごとにフォローすることはできなく、また、過去の経済状況や疾病状況の情報も得ることができないが、すべての年齢層の子どもが対象となっているので、クロスで見た年齢ごとの分析を行うことができる。主観的健康感についても、社会経済階層によって偏りが生じている可能性は否めない。しかしながら、本稿が比較の対象とするアメリカ、カナダ、イギリスの分析は、どれも主観的健康感（5段階）を子どもの健康を表す被説明変数としているため、「国民生活基礎調査」による分析においては、同様に主観的健康感を被説明変数とする。

## （2）SES 変数

本稿の分析には、SESを表す指標として、貧困ステータス、所得5分位、および所得を用いる。SESが健康に及ぼす影響が線形であるか、それともある一定の所得以下の層のみに影響するものなのかという論点について、先行研究は明示的に論じていない。生活の必需品（食料、衣服など）の充足状況と所得の関係を扱う貧困研究においては、ある一定の所得を下回ると必需品の充足度が急激に減少することが実証されている（阿部 2006<sup>7</sup>）。医療サービスも必需品の一つと考えられるため、同様の非線形の関係が示唆される。しかしながら、本稿の比較対象のアメリカ、カナダ、イギリスの分析においては、所得（または所得のlog）を説明変数として用いているため、比較を行う際には先行研究に倣って所得を説明変数とする。

貧困ステータスは、通常、各サンプルの中央値の50%を貧困基準とし、それを下回る世帯を貧困と定義する。しかしながら、脱落が低所得層に偏っていることを考慮すると、この方法では貧困基準である中央値の50%が徐々に上昇してしまい、脱落が起これなかったら貧困世帯と認識されない世帯も貧困と判断されてしまう可能性がある。そのため、本稿

---

<sup>7</sup> 必需品が充足されない状態（剥奪=deprivation）については、貧困研究の中で長い知見があり、イギリスを始めとする多くの先進諸国で同様に所得の閾値が発見されている（Townsend 1979 他）。日本においては、阿部(2006)が同様の結果を報告している。

では第1回のサンプルで計算される貧困基準を各回の所得に比較して、貧困か否かを判定する。厳密に言うと、これは貧困基準を固定することであり「相対的」とは言えないものの、データの期間（2000年から2007年）の間の物価変動はさほど大きくなく、この方法によってattritionの偏りが是正されることを考えると、その是正の便益の方が大きいと考える。これによる貧困率の差は、各年ごとに計算される貧困基準を用いた場合、第7回の貧困率は10.80%なのに対し、1年目の貧困基準で第7回の貧困率を計算した場合は、7.06%となる<sup>8</sup>（詳しくは、付表2を参照されたい）。また、この方法は毎回ごとにその年の所得で貧困ステータスを判断しているため、貧困ステータスはtime-variantな変数である点を留意されたい。同様に、所得5分位についても、各年のサンプルを5つに分割する方法を用いると、attritionのため、徐々にサンプル全体の所得分布が上昇していくので、特に最低5分位の線引きが曖昧になってくる。そのため、1年目の所得で全サンプルを5階層に分け、その同じ階層をすべての回で用いる。そうすることにより、所得に大きく変動があった世帯は1年目の所得のみで分類されるため、間違った分類になるが、それでも、attritionによる偏りによる悪影響よりも影響は少ないと考える。

#### 4. クロス表から見るSESと健康格差

まず、子どもの置かれているSES(貧困ステータスおよび所得五分位)による健康格差を、クロス表で見てみよう。健康状態を示す変数は、「国民生活基礎調査」の主観的健康感、「21世紀出生児調査」の入院および慢性疾患の通院である。慢性疾患をここで取り上げるのは、比較研究であるCurrie & Stabile (2003)にて過去の慢性疾患の有無が健康ショックとして用いられたからである。前項で述べたように本稿では慢性疾患の通院の有無を説明変数として用いることはしないが、その傾向をクロス表で確認する。

##### 1) 主観的健康感

まず、「平成19年国民生活基礎調査」のデータを用いて主観的健康感の違いを見てみよう。この設問は、「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」の5段階で健康感を聞いているが、子どもに関して言えば、「あまりよくない」「よくない」は非常に少なく、SES間の違いは「よい」「まあよい」と「ふつう」の割合の違いに見ることができる。そこで、「よい」「まあよい」とした子どもの割合を所得5分位、年齢層（6-8歳、9-12歳、13-17歳）に分けて図にしたものが図3である。年齢区分は後の重回帰分析の際に比較とした先行研究に倣った。所得5分位は各年齢層内の五分位である。これを見ると13-17歳では所得5分位の上位3段階でほぼ横ばいであるものの、どの年齢層でも所得階層が高

---

<sup>8</sup> ただし、本調査の対象は、そもそも2001年に生まれた子をもつ世帯という社会全体の中では比較的到高所得に偏っており、比較的均一なサンプルであるため、このサンプルにおける貧困基準は、社会全体における貧困基準に比べて高く、また、貧困率は低いことと留意されたい。しかし、子どもの観点からは、独居の高齢者なども含む社会全体に比べて相対的にどの位置にあるのかということよりも、同じ年齢層の他の子どもたちと比べてどの位置にあるのかということがより重要とも考えられる。

いほど「よい」「まあよい」の割合が多いことがわかる。年齢層内の格差は6-8歳が一番少ない。また、どの所得階層でも、「よい」「まあよい」とする割合は年齢が高くなるほど減少する。

