

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【PDRC Research Series on JHPS Second Generation Supplement】

**Intergenerational Correlation of Household Wealth: Evidence from the JHPS
Second Generation Supplement**

Michio Naoi, Miki Seko, Kazuto Sumita, Takuya Ishino

31 March, 2021

DP2020-011

<https://www.pdr.c.keio.ac.jp/en/publications/dp/7048/>



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

【PDRC Research Series on JHPS Second Generation Supplement】

Intergenerational Correlation of Household Wealth: Evidence from the JHPS Second Generation Supplement

Michio Naoi, Miki Seko, Kazuto Sumita, Takuya Ishino

PDRC Keio DP2020-011

31 March, 2021

JEL Classification: D31; D64; J62

Keywords: Household wealth; Intergenerational Correlation; Gifts and inheritance; Parent-child survey

Abstract

This paper investigates the intergenerational correlation of household wealth and its determinants using the Japan Household Panel Survey (JHPS) and its Second Generation Supplement (JHPS-G2). Our empirical findings are summarized as follows: (1) the marginal effect of parental financial wealth on their children's wealth is about 0.10 to 0.13, (2) the intergenerational correlation of household wealth is partly, albeit to a lesser extent than previous findings, determined by children's education and income, and (3) the impact of parental wealth on homeownership among children is largely explained by direct wealth transfers across generations. The paper also investigates the relationship between future inheritance/gifts and the economic status of the child generation, showing that (1) future inheritance/gifts of financial wealth is largely unrelated to the economic status of the child generation, and (2) future inheritance/gifts of housing is negatively correlated with the economic status of the child generation.

Michio Naoi

Faculty of Economics, Keio University

2-15-45 Mita, Minatoku, Tokyo

naoi@econ.keio.ac.jp

Miki Seko

Institute of Political Science and Economics, Faculty of Economics, Musashino University

3-3-3 Ariake, Koto-ku, Tokyo

seko@econ.keio.ac.jp

Kazuto Sumita

Faculty of Economics, Toyo University

5-28-20 Hakusan, Bunkyo-ku, Tokyo

sumita@toyo.jp

Takuya Ishino

Faculty of Economics, Kanazawa Seiryō University

10-1 Ushi, Goshō-machi, Kanazawa-shi, Ishikawa

ishino@seiryō-u.ac.jp

Acknowledgement: We gratefully acknowledge the Panel Data Research Center at Keio University (PDRC) for generously providing us with the Japan Household Panel Survey (JHPS) and the Second Generation Supplement (JHPS-G2). This paper was presented at the workshop of the JHPS Second Generation Supplement (March 10, 2021) and JSPS Kakenhi workshop (March 12, 2021). We also acknowledge comments and suggestions from Tsunao Okumura (Yokohama National University) and the participants at two workshops. This work was supported by JSPS KAKENHI Grant Numbers 17H00988 and 17H06086.

家計資産の世代間相関： JHPS 第二世代付帯調査を用いた実証分析*

直井道生[†] 瀬古美喜[‡] 隅田和人[§] 石野卓也[¶]

2021年3月31日

概要

本論文では、日本家計パネル調査および第二世代付帯調査を利用して、家計資産の世代間相関の現状とその規定要因を検討した。資産保有の世代間相関の推定結果からは、(1) 子世代の金融資産保有額に対する親世代の資産保有額の限界効果は約 0.10~0.13 であること、(2) 家計資産の世代間相関は子世代の学歴や所得を統制することで小さくなるが、その度合いは米国の先行研究などと比べて小さいこと、(3) 親世代の資産が子世代の住宅所有におよぼす影響は、過去および将来の直接的な資産移転によって説明される部分が多いこと、などが明らかになった。一方、将来の相続・贈与と子世代の経済状態の関連を検討した分析からは、(1) 将来の金融資産の相続・贈与は、調査時点における親世代の資産保有状況と強い正の相関を持つ一方、子世代の経済状態とはおおむね無関係であること、(2) 将来の住宅相続・贈与については、調査時点における親世代の資産保有状況と子世代の経済状態の双方に依存し、世帯年収や学歴が低い子世代ほど、親の資産保有の増加に伴って、将来の住宅相続を通じた恩恵を受ける傾向にあること、などが明らかになった。

キーワード：家計資産，世代間相関，贈与・相続，親子パネル調査

JEL No.: D12, D31, D64, J62

1 はじめに

家計の富の集中や格差拡大は、世界各国で重要な政策課題となっている。資産格差の長期推計に関する近年の実証分析からは、おおむね 1980 年代以降、各国の資産格差が拡大する傾向にあることが指摘されている (Katic and Leigh, 2016; Alvaredo et al., 2018; Kuhn et al., 2020; Garbinti et al., 2021)。

こうした現状に対し、いくつかの研究では相続や贈与による富の世代間移転が、マクロでみた資産格差にお

* 本研究の実施に当たっては、慶應義塾パネル調査設計・解析センターより、「日本家計パネル調査」および「JHPS 第二世代付帯調査」(家族・人とのつながりと暮らしについてのアンケート調査)の提供を受けた。JHPS 第二世代調査研究進捗報告会(2021年3月10日)および科研費ワークショップ(「住宅市場における世代間・地域間ミスマッチの解明：パネルデータによる経済分析」, 2021年3月12日)での報告に対して、奥村綱雄氏(横浜国立大学)および出席者の方々から、貴重なコメントをいただいた。ここに記して、感謝の意を申し上げます。本研究は JSPS 科研費 17H00988 および 17H06086 による助成を受けている。

[†] 慶應義塾大学 (Email: naoi@econ.keio.ac.jp)

[‡] 武蔵野大学 (Email: seko@econ.keio.ac.jp)

[§] 東洋大学 (Email: sumita@toyo.jp)

[¶] 金沢星稜大学 (Email: ishino@seiryu-u.ac.jp)

よぼす影響が検討されてきた。例えば、De Nardi (2004) は、観測される資産分布を説明するうえで、自発的な相続や世代間の稼得能力の相関が重要な役割を果たすことを、世代重複モデルに基づいて示している。また、Piketty and Zucman (2015) は、2010年のフランスの総資産に占める相続された資産の割合が55~65%であり、その割合は1970年代から増加していることを示している。しかしながら、富の集中や格差が、世代を超えてどのように維持されているかに関しては、利用可能なデータの制約もあり、これまで個票データを用いた検証はほとんどなされてこなかった。

