

**Panel Data Research Center, Keio University**

**PDRC Discussion Paper Series**

**【JHPS 第二世代付帯調査による実証研究シリーズ】**

**日本における健康の世代間移転 — JHPS 第二世代付帯調査を用いた検証 —**

**石井加代子、山本勲**

**2021 年 3 月 31 日**

**DP2020-012**

**<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7067/>**



Panel Data Research Center, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
info@pdrc.keio.ac.jp  
31 March, 2021

## 【JHPS 第二世代付帯調査による実証研究シリーズ】

日本における健康の世代間移転 — JHPS 第二世代付帯調査を用いた検証 —

石井加代子、山本勲

PDRC Keio DP2020-012

2021年3月31日

JEL Classification: I14; I3; J62

キーワード: 世代間移転; 世代間弾力性; 健康; 格差; パネルデータ

### 【要旨】

本稿では、親と成人した子に対して直接調査した二世世代間の家計パネル調査の個票データを用いて、親子間の健康状態の相関を検証する。社会・経済的格差の世代間連鎖への関心が高まるなか、健康に関する親子間の相関については、日本において分析の目的を満たすデータが存在しなかったことを理由に、これまで先行研究はほとんどない。本稿では、「日本家計パネル調査 (JHPS)」と、JHPS 対象者の成人の子どもを対象に実施した「JHPS 第二世代付帯調査 (JHPS-G2)」を用いて、親と成人した子の間での恒常的な健康状態の順位相関を推計した。分析の結果、親子間で健康スコア順位に統計的に有意な正の相関があることが確認された。具体的な相関係数としては、父親と子の間で 0.19、母親と子の間で 0.12、両親の平均と子の間で 0.17 となった。こうした健康スコア順位の相関係数は、先行研究で示された日本の親子間の所得の相関係数よりも低いほか、アメリカや OECD 諸国での親子間の健康の相関係数の推計例と比べても若干低いことが示された。また、属性別に親子間の健康順位の相関を確認したところ、父親が大卒以上の場合、そうでない場合と比較して、親子間の健康状態の相関が大きいことも明らかとなった。

石井加代子

慶応義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

ishiikayoko@keio.jp

山本勲

慶應義塾大学商学部

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

yamamoto@fbc.keio.ac.jp

謝辞：本稿の作成にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「日本家計パネル調査」および「日本家計パネル調査第二世代付帯調査」の個票データの提供を受けた。また、JHPS第二世代調査研究進捗報告会（2021年3月10日）の参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者たちに属する。本稿は科学研究費（17H06086および18K01659）による研究成果である。

日本における健康の世代間移転  
— JHPS 第二世代付帯調査を用いた検証 —

石井加代子                      山本勲  
慶應義塾大学                      慶應義塾大学

要 旨

本稿では、親と成人した子に対して直接調査した二世世代間の家計パネル調査の個票データを用いて、親子間の健康状態の相関を検証する。社会・経済的格差の世代間連鎖への関心が高まるなか、健康に関する親子間の相関については、日本において分析の目的を満たすデータが存在しなかったことを理由に、これまで先行研究はほとんどない。本稿では、「日本家計パネル調査(JHPS)」と、JHPS 対象者の成人の子どもを対象に実施した「JHPS 第二世代付帯調査 (JHPS-G2)」を用いて、親と成人した子の間での恒常的な健康状態の順位相関を推計した。分析の結果、親子間で健康スコア順位に統計的に有意な正の相関があることが確認された。具体的な相関係数としては、父親と子の間で 0.19、母親と子の間で 0.12、両親の平均と子の間で 0.17 となった。こうした健康スコア順位の相関係数は、先行研究で示された日本の親子間の所得の相関係数よりも低いほか、アメリカや OECD 諸国での親子間の健康の相関係数の推計例と比べても若干低いことが示された。また、属性別に親子間の健康順位の相関を確認したところ、父親が大卒以上の場合、そうでない場合と比較して、親子間の健康状態の相関が大きいことも明らかとなった。

キーワード：世代間移転、世代間弾力性、健康、格差、パネルデータ

---

\* 本稿の作成にあたっては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「日本家計パネル調査」および「日本家計パネル調査第二世代付帯調査」の個票データの提供を受けた。また、JHPS 第二世代調査研究進捗報告会（2021 年 3 月 10 日）の参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。深く感謝申し上げたい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者たちに属する。本稿は科学研究費（17H06086 および 18K01659）による研究成果である。

## 1. はじめに

親の健康状態がよいと、子ども成人してから健康になるのだろうか。親世代で生じた健康格差は子世代にどの程度引き継がれるのだろうか。親と子の健康状態の相関はどのような要因で高くなるのだろうか。本稿では、こうした疑問に答えるべく、親と成人した子に対して直接調査した二世世代間の家計パネル調査の個票データを用いて、親子間の健康状態の相関を検証する。

世界的に格差拡大への関心が高まる中、格差をもたらす要因の1つとして、親世代の格差を子世代が引き継ぐ、いわゆる世代間連鎖の存在に注目が集まり、社会科学分野でさまざまな学術的な検証が重ねられている。例えば、学歴や職業の親子間の連鎖については古くから Lipset and Bendix (1959)や Featherman et al. (1975)などがあり、日本のデータを用いたものとしても Ishida (1993)や Ojima (1998)、Imada (2000)、Kondo (2000)などがある。また、所得や資産の親子間の連鎖については Solon (1999)や Black and Devereux (2010)などがあり、日本のデータを用いたものとしては Lefrance et al. (2014)や Ueda (2015)、Kubota (2017)などがある。これらの研究では世代間連鎖の存在が確認されており、例えば、Mazumder (2005)は、親の所得に対する子どもの所得の弾性値を16ヶ国で計測し、0.1~0.5程度の値になることを示している。

一方、学歴や職業、所得、資産などと違って、健康に関する世代間連鎖については、これまで社会科学分野で決して多くは研究されてこなかった。例外的に、Currie and Moretti (2007)や Thompson (2017)など、親の健康状態と子の出生時の体重や幼少期の健康状態などを検証したものはあるが、親と成人した子の健康状態の相関に焦点を当てた研究の蓄積は進んでいなかった。しかし、Jones and Klenow (2016)や Halliday et al. (2018, 2019)が指摘するように、健康は、学歴や職業、所得、資産などのさまざまな要素の影響を受けるものであり、生涯の効用の大きさを示す経済厚生(welfare)の重要なバロメーターとみなせる。このため、健康状態が親世代からどの程度引き継がれるかを検証することは、機会均等を判断するうえで極めて重要な研究課題といえる。子の健康状態には親から遺伝的に受け継がれる部分も少なくないと考えられるが、生活水準や生活習慣、健康に対する意識・知識、健康投資、医療サービスへのアクセスといった社会経済的要因によって親から引き継がれる部分がある可能性は否定できない。そうした非遺伝的な要因による健康の世代間連鎖が存在する場合には、政策的な介入によって世代間の格差の伝播を是正することの正当性も出てくる。

こうしたこともあって、近年になって、健康に関する世代間連鎖の研究が各国で進んでいる。例えば、米国では Halliday et al. (2018, 2019)や Fletcher and Jajtner (2019)、欧州では Andersen (2019)や Pascual and Cantarero (2009)、Heidrich (2017)、中国では Eriksson et al. (2014)が各国の親と子世代のパネルデータを用いて親の健康に対する子どもの健康の弾性値を計測している。また、OECD (2018)も OECD 諸国のデータを用いて国際比較を行っている。これらの研究では、親子間の健康の弾性値は所得の弾性値よりは小さいものの有意にゼロから異なっており、健康の世代間連鎖が確認されている。

