

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】

所得の世代間弾力性：JHPS 第二世代付帯調査による分析

赤林英夫、直井道生

2021 年 3 月 31 日

DP2020-013

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7138/>



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】

所得の世代間弾力性：JHPS 第二世代付帯調査による分析

赤林英夫、直井道生

PDRC Keio DP2020-013

2021年3月31日

JEL Classification: D12; D31; J62

キーワード：所得；世代間弾力性；教育；親子調査

【要旨】

本稿では、JHPS 第二世代付帯調査を利用して、所得の世代間弾力性の推定を行った。分析の結果からは、以下の点が示される。第1に、所得の世代間弾力性の推定値は0.26~0.29であり、米国や英国における推定値よりは小さい一方、北欧各国の推定値よりは大きい結果となった。また、男女別にみると、所得の世代間弾力性は女性よりも男性で大きい。第2に、子世代の学歴をコントロールすることで男性サンプルの世代間弾力性は小さくなる一方、女性サンプルの弾力性には明確な影響がないことが確認された。これは、特に男性については、学歴が所得の世代間連関を媒介する要因として働いていることを示唆する。第三に、地理的・空間的要因と所得の世代間連関に関する分析からは、親との同居や親子の近接性は所得の世代間連関を大きくする方向に働くことが示される。一方で、親の居住地情報を用いた分析からは、親が大都市に居住しているサンプルで世代間弾力性が大きくなることが示される。これらの結果は、いずれも諸外国における既存の結果と整合的であるものの、その背景にどのような経路が存在するのかについては、今後より詳細な分析が必要であることが指摘される。

赤林英夫

慶應義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田

hakab@econ.keio.ac.jp

直井道生

慶應義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田

naoi@econ.keio.ac.jp

謝辞：本研究の実施に当たっては、慶應義塾パネル調査設計・解析センター(PDRC)より、「日本家計パネル調査」の提供を受けた。また、JHPS第二世代付帯調査実施時には、PDRC並びに

慶應義塾大学こどもの機会均等研究センター(CREOC)から多大な支援を受けた。本研究はJSPS科研費16H06323(基盤研究S)及び17H06086(特別推進研究)による助成を受けている。JHPS第二世代調査研究進捗報告会(2021年3月10日)およびCREOC=科研費基盤S勉強会での報告に対する、出席者の方々からの貴重なコメントに感謝する。

所得の世代間弾力性：JHPS 第二世代付帯調査による分析*

赤林英夫[†]・直井道生[‡]

2021年3月31日

概要

本稿では、JHPS 第二世代付帯調査を利用して、所得の世代間弾力性の推定を行った。分析の結果からは、以下の点を示される。第1に、所得の世代間弾力性の推定値は0.26～0.29であり、米国や英国における推定値よりは小さい一方、北欧各国の推定値よりは大きい結果となった。また、男女別にみると、所得の世代間弾力性は女性よりも男性で大きい。第2に、子世代の学歴をコントロールすることで男性サンプルの世代間弾力性は小さくなる一方、女性サンプルの弾力性には明確な影響がないことが確認された。これは、特に男性については、学歴が所得の世代間連関を媒介する要因として働いていることを示唆する。第三に、地理的・空間的要因と所得の世代間連関に関する分析からは、親との同居や親子の近接性は所得の世代間連関を大きくする方向に働くことが示される。一方で、親の居住地情報を用いた分析からは、親が大都市に居住しているサンプルで世代間弾力性が大きくなることが示される。これらの結果は、いずれも諸外国における既存の結果と整合的であるものの、その背景にどのような経路が存在するのかについては、今後より詳細な分析が必要であることが指摘される。

キーワード：所得，世代間弾力性，教育，親子調査

JEL Classifications: D12, D31, J62

1 はじめに

先進諸国で経済格差の拡大と世代間の格差の固定化を懸念する声が高まっている。ピケティ (2014)らによる実証研究は、米国を始めとする多くの先進諸国で、資産や所得の不平等が拡大していることを明らかにした。結果としての不平等のみならず、機会の不平等も深

* 本研究の実施に当たっては、慶應義塾パネル調査設計・解析センター (PDRC) より、「日本家計パネル調査」の提供を受けた。また、JHPS 第二世代付帯調査実施時には、PDRC および慶應義塾大学こどもの機会均等研究センター (CREOC) から多大な支援を受けた。本研究は JSPS 科研費 16H06323 (基盤研究 S) 及び 17H06086 (特別推進研究) による助成を受けている。JHPS 第二世代調査研究進捗報告会 (2021年3月10日) および CREOC = 科研費基盤 S 勉強会での報告に対する、出席者の方々からの貴重なコメントに感謝する。

[†] 慶應義塾大学経済学部, Email: hakab@econ.keio.ac.jp.

[‡] 慶應義塾大学経済学部, Email: naoi@econ.keio.ac.jp.

刻な問題である (Corak 2013)。オバマ元大統領も、米国での富の集中と世代間の階層の固定化による「アメリカンドリーム」の危機を訴え、幼児期から大学進学時までの支援の必要性を主張した (Obama 2013)。日本においても、子どもの貧困の撲滅と世代間の貧困の固定化の解消は、次世代に希望を与えるための最重要課題と言える (阿部 2014)。

近年、所得の世代間連関の推計、所得の世代間連関と世代内分布の理論的關係、国際比較を通じた両者の關係について、活発に研究がなされている。しかしながら、日本においてはデータの少なさから、まだ研究は数えるほどしかない。本論文では、最近、慶應義塾大学で収集された多世代のパネルデータを利用し、世代間の所得の弾力性を推計した。このデータの特徴は、教育、就業状態、所得、消費、資産といった広範な質問項目に関して、親子それぞれを対象に調査を行っている点にある。さらには、親子それぞれに対してパネル調査を実施しているため、親子それぞれの社会経済的属性の時間を通じた変化や過去の状態を詳細に把握することが可能なデータとなっている。