これまでに経済格差の世代間伝播を扱った分析の多くは、親子の所得水準や職業に焦点を当てている*1。こうした分析の代表例として、所得の世代間弾力性の計測したものがある。例えば日本においても、Ueda (2009) や Lefranc et al. (2014) などが、所得の世代間弾力性の推定を行っている。これに対し、個票データを用いて資産保有の世代間弾力性を推定した事例はごく少数にとどまる (Charles and Hurst, 2003; Arrondel, 2013; Kubota, 2017)。

本論文では、新たに収集された親子のパネルデータ（日本家計パネル調査および第二世代付帯調査）を利用して、主に以下の2つの分析を行う。第1の分析では、親子2世代の資産保有状況に関するデータに基づき、記述的な分析によって世代間でみた資産保有の階層移動や格差固定化の現状を確認する。こうした観点からは、同じく親子調査を用いて資産保有の世代間弾力性を計測した Kubota (2017) が、重要な先行研究として存在する。我々の分析は、金融資産保有だけでなく実物資産としての住宅所有にも分析を拡張している点や、豊富な親世代の情報を利用することで、資産保有の世代間相関を説明する経路について、より踏み込んだ分析を行っている点に新規性がある。また、パネル調査としての特性を生かし、資産保有に関する測定誤差の問題を考慮した分析を行っている点にも貢献がある。

家計資産の世代間相関の問題を考える際には、Piketty (2000) などが指摘しているように、最終的な相続の役割が大きい。これに対し、我々の第1の分析は、両親の少なくとも一方が存命であるような親子ペアを対象とした分析であるため、相続が子世代の資産保有におよぼす影響を、十分には検討出来ないという限界がある。この点を考慮し、第2の分析では、将来の相続（および贈与）可能性が、子どもの現時点での経済状態とどのように関連しているかを検討する。

本論文の結果をまとめると次のようになる。まず、家計の資産保有に関する世代間相関を計測した第1の分析からは、(1) 親子の年齢と基本的な社会人口学的特性を考慮したうえで、子の資産保有額に対する親の資産保有額の限界効果は約0.10~0.13であること、(2) 金融資産の世代間相関は、子世代の人的資本蓄積や所得水準などの要因によって部分的には説明されるが、その大きさは米国における既存研究と比べて小さくなること、(3) 子世代の実物資産（住宅）保有におよぼす親世代の資産水準の影響は、過去および将来の世代間移転によって説明される部分が多いこと、などが明らかになった。一方、調査時点での子世代の経済状態と将来の相続・贈与の関連をみた第2の分析からは、(1) 将来の金融資産の相続・贈与は、調査時点における親世代

*1 親子の社会経済的な属性の世代間相関については、Bowles and Gintis (2002) や Black and Devereux (2011) などのサーベイも参照されたい。

の資産保有状況と強い正の相関を持つ一方、子世代の経済状態とはおおむね無関係であること、(2) 将来の住宅相続・贈与については、調査時点における親世代の資産保有状況と子世代の経済状態の双方に依存し、世帯年収や学歴が低い子世代ほど、親の資産保有の増加に伴って、将来の住宅相続を通じた恩恵を受ける傾向にあること、などが明らかになった。

以下、第2節では日本家計パネル調査および第二世代付帯調査の概要を紹介し、分析に用いた主要な変数について説明する。第3節では、家計資産の世代間相関を分析する標準的な分析枠組みを確認し、対応する分析結果を提示する。第4節は結論である。

2 データと変数

2.1 JHPS 第二世代付帯調査

本論文では、日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey, JHPS/KHPS) と、その第二世代付帯調査 (「家族・人とのつながりと暮らしについてのアンケート調査」) を用いて、実際の血縁関係にある親子ペアについてのデータを作成し、我が国における家計資産の世代間相関の現状とその規定要因を検討する。以下では、主調査である日本家計パネル調査を JHPS/KHPS (あるいは本体調査) と呼び、付帯調査である「家族・人とのつながりと暮らしについてのアンケート調査」を JHPS-G2 (あるいは第二世代調査) と呼ぶことにする。

JHPS/KHPS は成人男女を主対象者とする家計パネル調査であり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター (PDRC) によって実施されてきた2つの独立したパネル調査を統合したものである。第1の調査は慶應義塾家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey, KHPS) であり、2004年から毎年調査が実施されている。第2の調査は(旧)日本家計パネル調査 (JHPS) であり、2009年から毎年調査が実施されている。当初のサンプルサイズはKHPSが4,005世帯、旧JHPSが4,022世帯である^{*2}。これら2つの調査は2014年から調査項目が共通化され、一体の調査として実施されている。こうした経緯から、統合された日本家計パネル調査の略称はJHPS/KHPSとなっている。JHPS/KHPSからは、調査対象者および(有配偶の場合)その配偶者の就業・所得・教育・健康状態などの多岐にわたる個人属性に加え、世帯属性としての消費・所得・資産・住居などが利用できる。

一方、JHPS-G2はJHPS/KHPSの付帯調査として2017年に第1回調査が実施された。第1回調査の実施主体は慶應義塾大学経済研究所こどもの機会均等研究センター (CREOC) であり、対象は調査時点で18歳以上であるようなJHPS/KHPS対象者の子どもである。JHPS-G2の調査対象の選定は、次の2段階の手順で行わ

^{*2} その他、KHPSについては2007年と2012年にそれぞれ1,419および1,012世帯の新規サンプルを、JHPSについては2019年に2,203世帯の新規サンプルをそれぞれ補充している。また、対象者の選定は、いずれの調査も第1層を地域・都市規模、第2層を国勢調査区とする層化2段無作為抽出法によって行われており、第1回の調査時点では日本全国を代表する標本となっている。また、第1回調査における母集団は、KHPSでは20~69歳の男女、旧JHPSでは20歳以上の男女である。