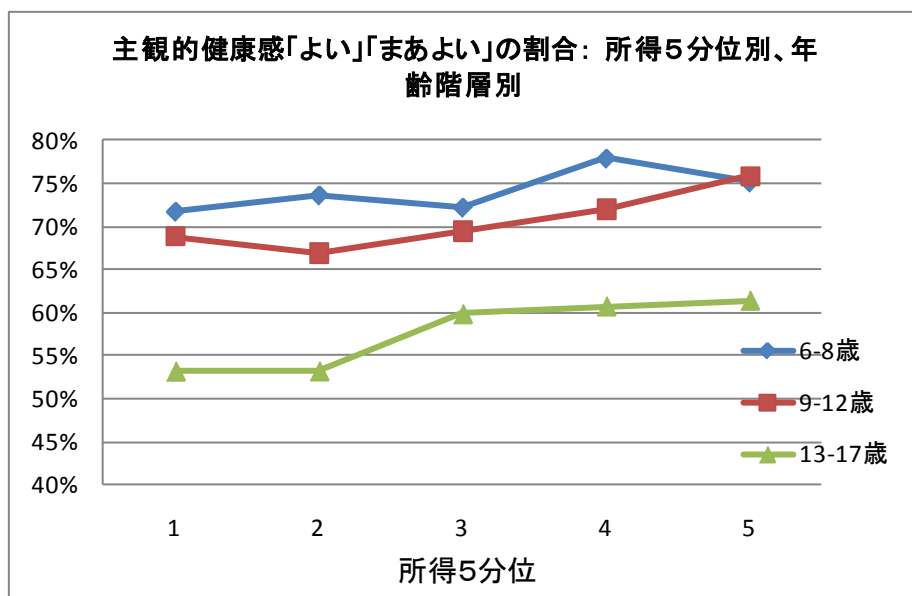


図3 子どもの主観的健康感が「よい」「まあよい」の割合（年齢階層別、所得5分位別）  
出所：「国民生活基礎調査」平成19年データ 阿部（2010）

## 2) 入院

次に、「21世紀出生児縦断調査」を用いて、入院の傾向を見てみよう。表1は、貧困層と非貧困層において調査時点から過去1年間<sup>9</sup>における入院の経験の有無がある子どもの割合を示したものである。すべての年において、貧困層と非貧困層の差は統計的に有意に認められ、貧困層の方が1~3%程度高い割合で入院の経験がある。7歳時点まででは、最も差が大きいのが3歳時点であり、2.7ポイントの差、*risk ratio*でみると1.3倍となる。しかし、2歳から6歳にかけては、ポイント差でみると若干減少、*risk ratio*でみると若干増加しているものの、ほぼ横ばいである。この図と比較可能である図1におけるカナダのデータ（Currie & Stabile 2003）においても、10歳ごろまでは、貧困層と非貧困層の健康が悪い子どもの割合は平行移動であることから、この結果とも整合性がとれているといえよう。すなわち、子ども間の健康格差は確実に存在するものの、格差の拡大は分析対象がもう少し年齢が高くなるまで現れないのかも知れない。

分析をさらに詳しく所得5分位で見ると、1歳と2歳では、第1五分位の率が突出して高く、第2五分位がそれに続き、第3から第5五分位は大きな差がない。第2五分位と第

<sup>9</sup> 調査は誕生月に行われるので、第2回調査の時は1歳時点、第3回調査では2歳時点の入院の有無を訊いている。

3 五分位の間に「閾値」があると示唆されるこの結果は、先に述べた貧困の必需品充足に関する知見と合致する。阿部（2006）によると、生活必需品の欠如（deprivation scale）の閾値は世帯所得が400万~500万円の所得帯であった。本分析の第2五分位の世帯所得（4人世帯の場合）は約370万円、第3五分位は約495万円であり、阿部（2006）の分析とほぼ同じ所得帯となる。ただし、3歳以降の結果は、所得5分位の下位ほど入院経験率が高いというおおよその傾向は共有されているものの、第2と第3の間の閾値は観察されない。

<表1 入院経験と各層>

表1 入院経験とSES						
入院経験あり	2回調査時点(1歳)	2歳(*2)	3歳	4歳	5歳(*2)	6歳
貧困(*1)(a)	14.07%	11.85%	7.70%	7.16%	5.87%	4.34%
非貧困層(b)	12.41%	9.15%	6.88%	5.94%	4.91%	3.55%
risk ratio (a/b)	1.13	1.30	1.12	1.20	1.20	1.22
diff (*3)	1.66%	2.70%	0.82%	1.22%	0.97%	0.79%
$\chi$ 二乗	9.8135	31.5185	3.8311	8.7232	6.0461	4.0853
p	0.0017	<.0001	0.0503	0.0031	0.0139	0.0433
n	40,515	38,580	39,717	37,929	35,614	34,918
所得5分位(*3) 第1	14.20%	11.05%	7.76%	6.56%	5.70%	3.90%
第2	13.13%	10.18%	7.14%	6.07%	4.70%	3.71%
第3	11.63%	8.95%	6.74%	5.96%	5.17%	3.34%
第4	11.46%	8.90%	6.43%	6.13%	4.97%	3.61%
第5	12.47%	8.54%	6.75%	5.66%	4.78%	3.63%
$\chi$ 二乗	39.7948	42.9422	12.7006	5.6950	9.5749	3.2604
p	<.0001	<.0001	0.0128	0.2231	0.0482	0.5152
n	43,898	42,786	41,533	39,797	38,520	36,768
(*1) 1年目の貧困基準を固定して、それを各年の所得と比較して判定						
(*2) 所得情報がない3回と6回のSESの判別は、前年の所得を私用。						
(*3) 所得5分位は1年目の所得で判定						
各年の所得5分位の差は $\chi$ 二乗検定により4歳と6歳以外は5%有意。また、各年の入院の有無を被説明変数、性別と各所得5分位のダミー（基準は第3分位）を説明変数としたロジスティック分析における、統計的有意度は、以下の分類により色分けした。						
		1%有意		5%有意		10%有意

### 3) 慢性疾患

最後に、慢性疾患で通院した子どもの割合をSES別に観察しよう（表2）。本調査で調査されている疾病のうち、ぜんそく、アトピー性皮膚炎、湿疹、先天性の病気、アレルギー性鼻炎・アレルギー性結膜炎、食物アレルギーの6つの疾病を慢性疾患とした。疾病別に見ると、ぜんそくは、1, 2, 3歳において貧困層の方が非貧困層に比べ統計的にも有意に多い割合が通院しているが、5, 6, 7歳においてはこの差は有意でなくなっている。しかし、所得五分位で見ると、すべて有意な差があり、第1、第2五分位は第3~5五分

