

[1] 最低生活水準の算定手法の開発と試算

別刷（別冊 1）

「最低所得基準（Minimum Income Standard:
MIS）法を用いた最低生活水準の推計」
（勤労世代単身男女、子ども）

を参照

[2] 格差と貧困の経済コストの研究

別刷（別冊 2）

(厚生労働省ナショナルミニマム研究会「貧困・格差に起因する経済的損失の推計」作業チーム中間報告書)

「貧困層に対する積極的就労支援対策の効果の推計」

を参照

[3] 格差が及ぼす社会への影響の研究

子どもの貧困と健康への影響：
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¹。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』

¹ 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**²、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³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(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が着目される。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。

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

³ 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の健康度に比べて悪いこと、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⁴、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。

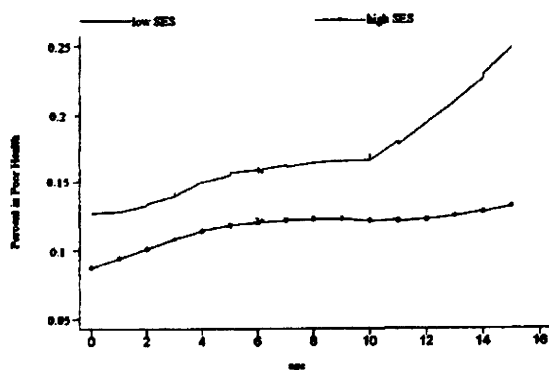


FIGURE 2. PERCENT OF CHILDREN IN POOR HEALTH BY AGE AND SES

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

⁴ 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。

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。

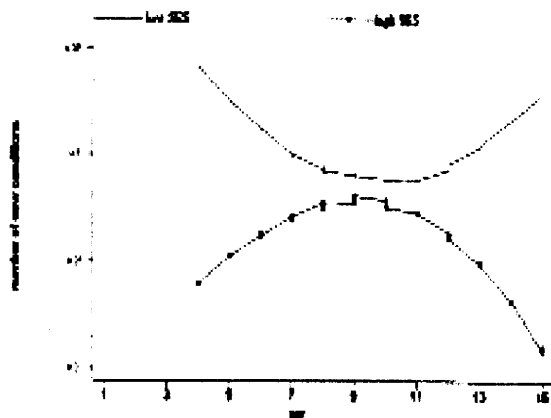


FIGURE 3. NUMBER OF NEW CHRONIC CONDITIONS BY AGE IN 1998 AND SES

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日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⁵（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): 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。マイクロ・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。

⁵ 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。非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）

3. データ

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」⁶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 歳の誕生日に調査されており、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）。

本稿の分析には相対所得による貧困ステータスを説明変数の一つとして用いる。相対的貧困ステータスは、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、脱落が起こらなかつ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、本稿では第 1 回のサンプルで計算される貧困基準をすべての回に用いて、貧困か否かを判定する。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⁷（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。

「21 世紀出生時縦断調査」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。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点には留意する必要がある。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。既に同調査の 4 歳時点の分析をした分析においては、通院の有無は非貧困層の方が貧困層より高いことがわかっており、所得によるバイアスがあることは否めない（阿部 2008）。しかし、入院の有無に関しては、就学前の子どもの入院費用が殆どの自治体で補

⁶ 本稿の分析は、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。

⁷ 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、貧困率は低いことに留意されたい。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。

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、入院の有無を健康状態を示す変数として用いる。

「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、健康票はすべての世帯員について過去 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。主観的貧困感についても、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。

4. 子どもの健康格差と年齢による拡大

まず、子どもの置かれている SES(ここでは、貧困／非貧困)による健康格差を、クロス表で見てみよう。図表 1 は、「21 世紀出生児調査」を用いて、貧困層と非貧困層において調査年の 1 年間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、3 歳から 7 歳にかけて、格差は若干の縮小傾向にある。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。

<表 1 入院経験と各層>

図表 1 入院経験とSES

入院経験あり	2歳時点	3歳時点(*2)	4歳時点	5歳時点	6歳時点(*2)	7歳時点
貧困(*1)	14.06%	11.86%	7.71%	7.16%	5.87%	4.34%
非貧困層	12.41%	9.15%	6.89%	5.94%	4.91%	3.55%
diff (*3)	1.64%	2.71%	0.83%	1.22%	0.97%	0.79%
n	40,515	38,580	39,717	37,929	35,614	34,929