れた。まず、18歳以上の子どもを持つ JHPS/KHPS 対象者に対して、JHPS-G2 の調査実施計画を伝えるとともに、JHPS-G2 の対象者（18歳以上の子ども）の居住先住所の提供を依頼した。そのうえで、JHPS/KHPS 対象者（親）から提供を受けた居住先住所に宛てて、JHPS-G2 の対象者への調査協力依頼を行い、同意が得られたものに対して質問紙またはウェブによる調査を実施した。JHPS-G2 の第 2 回調査は、CREOC と PDRC が共同し、2019 年 3 月に実施された。調査対象者は、第 1 回調査と同じく、調査時点で 18 歳以上であるような JHPS/KHPS 対象者の子どもでもある。調査協力依頼は、第 1 回調査と同様に JHPS/KHPS 対象者（親）から提供を受けた居住先住所に宛てて行った。ただし、2017 年の第 1 回調査への回答者のうち、以降の連絡を承諾した対象者には直接調査依頼を行った。結果として、第 1 回調査には 1,001 名の対象者が、第 2 回調査には 1,072 名の対象者が回答した。このうち 717 名は 2 回の調査のいずれも回答している。JHPS-G2 の調査項目は、原則として JHPS/KHPS 本体の調査項目を踏襲しており、親子それぞれで回答を比較できるように設計されている。ただし、調査項目は JHPS/KHPS に比べて限定されており、対象者本人の教育・就業・健康、世帯の所得・資産・消費・住宅に関わる基本的事項のみが調査されている。また、対象者本人が有配偶の場合、配偶者については年齢・学歴・就業状態などのごく基本的な事項のみが調査されている。

以下の分析では、JHPS/KHPS と JHPS-G2 を接続することで、親子のペアに関するデータセットを構築した。他の代表的な家計パネル調査と比較して、JHPS/KHPS は家計の資産保有状況を詳細に把握することが可能となっている点に特徴がある。具体的には、預貯金および有価証券の保有額、借入金の有無および金額、持ち家の所有および評価額などの情報がそれぞれ利用可能となっている。同様の情報は、JHPS/KHPS 対象者の子どもを調査した JHPS-G2 でも利用可能であり、両者を接続することで、親子 2 世代にわたる資産状況をそれぞれ計測可能となっている。

これに対し、従来の世代間分析は、親または子世代のどちらかを対象とした（多くはクロスセクションの）データを用いたものが多い。例えば、子を対象としたデータであれば、親の情報は子どもによる代理回答しか利用できない。この場合、親の職業など、子どもにとって回答しやすい情報は利用可能だが、資産保有額などは調査が難しい。また、親子それぞれを調査するようなデザインであっても、詳細な資産保有状況を尋ねている調査は少なく、親子 2 世代の資産保有の関連を検討することが可能なデータセットは、我が国にはほとんど存在しなかったといえる。

以下の分析では、2019 年に実施された JHPS-G2 の第 2 回調査を分析のためのメインのデータセットとして用い、家計 ID をキーとしてこのデータに JHPS/KHPS を接続することで、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、JHPS-G2 の第 1 回調査には資産保有に関する質問項目が存在しないため、子世代の資産保有額を用いる場合、事実上クロスセクションデータに基づく分析を行うことになる。

2.2 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について説明する。

所得・資産

まず、本研究の主要な関心である親子2世代の資産保有状況に関しては、次のように作成した。親世代に関しては、JHPS/KHPSで調査されている預貯金および有価証券の保有額、借入金残高、持ち家の保有および自己評価額から、純資産保有額を計測した。具体的には、金融資産保有額として預貯金と有価証券の保有額を、実物資産として住宅の自己評価額を想定し、これらの合計から住宅ローンを含む借入金残高を差し引くことで、親世代の純資産保有額を計算した。ただし、借入金残高および住宅の自己評価額に関しては測定誤差の問題が懸念されるため、以下の分析では、親世代の純資産保有額を用いた分析に加え、金融資産保有額（預貯金および有価証券の保有額）を用いた結果についてもみていく。

所得や資産の世代間相関の推定では、説明変数となる親世代の所得・資産に関する測定誤差によって減衰バイアスが生じることが懸念されている (Black and Devereux, 2011)。以下の分析では、標準的な方法に倣い、親世代の所得や資産保有については過去の複数年の平均値を用いることとした (Charles and Hurst, 2003)。具体的には、JHPS/KHPSのパネル調査としての特徴を利用し、親世代の所得と資産保有額については2019年の調査実施前の3年間（2016～2018年）あるいは5年間（2014～2018年）の平均値を用いる。

子世代の資産に関しては、JHPS-G2から変数を構築した。JHPS-G2には、JHPS/KHPSと同様の資産に関する調査項目が用意されているため、子世代についても、親世代と同様の資産に関する変数が計測可能となっている。ただし、借入金残高や住宅資産額の回答率は必ずしも高くない*3。そのため、以下では子世代の資産保有を表す変数として、金融資産保有額および持ち家の所有の有無に絞って分析を進めることとした。

上記に加え、親子の所得に関しては、いずれも調査前年（1月～12月）の税込みの世帯年収を用いた。これは、金融資産や実物資産の売却に伴うものは除くが、退職金は含む。親世代に関しては、資産変数の場合と同様、世帯年収は過去3年間（2016～2018年）の平均値を用いた。

相続・贈与

第1節で述べた通り、相続や贈与による直接的移転が、資産保有の世代間相関を説明する可能性がある。ここでは、JHPS-G2から利用可能な情報に基づき、以下の3種類の変数を作成した。第1は、過去の世代間移転に関するもので、JHPS-G2では、調査の前年に発生した親子間の経済援助についての情報が得られる。これらの項目からは、過去1年間の金銭的な援助の有無、金額およびその目的が捕捉できる。以下の分析では、「あなたは昨年、ご両親からどの程度の経済援助を受けましたか」および「あなたは昨年、ご両親にどの程度の経済援助をしましたか」の項目から、親から子への援助額と子から親への援助額をそれぞれ求め、分析に用いることとした*4。これらの変数は、親子間の直接の金銭的移転を計測できるという利点を持つ一方、いくつか

*3 分析に利用可能な子世代のサンプルのうち、借入金残高を回答したサンプルは58.0%、住宅の自己評価額を回答したサンプルは72.5%であった。

*4 JHPS-G2における親子間の金銭的援助には、教育費や住宅購入資金などの援助は含まれるが、相続によるものは含まれない。

の欠点もある。まず、ここでの親からの援助は、JHPS-G2の回答者本人の親（JHPS/KHPS対象者）によるものだけでなく、配偶者の親によるものも含んでいる。また、資産保有の世代間相関を説明する観点からは、本来調査時点までに生じた累積額を利用するのが望ましいが、当該項目からは調査前年に生じた移転についてしかわからない。