しかしながら、日本では親と子の健康の世代間連鎖がどの程度あるかを検証した研究はほとんどなく、上述の OECD(2018)の国際比較でも日本は分析対象から外れており、その大きさは未知

となっている。その理由の1つとして、親と子の健康の世代間連鎖を検証するためのデータが存在しなかったことが挙げられる。

世代間連鎖の検証には、親世代と子世代のそれぞれの状態を捉えたデータが必要となる。この点、学歴や職業などについては、過去を振り返って回答してもらう回顧データを活用したり、子が親の学歴や職業を代理回答したデータを活用したりできるため、データを整備することが比較的容易であり、それもあって研究蓄積も多い。これに対して、所得や資産については、同様のアプローチでデータを収集することは不可能ではないものの、計測誤差が大きくなりやすい。また、所得や資産は一定ではなく、ライフサイクルに応じて変動しやすいため、任意の一時点のデータを用いて検証すると、いわゆるライフサイクルバイアス (life-cycle bias) が生じてしまう。このため、長期間のパネルデータをもとに恒常的な所得や資産を捉えたり、複数のデータから親の恒常的な所得や資産を推定したりすることが必要となり、それもあって研究蓄積は学歴や職業に関するものよりも少ない。

こうしたデータ利用可能性の問題は所得や資産だけでなく、健康についても当てはまる。さらに、健康に固有の問題として、主観的に本人が判断して回答して得られるデータがほとんどであるため、本人による各時点での回答データを用いなければ、正確性が著しく落ちてしまうことも挙げられる。日本では、このようなデータ上の課題がネックとなって、健康に関する親子間連鎖の研究が進んでこなかったと考えられる。

本稿では、日本の代表的な家計パネル調査である「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS)」と、JHPS の子ども世代に対して行われた「JHPS 第二世代付帯調査 (JHPS Second Generation Supplement: JHPS-G2)」のデータを用いることで、こうしたデータ上の課題を克服する。JHPS-G2 は JHPS の回答者の 18 歳以上の子どもに対して、同居・非同居に関わらず JHPS と同様の質問票に回答することを依頼した調査であり、JHPS と合わせて用いることで、所得や就業、資産とともに、主観的に本人が回答した健康状態についても親子間ペアの情報が利用できる。さらに、JHPS は 2004 年に調査を開始しているため、最長で 15 年間の親の情報を経年的に調査しており、ライフサイクルによらない恒常的な所得・資産・健康状態を把握しやすい。これらのデータ上の利点を活用することで、本稿では、日本で初めて親世代と子世代の健康状態の世代間連鎖を検証することを目的とする。

以下、次節では分析に利用するデータについて説明し、3 節で分析方法を述べる。続く 4 節では分析結果を説明し、最後に 5 節では本稿のまとめと考察を行う。

## 2. データ

本稿で利用するデータは、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター (PDRC) による「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS)」および「JHPS 第二世代付帯調査 (JHPS Second Generation Supplement: JHPS-G2)」である。

JHPS は、就業や所得、資産、健康状態などの変化の把握を目的に、同一個人を追跡調査したパネルデータである。「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」として、2004 年に全国約 4,000 人の成

人男女を無作為抽出して調査が始まり、その後、2009年に新たに約4,000人を対象に開始された「日本家計パネル調査 (JHPS)」と2015年に統合された。サンプル脱落によるサンプルの縮小を補うため、これまで3回ほど新規サンプルの追加が行われている。本稿で利用する2019年のJHPSの回答者数は6,170人である。JHPSでは、無作為抽出された対象者に質問をしているのみではなく、その人が有配偶者である場合は、配偶者にも同じ質問を行っている。さらに、対象者に向けて、世帯員や世帯についても質問しているため、幅広い世帯情報を把握することができる調査設計となっている。

JHPS-G2は、世代間の社会・経済的地位の流動性を分析することを目的に、JHPS対象者の子どもで18歳以上の人を対象に実施した調査であり、所得や資産、教育、健康状態などについて、JHPSと同じ形式の質問で調査票が構成されている。JHPS-G2の初回調査は2017年に実施されているが、本稿の分析では、2019年に実施されたJHPS-G2のうち、回答者が学生であるケースを除いたデータを用いる。2019年実施のJHPS-G2では、2017年実施のJHPS-G2調査の回答者に調査依頼を出すとともに、新たに、18歳以上の子どもがいると推測されるJHPS対象者に、子への調査協力を依頼した。調査依頼件数は、新規の推計依頼対象数4,078人に、前回調査回答者1,006人を加えた5,084人であり、そのうち、最終的に回答が得られたのは1,063人(回答率21%)であった。

本稿の分析では、これらのJHPSとJHPS-G2(学生を除くサンプル)の両方を用いる。前述のとおり、JHPSでは対象者とその配偶者に同様の質問をしているため、2つのデータを突合することにより、父親・母親・子どもの最大3者の情報を得ることができる。母親もしくは父親のいずれかに突合できたJHPS-G2の回答者は672人であり、そのうち、父親と突合できたのは532人、母親と突合できたのは643人であった。

本稿では、親子それぞれの健康状態を捉える変数として、5段階のリッカート尺度で計測した主観的健康感(「よい」、「まあよい」、「ふつう」、「あまりよくない」、「よくない」)を用いる。この主観的健康感は、将来の死亡率との相関などの点で他の客観的な健康指標よりも健康状態が反映されやすいとされており、Jones and Klenow (2016)やHalliday et al. (2018, 2019)をはじめ、多くの研究で用いられている。ただし、主観的健康感の5つのカテゴリ間の距離は必ずしも一定ではなく、「よい」、「まあよい」、「ふつう」の間の距離は、「あまりよくない」、「よくない」の間の距離よりも小さいと指摘されている (Johnson and Schoeni, 2011)。そこで、Jones and Klenow (2016)やHalliday et al. (2018)と同様に、本稿では、主観的健康感をHealth and Activity Limitation Index (HALex)として連続変数に変換したものをを用いる。HALexの具体的な変換方法は、5段階の主観的健康感の「よい」を97.5、「まあよい」を90、「ふつう」を77.5、「あまりよくない」を50、「よくない」を15に割り当てるものである。

### 3. 分析方法

本稿では、Halliday et al. (2018)の分析手法を踏襲して、日本における親子間の健康状態の相関について分析する。本節では、世代間の健康状態の相関に関する基本的モデルを提示したうえで、

分析に際し留意すべき点を2点あげ、それに対応した分析方法を提示する。

世代間の所得の相関に関する数多くの先行研究では、親の所得に対する子の所得の弾性値である世代間弾力性 (intergenerational elasticity: IGE) を推計しており、Halliday et al. (2018) などでは健康についても IGE と同様に、親の健康に対する子の健康の弾性値として、世代間相関 (intergenerational health association: IHA) を以下の(1)式の  $\beta$  と定義している。

$$Y_{child} = \alpha + \beta Y_{parent} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (1)$$

ここで  $Y_{child}$  は子どもの恒常的な健康状態 (lifetime health)、 $Y_{parent}$  は親の恒常的な健康状態である。(1)式は、子どもの恒常的な健康状態は親の健康状態によって影響を受け、その影響の大きさ (IHA) が  $\beta$  であることを示している。 $\beta$  が大きいほど親から子へ健康状態が引き継がれやすいことを意味する、そこで、本稿でも(1)式を推計する。