本稿では、このデータを用いて所得の世代間弾力性の推定を行い、日本における数少ない知見を提示する。主要な結果は以下の3点である。第1に、所得の世代間弾力性は0.26～0.28と推定された。これは、米国や英国における推定値よりは小さい一方、北欧各国の推定値よりは大きい。第2に、子世代の教育水準が世代間弾力性におよぼす影響を検討した結果からは、特に男性について、学歴が所得の世代間連関を媒介する要因として働いていることが示唆された。第3に、地理的・空間的要因と所得の世代間連関に関する分析からは、親との同居や親子の近接性は所得の世代間連関を大きくする方向に働くことが示される。一方で、親の居住地情報を用いた分析からは、親が大都市に居住しているサンプルで世代間弾力性が大きくなることが示される。

本稿は以下のとおり構成されている。第2節では、所得の世代間連関に関する理論的枠組みの概要を説明し、我が国と諸外国の近年の実証研究を概観する。第3節では、分析に用いたデータの概要と主要な変数の説明を行う。第4節では、所得の世代間弾力性に関する推定結果を提示する。第5節はまとめと今後の課題である。

2 所得の世代間連関

2.1 理論的枠組み⁴

経済学において、所得の世代間移動と所得分布の理論的關係にミクロ的基礎を与えたのは Becker and Tomes (1979, Becker (1991)に再録)である。このモデルは、教育投資が労働生産性の向上を通じて賃金所得を決定すると考える人的資本理論を基礎に置いている。親は子の将来の生活を豊かにしてあげたいという愛情から教育投資を行うが、教育のための借り入れや貯蓄の市場は存在しないと仮定すると、子への投資量は親の所得に依存する。さらに、

⁴ 本節の記述の多くは赤林 (2018) に依拠している。

子の人的資本量は、親からの教育投資のみならず、子自身の人的資本の初期賦存量 (Endowment)にも依存する。親の最適投資問題を解くと、以下の関係が導き出される。

$$\log Y_c = \mu^* + \beta \log Y_p + pE_c \quad (1)$$

ここで、 Y_p と Y_c はそれぞれ親と子の所得水準、 E_c は子の人的資本初期賦存量、 β は親の所得水準が 1%上昇すると子の所得水準が何%変化するかを示す、世代間の勤労所得弾力性 (Intergenerational Elasticity of Earnings, IGE) である。人的資本の初期賦存量は、遺伝的資質、生まれてから過ごした環境、親から受け継いだ文化や社会的地位などに強く影響を受けることから、親子間で系列相関を持つと考えられる。そのため、 $E_c = \lambda E_p + v_c$ と仮定する。ここで、 E_p は親の人的資本の初期賦存量、 v_c は分散が σ_v^2 のホワイトノイズとすると、 λ は人的資本の世代間継承率 (Degree of heritability) である。以上の設定の下で、親と子の所得分布が定常状態になる場合の $\log Y$ の分散は $\frac{\alpha^2(1+\beta\lambda)}{(1-\beta^2)(1-\lambda^2)(1-\beta\lambda)}\sigma_v^2$ となる (Solon 1999, 2004)。

いま、(1)式で誤差項 pE_c が親の所得と無相関であれば、子の所得を親の所得で回帰することで β の一致推定量が得られる。しかし少なくとも 2つの問題が存在する。第 1 は、 λ が 0 でない場合、子の人的資本の初期賦存量 E_c は、親の所得 Y_p と相関を持つことである。このとき、単純な最小二乗法による(1)式の推定量は一致性を持たない (すなわちバイアスが生じる)。この問題の解決のためには、子の人的資本初期賦存量とは独立に親の所得が決まっている必要があり、実証的解決は非常に困難である。そのため、双生児データ等を用いた研究を除き、この課題に正面から取り組む既存研究は多くない。

第二は、(1)式を正確に推計しようとする膨大なデータが必要となることである。理論的には Y_p と Y_c には生涯に渉る所得から恒常所得を計算して利用すべきであるが、そのようなデータは事実上存在しない。そこで便宜的に一時点の所得データを利用すると、所得が計測された年齢の影響を除去する必要があるのみならず、恒常所得と比較した誤差の存在が β の推定値に下方バイアスを与える可能性がある (Black and Devereux 2011)。

2.2 所得の世代間弾力性に関する既存研究

世界における実証研究としては、Solon (1992), Zimmerman (1992)を嚆矢として、1990 年台から 2000 年台にかけて、多くの先進国で研究が行われてきた。その結果をまとめたのが、Solon (1999), Corak (2004), Black and Devereux (2011), Blanden (2013) である。それらにもとづくと、世代間の勤労所得弾力性は、デンマーク、ノルウェー、スウェーデンなどの北欧諸国で低く、男性で 0.1~0.25、女性で 0.005~0.02 である一方、米国・英国では高く、男性で 0.3~0.5、女性で 0.3 前後となっている (Black and Devereux 2011)。

日本における IGE の推計として、Ueda (2009)は『消費と生活に関する家計パネル調査 1993-2004』を用い、IGE の推計値は男性 (既婚) が 0.4、女性が 0.3 程度とした。Lefranc et al (2014)

はSSM1955-2005を用い、男女ともIGEは0.35程度とした。

近年、各国でIGEが計算されるようになり、その相違に関心が集まり、計算方法の比較や、IGEの差の発生原因となる教育政策等の影響の検討が行われている (Ermisch et al. 2012)。その過程で、社会的にも注目を浴びたのは、横軸に所得格差の指標である「ジニ係数」を、縦軸にIGEを、国毎にプロットし、両者の間には正の相関があることを示した「グレート・ギャツビー・カーブ(Great Gatsby Curve)」である(Corak 2013)。

この図の中では、米国と英国は所得格差も世代間の格差の固定化も最も著しいグループに属している。その対極に、デンマーク、ノルウェーなどの北欧諸国がある。つまり、結果の不平等と機会の不平等はトレードオフの関係にあるわけではないようだ。日本は両者の中間よりやや右上に位置しており、日本は世代間の所得の固定化も所得格差も著しいグループに近いと言える。近年では、世界銀行を中心に、新興発展国、発展途上国を含めた世界の「グレートギャツビー曲線」が作成されている (Narayan et al. 2018)。