位に比べて通院率が高い傾向がある（2歳の第2と、6歳の第1を除く）。皮膚の疾患<sup>10</sup>では、アトピー性皮膚炎では1歳と4歳、湿疹では2、3、5歳において、非貧困層の方が高い率となっている。所得五分位で見ると、湿疹では全年齢において統計的に有意な差があるが、湿疹では特に第1五分位の通院率が低い。アトピーでは、統計的に有意な差があるのは1歳と4歳のみであるが、アトピー、湿疹ともにおおよそ所得が高いほど通院率が高いという傾向が見られる。アレルギー性鼻炎・結膜炎については、2歳での貧困ステータス、4～6歳での貧困ステータスと所得五分位で有意であり、ここでも所得の高いほど通院率が高いことがわかる。食物アレルギーは1歳時点のみ、所得が高いほど通院率が高い率となっている。先天性の病気については、非貧困層と貧困層の有意な差はなく、所得五分位では2～5歳で有意な差があるものの一貫したトレンドはない。

まとめると、アトピー・湿疹、食物アレルギーなどの疾患については、所得が高いほど通院率が高く、ぜんそくについては、特に第1と第2の五分位で通院率が高い傾向がある。

繰り返すが、表2は、あくまでも、「通院」したか否かのデータであることである。アトピー・湿疹、食物アレルギーにおいて、所得が高いほど通院率が高いことは、所得が高いほど疾病率が高いという可能性もあるものの、疾病の頻度や重さと関係がないSESによる通院バイアスがより濃く出ている可能性も否めない。多くの自治体では就学前の子どもの医療費の負担を軽減しており無料である場合も多いが、そうでない場合で自己負担率が発生したり、親の時間的制約や病気の情報の多寡などSESの低所得層においては、高所得層に比べて、「通院」が抑制される傾向があることは十分に考えられる。一方、ぜんそくで見られたSESによる格差については、逆の通院バイアスはあまり存在しないと考えられず、他国の先行研究とも一致するので、存在すると考えてもよいであろう。

<表2 次ページ>

---

<sup>10</sup> アトピー性皮膚炎と湿疹は、年によっては同じ疾病とカテゴライズされている。例えば、2歳の調査票では「アトピー性皮膚炎（湿疹）」、3歳の調査票では「湿疹（アトピー性皮膚炎）」と両者は同じ項目であるが、4歳以降は別建てとなっている。

表2 慢性疾患による通院の有無：各年齢、SES別（1）

	1歳(2回)	2歳(3回) (*1)	3歳(4回)	4歳(5回)	5歳(6回) (*1)	6歳(7回)		1歳(2回)	2歳(3回) (*1)	3歳(4回)	4歳(5回)	5歳(6回) (*1)	6歳(7回)
ぜんそく(=9)	***	***	**	X	X	X	湿疹(=26)		*	**	X	**	X
貧困	4.36%	6.50%	7.06%	7.64%	9.30%	7.75%	貧困	14.96%	10.21%	5.79%	6.11%	6.11%	5.60%
非貧困	3.22%	5.10%	6.06%	7.04%	8.53%	7.12%	非貧困	16.12%	11.49%	6.39%	7.05%	7.05%	5.53%
risk ratio	1.35	1.27	1.16	1.09	1.09	1.09	risk ratio	0.93	0.89	0.91	0.87	0.87	1.01
diff	1.14%	1.39%	1.00%	0.61%	0.77%	0.62%	diff	-1.16%	-1.28%	-0.60%	-0.94%	-0.94%	0.07%
所得五分位 (*2)	***	***	***	***	***	*	所得五分位	***	**	***	***	***	**
第1 五分位	4.52%	6.52%	7.03%	7.87%	9.11%	7.36%	第1 五分位	14.40%	9.86%	4.98%	5.58%	5.58%	4.42%
第2 五分位	3.67%	5.46%	6.70%	7.47%	9.51%	7.83%	第2 五分位	16.11%	10.83%	6.25%	6.51%	6.51%	5.04%
第3 五分位	2.95%	4.89%	5.49%	6.30%	7.82%	6.70%	第3 五分位	15.92%	11.36%	6.29%	7.13%	7.13%	5.51%
第4 五分位	2.82%	5.05%	5.87%	6.79%	8.33%	6.84%	第4 五分位	15.97%	11.78%	6.55%	7.17%	7.17%	5.95%
第5 五分位	2.91%	4.62%	5.74%	6.94%	8.18%	7.08%	第5 五分位	16.67%	12.17%	6.78%	7.56%	7.56%	6.16%
アトピー(=12)	***		X	**	X	X	アレルギー性鼻炎、結膜炎(=28)		*	X	***	*	***
貧困	15.47%		7.38%	7.99%	7.88%	7.75%	貧困	3.65%	5.32%	7.94%	12.22%	12.22%	14.48%
非貧困	17.12%		7.31%	7.11%	7.88%	6.95%	非貧困	4.26%	5.72%	9.36%	13.38%	13.38%	17.04%
risk ratio	0.90		1.01	1.12	1.00	1.11	risk ratio	0.86	0.93	0.85	0.91	0.91	0.85
diff	-1.65%		0.07%	0.88%	0.00%	0.79%	diff	-0.61%	-0.41%	-1.42%	-1.16%	-1.16%	-2.57%
所得五分位	***		X	*	X	X	所得五分位	X	X	***	***	***	***
第1 五分位	14.93%		7.32%	7.32%	7.51%	6.79%	第1 五分位	3.96%	5.33%	7.82%	10.96%	10.96%	13.70%
第2 五分位	16.09%		7.68%	7.62%	8.01%	7.21%	第2 五分位	3.99%	5.58%	9.01%	12.53%	12.53%	15.66%
第3 五分位	16.72%		7.06%	6.97%	7.82%	6.82%	第3 五分位	4.37%	5.88%	9.63%	13.56%	13.56%	16.81%
第4 五分位	17.87%		6.98%	6.59%	7.66%	7.31%	第4 五分位	4.14%	5.48%	9.36%	14.04%	14.04%	18.28%
第5 五分位	17.62%		7.28%	7.55%	8.12%	6.98%	第5 五分位	4.45%	6.02%	9.90%	13.96%	13.96%	18.48%
先天性の病気(=14)	X	X	X	X	X	X	アレルギー食物(=29)	***	X	X	X	X	X
貧困	2.23%	1.65%	1.14%	1.18%	0.94%	1.14%	貧困	3.65%	2.12%	1.57%	1.39%	1.51%	1.42%
非貧困	2.24%	1.40%	1.18%	1.00%	1.08%	0.93%	非貧困	4.90%	2.49%	1.59%	1.40%	1.39%	1.07%
risk ratio	0.99	1.18	0.97	1.18	0.87	1.22	risk ratio	0.74	0.85	0.98	1.00	1.08	1.33
diff	-0.02%	0.25%	-0.04%	0.18%	-0.14%	0.20%	diff	-1.25%	-0.37%	-0.02%	0.00%	0.11%	0.35%
所得五分位	X	*	**	***	****	X	所得五分位	***	X	X	X	X	X
第1 五分位	2.00%	1.18%	0.96%	0.87%	0.78%	0.90%	第1 五分位	4.04%	2.21%	1.50%	1.38%	1.58%	
第2 五分位	2.15%	1.26%	1.19%	1.11%	1.11%	0.79%	第2 五分位	4.20%	2.53%	1.50%	1.23%	1.23%	1.06%
第3 五分位	2.32%	1.32%	0.99%	0.66%	0.84%	0.88%	第3 五分位	4.89%	2.18%	1.64%	1.45%	1.39%	0.94%
第4 五分位	2.30%	1.48%	1.45%	1.38%	1.31%	1.16%	第4 五分位	4.71%	2.56%	1.72%	1.29%	1.32%	1.07%
第5 五分位	2.15%	1.64%	1.20%	0.98%	1.11%	0.94%	第5 五分位	5.55%	2.68%	1.56%	1.54%	1.55%	1.18%