IHA を推計する際に留意すべき1点目は、着目すべきは恒常的な健康状態であり、ある一時点における健康状態ではないことである。一般的に、健康状態は若い頃は差が小さいが、中高年を超えたあたりから悪化する人が増え、格差が顕著になるといわれている (Deaton and Paxson (1998)、Halliday (2011))。このため、ある一時点で観察された健康状態を IHA を推計する分析に用いると、特に若年層において健康状態が過大評価され、各個人が生まれながらに備えていたり、生活習慣や生活水準によって培ってきた一生を通じた健康状態が反映されないバイアス、いわゆるライフサイクルバイアス (life-cycle bias) が生じる可能性がある。

この問題に対処し、時間を通じて不変な潜在的な健康状態 (time invariant latent health) の把握を目指すために、本稿では、年齢や性別など各時点で観察された健康状態を左右する要因の影響を取り除いた健康状態を推計して(1)式の推計に用いる。具体的には、JHPS と JHPS-G2 を合わせ 2004~2019 年の回答をプールしたパネルデータを用い、主観的健康スコア (HALex) を年齢、性別、婚姻状態、居住地域 (全国 8 地域) で回帰して残差を推計し、個人ごとに残差の期間平均を算出して、これを恒常的健康スコアとする。ただし、JHPS-G2 は 2019 年の 1 時点のデータしか利用できないため、JHPS-G2 の回答者の恒常的健康スコアは 2019 年時点の残差そのものを用いる。

留意すべき2点目は、親子間の健康状態が非線形の関係である場合、また、親と子それぞれの健康状態の分布の形状が異なる場合、そのまま(1)式を推計すると正しく IHA が推計されない可能性が考えられる。この点について、IGE の先行研究でも、親子間の所得に非線形の関係が確認されていたり (Chetty et al, 2014)、親と子それぞれの所得の分布が異なる可能性も示唆されていたりする (Halliday et al. 2011)。そこで、IGE や IHA の先行研究では、(1)式で所得や健康のままの値を用いるのではなく、それぞれの世代における相対的な順位を用いることで、この問題に対処している。本稿でも、先述の方法で算出した恒常的健康スコアについて、親世代と子世代のそれぞれで 1 から 100 の範囲に基準化したスケールでの順位 (percentile rank) を算出し、(1)式の  $Y_{child}$  と  $Y_{parent}$  として用いる。順位の相関に注目することで、親子間の健康の関係に非線形性があっても、それぞれの分布が異なっても、IHA を求めることができる。基準化した健康

スコア順位を用いることで、(1)式で推計される $\beta$ は Spearman の順位相関係数となり、rank-rank slope と呼ばれる。この $\beta$ が大きいほど、同世代内での相対的な健康の位置づけ（順位）が親から子へ引き継がれやすいことを意味する。なお、順位に着目することで、親の所得順位と子どもの健康順位といったように、異なる変数間の相関を測ることも可能となる。

また、(1)式の $Y_{child}$ と $Y_{parent}$ を順位にすることで、Chetty et al. (2014)が所得の世代間での階層移動の大きさを測る指標として示した(2)式の期待値を算出することも容易となる。そこで本稿でも(2)式を算出し、健康の世代間での階層移動の大きさを把握する。

$$E(Y_{child}|Y_{parent} = x) = \alpha + \beta(Y_{parent} = x), \quad x = 0.75, 0.25 \quad (2)$$

ここで $x$ は75あるいは25パーセンタイルを示しており、(2)式は、親の健康が上位25位あるいは75位のときに、子の健康がどの程度の順位になるかという条件付期待値を示している。

以上の2つの留意点に加えて、本稿では、JHPSとJHPS-G2の回答バイアスの影響を可能な限り小さくするために、以下の2つの工夫を加える。

1つ目の工夫として、JHPS-G2の回答バイアスを補正するために、親子それぞれの健康スコア順位を算出する際に、JHPS-G2に回答した子と親のサンプルのみで相対的な順位を付けるのではなく、JHPSとJHPS-G2の回答者全体で順位を付ける。前述のとおり、JHPS-G2はJHPS回答者の18歳以上の子どもであり、回答率は2割程度と低い。よって、仮に健康状態の子ほどJHPS-G2に参加しやすいといった傾向があるとしたら、JHPS-G2に参加した子とその親のみで順位付けした場合、サンプルセレクションバイアスが生じる。この影響を小さくするため、順位付けを行う際には、JHPSおよびJHPS-G2の全サンプルの中で順位付けを行い、JHPS-G2に参加した子とその親の健康状態が、同様の年齢層の中でどの程度の順位に位置するかを示すようにする。

順位付けに用いたデータセットと順位付けのイメージは図1のとおりである。恒常的健康スコアの推計と順位付けのために、JHPS回答者とその配偶者とJHPS-G2回答者のデータをマージする。そのうち、親世代に関しては、JHPS-G2の回答者の親世代の年齢が42歳以上であることを踏まえ、子のいる42歳以上のJHPS（回答者とその配偶者）すべてのサンプルで恒常的健康スコアの推計と順位付けを行う。子世代に関しては、JHPS-G2の回答者の年齢に合わせて18歳から66歳のすべてのサンプルで恒常的健康スコアの推計と順位付けを行う。

2つ目の工夫として、分析に用いたサンプルの代表性を確保するため、『労働力調査』（総務省）をもとに母集団推計のためのウェイトを作成し、ウェイトを付けて健康順位を算出する。JHPSは最長で15年目の調査となるため、サンプル脱落によって標本属性が母集団から乖離している可能性がある。例えば、健康状態が悪い人が調査から脱落しやすいという傾向があった場合、そのまま健康順位をつけると、全体的に健康状態を過小評価してしまうことになる。こうしたバイアスを小さくするためには、順位付けに利用するサンプルに対して母集団推計のためのウェイトを作成し、順位付けに反映させることが重要となる。具体的には、2019年時点でJHPSの回答者・配偶者とJHPS-G2の回答者のサンプルを合体させた分布が母集団の分布と等しくなるように、性別・年齢層（5歳刻み）・雇用形態（自営・役員・正規・非正規・失業・非労働力）・世帯類型（単

身か否か)をベンチマークに、『労働力調査』を母集団とみなして、繰り返し比例補正法 (iterative proportional fitting) によりウェイトを作成する<sup>2</sup>。以上 2 つの方法でデータのバイアスを補正することで、日本全体のなかで親子間の健康の順位相関を算出することができる。

#### 4. 分析結果と考察

##### (1) 恒常的健康スコア順位の作成とサンプルセレクションバイアスの確認

親の健康と子の健康の世代間相関 (IHA) を推計する前に、分析に用いた変数をステップバイステップで確認することにした。

まずは、本稿で注目する健康変数について概観する。図 2 は、JHPS (回答者と配偶者の 2004~2019 年のプールデータ) および JHPS-G2 (2019 年のデータ) を用いて、5 段階の主観的健康感を HALex としてスコア化し、男女別に年齢プロファイル (年齢毎の平均値) を示したものである。HALex は数値が高いほど健康状態がよいことを示すため、図 2 からは、主観的な健康状態は年齢が上がるほど平均的に下がることが明確に読み取れる。ただし、図 2 を見る限り、男女間の差はあまりないこともわかる。

次に、こうした年齢などによる健康状態の変化をコントロールし、ライフサイクルによらない各人の恒常的な健康状態を導出するために、各年に観察された主観的健康スコア (HALex) を被説明変数、年齢 (1~4 乗項)、性別、婚姻状態、居住地域 (全国 8 地方) を説明変数とした線形回帰モデルを推計した結果が表 1 である。推計には図 2 と同様に、JHPS (回答者と配偶者の 2004~2019 年のプールデータ) および JHPS-G2 (2019 年のデータ) を用いており、親世代に該当する子を持つ 42 歳以上をサンプルとした推計と、子世代に該当する 18~66 歳をサンプルとした推計を行って表 1 に掲載している。健康状態は高年齢層で急激に悪化することを踏まえ、年齢については、親世代のサンプルを用いた推計では 4 乗項まで、子世代のサンプルを用いた推計では 2 乗項までを含めている。表 1 の推計結果をみると、性別と海外居住ダミーを除くすべての変数が有意であり、年齢などによる一時的な主観的健康感の違いがコントロールできているといえる。