世代間の所得の相関の因果関係を確定するのは困難であるが、最近では、IGEの値と各国間の政策と関連付ける研究や、一国内でのIGEの地域差を推計し、その値と地域の特徴や地理的移動度との関係を探る研究が広がっている(Chetty et al. 2014, Corak and Heisz 1999)。

3 データと変数

3.1 日本家計パネル調査および第二世代付帯調査

本研究で用いるデータは、慶應義塾大学が全国の成人を対象として収集している日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) の付帯調査である、「JHPS 第二世代付帯調査」(JHPS-G2) である。

第一世代(G1)に相当する JHPS/KHPS は、慶應義塾大学経済研究所パネルデータ設計・解析センター (PDRC) が実施する家計パネル調査であり、全国に居住する成人期男女が構成する母集団より、層化2段無作為抽出法により抽出されたサンプルとその配偶者を対象としている⁵。KHPSは20歳~69歳の男女、JHPSは20歳以上の男女を対象とし、KHPSでは2004年以來、JHPSでは2009年以來、同一対象者に毎年繰り返し調査が実施されている。KHPSは、2007年、2012年に新規コホートを追加した。当初予定したサンプルサイズは、KHPS2004は4,000、KHPS2007は1,400、KHPS2012は1,000、JHPS2009は4,000である。

第二世代付帯調査(JHPS-G2)の調査対象者は、JHPS/KHPSの調査回答者(G1)の子ども(G2)のうち18歳以上の個人である。第二世代付帯調査は、これまで2017年2月に、慶應義

⁵ 厳密には、2004年から収集されている慶應家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey: KHPS) と2009年から収集されている日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS) という2つのコホートから成り立っているが、2014年以降、同じ質問票で調査を行っているため、総称して JHPS/KHPS と呼ばれる。

塾大学経済研究所こどもの機会均等研究センター（CREOC）により、2019年2月にCREOCとPDRCの共同により、実施されてきた。

調査の手順として、まず、第一世代であるJHPS/KHPSの調査対象者(G1)に対し、事前に、JHPS/KHPSの一環として、子ども(G2)全員の生年月を調査しておく。次に、調査時期の3月末で18歳以上となる子ども（2017年調査においては5479人、2019年調査においては、2017年時点での調査拒否者を除いて5501人）をリストアップする。次に、G1に連絡をとり、18歳以上の子ども（G2）に直接調査を行いたい旨を伝え、G1から許可が得られたG2の居住先住所を取得する。最後に、連絡先を得たG2に調査依頼を送付し、承諾を受けた対象者について調査を行った。ただし、2019年調査においては、2017年調査で今後の連絡を承諾した対象者には、G1を介さずに直接依頼を行った。

JHPS-G2は、調査対象者の在学状況に応じて、高校生調査、高等教育機関在学者調査、社会人調査の3種類の調査票にわかれている。

2017年調査(JHPS-G2-2017)においては、3種類の調査票すべてについて、紙による調査とウェブによる調査のどちらかを、事前に調査対象者に選んでもらった。2019年調査(JHPS-G2-2019)においては、高校生調査、高等教育機関在学者調査についてはウェブ調査のみとし、社会人調査については紙による調査とウェブによる調査のどちらかを、事前に調査対象者に選んでもらった。

2017年調査は2017年（平成29年）2月23日から3月14日の間で実施され、有効回答数は1006（高校生47、高等教育在学者188、社会人771）であったが、その後、クリーニングの結果、1001（高校生47、高等教育在学者188、社会人766）となった。調査に同意し配布された調査票数は1128であり、協力意思表示者中での回収率は88.7%、当初の潜在的対象者からの回収率は18.3%である。

2019年調査は2019年（平成31年）3月1日から6月30日の間で実施され、有効回答数は1059（高校生35、高等教育在学者146、社会人878）となった。調査に同意し配布された調査票数は1,118であり、協力意思表示者中での回収率は94.7%、当初の潜在的対象者からの回収率は19.3%である。

JHPS-G2の調査項目は、3種類の調査票（高校生、高等教育機関在学者、社会人）により異なるが、主に、これまでの教育歴、学校外教育の利用、大学受験の参加状況、教育費負担、奨学金の利用と返済、就労状態、収入、心理的状态、時間的選好、婚姻状況、子どもの数、家族や他者とのつながり、寄付やボランティア経験などからなる。さらに、JHPS-G2は、親世代であるJHPS/KHPSと接合可能であるため、親の所得や学歴といった親世代の世帯の情報を詳細に把握することができるのが特徴である。

以下の分析では、JHPS-G2を主たるデータセットとして用い、ここにJHPS/KHPSをG1の世帯IDに用いて接続することで、子どもを観測単位とした親子ペアのデータセットを構築した。なお、G2に関しては2017年調査と2019年調査の双方から情報が得られるが、2019年に新たに調査に参加した対象者が一定数存在することを考慮し、以降の分析ではJHPS-

G2 をパネルデータとして扱うことはせず、両調査をプールしてクロスセクションデータとして用いることとした。一方、G1 に関しては、原則として JHPS-G2 と対応する調査年 (2017 年あるいは 2019 年) の結果を利用したが、一部の変数構築にあたっては、過去の情報を参照している。

3.2 分析に用いる変数

本節では、以降の分析に用いる主要な変数の作成方法を説明する。

親世代の勤労所得

本研究の主要な関心である親子 2 世代の所得に関しては、次のように作成した。まず、G1 の所得に関しては、父母それぞれの勤労所得を JHPS/KHPS の質問項目から作成した。当該項目は、調査の前年における主な仕事からの収入を尋ねたものであり、税・社会保険料などが差し引かれるまえの金額を尋ねている。