(\*1) 3回と6回の貧困ステータスは、この回の所得データがないため、前年の貧困ステータスで代替

(\*2) 所得五分位は1年目の所得で判断。

\*\*\* 1% 有意、\*\*5%有意、\*10%有意、X有意でない

注：空白の部分はデータなし。2歳は、アトピーと湿疹が「アトピー・湿疹」とまとめられている。3歳は、「湿疹(アトピー含む)」となっている。

各回は誕生月に調査しており、質問は「過去1年間」なので、調査回と年齢は1づつ異なる。

各年の所得5分位の差のχ<sup>2</sup>乗検定の結果は上のアスタリスクまたは×にて提示。各年の通院の有無を被説明変数、性別と各所得5分位のダミー（基準は第3分位）を説明変数としたロジスティック分析における、統計的有意度は、以下の分類により色分けした。

1%有意

5%有意

10%有意

## 5. 子どもの健康格差と年齢による拡大

ここまでクロス表などによって、子どもの健康格差の状況を見てきた。そこで、ここからは、先行研究が用いた重回帰分析の手法を倣って、クロス表でみるSESと健康との関係を確認していきたい。まず、アメリカ (Case et al. 2002, Condliff & Link 2006)、カナダ (Currie & Stabile 2003)、イギリス (Currie et al. 2007) と同じ手法を用いて、日本の子どものSESによる健康格差の存在と年齢による拡大を他国と比較することとしたい。これら先行研究では、被説明変数を主観的健康感、説明変数を世帯所得(log)、コントロール変数を子どもの年齢、性別、世帯タイプとした推計において、世帯所得の係数が子どもの年齢層によってどのように変化するかを見ている。表3には、これら4つの先行研究の結果と、日本における2つの推計結果の分析を比較したものである。一つ目の日本の結果は、「21世紀出生児縦断調査」を用いた推計で被説明変数は「入院の有無」である。本データは児童の対象年齢が6歳までしかないので1歳から6歳時点の入院の有無を変数とした6つの推計結果を提示している。推計方法は、logistic分析である。二つ目の日本の結果は「国民生活基礎調査」を用いており、被説明変数は「主観的健康感」(1=大変よい、5=大変悪い)であり、推計方法はordered probitである。本結果は、先行研究がどれも主観的健康感(5段階)を被説明変数としていることから、先行研究との比較という点で最も適している。ただし、先行研究はどれも母親の学歴をコントロール変数に含めた場合と含めない場合の両方の推計を提示しているが、「国民生活基礎調査」には学歴の情報がないため、母親の学歴を含めない推計しか行うことができない。説明変数は、先行研究との比較のために、これらに倣って、世帯所得のlogとした。

表3の結果を比較すると、「21世紀出生児調査」の分析においては、母親の学歴をコントロール変数に含めると、3歳と5歳では有意ではないものの、世帯所得の係数はすべて負である。母親の学歴をコントロール変数から除くと、全年齢で有意となる。トレンドとしては、2歳の係数が若干外れるものの、1歳から6歳にかけて徐々に係数の絶対値が大きくなっている。結論として、SES(この場合所得)による子どもの健康格差は存在し、少なくとも就学前の子どもに関しては拡大の傾向が存在する。

「国民生活基礎調査」を用いた推計では、母親の学歴なしの推計ですべて負で有意となっている。すなわち、SESによる健康格差が確認できる。しかしながら、係数の大きさは、6-8歳、9-12歳、13-17歳にかけて徐々に小さくなってきている。

カナダ、アメリカの結果にては、「国民生活」と同様に、すべて負で有意な推計結果となっており、その係数の大きさが年齢層が高くなるごとに大きくなっている。これが、子どもの年齢が高くなるほどSESによる健康格差が大きくなるという説の根拠であり、異なるデータを用いても確認することができる頑強な結果である。しかし、前述したように、イギリスにおけるフォローアップ研究である Currie et al. (2007)においては、すべての年齢層の世帯所得の係数が負で有意であることは変わらないものの、その大きさに拡大傾向は見ることができない。日本の「国民生活基礎調査」の結果は、このイギ

リスの結果と同様、もしくは、格差縮小の傾向が見られ、少なくとも本分析において、日本の子どもの格差拡大は検証できない。同じデータを使った図3におけるクロス表による分析においては、子どもの健康格差は年齢が高い子どもほど大きいように見える。この違いは、ここでの推計では親の学歴、世帯類型や性別、年齢などをコントロールしていることに加え、図3では、「よい」「まあよい」とその他の3つのカテゴリー（ふつう、あまりよくない、よくない）との二値変数で見ているのに対し、ここでの推計は5段階の変数であること<sup>11</sup>、図3ではSESを階級（所得5分位または貧困／非貧困）で捉えているのに対し<sup>12</sup>、ここでは連続変数と捉えていることが考えられる。