このような計測上の問題を考慮し、第2の変数として、両親のいずれか一方が亡くなっていることを示すダミー変数を作成した。いま、両親のいずれか一方が調査時点で亡くなっている場合、過去に（JHPS/KHPS対象者の）親からの相続を経験している可能性がある。

第3は、将来の世代間移転に関する変数である。具体的には、「将来あなたはあなたのご両親（配偶者のご両親は含まない）から現金・金融資産の相続や生前贈与を受ける可能性はありますか」および「将来あなたはあなたのご両親（配偶者のご両親は含まない）が現在住まわれている住宅の相続や生前贈与を受ける可能性はありますか」の項目から、金融資産と住宅のそれぞれについて、将来の相続・贈与の可能性を示す変数を作成した。当該項目は、将来の相続の有無と生前贈与の有無をそれぞれ回答する形式になっているが、ここでは相続と贈与の少なくともどちらか一方が予想される場合に1を取るダミー変数を作成した。

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の回答者の属性を利用する^{*5}。一方、親世代の年齢は存命の父母のうち年少のものを、学歴は父親のものを利用した。居住地に関しては、親子それぞれの居住地の市郡規模（政令指定都市・その他の市・町村）を示すダミー変数を作成するとともに、親子の同居、近居（同一市区町村・同一都道府県）を示すダミー変数を作成した。

相続や贈与などの世代間移転を分析する際には、子どものきょうだい構成なども影響する可能性がある。そのため、JHPS-G2の調査対象者のきょうだい数および一人っ子か否かを表す変数を作成し、分析に用いることとした。これらの変数は、JHPS/KHPSの世帯員表から構築した。

2.3 記述統計

親子それぞれのサンプルについての記述統計を表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の対象者は、親であるJHPS/KHPS対象者による依頼を経て抽出されるため、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。平成27年国勢調査によれば、

^{*5} 有配偶世帯の世帯主は、必ずしもJHPS-G2の回答者と一致しない点に注意が必要である。本論文における分析は、世帯単位での資産保有や所得を対象とするため、本来は世帯主の属性を利用するのが適切であるが、JHPS-G2では配偶者の属性をほとんど尋ねていないため、回答者本人の属性を用いることとした。ただし、JHPS-G2回答者の性別でサンプルを分割しても、得られる結果はほとんど変わらないことを確認している。

表1 親子データの記述統計

	子世代		親世代		親-子
	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	
年齢	36.050	(9.585)	62.003	(10.054)	25.953 ***
女性 = 1	0.641	(0.480)	0.569	(0.496)	-0.072 ***
有配偶 = 1	0.527	(0.500)	0.844	(0.363)	0.317 ***
最終学歴 ⁽¹⁾					
中学・高校	0.197	(0.398)	0.486	(0.500)	0.288 ***
短大・高専	0.313	(0.464)	0.130	(0.337)	-0.183 ***
大学・大学院	0.490	(0.500)	0.384	(0.487)	-0.105 ***
世帯年収 ⁽²⁾	6.941	(5.345)	7.476	(4.505)	0.535 **
預貯金額 ⁽³⁾	6.269	(10.999)	11.870	(15.479)	5.601 ***
金融資産保有額 ⁽⁴⁾	8.105	(15.175)	14.811	(20.161)	6.706 ***
持ち家 = 1	0.667	(0.472)	0.913	(0.282)	0.246 ***
親子間の金銭的援助 ⁽⁵⁾	21.996	(142.111)	8.119	(70.083)	-13.877 **
居住地 (ダミー変数)					
政令指定都市	0.359	(0.480)	0.305	(0.460)	-0.055 **
その他の市	0.571	(0.495)	0.590	(0.492)	0.020
町村	0.070	(0.255)	0.105	(0.307)	0.035 **
きょうだい数 ⁽⁶⁾	2.373	(0.756)			
一人っ子 = 1 ⁽⁶⁾	0.101	(0.301)			
親子の立地 (ダミー変数)					
同居	0.270	(0.444)			
同一都道府県内 ⁽⁶⁾	0.743	(0.437)			
同一市区町村内 ⁽⁶⁾	0.583	(0.493)			
N	715		962		

注：子の年齢はJHPS2Gの対象者のもの。親の年齢は父母のうち年少のもの。世帯年収・預貯金額・金融資産保有額の単位はいずれも百万円。親世代の世帯年収・預貯金額・金融資産保有額は、いずれも2016～2018年の平均値。子世代の金銭的援助は親からの受取額、親世代の金銭的援助は子からの受取額（単位：万円）。世帯年収・預貯金額・金融資産保有額・金銭的援助および子世代のきょうだい構成・親子の立地については欠損値を除いたサンプルについてのもの。親世代の最終学歴は存命の父親のもの。

(1) 親：N = 830, (2) 子：N = 670, (3) 子：N = 478, (4) 子：N = 374, (5) 子：N = 700, 親：N = 886, (6) 子：N = 665

JHPS-G2の回答者とはほぼ類似した20～59歳の個人の親との同居率は約32%となっている。いま、国勢調査の同居率は自身の親だけでなく、配偶者の親との同居も含むので、自身の親との同居率は単純計算からおおよそ16%となる。これに対し、表1におけるJHPS-G2のサンプルの同居率は27.0%である。このような標本抽出上の特徴が推定結果におよぼす影響については、後ほど改めて議論する。

3 分析方法と推計結果

本節では、家計資産の世代間相関を分析するための標準的な枠組みを提示し、JHPS-G2を用いて分析した結果を示す。分析は大きく分けて3つのパートからなる。第1の分析では、資産保有の世代間相関や階層固定

表 2 金融資産保有額の世代間遷移行列

親世代の金融資産保有額四分位 (性・年齢・配偶関係調整済)	子世代の金融資産保有額四分位 (性・年齢・配偶関係調整済)				計
	I	II	III	IV	
I	42.4	37.0	12.0	8.7	100.0
II	24.7	24.7	36.0	14.6	100.0
III	20.0	25.6	22.2	32.2	100.0
IV	14.4	11.1	30.0	44.4	100.0
計	25.5	24.7	24.9	24.9	100.0