第 1 節でみたとおり、世代間の勤労所得弾力性の推定に利用する、親世代の所得水準を表した変数 Y_p は、理論的には生涯に渉る所得からの恒常所得を計測している必要がある。以下の分析では、JHPS/KHPS のパネル調査としての特性を利用し、勤労所得関数の推定を通じて恒常所得の計測を試みた。具体的には、 Y_{pt} を親 p の時点 t における勤労所得とし、以下のシンプルな勤労所得関数の推定を行った。

$$\log Y_{pt} = \alpha_p + \mathbf{X}'_{pt}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

推定は男女別 (父/母) にそれぞれ行い、就学中あるいは退職後の観測値を除外するために、年齢は 25~60 歳に限定した。(2)式の推定に当たっては、固定効果モデルを想定し、 α_p として親 p 固有の時間不変の固定効果を考慮した。説明変数 \mathbf{X}_{pt} としては、もっとも単純なモデルでは年齢およびその 2 乗項のみを考慮し、結果の頑健性を確認するために、追加的に学歴と年齢 (およびその 2 乗項) の交差項を導入した推定も行った (推定結果は表 A1)。

そのうえで、(2)式の推定結果を利用して、親 p の 45 歳時点での勤労所得の予測値 $\log \hat{Y}_{p|age=45}$ を計算し、これを G1 の恒常所得の代理変数として用いた⁶。ここでは、固定効果 α_p の推定値を含めた予測値を計算している。固定効果 α_p には、G1 の学歴や人的資本の初期賦存量 E_p などの時間不変の要因がすべて含まれる。したがって、以下の分析における IGE の推定は、こうした要因のクロスセクション方向の変動を利用していることになる。これらの両親の個人別勤労所得を利用した分析に加えて、両者を合計した世帯の勤労所得を利用した分析も行った。両親の平均年齢を説明変数として(2)式を推定し、同様の方法で

⁶子世代の所得水準は、親世代の恒常所得水準のみならず、過去の (子どもの年齢でみた) 各時点の親世代の所得水準によっても影響を受ける可能性がある。実際、Carneiro et al. (2021) によれば、子どもが未就学であった時点での親の所得水準は、その後の (6~11 歳時点での) 所得水準に比べて、子世代の就学年数や 30 歳時点での勤労所得といったアウトカムに強い影響を与えることが示されている。

世帯所得の予測値を計算した。

子世代の世帯所得

G2 の所得に関しては、JHPS-G2 の世帯年収に関する質問項目をもとに変数を作成した。当該項目は、調査の前年における世帯年収を尋ねたものであり、税・社会保険料などが差し引かれるまえの金額を尋ねている。なお、ここでの世帯年収には、退職金は含まれるが、実物資産および金融資産の売却益は含まれない。世帯年収に関しては、2017 年調査と 2019 年調査で同一内容の質問項目が設定されている。以下の分析では、まず 2019 年調査の回答に基づいて世帯年収を捕捉し、回答の欠損や脱落などの理由で 2019 年調査からは情報が得られない対象者について、2017 年調査の回答によって値を補完している。

前述の通り、JHPS-G2 には、高校生調査、高等教育機関在学者調査、社会人調査の 3 種類の調査票が存在するが、世帯年収に関する項目は社会人調査票にのみ存在する。そのため、高等学校および大学等の高等教育機関に在籍中の対象者は分析から除外される。また、JHPS-G2 には対象者本人の勤労所得に関する質問項目も存在するが、これは 2019 年調査でのみ調査されているため、今回の分析には用いていない⁷。

その他の変数

上記の各変数に加えて、JHPS/KHPS および JHPS-G2 からは、親子それぞれの年齢・配偶関係・学歴・居住地などの変数が利用できる。このうち、子世代の年齢・学歴については、いずれも JHPS-G2 の調査対象者の属性を利用した。いま、JHPS-G2 の調査対象者は、必ずしも世帯主や家計支持者であるとは限らない点に注意が必要である。前述の通り、本研究では G2 の所得水準を表す変数として世帯年収を利用している。そのため、G2 の調査対象者が有配偶である場合には、本来は主たる家計支持者の年齢や学歴を利用するのが適切であるかもしれない。しかしながら、JHPS-G2 では調査対象者の配偶者についての詳細な情報は利用できないため、以降の分析では調査対象者の属性を利用することとした。一方、親世代の年齢・学歴については、JHPS/KHPS で調査される両親それぞれの情報を利用した⁸。

第 1 節で述べた通り、近年の研究では所得の世代間連関の地域差や、子世代の地理的移動度と世代間連関の関連などが議論されている。そこで、本研究では親子の居住地に関する情報をもとに、いくつかの変数を作成している。第 1 に、世代間連関の地域差を検討するために、G1 の居住地が政令指定都市であるか否かを表すダミー変数を作成した。所得の世代間

⁷ 一方で、就業者の給与所得については、2017 年および 2019 年調査で共通して尋ねられている。当該変数を用いた分析は今後の課題としたい。

⁸ 前述の通り、G1 世帯の勤労所得を利用する場合、両親の年齢の平均値を用いている。この点については、父母それぞれの年齢・学歴を考慮したり、父親の年齢・学歴を用いた定式なども試みたが、結果を大きく変えるものではなかった。

連関の地域差を検討した分析では、子世代の出身地に焦点を当てた分析がなされている (Chetty et al., 2014)。しかしながら、JHPS/KHPS および JHPS-G2 には、子世代の出身地を直接尋ねた質問項目は存在しない。そのため、以降の分析では、JHPS/KHPS のパネルデータとしての特徴を利用し、調査から遡ることが可能な最も古い時点での G1 の居住地情報を、子世代の出身地の代理変数として用いた⁹。第 2 に、子世代の地理的移動度の指標として、親子が異なる都道府県／市区町村に居住していることを示すダミー変数をそれぞれ作成した。また、これとは別に、親子の同居を示すダミー変数も分析に用いた。