「21世紀出生児調査」の分析では、子どもの年齢が小さいので、他の結果とは比較できないが、1歳から6歳にかけては、SESによる影響が拡大している可能性を示唆している。

<表3>

---

<sup>11</sup> 実際に、5段階の ordered probit ではなく「よい」「まあよい」かそれ以外の二値変数を被説明変数とした probit 分析では、所得の係数の大きさは6-8歳、13-17歳、9-12歳の順となる。

<sup>12</sup> 特に図3においては、所得の5分位は各年齢層内の5分位であることに留意する必要がある。各年齢層の所得格差は、年齢が高い層ほど大きいので、第X分位と第Y分位の絶対値で見る差は年齢の高い層ほど大きくなる。



表3 SESによる子どもの健康格差の拡大は見られるか？

21世紀出生児縦断調査(被説明変数=入院) logistic									
1)	1歳(2回)	2歳(3回)	3歳(4回)	4歳(5回)	5歳(6回)	6歳(7回)			
n	33732	33321	34805	34371	33323	34918			
母親学歴あり 係数 ln(世帯所得)	-0.042 *	-0.095 ***	-0.019 X	-0.058 *	-0.057 X	-0.098 **			
Std.Err.	0.023	0.025	0.032	0.033	0.036	0.040			
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.052 **	-0.110 ***	-0.052 *	-0.066 **	-0.072 **	-0.111 ***			
Std.Err.	0.022	0.024	0.031	0.032	0.035	0.039			
国民生活基礎調査(被説明変数=主観的健康感 1=大変よい、5=大変悪い) ordered probit									
母親学歴なし 2)	6-8歳		9-12歳	13-17歳					
n	1289		1898	2395					
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.251 **		-0.155 **	-0.138 **					
Std.Err.	0.109		0.079	0.067					
カナダ(主観的貧困感、1=excellent, 5=poor) ordered probit									
				Currie &Stabile 2003					
	0-3歳	4-8歳	9-12歳	13-17歳					
n	8961	17260	10446	3507					
母親学歴あり 係数 ln(世帯所得)	-0.132 **	-0.182 **	-0.215 **	-0.254 **					
Std.Err.	0.027	0.02	0.025	0.041					
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.151 **	-0.216 **	-0.259 **	-0.272 **					
Std.Err.	0.026	0.019	0.024	0.04					
アメリカ(主観的貧困感、1=excellent, 5=poor) ordered probit									
				Condliffe & Link 2006					
	0-3歳	4-8歳	9-12歳	13-17歳					
n	9093	14806	11901	12610					
母親学歴あり 係数 ln(世帯所得)	-0.093 **	-0.156 **	-0.175 **	-0.218 **					
Std.Err.	0.018	0.014	0.018	0.016					
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.136 **	-0.204 **	-0.230 **	-0.251 **					
Std.Err.	0.018	0.014	0.017	0.015					
アメリカ(主観的貧困感、1=excellent, 5=poor) ordered probit									
				Case et al. 2002					
	0-3歳	4-8歳	9-12歳	13-17歳					
n	51448	54067	64746	59069					
母親学歴あり 係数 ln(世帯所得)	-0.114 **	-0.156 **	-0.187 **	-0.218 **					
Std.Err.	0.008	0.008	0.008	0.009					
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.183 **	-0.244 **	-0.286 **	-0.323 **					
Std.Err.	0.008	0.008	0.008	0.008					
イギリス(主観的貧困感、1=excellent, 5=poor) ordered probit									
				Currie et al. 2007					
	0-3歳	4-8歳	9-12歳	13-17歳					
n	2505	4936	3734	2570					
母親学歴あり 係数 ln(世帯所得)	-0.142 **	-0.136 **	-0.108 **	-0.133 **					
t -statistic	3.14	4.23	3.02	3.3					
母親学歴なし 係数 ln(世帯所得)	-0.146 **	-0.212 **	-0.196 **	-0.174 **					
t -statistic	3.69	7.44	6.34	5.18					
***1%有意、**5%有意、*10%有意、									
1) コントロール変数: 性別、年齢、母子世帯、父子世帯、母親学歴ダミー群(中卒、高卒、高専、大学、その他)									
2) コントロール変数: 性別、年齢、一人親世帯									

## 6. 健康ショックに対する対応力

最後に、Currie & Stabile (2003)によるカナダの子どもの分析と、Condliff&Link (2008)によるアメリカの子どもの分析に倣って、健康ショックを受けた場合、その後の健康状態がSESによって異なるかを検証する。この分析には過去の健康ショックの有無の情報が必要なため「21世紀出生児縦断調査」のパネル・データが必要である。分析のモデルは、7歳時点の健康状況を被説明変数、過去（4年前=4歳時点）の健康ショックと、その所得とのクロス項を説明変数とした logistic 分析である。被説明変数の7歳時点の健康状態を示す変数は、上記先行研究では主観的健康度を用いているが、「21世紀出生児縦断調査」には、主観的健康度のデータがないため、ここでは過去1年間の入院の有無を用いる。着目する説明変数は、先行研究に倣って過去の健康ショック（この場合4歳）以降から観察地点（7歳）までの所得の平均（ただし6歳は所得データがないので、5歳と7歳の平均）の log と過去（4歳時点）の健康ショックの有無のクロス項である。過去の健康ショックは、4歳時点の入院とぜんそくの2つを想定した。コントロール変数として、現時点での所得の log、子どもの年齢、性別、出生時低体重ダミー（2000g 以下）、母親・父親の年齢、家族形態（母子世帯、父子世帯、その他）、母親学歴、父親学歴である。結果を表4、そして、比較の対象となる先行研究の結果を付表1に示す。