(*1) 1年目の貧困基準を固定してすべての年に適用して判明

(*2) 所得情報がない3回と6回は、前年の所得を私用。赤字: Not sig. by χ^2

(*3) 貧困層と非貧困層の差はすべて有意(χ^2 乗)

次に、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拡大を他国と比較することとしたい。表 2 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 7 歳までしかないので 2, 4, 5, 7 歳時点の入院の有無を変数とした 4 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貧困感 (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。これらの推計は、すべての世帯所得の log を着目する説明変数とし、コントロール変数に、子どもの年齢、子どもの性別、世帯類型を含んでいる。

表 2 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、世帯所得の係数はすべて負であるものの、7 歳を除いて有意ではない。母親の学歴をコントロール変数から除くと、5 歳以外は有意となる。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するものの、その多くは母親の学歴を介して観察することができる。係数の大きさを見ると、母親の学歴あり、なしの両方とも、2 歳から 7 歳にかけて若干の上昇傾向があるものの、明確なトレンドとは言えない。

「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であり、少なくとも本データにおける分析において、日本の子どもの状況はイギリスの状況に似ていると言えよう。

<表 2>

表2 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)		2歳	4歳	5歳	7歳
n		29978	29976	29977	29975
母親学歴あり	係数 ln(世帯所得)	-0.026 X	-0.027 X	-0.032 X	-0.080 *
	Std.Err.	0.026	0.037	0.038	0.045
母親学歴なし	係数 ln(世帯所得)	-0.058 **	-0.071 **	-0.048 X	-0.097 **
	Std.Err.	0.023	0.033	0.036	0.042
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

** 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、父親学歴ダミー群

2) コントロール変数：性別、年齢、一人親世帯

5. 健康ショックに対する対応力

次に、Currie & Stabile (2003)によるカナダの子どもの分析と、Condiff&Link (2008)によるアメリカの子どもの分析に倣って、ここでは慢性疾患を健康ショックとした時に、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慢性疾患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。

まず、「21 世紀出生児縦断調査」における、慢性疾患で通院した子どもの割合を SES（貧困／非貧困）別に観察しよう（付表 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、2，3，4 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疾患しているが、5，6，7 歳においてはこの差は有意でなくなっている。皮膚の疾患⁸では、アトピー性皮膚炎では、2 歳と 5 歳、湿疹では 3，4，6 歳において、非貧困層の方が高い率となっている。食物アレルギーは 2 歳時点のみ、非貧困層の方が高い率となっている（1%有意）。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い。

<表 3 次ページ>

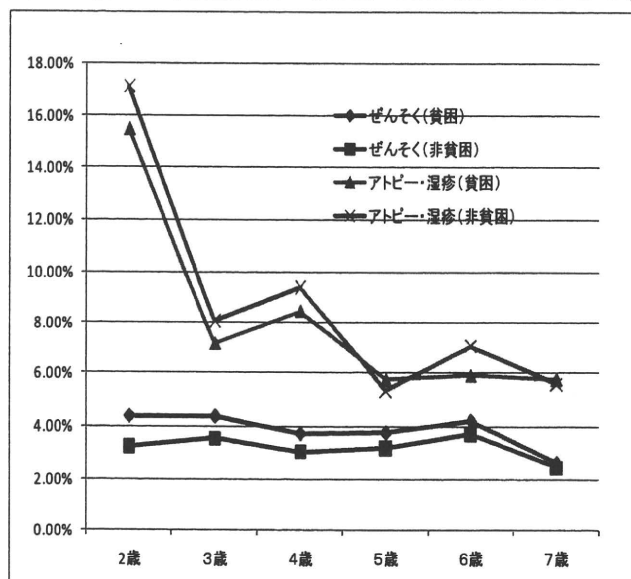
それでは、次に、新しい慢性疾患の発生（onset of chronic condition）（前年の調査ではその疾患の通院が無としたが、当該年の調査でその疾患の通院が有と答えた場合）の状況を SES 別に見てみよう（図 3）。この図は、図 2 のカナダのデータの前半部分（7 歳まで）である。しかし、図 2 は、過去 4 年間に新しい慢性疾患が発生したかをプロットしているのに対し、図 3 は過去 1 年間の発生のみをプロットしている。これを見ると、ぜんそくでは、図 3 の前半部分と同様に、貧困層における発生が非貧困層における発生を上回っており、その差は 7 歳にかけて縮小する。しかし、そもそもの格差はさほど大きくない。格差の大小は、図 2 においては過去 4 年間の差の蓄積を表しているのに対し、図 3 では過去 1 年分の差のみであるからかも知れない。全体のトレンドとしては同様の傾向にあると言えよう。しかし、アトピー・湿疹については、非貧困層の方が若干ではあるが高い割合で新規に発生しており、2 歳から 7 歳にかけて、両方の層にて新規発生は大きく減少し、その差も小さくなっている。これは、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とした Currie & Stabile(2003)とは異なる結果である。