記述統計

分析に用いたサンプルの記述統計を表 1 に示した。JHPS-G2 に特徴的な点として、子世代のサンプルに占める女性割合が高くなっていることがわかる。JHPS-G2 は、親である JHPS/KHPS 対象者による承諾と G2 対象者の居住地住所の提供を経て調査が実施されるため、こうした調査設計上の特徴が女性割合の高さを説明する可能性がある。また、おそらくは同様の理由により、親子の同居比率も比較的高くなっている。

(表 1 このあたり)

4 所得の世代間弾力性

本節では、JHPS-G2 を用いた所得の世代間弾力性の推定を行う。分析の目的は、大きく以下の 2 点にまとめられる。第 1 に、JHPS-G2 に基づく所得の世代間弾力性の推定値を示す。ここでは、標準的な定式化に基づく所得の世代間弾力性の推定を行うことで、既存研究の結果との比較を通じて、我が国における所得の世代間連関の定量的な評価を行う。これに加え、所得の世代間連関の主要な経路であると考えられる子の人的資本蓄積に焦点を当てて、G2 の学歴を統制することによる世代間弾力性の変化についても確認する。第 2 に、地理的・空間的要因と所得の世代間連関の関連を検討するために、親子の同居や子世代の地理的移動、出身地などによって世代間弾力性の大きさが異なるかを確認する。

推定に用いる基本的なモデルは次のようになる。

$$\log Y_c = \alpha + \beta \log \hat{Y}_{p|age=45} + \mathbf{X}'_c \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_c \quad (3)$$

ここで、 c は G2 対象者 (子ども)、 p は対応する G1 対象者 (親) のインデックスであり、 $\log Y_c$ および $\log \hat{Y}_{p|age=45}$ は親子それぞれの所得の対数値である。前述の通り、G2 の所得に関しては、JHPS-G2 から得られる世帯年収を利用した。一方、G1 の所得に関しては、(2) 式に基づく 45 歳時点での勤労所得の予測値を用いている。 \mathbf{X}_c はコントロール変数であり、

⁹ 他にも、JHPS/KHPS の調査期間中、最も多く観察された居住地を利用するなど、いくつかの異なる定義を確認したが、得られる結果に大きな影響はなかった。

もっとも基本的なモデルでは G2 対象者の年齢およびその 2 乗項、性別および配偶関係が含まれる。

以下では、所得の世代間弾力性 (IGE) の推定値として、(3)式の β に焦点を当てた議論を行う。表 2 は、もっとも基本的な(3)式の推定結果をまとめたものである。[1]および[2]は利用可能な G2 のすべてのサンプルを用いた推定結果、[3], [4]および[5], [6]は、G2 (子ども)の性別によってサンプルを分けた場合の推定結果である。また、[1], [3], [5]はコントロール変数として G2 の年齢およびその 2 乗項、性別および配偶関係を用いた推定結果、[2], [4], [6]は、これに G2 の最終学歴を追加のコントロール変数として加えた場合の結果である。親世代の所得としては、いずれの推定でも世帯勤労所得 (父母の勤労所得の合計) を用いている。

(表 2 このあたり)

全サンプルを用いた場合の世代間弾力性の推定値は 0.286 となった。第 2 節でみた既存研究の結果と比較すると、これは米国・英国などよりはやや小さく、北欧諸国よりは大きい値になっている。一方、日本を対象とした分析である Ueda (2009) や Lefranc et al. (2014) では、0.3~0.4 といった値が報告されており、これらと比べると本研究で得られた推定値はやや小さい。これには、利用したデータや所得の計測方法の違いもあるが、対象とするサンプルの違いも考えられる。既存研究では、子世代のライフサイクルのどの時点で観察された所得を用いるかによって、世代間弾力性の推定値が異なることが指摘されており、一般に年齢が低い段階での子世代の所得を用いるほど、弾力性は小さくなるとされる (Solon, 2002)。いま、JHPS-G2 の対象者年齢の平均は約 31 歳であり、これは例えば Ueda (2009)などと比べるとやや低い。また、子どもの性別によって所得の世代間弾力性に差があるかを確認するために、サンプルを G2 の性別で分割した結果 ([3]および[5]) をみると、弾力性の推定値は男性で 0.308、女性で 0.268 という結果が得られている。国によって程度の違いはあるが、女性と比べて男性で世代間弾力性が大きくなるという傾向は、先行研究でも共通して報告されている。

このような所得の世代間連関の背後には、親の所得水準と関連する遺伝的要因の世代間相関、子の養育環境や教育投資、人的資本蓄積などが考えられる。こうした要因の中でも、所得の世代間連関の主要な経路であると考えられてきた子どもへの教育投資の影響を検討するため、表 2 ではさらに、コントロール変数として G2 の学歴を追加した場合の結果を示している。その結果、全サンプルを対象とした場合には、最終学歴を追加的にコントロールすることで、弾力性の推定値は 0.286 から 0.261 へと若干低下する ([1]および[2])。ただし、こうした傾向には明確な男女差があり、学歴のコントロールによって男性サンプルの弾力性は 0.308 から 0.212 へと約 30%小さくなる ([3]および[4]) のに対し、女性サンプルの弾力性にはほとんど変化がない ([5]および[6])。結果として、対象者の最終学歴をコントロールすると、世代間弾力性の推定値の男女差はほぼなくなるか、逆に女性の方が大きい結果とな

り、[3]および[5]で示した世代間弾力性の男女差は、教育を主要な経路とするものであったことが示唆される。

表3では、親世代の所得変数として父母の個人別勤労所得を用いた結果を示している。ここで、表側は推定に用いた親世代の所得変数（父もしくは母の勤労所得）を表し、表頭は推定に用いた子世代のサンプル（男性サンプルもしくは女性サンプル）を表している。4通りの推定から得られた世代間弾力性の値をみると、子世代の世帯所得と有意な関係を持つのは、子世代の性別で分類したサンプルによらず、父親の勤労所得であることがわかる。また、推定された父親の勤労所得の弾力性の値は、表2で示した親世代の世帯所得を用いた結果と同様に、子どもが男性である場合に大きくなることが示される。