もし、SESによって過去の健康ショックに対抗する力が異なる、すなわち、過去の健康ショックが現在の健康状態に与える影響が大きいのであれば、着目する説明変数である健康ショックと所得のクロス項の符号が負で有意になるはずである。Currie & Stabile(2003)、Condliff&Link(2008)の分析では、クロス項の係数が統計的に有意なのは Condliff&Link(2008)の1モデルのみであるが、符号は全て負である。すなわち、低所得であるほど、過去の健康ショックが現在の健康状態を引き下げている度合いが大きいことを示唆する。しかし、統計的に有意でないことから、Currie&Stabile(2003)においては、SESによる健康ショックへの対応力が異なるという結果は得られないと結論づけられており、Condliff&Link(2008)では、その結果が示唆される結果もあるという表現となっている。また、両方の分析において、所得の log の係数はすべて負で有意であり、所得が低いほど、健康状態が悪いことが確認できる。

本分析の結果をこれとくらべてみると、クロス項の係数は負であるが、有意ではなく、Currie&Stabile(2003)と同じ結果となっている。すなわち、過去の健康ショックへの対応力がSESによって異なるという結果は得られていない。しかし、過去の健康ショックの単体の影響は、SESとのクロス項がないモデル(Model 1)でも、あるモデル (Model2)でも、正で有意であり、過去の健康ショックが現在の健康状況に影響していることが確認される。特に、クロス項があるモデルにおいては、係数が大きくなっており、健康ショックの発生自体が低所得層に多いことを反映している。子どもの性別はすべて正で有意であり男児であるほど入院する確率が高い。また、出生時の低体重のダミーの係数は、正で有意であり、また、その値も大きい。母親・父親の年齢は、学歴がない Model3 の

みで有意であり、母親は負、父親は正の係数である。すなわち、若い母親ほど、年齢の高い父親ほど、子どもの健康状態が悪い。親の学歴については、父母ともに中卒（ベースは高卒）のダミーの係数は正、高専、大学、その他の係数は負となることは一貫しているものの、すべてのモデルにおいて有意とはなっていない。

<表4> 健康ショックに対する対処力はSESによって異なるか：入院

表4 健康ショックに対する対応力はSES(貧困ステータス)によって異なるか

被説明変数=入院あり(6歳)	説明変数=ぜんそく3歳						説明変数=入院3歳					
	(1) Model 1		(2) Model 2		Model 3 (学歴なし)		(5)		(6) original		Model 3 (学歴なし)	
	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.			Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.		
ぜんそく3歳	0.596	0.100 ***	1.799	1.001 *	1.830	1.001 *						
入院3歳							0.988	0.084 ***	1.966	0.798 **	2.046	0.799 **
ln(所得4-6歳)	-0.125	0.066 *	-0.104	0.068 X	-0.126	0.065 *	-0.123	0.066 *	-0.093	0.070 X	-0.110	0.067 *
ln(所得4-6歳) × ぜんそく3歳			-0.216	0.180 X	-0.221	0.180 X						
ln(所得4-6歳) × 入院3歳									-0.176	0.143 X	-0.190	0.143 X
ln(世帯人数)	-0.123	0.098 X	-0.123	0.098 X	-0.128	0.098 X	-0.122	0.098 X	-0.122	0.098 X	-0.127	0.098 X
性別	0.203	0.061 ***	0.204	0.061 ***	0.203	0.061 ***	0.207	0.061 ***	0.207	0.061 ***	0.207	0.061 ***
出生時低体重(<2000g)	0.749	0.172 ***	0.749	0.172 ***	0.761	0.172 ***	0.719	0.173 ***	0.720	0.173 ***	0.730	0.173 ***
母親年齢	-0.014	0.010 X	-0.014	0.010 X	-0.017	0.010 *	-0.013	0.010 X	-0.013	0.010 X	-0.016	0.010 *
父親年齢	0.012	0.007 X	0.012	0.007 X	0.013	0.007 *	0.012	0.007 X	0.012	0.007 X	0.013	0.007 *
母子世帯	-0.247	0.163 X	-0.254	0.164 X	-0.237	0.161 X	-0.253	0.164 X	-0.258	0.165 X	-0.240	0.162 X
父子世帯	0.060	0.422 X	0.041	0.424 X	0.070	0.422 X	0.030	0.423 X	0.031	0.424 X	0.061	0.422 X
母親 中卒	0.230	0.168 X	0.230	0.168 X			0.197	0.169 X	0.189	0.169 X		
高専	-0.050	0.070 X	-0.050	0.070 X			-0.044	0.071 X	-0.044	0.071 X		
大学	-0.001	0.103 X	-0.001	0.103 X			0.015	0.103 X	0.014	0.103 X		
その他	-0.034	0.393 X	-0.039	0.391 X			-0.025	0.398 X	-0.029	0.398 X		
父親 中卒	0.188	0.126 X	0.187	0.127 X			0.187	0.127 X	0.186	0.127 X		
高専	-0.105	0.094 X	-0.104	0.094 X			-0.114	0.094 X	-0.113	0.094 X		
大学	-0.024	0.078 X	-0.023	0.078 X			-0.020	0.078 X	-0.021	0.078 X		
その他	-0.074	0.351 X	-0.073	0.349 X			-0.067	0.355 X	-0.063	0.355 X		
切片	-2.552	0.442 ***	-2.666	0.453 ***	-2.516	0.434 ***	-2.640	0.442 ***	-2.804	0.464 ***	-2.691	0.444 ***
log likelih.	9876.44		9875.015		9883.521		9793.963		9792.482		9800.225	
n	32423		32423		32423		32423		32423		32423	

\*\*\* 1% \*\* 5% \* 10% 有意

## 7. 考察

本稿から得られる知見をまとめると以下となる。まず、日本においても、社会経済階層、特に貧困層と非貧困層の間において、子どもの健康格差が存在することが確認された。これは、主観的健康感、入院、また一部の疾患（ぜんそく）の通院などのデータによって確かめることができる。さらに、子どもの健康格差が所得水準のどの層によっても現れる線形のものであるのか、または、ある一定の水準以下で顕著に表れるという貧困研究の知見に近いものなのかについて、本稿からは両方を支持する結果が出ており、conclusive な結論は出ていない。所得5分位別にみた分析においては、第1、第2五分位とその他の分位間に異なるという結果が一部からは出ているが、その他では出ていない（表1）。貧困研究から示唆される閾値の存在が、ここに明確に現れていないひとつの理由は、世帯所得という変数とその世帯の真の生活水準を表す変数として完璧ではないということもあるであろう。