注：親世代・子世代の金融資産保有額四分位は、それぞれの金融資産保有額を年齢とその2乗・性別・配偶関係に回帰した際の残差に基づいて求めた。そのうえで、表の各セルには、親子の（性・年齢・配偶関係調整済みの）金融資産額階層でクロス集計を行った結果から、行和が100となるように割合を計算した結果を示している。

化の度合いを記述的に検討する目的で、資産保有額に関する世代間階層移動の現状をみる。具体的には、親子それぞれの金融資産保有額から、世代間遷移行列を計算する。また、これと比較する目的で、親子それぞれの世帯年収の世代間遷移行列についてもみていく。第2の分析では、回帰分析によって資産保有額の世代間相関を推定する。これは、所得の世代間相関の分析で標準的に行われてきた方法であり、もっとも単純な定式化では、子どもの資産額を親の資産額に回帰した場合の係数として得られる。分析ではさらに、資産保有の世代間相関を媒介する、子世代の教育水準、所得、世代間移転などの要因を追加的にコントロール変数に加えることで、世代間相関の大きさがどのように変化するかを確認する。最後に、第3の分析では、将来の相続・贈与に焦点を当てて、子どもの経済状態と将来の世代間移転との関連を探る。以下では、3.1節および3.2節で第1、第2の分析結果を紹介し、3.3節で第3の分析結果を紹介する。

3.1 家計資産の世代間相関

表2は、親世代・子世代の金融資産保有額の四分位階層ごとに、世代間遷移行列を示したものである。表の縦方向は親世代の金融資産保有額の四分位階層を示しており、横方向は子世代の四分位階層を示す。行の合計が100となるように基準化を行っているため、各行の数値は、親世代の金融資産保有額を所与として、子世代の階層移動がどの程度生じたかを示していることになる。実際の計算に当たっては、世帯の金融資産保有額が年齢や配偶関係に依存することを考慮し、以下の手順で分析を行った。まず、親子それぞれのサンプルを用いて、金融資産保有額を対象者の年齢およびその2乗、性別、配偶関係に回帰し、その残差を求めた*6。そのうえで、それぞれの推定結果から、残差の大きさにサンプルを四分位階層に分割した。したがって、表2に示した結果は、性・年齢・配偶関係を調整した金融資産保有額の世代間階層移動を示している。

表2からは、金融資産保有額についての世代間階層移動について、いくつかの点が指摘できる。まず、世代間の金融資産保有額階層には明確な正の相関がみられる。例えば、親の金融資産保有額が下位25%に位置す

*6 親世代の推定の際には、年齢は存命の両親のうち年少の者の値を用いた。

表 3 世帯年収の世代間遷移行列

親世代の世帯年収四分位 (性・年齢・配偶関係調整済)	子世代の世帯年収四分位 (性・年齢・配偶関係調整済)				計
	I	II	III	IV	
I	36.1	28.9	24.1	10.8	100.0
II	23.2	29.3	28.0	19.5	100.0
III	24.1	22.9	26.5	26.5	100.0
IV	17.1	18.3	22.0	42.7	100.0
計	25.2	24.8	25.2	24.8	100.0

注：親世代・子世代の世帯年収四分位は、それぞれの世帯年収を年齢とその2乗・性別・配偶関係に回帰した際の残差に基づいて求めた。そのうえで、表の各セルには、親子の（性・年齢・配偶関係調整済みの）年収階層でクロス集計を行った結果から、行和が100となるように割合を計算した結果を示している。親世代については、父母のうち若年の者の年齢が65歳以下のサンプルに限定している。

る場合、子も下位 25% にとどまる割合は 42.4% にのぼるのに対し、親の金融資産保有額が上位 25% の場合、その割合は 14.4% に過ぎない。本研究と同様に、日本の親子ペアのデータを用いて資産の世代間階層移動をみた Kubota (2017) によれば、これらの結果はそれぞれ 38%、15% であり、おおよそ似通った傾向を示している。また、親子が同一の資産保有額階層にとどまる割合は、親の資産が最も少ないグループと最も多いグループで顕著である (Kubota, 2017)。一方で、中間層においては資産保有額に関する階層固定化はそれほど明確ではない。

第 2 に、金融資産保有額の階層間移動は、世帯年収と比べて小さくなるのがわかる。表 3 は、比較のために同一の方法で税引き前世帯年収の世代間遷移行列を計算した結果である*7。表 2 と表 3 の比較からは、特に親の所得／資産階層の上位と下位（第 I 階層および第 IV 階層）では、親子が同一階層にとどまる割合が金融資産保有額でみたほうが高く、階層固定化がより明確に観察されることがわかる。同時に、金融資産保有額でみたほうが、子世代の所得／資産階層が親世代のそれと離れるにしたがって構成比はより大きく低下することもわかる。

親世代の資産保有と子世代の資産保有や他の属性の関連をさらに検討するため、以下では回帰分析による分析を行う。具体的な分析モデルは以下のとおりである。

$$y_c = \alpha + f(w_p) + \beta_c x_c + \beta_p x_p + \varepsilon_c \quad (1)$$

ここで、 c は子ども、 p は（対応する）親を表すインデックスである。 w_p は親の資産保有額を示す変数であり、以下の分析では金融資産保有額（預貯金＋有価証券）あるいは純総資産額（預貯金＋有価証券＋住宅の自己評価額－負債）を用いた。 y_c は被説明変数となる子の属性であり、子世代の資産保有に関する変数として、預貯金額、金融資産保有額、住宅所有（持ち家＝1）をそれぞれ用いた。これに加え、親の資産保有が影響を