（表3 このあたり）

この結果を踏まえ、表4では父親の勤労所得を用いた推定に関して、いくつかの補足的な結果をまとめている。まず、[1]および[2]では、表3でも示した父親の勤労所得に対する弾力性の大きさが、子世代の学歴をコントロールすることでどのように変化するかを確認している。その結果、すでに表2で示したものと同様に、子世代の学歴のコントロールは男性サンプルの世代間弾力性を小さくする一方、女性サンプルの弾力性には明確な影響がないことが確認される。一方、[3]および[4]では、父親の推定所得の計算方法による結果の違いを確認している。具体的には、(2)式に示した親世代の勤労所得関数において、年齢と学歴の交互作用を許容したモデルを想定し、これに基づく父親の45歳時点での勤労所得の予測値 $\log \hat{Y}_{p|age=45}$ を利用した結果を示している。結果として、子世代の男性サンプルを用いた結果については、所得の世代間弾力性の値は若干小さくなるものの、弾力性の大きさの男女差や子世代の学歴を考慮することによる変化など、全体の傾向には大きな変化がないことが確認される。

（表4 このあたり）

以下ではさらに、地理的・空間的要因と所得の世代間連関の関連を検討するために、2種類の分析を行う。第1の分析では、親子の立地による影響に焦点を当てて、親子の同居・非同居の別、さらに非同居の場合、親子の居住地の近接性によってサンプルを分割し、世代間弾力性の大きさに違いがあるかを確認する。ここで、親子の同居の有無に関してはJHPS-G2の質問項目の回答を直接利用して識別している。一方、非同居の場合の親子の居住地の近接性については、親子それぞれの居住地に関する情報をもとに、同一市区町村居住、別市区町村居住、別都道府県居住に、それぞれサンプルを分割している¹⁰。

¹⁰ 親子の居住市区町村に関しては、所得水準が立地選択に影響を与える可能性があり、逆因果の問題が懸念される。そのため、親の居住地に関しては、JHPS/KHPSを使って観測可能な最も古い時点での居住市区町村・都道府県の情報を利用した。

推定結果は表5に示される。結果として、親子が同居している場合には、所得の世代間弾力性は0.495となり、他のケースと比べて大きくなることがわかる。一方、非同居のサンプルについては、親子が同一市区町村内に居住している場合の弾力性は0.283、異なる市区町村に居住している場合には0.203、異なる都道府県に居住している場合には0.070と、親子の居住地が離れるにしたがって小さくなる。こうした結果は、世代間の階層移動が、子世代の進学やよりよい雇用環境を求めた空間的な移動を伴って生じているという、いくつかの既存研究による指摘とも整合的であるといえる。

(表5このあたり)

次に、第2の分析として、親の居住する都市規模に着目した分析を行う。前節で述べた通り、ここではJHPS/KHPSから遡ることが可能な最も古い時点での親世代の居住地情報を用いることで、子世代の出身地の代理変数としている。そのため、以下の分析は、子世代の出身地と所得の世代間弾力性の関係をみているものとして解釈される。

表6は、親の居住地が政令指定都市であるかによってサンプルを分割して、世代間弾力性の推定を行った結果である。全サンプルの結果をみると、所得の世代間弾力性は、親が政令指定都市に居住している場合のほうが大きくなることがわかる。また、サンプルを子世代の性別で分割した結果からは、男性では政令市と非政令市で弾力性の大きさに明確な違いはない一方で、女性では政令市における弾力性が非政令市よりも顕著に大きくなることが示されている¹¹。類似の結果は、子世代の出身地と所得の階層間移動の関連を分析したChetty et al. (2014)でも報告されており、平均的にみると、大都市出身者の階層間移動は、非大都市出身者と比べて小さくなる傾向にあるとされる。

(表6このあたり)

こうした関係の背後にあるメカニズムとして、彼らは教育を媒介とした経路を強調している。具体的には、所得の階層間移動が小さい地域では、大学進学をはじめとする子世代の教育達成に関わる指標が、親世代の所得水準によってより強く規定されることを示している。一方で、JHPS-G2を使って子世代の大学進学と親世代の所得の関係をみた結果からは、必ずしもこれと整合的な結果は得られなかった。具体的には、子世代の大学進学に対する親世代の所得水準の影響は、全体として非政令市でより強く観察され、かつ男女別にみた結果の違いも説明できる傾向にはない(表A2)。こうした点については、今後より踏み込んだ分析が必要であると考え¹²。

¹¹ 表1で示した通り、JHPS-G2は男性対象者の割合が少なく、男性サンプルに限定したばあい、十分なサンプルサイズを確保することが難しく、結果の解釈には一定の留保が必要である。

¹² 第1世代の居住地別にみた弾力性の大きさの違いが、特に女性サンプルで顕著にみられるという結果も、対象者の学歴以外の要因の重要性を示唆している。潜在的には、親子の同居に関する意思決定や、配偶者選択などの要因が考えられ、こうした点についての検討は今後の課題である。

5 まとめと今後の課題

本稿では、JHPS 第二世代付帯調査を利用して、所得の世代間弾力性の推定を行った。主要な結果は次のようにまとめられる。第1に、男女をプールしたサンプルでの所得の世代間弾力性は0.26~0.29と推定される。これは、米国や英国における推定値よりは小さい一方、北欧各国の推定値よりは大きい。また、子世代の性別でサンプルを分割した結果からは、既存研究でも示されている通り、所得の世代間弾力性は女性よりも男性で大きいという結果が確認される。

第2に、所得の世代間連関の媒介要因として子世代の学歴を検討した結果、子世代の学歴をコントロールすることで男性サンプルの世代間弾力性は小さくなる一方、女性サンプルの弾力性には明確な影響がないことが確認される。