そこで、この推計結果から各個人の主観的健康スコア (HALex) の残差を算出し、さらに親世代については、個人ごとに残差の期間平均をとることで、恒常的健康スコアを導出した。この恒常的健康スコアは、各時点の主観的健康感を規定する年齢、性別、婚姻状況、居住地域の影響が調整されたものであり、遺伝や社会経済的な要因が反映され、ライフサイクルバイアスを可能な限り排除した健康指標といえる。

---

<sup>2</sup> 母集団推計ウェイトの作成には、参照する変数の分布割合からウェイトを割り出す事後層化法 (post-stratification) が代表的であるが、参照する変数が多数ある場合、すべての変数を含めた多次元のクロス表が必要となる。しかし、現実には、参照する統計で多次元のクロス表を入手することが困難であったりする場合、繰り返し比例補正法が活用できる。繰り返し比例補正法では、たとえば、本稿のケースのように参照する変数が 4 つある場合、性別・年齢階層・雇用形態・世帯類型の順にそれぞれ母集団の分布に合うようにウェイトを作成し、その都度、利用データをウェイトで補正し、最終的に母集団の分布に近づくまでその作業を繰り返し、母集団推計ウェイトを得るという方法である。本稿では Stata の ipfweight プログラムにより自動的にウェイトを生成した。

次に、恒常的健康スコアに基づき、スコアが小さい（健康状態が悪い）ものから順に、1 から 100 の範囲で順位付けをする。順位付けは、親世代と子ども世代でそれぞれ別々に行い、母集団推計のためのウエイトを用いて、JHPS-G2 に回答した子とその親だけでなく、すべてのサンプルの中での順位を付与した。そして、図 3～5 では、JHPS-G2 に回答した子とその親の出現率を恒常的健康スコア順位ごとに棒グラフで示している。ここで、出現率は各パーセンタイルに含まれるサンプルのうち、JHPS-G2 が JHPS に比べてどの程度含まれているかを示すものである。JHPS のほうが回答者が多いため、出現率は平均的に低い水準になる。ここで注目すべきは、横軸の恒常的健康スコア順位と出現率がランダムになっているかということであり、例えば、恒常的健康スコア順位の高い層で出現率が高い傾向が観察されたとしたら、健康状態の良い子や親ほど JHPS-G2 に回答しやすかったことになり、健康の世代間相関の推計にサンプルセレクションバイアスが生じることになる。

図 3 は、子世代の出現率と恒常的健康スコア順位の関係を棒グラフで示しているが、JHPS-G2 にサンプルセレクションバイアスがなく、各パーセンタイルにまんべんなく出現している場合、各パーセンタイルでの出現率は平均的な出現率（4.5%）と等しくなる。図 3 をみると、各パーセンタイルで平均とは異なる出現率がみられ、順位の低い層でわずかに JHPS-G2 回答者の出現率が高くなっているものの、全体的にはまんべんなく出現しており、JHPS-G2 の回答者の健康状態に偏りはあまりみられないことが確認できる。

同様に、図 4 は JHPS-G2 に回答した子の父親の出現率、図 5 は母親の出現率について示したものである。図をみると、いずれも全体的には恒常的健康スコア順位によらず、まんべんなく出現していることが確認できる。つまり、JHPS 全体のサンプルと比較して、JHPS-G2 に回答した子とその親の健康状態は、良い方にも悪い方にも偏りが無いといえる。

## (2) 恒常的健康スコア順位の親子間での相関

前項の変数の作成と確認を踏まえ、本項では、JHPS-G2 に回答した子とその親にサンプルを限定して、親子間での恒常的健康スコア順位にどの程度の相関（IHA）があるかを検証する。

まず、図 6 は、横軸に父親の恒常的健康スコア順位、縦軸に子の恒常的健康スコア順位の平均値をとって散布図として示したものである。父親の健康状態が子に引き継がれていれば、親子間の恒常的健康スコア順位に右上がりの関係が見られるはずである。図をみると、明確ではないものの、右上がりの関係を確認することができるため、親の恒常的健康スコア順位が高い（健康状態が良い）ほど、子どもの恒常的健康スコア順位も平均として高く、健康状態が引き継がれている可能性を指摘できる。図には回帰直線も入れており、その傾きは(1)式での  $\beta$ 、すなわち、順位相関係数（rank-rank slope）を意味する。図に示したように、推計された親子間の健康の順位相関係数は 0.15 であり、標準誤差が 0.05 であるため、統計的に有意にゼロと異なる。つまり、親の恒常的健康が同世代の他の人よりも相対的に良い状態であると、相関係数 0.15 で子の恒常的健康も他の人よりも良くなる傾向があるといえる。

さらに、図 6 の下部には、親の恒常的健康スコア順位が 25 位（下位 25%）および 75 位（上位

25%)である場合の子の健康スコア順位の条件付期待値も掲載しているが、それぞれ 46.2 位と 53.7 位となっている。この期待値から、親から子の世代で健康状態の階層移動はある程度はあるものの、固定化しやすい傾向もあると解釈できる。

同様に、図 7 では母親と子どもの恒常的健康スコア順位の散布図と順位相関係数、健康スコア順位の条件付期待値を示している。図をみると、母子間での順位相関係数や条件付き期待値は父子間でのそれらと比べて低いものの、その差はわずかであり、健康順位相関係数は統計的に有意に正となっていることがわかる。つまり、父親だけでなく母親からも、子の健康状態の一部は引き継がれる傾向にあることが確認できる。同様の傾向は両親の健康スコアの平均を順位付けして子の健康スコア順位と比べた図 8 でも当てはまる。

最後に、属性による親子間の順位相関の違いについて確認する。図 9 は、親子ペア別、子どもの年齢別、父親の年齢別、父親の JHPS 回答年数別、父親の学歴別に健康スコア順位の相関係数を推計し、その違いを示したものである。図をみると、親子ペア別での順位相関係数の有意な差はみられないことや、父親の JHPS 回答年数による有意な違いもみられないことなどがわかる。この図で興味深いのは、父親の学歴別に順位相関を推計したケースで、父親が大卒以上である場合、それ以外のグループと比較して、有意な差にはなっていないが、相関係数が大きいことである。父親の学歴が高い家系では、父親の健康状態が良好な場合、その子どもの健康状態もより高い確率で良好さが引き継がれる傾向にあるといえる。

### (3) 推計結果の考察

以上の推計結果を先行研究と照らして考察してみたい。まず、健康状態の親子間の順位相関として、PSID を用いた Halliday et al. (2018) のアメリカの結果と比較すると、アメリカでは順位相関係数が 0.26 と日本の 0.19 (父親と子) や 0.12 (母親と子) よりも大きな値を示しており、健康状態に関する親子間の連鎖が日本よりもアメリカで強いと考えられる。また、親と成人した子との間での健康状態の連鎖の国際比較をした OECD (2018) では、日本は分析に含まれていないが、OECD20 ヶ国の親子間の健康状態の相関係数の平均値が 0.21 と算出しており、日本の相関係数よりも若干高い。推計方法やサンプル特性などが異なることには注意が必要だが、日本における親子間の健康状態の相関は他国と比較して小さい可能性が示唆される。