⁸ 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 3 慢性疾患による通院の有無：各年齢、貧困ステータス別

altpoor	2歳	3歳	4歳	5歳	6歳	7歳
慢性疾患あり	**	**	X	X	***	X
貧困	22.02%	22.00%	26.46%	25.15%	26.79%	28.87%
非貧困	23.47%	23.58%	27.10%	25.81%	28.88%	30.36%
diff	-1.45%	-1.58%	-0.64%	-0.65%	-2.09%	-1.49%
ぜんそく(=9)	***	***	**	X	X	X
貧困	4.36%	6.49%	7.07%	7.64%	9.30%	7.75%
非貧困	3.23%	5.11%	6.06%	7.04%	8.52%	7.12%
diff	1.13%	1.38%	1.01%	0.61%	0.77%	0.63%
アトピー(=12)	***		X	**	X	X
貧困	15.48%		7.39%	7.99%	7.88%	7.75%
非貧困	17.11%		7.31%	7.11%	7.88%	6.95%
diff	-1.63%		0.08%	0.88%	0.00%	0.79%
先天性の病気(=14)	X	X	X	X	X	X
貧困	2.22%	1.65%	1.14%	1.18%	0.94%	1.14%
非貧困	2.25%	1.41%	1.19%	1.00%	1.08%	0.93%
diff	-0.02%	0.25%	-0.04%	0.18%	-0.14%	0.21%
湿疹(=26)		*	*	X	**	X
貧困		15.02%	10.19%	5.79%	6.11%	5.60%
非貧困		16.12%	11.50%	6.39%	7.04%	5.53%
diff		-1.10%	-1.30%	-0.60%	-0.93%	0.07%
アレルギー性鼻炎、結膜炎(=28)		*	X	***	*	***
貧困		3.65%	5.31%	7.94%	12.22%	14.48%
非貧困		4.25%	5.72%	9.36%	13.38%	17.04%
diff		-0.61%	-0.41%	-1.42%	-1.16%	-2.56%
アレルギー食物(=29)	***	X	X	X	X	X
貧困	3.65%	2.11%	1.56%	1.39%	1.51%	1.42%
非貧困	4.90%	2.49%	1.59%	1.39%	1.39%	1.07%
diff	-1.25%	-0.37%	-0.03%	0.00%	0.11%	0.35%

図 3 新しい慢性疾患の発生、SES 別：ぜんそく、アトピー・湿疹



最後に、Currie & Stabile (2003)、Condliff & Link(2008)の枠組みで（付表、7歳時点の健康状況を被説明変数、過去（4年前=4歳時点）の慢性疾患と、その所得とのクロス項を説明変数とした logistic 分析を行った。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⁹。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歳時点の慢性疾患、ぜんそく、入院の3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、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に示す。

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、この結果は頑強ではない。また、現在の所得の 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、クロス項の係数は正であり、過去の健康ショックをぜんそく、そして、入院としたモデル（4）と（6）においては、有意である。すなわち、過去に健康ショックがあった場合、所得が低い方が現在の健康状態がよいということになる。しかし、現在の所得の係数はすべて負で有意であるので、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。ただし、過去に健康ショックがあった場合は、その低所得の負の影響がある程度緩和されているとすることができる¹⁰。

他の変数について簡単に述べると、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、母親・父親の年齢も概ね有意であり、母親は負、父親は正の係数である。しかし、この係数は健康ショックと所得のクロス項をいれたモデル（2，4，6）では有意となっていない。

<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

⁹ 入院の有無の変数が真の健康度を表していない可能性もあるため、被説明変数を7歳時点の新しい慢性疾患とする分析も行ったが、同様の結果が得られた。

¹⁰ 確認のため、被説明変数を現在（7歳時点）の慢性疾患とする分析も行ったが、同様の結果が得られた（付表3）。

表4 健康シヨ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 (1)