第3に、地理的・空間的要因と所得の世代間連関に関する分析からは、親との同居や親子の近接性は所得の世代間連関を大きくする方向に働くことが示される。一方で、親の居住地情報を用いた分析からは、親が大都市に居住しているサンプルで世代間弾力性が大きくなることが示される。これらの結果は、いずれも諸外国における既存の結果と整合的であるものの、その背景にどういった経路が存在するのかについては、今後より詳細な分析が必要であることを指摘した。

本稿の分析結果は、日本における所得の世代間連関の数少ない知見を提供しているという点で、一定の貢献を持つものと考えられるが、その一方でいくつかの分析上の課題も残されている。第1の課題は、分析に用いたサンプルの代表性に関わる点である。第2節でも述べた通り、JHPS-G2は親世代であるJHPS対象者を介したサンプル抽出を行っており、その意味で無作為な標本は得られていない。そのため、特に既存研究の推定結果との定量的な比較を行う際には、サンプルの偏りを調整する必要がある。このような課題に対しては、サンプリングウェイトの作成などが今後必要であると考えられる。第2の課題は、より精緻な所得の計測に関わる問題である。現状の分析では、利用可能な質問項目に対する回答率などの問題から、子世代については税・社会保険料などが差し引かれるまえの世帯年収を利用した分析を行っている。これに対し、既存研究では可処分所得を利用したり、個人別の勤労所得に焦点を当てた分析などが行われている。推定結果の定量的な比較といった観点からは、今後こうしたより詳細な所得変数を利用した分析が必要となる。第3の課題は、所得の世代間連関を媒介する経路にかかわる追加的な分析の必要性に関するものである。本稿では、もっとも基本的な媒介経路として子世代の学歴に焦点を当てた分析を行ったが、親子の所得連関を説明する要因としては、この他にも認知・非認知能力の遺伝的相関や幼少期の子育て・養育環境、職業やスキルの世代間継承など、様々な可能性がありうる。本稿で利用したJHPSには、親世代に関する豊富な情報を比較的長期にわたって追跡しているという特徴があり、

こうした情報を利用した追加的な分析は、今後の課題であるとともに、本研究のさらなる貢献となりうる。

参考文献

- Becker, G. S., and N. Tomes (1979) “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility,” *Journal of Political Economy*, 87, 1153-1189.
- Becker, G. S. (1991) *A Treatise on the Family* (Enlarged edition), Harvard University Press.
- Black, S. E., and P. J. Devereux (2011) “Recent Developments in Intergenerational Mobility,” in *Handbook of Labor Economics*. Vol. 4B, 1487–1541.
- Blanden, J. (2013) “Cross-Country Rankings in Intergenerational Mobility: A Comparison of Approaches from Economics and Sociology,” *Journal of Economic Surveys*, 27(1), 38-73.
- Carneiro, P., I. L. García, K. G. Salvanes, and E. Tominey (2021) “Intergenerational Mobility and the Timing of Parental Income,” *Journal of Political Economy*, 129(3), 757-788.
- Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez (2014) “Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States,” *Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553-1623.
- Corak, M. (2004) *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.
- Corak, M. (2013) “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility,” *Journal of Economic Perspectives*, 27(3): 79-102.
- Corak, M., and A. Heisz (1999) “The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data,” *Journal of Human Resources*, 34(3), 504-533.
- Ermisch, J., M. Jantti, and T. Smeeding (2012) *From Parents to Children: The Intergenerational Transmission of Advantage*, Russell Sage Foundation.
- Lefranc, A., F. Ojima, and T. Yoshida (2014) “Intergenerational Earnings Mobility in Japan Among Sons and Daughters: Levels and Trends,” *Journal of Population Economics*, 27(1), 91-134.
- Narayan, A., R. Van der Weide, A. Cojocaru, C. Lakner, S. Redaelli, D. G. Mahler, R. G. N. Ramasubbaiah, and S. Thewissen (2018) *Fair Progress?: Economic Mobility Across Generations Around the World. Equity and Development*, Washington, DC: World Bank.
(<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/28428>)
- Obama, B. (2013) “Remarks by the President on Economic Mobility.” The White House.
<https://www.whitehouse.gov/the-press-office/2013/12/04/remarks-president-economic-mobility>
- Solon, G. (1992) “Intergenerational Income Mobility in the United States,” *American Economic Review*, 82, 393-408.

- Solon, G. (1999) “Intergenerational Mobility in the Labor Market,” in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3B, 1761-1800
- Solon, G. (2002) “Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility,” *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 59-66.
- Solon, G. (2004) “A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place,” in M. Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, 38-47.
- Ueda, A. (2009) “Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan,” *BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 9(1), Article 54.
- Zimmerman, D. J. (1992) “Regression Toward Mediocrity in Economic Structure,” *American Economic Review*, 82, 409-429.
- 赤林英夫 (2018) 「所得と世代間移動」, 『教育社会学事典』, 丸善出版.
- 阿部彩 (2014) 『子どもの貧困 II－解決策を考える』, 岩波新書.
- トマ・ピケティ (山形・守岡・森本訳) (2014) 『21 世紀の資本』, みすず書房.

表 1：記述統計

変数	Mean	(SD)	Min	Max
第2世代の変数				
世帯所得（対数）	6.305	(0.732)	2.303	9.105
年齢	30.70	(6.579)	19	52
性別（女性 = 1）	0.608	(0.489)	0	1
配偶関係（有配偶 = 1）	0.535	(0.499)	0	1
最終学歴				
中学・高校	0.176	(0.381)	0	1
専門学校・専修学校	0.172	(0.377)	0	1
短大・高専	0.114	(0.318)	0	1
大学・大学院	0.539	(0.499)	0	1
第1世代の推計所得（45歳時点, 対数）				
世帯所得	6.552	(0.458)	4.748	7.627
勤労所得（父）	6.336	(0.538)	4.407	8.001
勤労所得（母）	4.502	(0.844)	1.069	6.922
立地				
同居 = 1	0.442	(0.497)	0	1
第1世代と異なる市区町村に居住 = 1	0.376	(0.485)	0	1
第1世代と異なる都道府県に居住 = 1	0.208	(0.406)	0	1
第1世代が政令指定都市に居住 = 1	0.255	(0.437)	0	1
N	505			