*7 表 3 の作成に当たっては、引退後の親世代が含まれることを考慮し、サンプルは父母のうち若年の者の年齢が 65 歳以下であるケースに限定した。

表 4 親の資産保有額と子の属性の世代間相関

子世代の属性 (被説明変数)	親世代の資産保有 (説明変数)								
	金融資産保有額 (過去3年の平均)			金融資産保有額 (過去5年の平均)			純資産保有額 (過去3年の平均)		
	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N
預貯金額	0.1088 *** (0.0370)	0.197	457	0.1253 *** (0.0374)	0.194	457	0.0688 *** (0.0195)	0.135	438
金融資産保有額	0.1088 ** (0.0483)	0.303	360	0.1259 ** (0.0510)	0.308	360	0.1016 *** (0.0255)	0.181	346
持ち家 = 1	0.0012 (0.0012)	0.136	673	0.0013 (0.0012)	0.135	673	0.0012 * (0.0006)	0.136	639
大卒以上 = 1	0.0065 *** (0.0013)	0.075	893	0.0066 *** (0.0014)	0.076	893	0.0028 *** (0.0007)	0.090	852
世帯年収	0.0272 (0.0168)	0.093	634	0.0242 (0.0177)	0.092	634	0.0244 *** (0.0081)	0.081	608
貯蓄割合 (%)	0.2220 *** (0.0511)	0.052	458	0.2381 *** (0.0548)	0.055	458	0.0516 * (0.0269)	0.039	441
親からの金銭的援助 (昨年1年間)	0.4554 (0.3272)	0.019	855	0.4278 (0.3534)	0.019	855	0.2130 ** (0.1027)	0.019	814
将来の贈与・相続あり = 1									
金融資産	0.0081 *** (0.0013)	0.058	738	0.0087 *** (0.0014)	0.062	738	0.0032 *** (0.0009)	0.058	700
住宅	0.0039 *** (0.0014)	0.038	734	0.0043 *** (0.0016)	0.039	734	0.0021 *** (0.0007)	0.042	696

注：表側の被説明変数に対する親世代の資産変数の限界効果および標準誤差を報告している。カッコ内は親世代の世帯IDに関してクラスター頑健な標準誤差。***, **, および * は推定された係数が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。いずれの推定でも、親子の年齢およびその2乗項、子どもの性別、配偶関係および親子の同居ダミーを説明変数に加えている。預貯金額、金融資産保有額、純資産保有額の単位はいずれも百万円。親からの金銭的援助の単位は万円。

与える属性として、学歴（大卒以上 = 1）、世帯年収、世帯年収に占める貯蓄割合、親からの金銭的援助の有無、将来の相続・贈与の予定なども利用している。子世代のアウトカム y_c と親の資産保有 w_p の間には、潜在的には非線形な関係がありうる。そのため、(1) 式の推定に当たっては f として w_p に関する二次関数を想定した分析を行った*8。 x_c および x_p はそれぞれ子と親の属性であり、子については年齢とその2乗、性別、配偶関係、親との同居を、親については両親のうち年少の者の年齢とその2乗、性別、配偶関係を用いている。

(1) 式の推定結果を表 4 にまとめた。ここで、表側は被説明変数に用いた子の属性を示し、表頭は親の資産保有を表す変数の種類を示している。ここでは、(1) 式の推定結果から計算された w_p に関する平均限界効果の推定結果のみを示しており、他の係数についての結果は省略している。また、カッコ内は同一の親を持つ観

*8 いくつかの既存研究では、(1) 式に相当する推定式として両対数モデルを仮定し、親の資産額の係数を世代間弾力性の推定値として解釈している (Charles and Hurst, 2003; Arrondel, 2013)。こうしたモデルでは、資産保有が非負であるようなサンプルに限定した分析を行うことになる。しかしながら、本研究で用いるデータでは、子世代の約 16.4%、親世代の約 12.6% のサンプルで金融資産保有額がゼロとなっており、これらのサンプルを分析に含めるために、(1) 式の定式化を採用した。代替的な方法として、逆双曲線変換を行う方法 (Kubota, 2017) や、親子それぞれの資産保有額をパーセントイルランクに変換して分析を行う方法 (Adermon et al., 2018; Boserup et al., 2018; Pfeffer and Killewald, 2018) などもある。

測値間での誤差項の相関に対して頑健な標準誤差である*9。

被説明変数として子どもの預貯金額および金融資産保有額を用いた結果をみると、いずれも親の資産保有と有意に正の相関を示している。子世代の資産として預貯金額と金融資産保有額を用いた結果を比較すると、特に親の資産保有として純資産保有額を用いた場合、後者の方が推定された限界効果の値が大きくなることがわかる。これは、多額の資産を保有している世帯では、有価証券の保有が無視できない大きさになることに起因しているかもしれない。また、親の資産保有を示す変数については、純資産保有額を利用した場合に限界効果はやや小さくなる。子世代の金融資産保有額を被説明変数として用いた場合の推定結果をみると、推定された限界効果の大きさはおおよそ0.10~0.13程度となっており、親世代の資産保有額（金融資産保有額あるいは純資産保有額）が100万円多いと、子世代の金融資産保有額が平均的にみて約10~13万円多くなるという関係を示す。これは、ノルウェーのデータを用いた研究である Fagereng et al. (2021) と比較して、やや小さい結果となっている*10。一方、同じモデルの推定結果に基づいて世代間弾力性を計算した結果によると、親子の金融資産保有額の世代間弾力性は0.54~0.59となっており、これは同様の推定を行った Charles and Hurst (2003) や Arrondel (2013) と比べてやや大きいことがわかる（表 A1）。Charles and Hurst (2003) は両対数モデルの推定を行っており、資産保有が非負のサンプルに限定していることも影響している可能性がある。一方、子の住宅所有に関しては、親の資産保有と正の相関は認められるものの、その有意性は子の金融資産保有額を用いた場合と比較して低下しており、親の純資産保有額を用いた場合にのみ、10%水準で統計的に有意な結果が観察される。

上記の結果は、親子の年齢、子の配偶関係および性別、親子の同居といった要因を調整したうえで、親子の資産保有には一定の正の相関があることを示している。このような世代間相関の背後には、いくつかの異なる経路が考えられる。第1の経路は、親の資産保有が借入制約の緩和などを通じて、子への人的資本蓄積を促し、結果として所得と資産蓄積の増加につながるという可能性である。表4の推定結果をみると、子の学歴（大卒以上 = 1）および世帯年収は、いずれも親の純資産保有額と有意に正の相関を持つことが示されており、上記の可能性と矛盾しない結果となっている。第2の経路は、リスク資産の選択や貯蓄性向を規定する選好パラメータ（危険回避度や時間割引率）が親子間で相関するために、資産保有にも世代間相関が生じるという可能性である。こうした可能性を直接検証することはデータの制約上困難であるが、表4では子の貯蓄性向を表す変数として、世帯年収に占める貯蓄割合を被説明変数に用いた結果を示している。これによれば、親の資産保有は子の貯蓄割合と有意に正の相関を持つことが確認される*11。第3の経路は、親からの直接的な資産移転によるものである。いま、多額の資産を保有している親が、生前贈与を通じて子どもへの資産の世代間移転を行って