さらに、Halliday et al. (2018) では、アメリカの親子間の所得の順位相関係数は 0.39 であり、親子間の健康の順位相関よりも高いことを示している。本稿での日本の親子間の健康状態の相関係数を、先行研究で算出された所得の親子間の相関係数と比較すると、Lefaranc et al. (2014) では 0.35、Ueda (2019) も 0.3 前後であり、アメリカと同様に、日本でも健康状態の親子間の相関は、所得の相関よりも小さい傾向にある可能性が示唆される。

## 5. おわりに

本稿では、親と成人した子に対して直接調査した二世世代間の家計パネル調査の個票データを用

いて、親子間の健康状態の相関を検証した。社会・経済的格差の世代間連鎖への関心が高まるなか、日本において、学歴や職業の親子間の連鎖に関する研究蓄積はある一方で、所得や資産と同様に、健康に関する親子間の相関については、これまで分析の目的を満たすデータが存在しなかったことを理由に、先行研究はほとんどなかった。本稿では「日本家計パネル調査 (JHPS)」と JHPS 対象者の成人の子どもを対象に実施した「JHPS 第二世代付帯調査 (JHPS-G2)」といった、日本では前例のない親子 2 世代を対象とした家計パネル調査を用いることで、親と成人した子の間での健康状態の相関が可能となった。

分析では、Halliday et al. (2018)を参考に、親子の任意の一時点の健康状態に着目するのではなく、それぞれの恒常的な健康状態を推計することで、ライフサイクルバイアスを考慮した。さらに、親の健康状態と子の健康状態の関係性が非線形である可能性などを踏まえ、健康状態を 1~100 のパーセンタイル順位付けし、親子間の順位相関係数を推計した。その際に、JHPS や JHPS-G2 の回答バイアスの影響を取り除くため、母集団推計のためのウェイトを独自に作成し、日本全体のなかで親世代および子世代の健康状態の順位を算出することとした。

分析の結果、健康スコアは年齢による変化が大きく、年齢の影響を補正することが必要であることが確認されたほか、JHPS-G2 に回答した子とその親ほど健康スコアが良いといったサンプルの偏りは限定的であることなどが確認された。そのうえで恒常的健康スコア順位の相関係数を推計したところ、親子間で健康スコア順位に統計的に有意な正の相関があることが確認された。具体的には、相関係数として、父親と子の間で 0.19、母親と子の間で 0.12、両親の平均と子の間で 0.17 となった。本稿で得られた日本の健康スコア順位の相関係数は、先行研究で示された日本の親子間の恒常的な所得の相関係数よりも低く、その点では他国の先行研究と整合的な結果といえる。また、親子間の健康の相関を国際比較すると、日本の相関はアメリカや OECD 諸国の推計例と比べると若干低いことが示唆された。さらに、属性別に親子間の健康順位の相関を確認したところ、父親が大卒以上の場合、そうでない場合と比較して、親子間の健康状態の相関が大きいことも明らかとなった。

親子間で健康状態に正の相関があることの背景には、遺伝的要素に加えて、食生活や生活習慣といった健康への投資行動の親子間での伝播や、所得を介した影響などがあると考えられる。国民皆保険制度により医療サービスへのアクセスが保障されていることは親子間の健康状態の相関を小さくする方向に寄与することが予想されるが、こうした社会保障の充実があっても、遺伝的要素以外で、不健康が親から子に連鎖する要因がある場合、政策的な介入が必要だろう。本稿の分析は、日本における健康状態の親子間の相関の確認にとどまるが、今後、そのメカニズムを解明し、有効な政策提言に結び付ける必要があるだろう。

## 参考文献

- Anderson, Carsten (2019), "Intergenerational Health Mobility: Evidence from Danish Registers," *Aarhus University Economics Working Papers*, 2019-4.
- Black, Sandra and Paul Devereux (2010), "Recent developments in intergenerational mobility," in Card, David and Ashenfelter Orley (eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol.4B. North-Holland, Amsterdam, Chapter 8.
- Chetty, Raj, Nathaniel Hendren, Patrick Kline and Emmanuel Saez (2014), "Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States." *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp.1553-1623.
- Currie, Janet, and Enrico Moretti (2007), "Biology as Destiny? Short- and Long-Run Determinants of Intergenerational Transmission of Birth Weight," *Journal of Labor Economics*, 25(2), pp.231-264.
- Deaton, Angus and Christina Paxson (1998), "Health, income, and inequality over the life cycle," in *Frontiers in the Economics of Aging*, pp. 431-462, University of Chicago Press.
- Eriksson, Tor, Jay Pan and Xuezheng Qin (2014), "The intergenerational inequality of health in China," *China Economic Review*, 31(C), pp.392-409.
- Featherman, David, Lancaster Jones and Robert Hauser (1975), "Assumptions of Social Mobility Research in the United States: The Case of Occupational Status," *Social Science Research*, 4(4), pp.329-60.
- Fletcher, Jason and Katie M. Jajtner (2019), "Intergenerational Health Mobility: Magnitudes and Importance of Schools and Place," *NBER WORKING PAPER SERIES*, No. 26442.
- Halliday, Timothy (2011), "Health inequality over the life-cycle," *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 11(3).
- Halliday, Timothy, Bhashkar Mazumder and Ashley Wong (2018), "Intergenerational Health Mobility in the US," *IZA Institute of Labour Economics Discussion Paper*, No.11304.
- Halliday, Timothy, Bhashkar Mazumder and Ashley Wong (2019), "The intergenerational transmission of health in the United States: A latent variables analysis," *Health Economics*, 29, pp.367-381.
- Heidrich, Stefanie (2017), "Intergenerational mobility in Sweden: a regional perspective," *Journal of Population Economics*, 30, pp.1241-1280.
- Imada, Takatoshi (2000) "Industrialization and the regime of social mobility in postwar Japan," *International Journal of Japanese Sociology*, 9 pp.35-52.
- Ishida, Hiroshi (1993) *Social mobility in contemporary Japan: educational credentials, class and the labour market in a cross-national perspective*, Stanford University Press, Stanford.
- Johnson, Rucker and Robert Schoeni (2011), "The Influence of Early-Life Events on Human Capital, Health Status, and Labor Market Outcomes Over the Life Course." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*. 11(3): 2521.
- Jones, Charles and Peter Klenow (2016), "Beyond GDP? Welfare across countries and time," *The American Economic Review*, 106(9), pp.2426-2457.

- Kondo, Hiroyuki (2000), "Education and social mobility in postwar Japan: trends and some institutional aspects," *International Journal of Japanese Sociology*, 9, pp.3–19.
- Kubota, Kohei (2017), "Intergenerational "Wealth Elasticity in Japan," *The Japanese Economic Review*, 68(4), pp.470-496.
- Lefranc, Arnaud, Fumiaki Ojima, and Takashi Yoshida (2014), "Intergenerational Earnings Mobility in Japan Among Sons and Daughters: Levels and Trends", *Journal of Population Economics*, 27(1), pp.91–134.
- Lipset, Seymour and Reinhard Bendix (1959), *Social Mobility in Industrial Society*, Berkeley: University of Smelser.
- Mazumder, Bhashkar (2005), "Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using Social Security earnings data." *The Review of Economics and Statistics*, 87(2), pp.235–255.
- OECD (2018), "*A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*".
- Ojima, Fumiaki (1998), "An Analysis of Trends in Educational Opportunity," *International Journal of Sociology*, 28(1), pp.33-65
- Pascual, Marta, and David Cantarero (2009), "Intergenerational health mobility: an empirical approach based on the ECHP," *Applied Economics*, 41, pp.451-458.
- Solon, Gary (1999), "Intergenerational mobility in the labor market," Card, David and Ashenfelter Orley (eds) *Handbook of Labor Economics*, Vol.3B. North-Holland, Amsterdam, Chapter 29.
- Thompson, Owen (2016), "Gene-Environment Interaction in the Intergenerational Transmission of Asthma," *Health Economics*, 26(11), pp.1337-1352.
- Ueda, Atsuko (2015), "An Empirical Analysis on Intergenerational Persistence of Income in Japan," WINPEC Working Paper Series No.E1511.