資料2

被説明変数=入院(7歳)	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.	Coeff.	Std.Err.
慢性疾患4歳	0.394	0.061 ***	0.112	0.604 X	0.613	0.096 ***	0.398	0.112 ***	0.978	0.082 ***	0.950	0.085
ぜんそく4歳												
入院4歳												
ln(所得7歳)	-0.081	0.042 *	-0.100	0.048 **	-0.079	0.042 *	-0.098	0.044 **	-0.081	0.042 *	-0.103	0.045
ln(所得5-7歳) × 慢性疾患4歳			0.048	0.107 X			0.049	0.013 ***			0.056	0.011
ln(世帯人数)	-0.108	0.092 X	-0.106	0.096 X	-0.110	0.093 X	-0.110	0.096 X	-0.108	0.093 X	-0.110	0.096
性別	0.232	0.059 ***	0.219	0.060 ***	0.215	0.059 ***	0.199	0.061 ***	0.221	0.059 ***	0.196	0.061
母親年齢	-0.018	0.009 *	-0.013	0.010 X	-0.017	0.009 *	-0.013	0.010 X	-0.017	0.009 *	-0.013	0.010
父親年齢	0.014	0.007 *	0.012	0.007 *	0.013	0.007 *	0.012	0.007 X	0.013	0.007 *	0.012	0.007
母子	-0.229	0.151 X	-0.203	0.158 X	-0.246	0.154 X	-0.230	0.160 X	-0.254	0.154 *	-0.245	0.161
父子	-0.104	0.420 X	0.058	0.422 X	-0.111	0.420 X	0.073	0.422 X	-0.132	0.421 X	0.047	0.423
母親 中卒	0.201	0.162 X	0.224	0.167 X	0.220	0.162 X	0.253	0.168 X	0.184	0.163 X	0.224	0.168
高専	-0.026	0.067 X	-0.064	0.070 X	-0.014	0.068 X	-0.058	0.070 X	-0.008	0.068 X	-0.054	0.070
大学	-0.032	0.100 X	-0.033	0.102 X	-0.010	0.100 X	-0.021	0.102 X	0.008	0.100 X	-0.007	0.102
その他	0.095	0.373 X	0.007	0.388 X	0.095	0.375 X	0.012	0.391 X	0.095	0.381 X	0.023	0.395
父親 中卒	0.182	0.121 X	0.191	0.125 X	0.188	0.121 X	0.197	0.126 X	0.186	0.122 X	0.191	0.127
高専	-0.109	0.090 X	-0.107	0.093 X	-0.106	0.091 X	-0.110	0.094 X	-0.113	0.091 X	-0.117	0.094
大学	-0.069	0.074 X	-0.050	0.077 X	-0.056	0.075 X	-0.041	0.077 X	-0.047	0.075 X	-0.035	0.077
その他	-0.159	0.341 X	-0.075	0.350 X	-0.141	0.341 X	-0.060	0.351 X	-0.134	0.346 X	-0.057	0.354
切片	-2.813	0.341 ***	-2.769	0.371 ***	-2.735	0.343 ***	-2.763	0.357 ***	-2.798	0.344 ***	-2.830	0.358
log likelihood	10633.6		10012.52				9884.858		9791.827		9791.827	
n	34636		32858				32431		32431		32431	

*** 1% ** 5% * 10% 有意

付表3 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 (2)