第二に、カナダ、アメリカにおいては、この子どもの健康格差が子どもの年齢が高くなるにつれて拡大することが報告されているが、日本においては、現時点ではこれについての結果は mixed である。「21世紀出生児調査」の分析においては、6歳までの低年齢児においては、格差の拡大の傾向が見られるものの、「国民生活基礎調査」を用いたより高年齢の子ども分析では、むしろ縮小の傾向となっている。しかし、これはSESを所得の連続変数と捉えるか、カテゴリー（所得区分、貧困／非貧困など）と捉えるかによっても結果が異なる可能性がある。ここでは、カナダ、アメリカ、イギリスの先行研究との比較において、日本は3国とは異なる動きを見せていることを finding としたい。

第三に、子どもの健康格差を生じさせるメカニズムとして考えられる健康ショックに対する対応力の違いについては、カナダにおいてはSESによる健康ショックへの対応力が異なるという結果は得られておらず、アメリカの分析ではそれが示唆されている。本稿による「21世紀出生児縦断調査」を用いた分析において、現在の健康状況を表す変数として入院、健康ショックを過去の入院、ぜんそくとした分析で見ると、日本の結果はカナダの先行研究と同じ結果となっている。すなわち、過去の健康ショックへの対応力がSESによって異なるという結果は得られない。しかし、現在の所得の係数はすべて負であるので、所得の低い層の方が健康状態が悪いという事実は変わらない。

本稿の意義として、子どもの健康格差と社会生活の格差については、日本の子どもにおいても、明らかに検証されたことが意義深い。アメリカのように国民皆保険制度を持たない国、税金による公的医療サービスが徹底しているイギリス、カナダなど、全く異なる医療制度をもつ国々においてSESによる子どもの格差が報告されている中で、日本の子どもについても健康格差が生じているということは当然の結果であろう。この子どもの健康格差が、未就学児において観察されることは、政策インプリケーションが大きい。何故なら、これは、現在、自治体ごとに行われている未就学児に対する医療費助成などをもってしても、子どもの健康格差をすべて防ぐことはできないということを示唆しているからである。

また、本稿では、格差を拡大させる二つのメカニズム、すなわち、健康ショックの頻度・深度の違い（i.e.貧困層の子どもの方が病気になりやすい）と、健康ショックに対する抵抗力の違い（i.e.病気になった時、貧困層のほうに対処できないため、その影響が大きい）についても検討を行った。健康ショックを過去の入院とぜんそくとした場合、後者については日本のデータでは確認できず、これは本稿の分析対象であった未就学児に対する医療費助成制度などがある程度功をなしているとも解釈することができる。同様の結果が、医療費助成制度が適用されない子どもの割合が多くなる高年齢の子どもにおいても得られるかがどうか、この制度の効果を判断する一つのポイントであろう。残念ながら、それが可能な「21世紀出生児縦断調査」においては調査の対象児童の年齢がまだ11歳であるため、それを行うのはもう少ししばらく待たなくてはならない。前者の健康ショックの頻度・深度のSESによる差異については、入院、ぜんそくを健康ショックとして見るのであれば、データが存在する未就学年齢の多くにおいて、低所得層の方が高所得層よりも高い割合で罹患しており、差異を示唆する結果となっている。特に所得五分位の第1分位（最低層）において他の分位に比べて高い割合の罹患率となっていることが懸念される。

ただし、今回の分析で用いることが可能であった健康状態（入院）、および健康ショックの変数（過去の入院、ぜんそく）が必ずしも、最適とは言えない変数であることも確かである。より健康状態を客観的かつSESによる（疾病の重篤さに関係のない）偏りが少ない変数で捉えることが、今後は重要な課題であり、そのようなデータが早く揃うことを願って、本稿の末語としたい。

謝辞；本稿の執筆にあたっては、橋本英樹先生（東京大学）、小塩隆士先生（一橋大学）に、Discussion Paper の Discussant として大変貴重なコメントをいただいた。結果として、DP 発表会の時点から結論も覆すこととなった推計の見直しを行うことができた。未熟な段階での DP にお時間をかけていただいたことに深く御礼申し上げたい。

【付表 1】 Currie & Stabile (2003), Condliff & Link (2008)の推計結果

TABLE 3—EFFECTS OF EARLIER HEALTH CONDITIONS ON POOR HEALTH TODAY

Explanatory variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Chronic condition in 1994	0.108** (0.008)	0.257* (0.138)	—	—	—	—
Asthma in 1994	—	—	0.136** (0.012)	0.357* (0.209)	—	—
Chronic condition or hospitalization in 1994	—	—	—	—	0.100** (0.007)	0.276** (0.129)
Log of average income	-0.055** (0.007)	-0.052** (0.007)	-0.055** (0.007)	-0.053** (0.007)	-0.054** (0.007)	-0.049** (0.007)
Mom more than high school	-0.030** (0.007)	-0.030** (0.007)	-0.030** (0.007)	-0.030** (0.007)	-0.030** (0.007)	-0.030** (0.007)
<i>Interactions</i>						
Log of average income* Chronic condition in 1994		-0.014 (0.013)		-0.021 (0.019)		-0.016 (0.012)
$R^2$	0.033	0.033	0.029	0.029	0.032	0.032
Number of observations	13,789	13,789	13,789	13,789	13,789	13,789

Notes: Standard errors are in parentheses. Dependent variable is whether the child is in poor health in 1998. Other variables included in the regressions are: log of family size, dummy variables for single age, sex, a dummy indicating that the PMK is not the biological mother, a dummy indicating that the PMK is female, a dummy indicating that the child belongs to a two-parent household, mother's age at the birth of the child, and an indicator for the method of imputation for income used.

\* Significant at the 10-percent level.

\*\* Significant at the 5-percent level.