注：第2世代の最終学歴のサンプルサイズは501、第1世代の個人所得のサンプルサイズは582（父）および580（母）。

表 2：所得の世代間弾力性の推定結果

第2世代対象者:	全サンプル		男性サンプル		女性サンプル	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
世帯所得（親世代）	0.2855 ***	0.2605 ***	0.3081 **	0.2116 *	0.2677 ***	0.2632 ***
（推計値, 45歳時点）	(0.0703)	(0.0728)	(0.1231)	(0.1258)	(0.0857)	(0.0885)
子世代の最終学歴	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Adj. R ²	0.030	0.033	0.026	0.095	0.026	0.019
N	505	501	198	196	307	305

注: 被説明変数は第2世代の対数世帯所得。***, **, * はそれぞれ推定された係数が1%, 5%, 10%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。すべてのモデルで第2世代の年齢・性別・配偶関係をコントロールしている。これに加え、[2], [4], [6]では第2世代の対象者の最終学歴をコントロールした。

表 3：両親の勤労所得と世代間弾力性

第1世代勤労所得 (説明変数)	第2世代世帯所得 (被説明変数)	
	男性	女性
父親	0.2855 *** (0.1024)	0.1997 *** (0.0757)
母親	0.0504 (0.0593)	0.0632 (0.0446)

注: 被説明変数は第2世代の対数世帯所得。*** は推定された係数が1%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。第2世代の年齢・性別・配偶関係の推定結果は省略。

表 4：父親の勤労所得と世代間弾力性

A. 男性サンプル (子世代)

	[1]	[2]	[3]	[4]
勤労所得 (父親) (推計値, 45歳時点)	0.2855 *** (0.1024)	0.2492 ** (0.1053)	0.2757 *** (0.1044)	0.2286 ** (0.1066)
父親の推計所得のコントロール	年齢	年齢	年齢×学歴	年齢×学歴
子世代の最終学歴	No	Yes	No	Yes
Adj. R ²	0.032	0.083	0.029	0.080
N	221	220	220	219

B. 女性サンプル (子世代)

	[1]	[2]	[3]	[4]
勤労所得 (父親) (推計値, 45歳時点)	0.1997 *** (0.0757)	0.1989 ** (0.0792)	0.2011 ** (0.0788)	0.2002 ** (0.0814)
父親の推計所得のコントロール	年齢	年齢	年齢×学歴	年齢×学歴
子世代の最終学歴	No	Yes	No	Yes
Adj. R ²	0.012	0.005	0.012	0.005
N	361	359	358	356

注: 被説明変数は第2世代の対数世帯所得。*** および ** はそれぞれ推定された係数が1%, 5%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。すべてのモデルで第2世代の年齢・性別・配偶関係をコントロールしている。これに加え、[2]および[4]では第2世代の対象者の最終学歴をコントロールした。

表5：親子の立地と所得の世代間弾力性

親子の立地：	同居	非同居		
		同一の 市区町村	異なる 市区町村	異なる 都道府県
世帯所得（親世代） （予測値，45歳時点）	0.4950 *** (0.1093)	0.2829 ** (0.1348)	0.2033 * (0.1072)	0.0700 (0.1528)
Adj. R ²	0.088	0.044	0.051	0.105
N	223	118	182	105

注: 被説明変数は第2世代の対数世帯所得。***, **, * はそれぞれ推定された係数が1%, 5%, 10%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。第2世代の年齢・性別・配偶関係の推定結果は省略。

表6：親の居住都市規模と所得の世代間弾力性

第2世代対象者： 第1世代の居住地：	全サンプル		男性サンプル		女性サンプル	
	政令市	非政令市	政令市	非政令市	政令市	非政令市
世帯所得（親世代） （予測値，45歳時点）	0.4539 *** (0.1363)	0.2289 *** (0.0816)	0.2964 (0.2969)	0.3001 ** (0.1328)	0.4634 *** (0.1459)	0.1889 * (0.1043)
Adj. R ²	0.071	0.025	0.105	0.033	0.094	0.010
N	129	376	48	150	81	226

注: 被説明変数は第2世代の対数世帯所得。***, **, * はそれぞれ推定された係数が1%, 5%, 10%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。第2世代の年齢・性別・配偶関係の推定結果は省略。

表 A1：親世代の勤労所得関数の推定結果

被説明変数：	世帯所得	勤労所得（父）	勤労所得（母）
	b/se	b/se	b/se
年齢	0.1394 *** (0.0083)	0.0969 *** (0.0070)	0.2112 *** (0.0146)
年齢 ²	-0.0014 *** (0.0001)	-0.0010 *** (0.0001)	-0.0018 *** (0.0001)
定数項	3.1549 *** (0.2031)	3.9743 *** (0.1716)	-1.2470 *** (0.3568)
R ² (within)	0.051	0.027	0.098
N	6,053	8,331	7,156

注: *** は推定された係数が1%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。分析は推定は固定効果モデルによる。

表 A2：親世代の所得と子世代の大学進学

第2世代対象者：	全サンプル		男性サンプル		女性サンプル	
	政令市	非政令市	政令市	非政令市	政令市	非政令市
第1世代の居住地：						
世帯所得（親世代）	0.1664 *	0.2699 ***	0.4174 **	0.3101 ***	0.1067	0.2477 ***
（予測値，45歳時点）	(0.0935)	(0.0549)	(0.1745)	(0.0907)	(0.1106)	(0.0695)
Adj. R ²	0.023	0.078	0.103	0.059	0.023	0.066
N	129	373	48	148	81	225

注: 被説明変数は第2世代の大学進学。***, **, * はそれぞれ推定された係数が1%, 5%, 10%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。カッコ内は標準誤差。第2世代の年齢・性別・配偶関係の推定結果は省略。