*9 JHPS/KHPS 対象者の世帯に、JHPS-G2 の対象となる年齢層の子どもが複数存在する場合、(1) 式の推定に用いるサンプルには、同一の親を持つ子どもが含まれる。

*10 Fagereng et al. (2021) によれば、親の資産保有額の限界効果の大きさは、子が養子である場合には0.20~0.28、非養子の場合0.47~0.58となっている。

*11 子の貯蓄割合は、親からの過去の資産移転や子の遺産動機、資産保有の水準などから直接的な影響を受ける可能性があるため、この結果を親子の選好パラメータの相関のみに起因するという解釈には注意が必要である (Dynan et al., 2004)。JHPS/KHPS および JHPS-G2 では、時間割引率や危険回避度などの選好パラメータを計測するための仮想的な質問項目が用意されており、これらの変数を用いてより詳細な検討を行う必要がある。

いる場合、このことは直接的に資産保有額の正の世代間相関をもたらす。こうした可能性について、表 4 では親からの金銭的援助額を被説明変数とした推定を行った。結果として、親の純資産保有額は、調査前年に生じた親からの金銭的援助額と正の相関を示しており、上記の可能性と矛盾しない結果が得られている。また、子どもの資産蓄積は、将来予想される親からの資産移転によっても影響を受ける可能性がある^{*12}。表 4 では、金融資産と住宅の将来の相続・贈与可能性を被説明変数とした分析も行っているが、これらについても親の資産保有と正の相関を示している。

3.2 媒介変数の追加

本節では、家計資産の世代間相関の背後にある要因を検討するために、(1) 式のモデルを拡張した分析を行う。具体的には、前節で述べた複数の経路に対応する要因を、媒介変数として順次 (1) 式の説明変数に追加していくことで、限界効果の大きさがどのように変化するかを確認する。具体的には、子の学歴（大卒以上 = 1）、世帯年収、親子間の金銭的援助、両親のいずれかが死亡しているかどうか、将来の相続・贈与、子の貯蓄割合を媒介変数 z_c として、

$$y_c = \alpha + f(w_p) + \beta_c x_c + \beta_p x_p + \gamma z_c + u_c \quad (2)$$

を推定し、親の資産保有額 w_p の限界効果がどのように変化するかを確認する。ここで、 y_c としては表 4 でも利用した子の金融資産保有額および住宅所有（持ち家 = 1）を用いる。また、上記の変数に加えて、子の立地選択による影響を考慮する目的で、親子の居住地の市郡規模（政令指定都市・その他の市、町村の各ダミー変数）および親子の立地（同一市区町村居住、同一都道府県居住）の各変数についても、追加的な説明変数に加えた結果を示す。

いま、例えば、子どもの人的資本蓄積の促進と所得増加が、資産の世代間相関を説明する要因となっている場合、 z_c として子どもの学歴や世帯年収を用いることで、 w_p に関する限界効果は小さくなることが予想される。同様の分析は、Charles and Hurst (2003) でも行われており、本節の分析は原則としてこれに倣っている。

推定結果は表 5 に示される。ここで、表側は (2) 式の z_c として追加した説明変数を示しており、表頭は被説明変数 y_c の種類を示す。また、モデル [1] は (z_c を含まない) (1) 式の推定結果であり、表 4 の結果を再掲したものである。表の「%」の欄には、モデル [1] における限界効果の大きさを 100 とした場合の、モデル [2] ~ [8] で推定された値の相対的な大きさを示している。

これによれば、子の最終学歴と世帯年収を説明変数に追加することで、 w_p に関する限界効果の推定値は顕著に小さくなる。具体的に、子の金融資産保有額を被説明変数に用いた場合、限界効果の推定値は 0.1016 か

^{*12} 石野他 (2020) では、このような可能性を直接検証している。それによれば、親の住宅を相続する可能性がある子ども世帯はより消費を行う一方で、金融資産を相続する可能性がある子ども世帯はより貯蓄を行う傾向がみられる。

表5 親の資産保有額と子の金融資産保有額・持ち家所有

追加した説明変数	子世代の資産保有 (被説明変数)			
	金融資産保有額		持ち家 = 1	
	Coef. (S.E.)	(%)	Coef. (S.E.)	(%)
[1] 年齢・性別・配偶関係・同居	0.1016 *** (0.0255)	(100)	0.0012 * (0.0006)	(100)
[2] + 最終学歴	0.0843 *** (0.0261)	(83)	0.0011 * (0.0006)	(93)
[3] + 所得	0.0659 *** (0.0248)	(65)	0.0007 (0.0006)	(65)
[4] + 親子間の金銭的援助	0.0551 ** (0.0250)	(54)	0.0007 (0.0006)	(58)
[5] + 両親の死亡	0.0591 ** (0.0268)	(58)	0.0004 (0.0006)	(31)
[6] + 将来の贈与・相続	0.0553 ** (0.0275)	(54)	0.0001 (0.0006)	(9)
[7] + 貯蓄割合	0.0364 (0.0281)	(36)	0.0001 (0.0006)	(10)
[8] + 親子の立地	0.0345 (0.0290)	(34)	0.0002 (0.0006)	(20)

注：親世代の資産保有の変数として純資産保有額を用いた結果。表側の説明変数を順次追加した場合の限界効果の変化をまとめている。「%」はモデル[1]の係数の大きさを100とした場合の変化を示している。カッコ内は親世代の世帯IDに関してクラスター頑健な標準誤差。***, ** および * は推定された係数が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。いずれの推定でも、親子の年齢およびその2乗項、子どもの性別、配偶関係および親子の同居ダミーは説明変数に加えている。

ら 0.0659 へと、約 35% 小さくなる。ただし、米国のデータを利用した Charles and Hurst (2003) では、類似の推定において係数の推定値は 0.37 から 0.17 へと、約 54% 小さくなっており、これと比べるとここで得られた子の最終学歴と世帯年収による追加的な影響は小さいといえる。この結果の解釈として、米国と比較して、日本では大学進学のための金銭的負担が相対的に小さく、親の資産保有が借入制約の緩和を通じて、子の大学進学におよぼす影響が小さいことが考えられる^{*13}。同様の結果は住宅所有を被説明変数とした場合にも確認されており、子の最終学歴と世帯年収を説明変数に追加することで、限界効果は 0.0012 から 0.0007 へと、約 35% 小さくなる。