図1. 恒常的健康スコアと順位付けのためのデータセットのイメージ

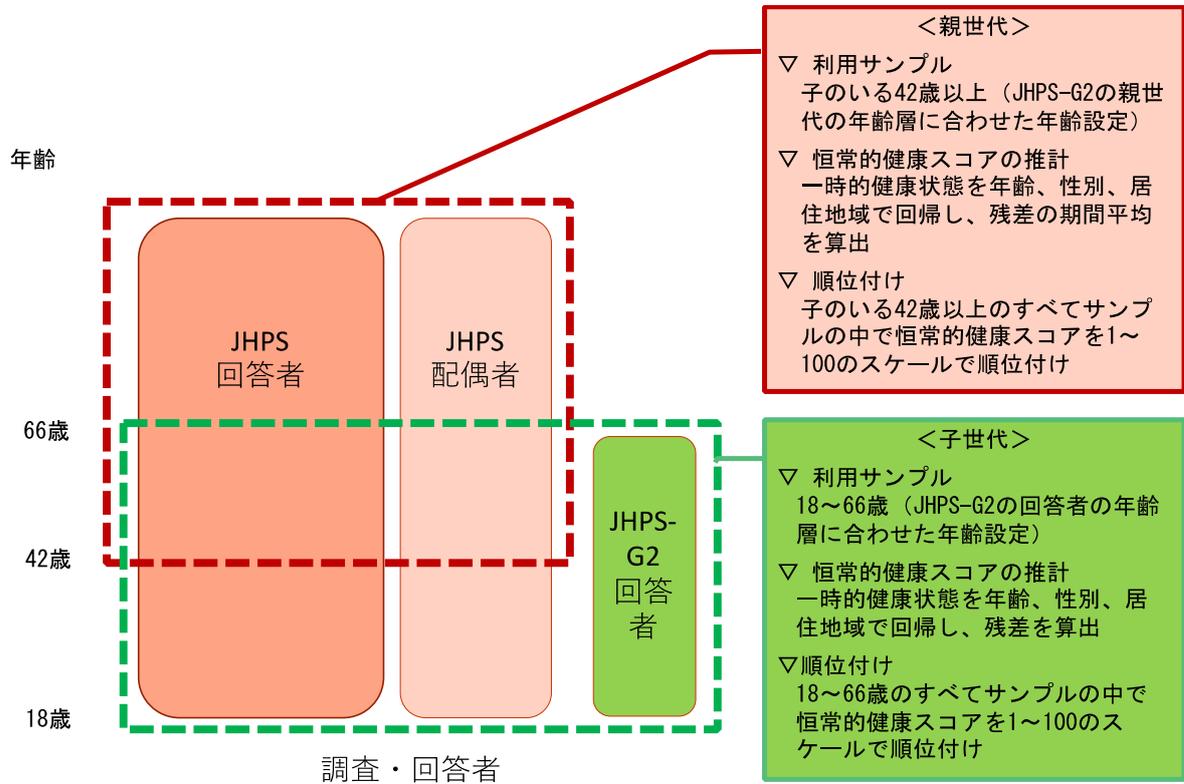
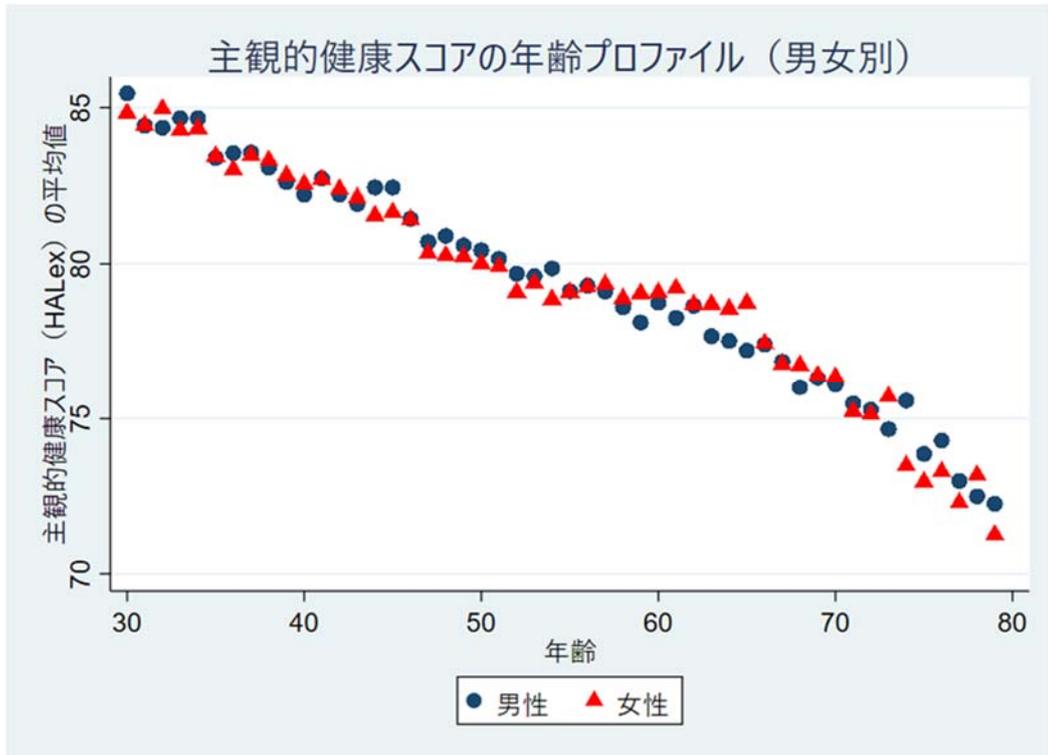
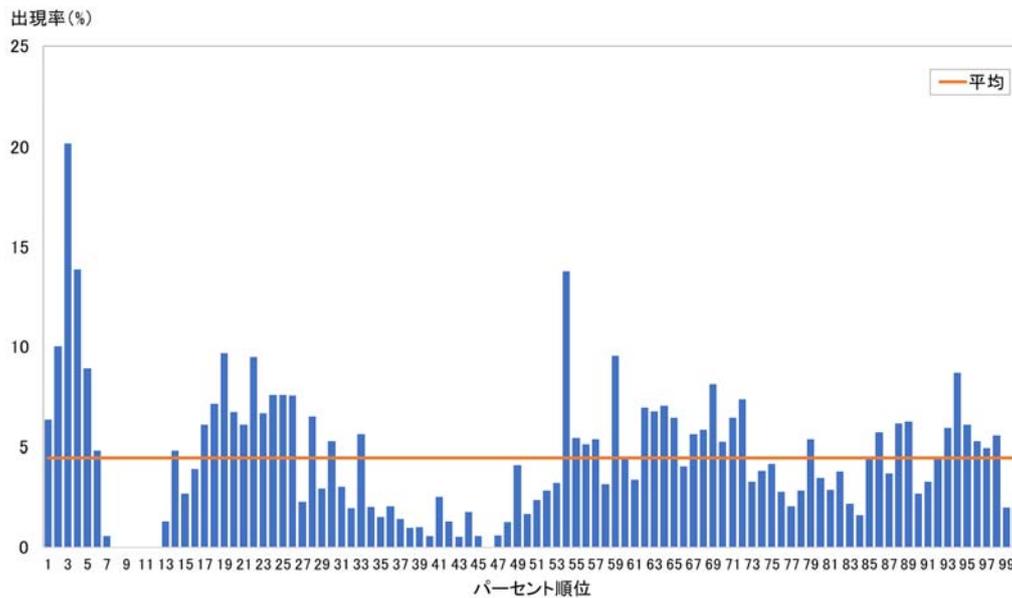