出所 : Currie & Stabile (2003)

TABLE 8—EFFECTS OF LAGGED HEALTH CONDITIONS IN 1997 ON HEALTH STATUS IN 2002  
*Panel Study of Income Dynamics*

Explanatory variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Chronic condition in 1997	0.0567** (0.024)	0.631** (0.303)		
Asthma in 1997			0.086** (0.036)	0.549 (0.418)
ln (family income)	-0.055** (0.019)	-0.040** (0.020)	-0.054** (0.019)	-0.048** (0.012)
Interactions of the log of average income with:				
Chronic condition in 1997		-0.054** (0.028)		
Asthma in 1997				-0.044 (0.039)
Adjusted $R^2$	0.037	0.039	0.038	0.039

Notes: Robust standard errors are in parentheses. Current health status refers to 2002, and lagged health conditions refer to 1997. The variables included in the regressions in columns 1, 2, 3, and 4 are identical to those of CS and include the log of family size, dummy variables for mother's education, single age, sex, a dummy indicating that the primary caregiver is not the biological mother, a dummy indicating the primary caregiver is female, a dummy indicating that the child belongs to a two-parent household, and mother's age at the birth of the child. In the PSID, the dependent variable equals one if the child's health status in 2002 is classified as poor (i.e. good, fair, or poor). Family income in the PSID is based on the average of 1996, 1998, and 2000 income expressed in 2001 dollars. The sample size is 1,735.

\*\* Significant at the 5 percent level.

\* Significant at the 10 percent level.

出所 : Condliffe & Link (2008)

【付表2】各年で計算される貧困基準と固定貧困基準で推計される貧困率

	貧困線(各年の中央値50%未満)				Fixed Poverty Line	
	Full Sample		Balanced Sample		n	pov. Rate
	n	pov. Rate	n	pov. Rate		
全サンプル数	47,013		29,978		47,013	
1年目	46,975	14.66%	29,978	9.44%	46,975	14.66%
2年目	40,515	10.27%	29,978	8.42%	40,515	11.10%
4年目	39,717	9.92%	29,978	8.26%	39,717	10.15%
5年目	37,929	9.94%	29,978	8.26%	37,929	9.83%
7年目	34,929	10.80%	29,978	9.54%	34,929	7.06%

【参考文献】

- 相田潤(2010)「国の中にも経済・教育格差」『月刊保団連』No.1018,p.17-21.
- 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、p.37-55, 113-178.
- 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、p.171-180.
- 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、p.205-216.
- 阿部彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析：日本のマイクロデータを用いた実証研究」社会政策学会編『社会政策における福祉と就労(社会政策学会誌第16号)』法律文化社、pp.251-275.
- 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.
- 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分析システムの開発研究」平成16～17年度総合報告書、pp.269-289.



- 野口晴子 (2011) 「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察～「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析～」『季刊社会保障研究』46(4), p.382-402.
- 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.
- Case, A., D. Lubotsky, et al. (2002). "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient." The American Economic Review **92**(5): 1308-1334.
- Condliff, S. and C. Link (2008). "The relationship between Economic Status and Child Health: Evidence from the United States." The American Economic Review **98**(4): 1605-1618.
- Currie, A., M. Shields, et al. (2007). "The child health/family income gradient: Evidence from England." Journal of Health Economics **26**: 213-232.
- Currie, J. and R. Hyson (1999). "Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birthweight." The American Economic Review **89**(2): 245-250.
- Currie, J. and M. Stabile (2003). "Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children?" The American Economic Review **93**(5): 1813-1823.
- Currie, J. and Thomas (1995). "Does Head Start Make a Difference?" The American Economic Review **85**(3): 341-364.
- Korenman, S. and J. E. Millar (1997). Effects of Long-Term Poverty on Physical Health of Children in the National Longitudinal Survey of Youth. Consequences of Growing Up Poor. G. J. Duncan and J. Brooks-Gunn. New York, Russell Sage Foundation: 70-99.
- Lin, M.-J., J.-T. Liu, et al. (2007). "As Low Birth Weight Babies Grow, Can Well-Educated Parents Buffer This Adverse Factor? A Research Note." Demography **44**(2): 335-343.
- Pelloni, A. (2006). "Reproducing Inequalities: Luck, Wallets, and the Enduring Effects of Childhood Health." Demography **43**(4): 587-615.
- Townsend, P. (1979). Poverty in the United Kingdom. London, Allen Lane and Penguin Books.

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2010-E01	Tadashi Sakai and Naomi Miyazato	Who values the family-friendly aspects of a job? Evidence from the Japanese labor market	2011年7月
2010-J02	別所俊一郎	医療費助成・通院・健康	2011年4月
2010-J01	柴 香里	生活福祉資金貸付制度の現状と課題—近年の制度 改正に着目して—	2011年3月
2009-J03	泉田信行	待機児童の現状とその出生率に与える影響の分析	2010年7月
2009-J02	府川哲夫	成年層の子ども数：労働組合経由の働き方に関する 調査をもとに	2010年7月
2009-J01	府川哲夫	総人口及び65歳以上人口の所得状況：国民生活基 礎調査を用いて	2010年7月
2009-E01	Kazumasa Oguro, Junichiro Takahata and Manabu Shimasawa	Child Benefit and Fiscal Burden: OLG Model with Endogenous Fertility	2009年7月
2008-J03	高畑純一郎	最適な出生率と育児支援策の理論サーベイ	2009年3月
2008-J02	京極高宣	障害者自立支援法の利用者負担について	2009年2月
2008-E02	Junya Hamaaki	The effects of the 1999 pension reform on household asset accumulation in Japan: A test of the Life-Cycle Hypothesis	2008年12月
2008-J01	酒井正	就業移動と社会保険の非加入行動の関係	2008年10月
2008-E01	Takanobu Kyogoku	Introduction to the theories of social market	2008年7月
2007-J01	坂本和靖	親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与 える影響—The Sensitivity Analysis of Hidden Bias—	2008年3月
2007-E02	Tetsuo Fukawa	Household projection 2006/07 in Japan using a micro-simulation model	2007年10月
2007-E01	Takanobu Kyogoku	In Search of New Socio-Economic Theory on Social Security	2007年5月
2006-02	上村敏之・神野真敏	公的年金と児童手当—出生率を内生化した世代重 複モデルによる分析—	2007年3月
2006-01	加藤久和	基礎年金の負担：税か保険料か？	2006年7月