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Coeff.	StdErr.	Coeff.	StdErr.	Coeff.	StdErr.	Coeff.	StdErr.	Coeff.	StdErr.	Coeff.	StdErr.
被説明変数=慢性疾患(7歳)												
慢性疾患4歳	1.396	0.026 ***	1.428	0.260 ***								
ぜんそく4歳												
入院4歳	-0.022	0.019 X	-0.028	0.022 X	1.484	0.048 ***	0.531	0.053 ***	0.448	0.044 ***	0.262	0.048 ***
ln(所得5-7歳) × 慢性疾患4歳			-0.007	0.046 X	-0.025	0.019 X	-0.074	0.020 ***	-0.025	0.019 X	-0.078	0.020 ***
ln(世帯人数)	-0.184	0.040 ***	-0.192	0.041 ***	-0.188	0.039 ***	-0.175	0.041 ***	-0.182	0.038 ***	-0.172	0.041 ***
性別	0.261	0.025 ***	0.258	0.025 ***	0.249	0.024 ***	0.243	0.026 ***	0.285	0.024 ***	0.254	0.026 ***
母親年齢	0.007	0.004 X	0.006	0.004 X	0.007	0.004 *	0.006	0.004 X	0.006	0.004 X	0.006	0.004 X
父親年齢	-0.006	0.003 *	-0.006	0.003 *	-0.006	0.003 *	-0.006	0.003 *	-0.006	0.003 *	-0.006	0.003 *
母子	-0.081	0.064 X	-0.086	0.067 X	-0.069	0.063 X	-0.048	0.066 X	-0.050	0.061 X	-0.043	0.066 X
父子	-0.535	0.206 ***	-0.613	0.224 ***	-0.560	0.202 ***	-0.573	0.224 **	-0.559	0.199 ***	-0.573	0.223 **
母親	0.121	0.079 X	0.118	0.082 X	0.060	0.078 X	0.112	0.083 X	0.045	0.077 X	0.110	0.083 X
中卒	0.074	0.029 ***	0.070	0.030 **	0.093	0.028 ***	0.067	0.030 **	0.097	0.028 ***	0.067	0.030 **
高専	0.090	0.041 **	0.082	0.042 *	0.121	0.040 ***	0.073	0.043 *	0.129	0.040 ***	0.073	0.043 *
大学	0.095	0.160 X	0.038	0.168 X	0.028	0.158 X	-0.002	0.170 X	0.008	0.156 X	-0.005	0.170 X
その他	-0.061	0.058 X	-0.019	0.060 X	-0.074	0.058 X	-0.036	0.061 X	-0.043	0.056 X	-0.028	0.060 X
中卒	0.055	0.038 X	0.070	0.038 *	0.075	0.037 **	0.079	0.039 **	0.063	0.036 *	0.074	0.039 *
高専	0.142	0.032 ***	0.153	0.032 ***	0.146	0.031 ***	0.149	0.033 ***	0.145	0.030 ***	0.149	0.033 ***
大学	-0.127	0.144 X	-0.108	0.150 X	-0.117	0.141 X	-0.107	0.151 X	-0.089	0.139 X	-0.098	0.150 X
その他	-1.155	0.151 ***	-1.103	0.166 ***	-0.836	0.148 ***	-0.852	0.158 ***	-0.779	0.145 ***	-0.845	0.157 ***
切片	39248.7		37370.51		40638.65		36,768,300		41,550		36,842	
log likelihood	34636		32858		34174		32431		34174		32431	
n												

6. 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、特に貧困層と非健康層の間において、子どもの健康格差が存在することが確認された。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、現時点ではこの傾向は確認できない。「21 世紀出生児調査」の対象児の年齢が高くなってから再度確認する必要があると考えられる。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の頻度の違いについては、新しい慢性疾患の発症を見る限り、社会経済階層による明らかな違いは確認できない。さらに、第二のメカニズムである健康ショックに対する対処力の違いについては、現在の健康状況を表す変数として入院と慢性疾患、健康ショックを過去の慢性疾患、ぜんそく、入院とした分析で見ると、むしろ、貧困層で過去に健康ショックを受けた子どもの方が、非貧困層で過去に健康ショックを受けた子どもよりも対応力が高いという結果となった。しかしながら、繰り返すが、現在の所得の係数はすべて負で有意であるので、所得の低い層の方が現在の健康状態が悪いという事実は変わらず、過去に健康ショックが、その低所得の負の影響を緩和していると言いうことができる。すなわち、過去に何らかの健康ショックがあった場合、医療サービスや医療行政に繋がることができ、それが低所得の負の影響を緩和しているのかもしれない。

本稿の分析は、カナダ、イギリス、アメリカにおける先行研究との比較に重きをおいたため、被説明変数、説明変数の選択も先行研究に倣った。しかし、これらの選択が、日本の状況にかんがみて最適であったかどうかは疑問が残る。しかしながら、本稿の分析は日本の子どもの健康格差を検証する重要な第一ステップであったと言える。

【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*		-0.014 (0.013)		-0.021 (0.019)		-0.016 (0.012)
Chronic condition in 1994						
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(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(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 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.
- 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), pp.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分析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.