図2. 主観的健康スコア（HALex）の年齢ごとの平均値の推移



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 より筆者らが推計。

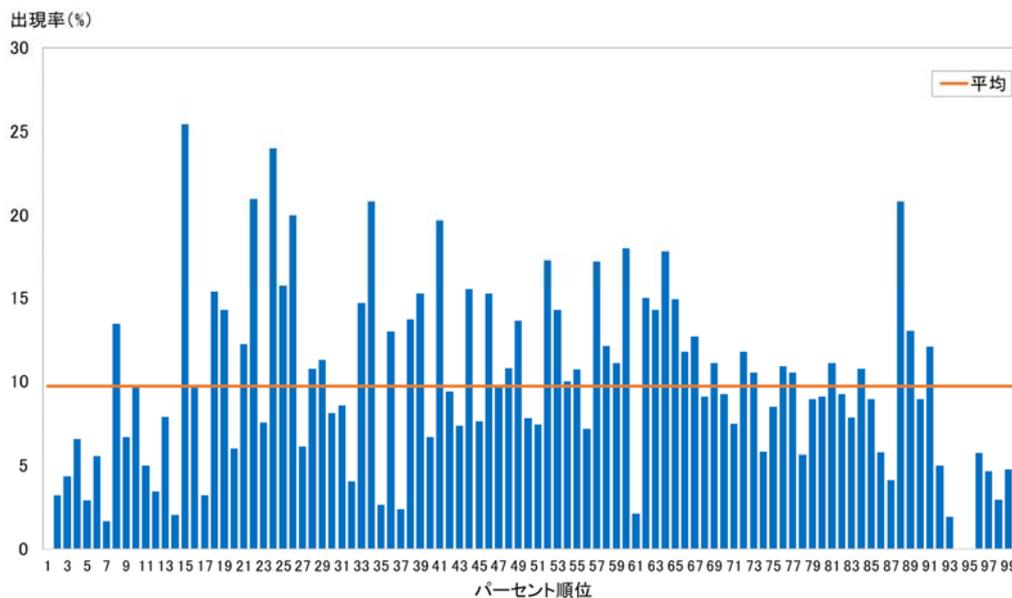
図 3. 恒常的健康スコア順位と JHPS-G2 の出現率：子世代（回答者本人）



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

備考) 出現率は各パーセント順位に含まれる JHPS サンプルに対する JHPS-G2 サンプルの比率

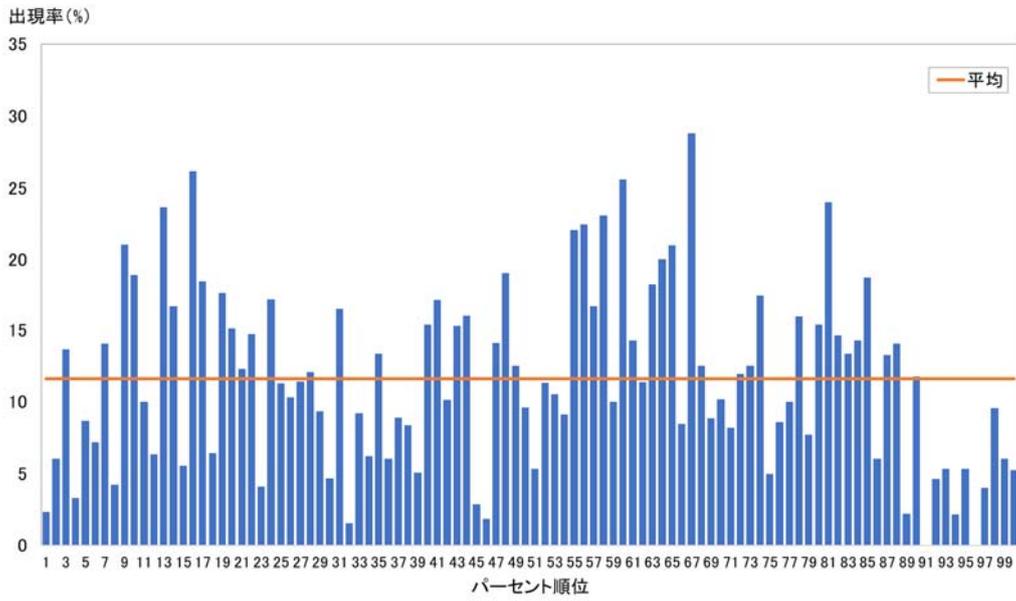
図 4. 恒常的健康スコア順位と JHPS-G2 の出現率 (JHPS-G2/JHPS)：父親



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

備考) 出現率は各パーセント順位に含まれる JHPS サンプルに対する JHPS-G2 サンプルの比率

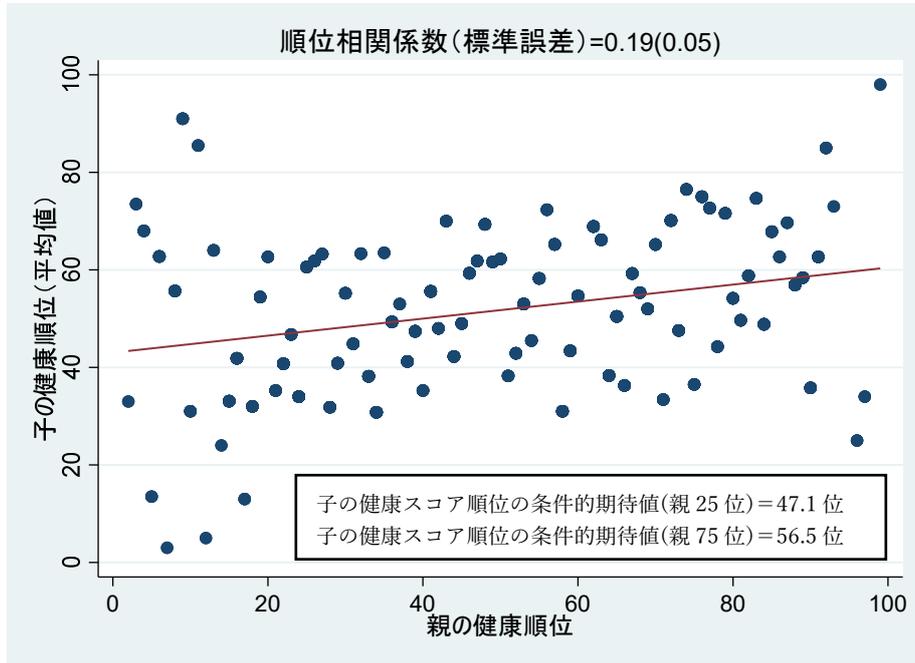
図 5. 恒常的健康スコア順位と JHPS-G2 の出現率 (JHPS-G2/JHPS) : 母親



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

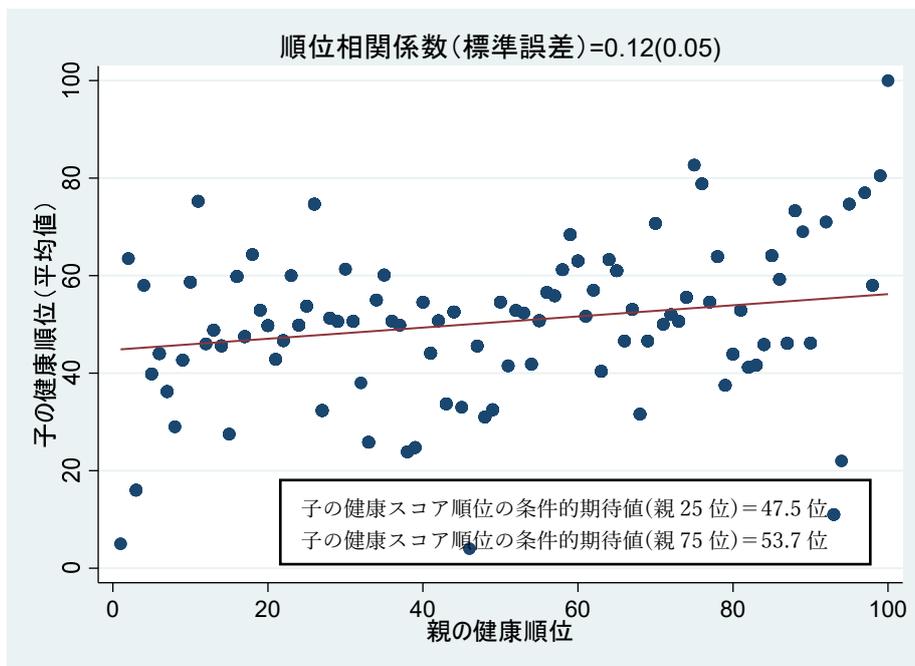
備考) 出現率は各パーセント順位に含まれる JHPS サンプルに対する JHPS-G2 サンプルの比率

図 6. 恒常的健康スコア順位の親子間の関係：父と子



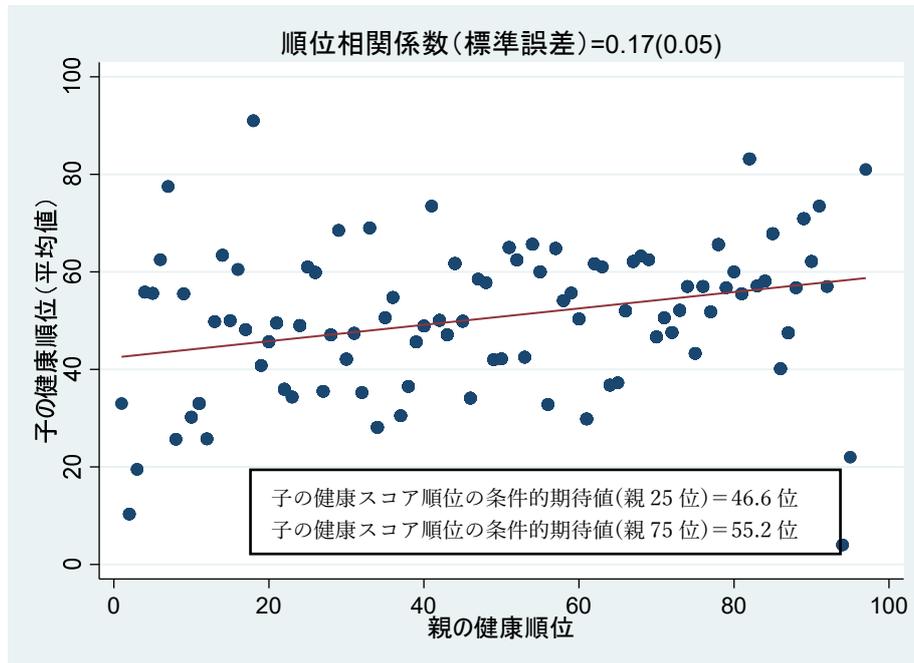
出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

図 7. 恒常的健康スコアの親子間の関係：母と子



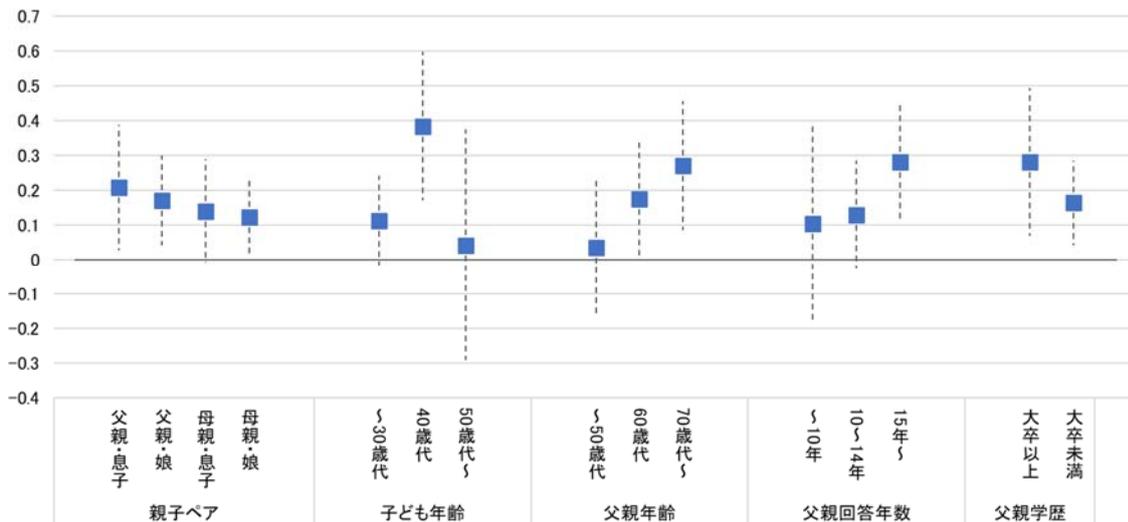
出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

図8. 恒常的健康スコアの親子間の関係：両親平均と子



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

図9. 属性による親子間の恒常的健康スコアの順位相関係数の違い



出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

備考) 縦点線は 95%信頼区間。

表 1. 主観的健康スコア (HALex) の OLS 推計

Y=HALex	親世代 (42歳以上)	子世代 (18-66歳)
age	-14.04*** (-3.317)	-0.561*** (-0.0329)
age2	0.336*** (-0.0824)	0.00359*** (-0.000349)
age3	-0.00354*** (-0.000897)	
age4	1.36e-05*** (-0.00000361)	
8地域 (ref=関東)		
北海道	-2.093*** (-0.302)	-1.306*** (-0.228)
東北	-2.770*** (-0.254)	-1.894*** (-0.193)
中部	-1.431*** (-0.17)	-0.363*** (-0.132)
近畿	-1.044*** (-0.173)	-0.608*** (-0.131)
中国	-0.983*** (-0.266)	-0.776*** (-0.205)
四国	-1.825*** (-0.36)	-1.137*** (-0.269)
沖縄・九州	-1.362*** (-0.214)	-0.409** (-0.16)
海外	3.205 (-5.663)	3.677 (-5.412)
男性ダミー	0.143 (-0.12)	0.0554 (-0.0902)
有配偶ダミー	-0.627* (-0.352)	2.761*** (-0.135)
Constant	301.4*** (-49.3)	97.30*** (-0.72)
Observations	73,437	115,453
R-squared	0.027	0.028

出所) JHPS2019 および JHPS-G2 を用い筆者らが推計。

備考 1) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

2) カッコ内は標準誤差。

3) 推計に用いたサンプルは、JHPS 対象者と配偶者それぞれの調査開始時からのデータを累積したものと、JHPS-G2 をプールしたものと。