上記のモデルに、さらに説明変数を追加した結果（モデル [3]～[8]）からは、次のような結果が確認される。まず、子の金融資産保有額を被説明変数に用いた場合、説明変数の追加に伴って w_p に関する限界効果はほぼ単調に減少する。結果として、すべての変数を加えたケース（モデル [8]）では、推定値は 0.0345 と、当初の値よりも約 66% 小さくなり、統計的な有意性も失われる。こうした変化は、前述の Charles and Hurst (2003)

^{*13} 一方で、ここでは子の世帯年収として、2019年に実施された JHPS-G2 で観察されるクロスセクションの値を用いているため、測定誤差によるバイアスの可能性も否定できない。これに対し、PSIDを用いた Charles and Hurst (2003) では、子の世帯年収についても複数時点の情報が利用可能であり、過去の平均値を用いた推定が行われている。このような問題に対しては、子世代の世帯年収の予測値を利用するなどの方法が考えられ、今後より詳細に検討を行う。

による分析結果とほぼ同様の結果となっている^{*14}。

一方、子の住宅所有を被説明変数とした場合、限界効果の推定値は子世代の世帯年収を説明変数に追加することで有意ではなくなる。また、特に両親いずれかの死亡（過去の相続可能性）と将来の相続・贈与の可能性を説明変数に追加することで、値が顕著に小さくなることがわかる。このことは、実物資産としての住宅所有は、相続や贈与といった直接的な世代間移転によって強く影響を受けることを示唆する。

3.3 将来の相続・贈与

前節までの分析結果は、JHPS-G2の調査時点における子世代の資産保有が、親子の各種属性を考慮したうえでなお、親世代の資産保有と正の相関を持つことを示している。いま、JHPS-G2の対象者は、少なくとも両親のいずれかが存命である個人であるため、最終的な親からの相続は経験していない場合がほとんどである。そのため、子世代の最終的な資産保有に対しては、将来の親からの相続（や贈与）が影響を与える。

本節では、こうした点を念頭に、JHPS-G2から得られる将来の相続・贈与可能性と、子ども世帯の調査時点における経済状態との関連を検討する。いま、調査時点において経済的に恵まれた状況にある世帯ほど、将来の相続・贈与の可能性が高いのであれば、資産の世代間移転は、前節までで示された以上に、子世代の資産・経済格差を拡大させる可能性がある。逆に、経済的に恵まれない状況にある世帯ほど、将来の相続・贈与の可能性が高いのであれば、前節までの分析で確認された資産の世代間相関は、部分的には将来の相続・贈与を通じて縮小する可能性がある。

具体的には、将来の相続・贈与可能性を示すダミー変数 $trans_c$ を被説明変数とした、以下のモデルを推定する。

$$\Pr(trans_c = 1) = \alpha + g(w_p, y_c) + \beta_c x_c + \beta_p x_p + \nu_c \quad (3)$$

ここで、 $trans_c$ については金融資産と住宅のそれぞれについて変数を作成している。 w_p は親の資産保有を表し、調査時点における純資産保有額を用いる。一方、 y_c は子世代の経済状態を表す変数であり、調査時点における世帯年収を用いる。ここで、(3)式における $g(w_p, y_c)$ は、親の資産保有額 w_p および子の世帯年収 y_c と、将来の相続・贈与可能性の関連をとらえている。いま、親の資産保有額 w_p の増加は移転可能な資産の増大を意味するため、将来の相続・贈与の可能性を高めると考えられる。一方で、調査時点における子の世帯年収も、将来の相続・贈与可能性と関連するかもしれない。例えば、親の資産保有額が少ない場合には、相続・贈与を

^{*14} 一方で、我々の分析結果には、変数の計測に関わる問題も残っている。たとえば、過去の親からの資産移転は、資産の世代間相関の重要な要因の一つであると考えられるが、JHPS-G2では過去1年間に生じた金銭的移転しか捕捉できないため、こうした要因を十分には反映できていない可能性がある。加えて、ここでの金銭的移転は、JHPS-G2の対象者本人の親（JHPS/KHPS対象者）だけでなく、配偶者の親によるものも含んでいるため、このことによる影響もあるかもしれない。また、親子間の（所得の成長率に影響する）能力の遺伝的相関やスキルの伝播、職業の世代間相関、事業承継など、ここでは考慮できていない要因が、資産保有の世代間相関の経路となっている可能性も否定できない (Fagereng et al., 2021; Okumura and Usui, 2016)

表 6 将来の贈与・相続：子の世帯年収との関連

	金融資産の贈与・相続		住宅の贈与・相続		住宅資産額	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
世帯年収（子）						
下位10%	0.0042 ** (0.0019)	0.0045 ** (0.0020)	0.0043 *** (0.0011)	0.0045 *** (0.0012)	0.0042 ** (0.0017)	0.0037 ** (0.0017)
中央値	0.0044 *** (0.0012)	0.0046 *** (0.0012)	0.0019 ** (0.0008)	0.0021 *** (0.0008)	0.0051 *** (0.0014)	0.0047 *** (0.0014)
上位10%	0.0043 *** (0.0010)	0.0044 *** (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	-0.0001 (0.0010)	0.0053 *** (0.0015)	0.0052 *** (0.0015)
コントロール変数						
子ども属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes
立地属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes
N	586	583	586	583	278	277

注：親の純資産保有額に関する限界効果を示している。カッコ内は親世代の世帯IDに関してクラスター頑健な標準誤差。***, ** および * は推定された係数が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。いずれの推定でも、親子の年齢およびその2乗項、子どもの性別、配偶関係および親子の同居ダミーは説明変数に加えている。コントロール変数は次の通り。子ども属性：きょうだい数、一人っ子ダミー、持ち家所有ダミー。立地属性：子どもの居住地の市郡規模（政令指定都市・その他の市・町村の各ダミー）、親の居住地の市郡規模、親子の同一市区町村居住ダミー、同一都道府県居住ダミー。

行う余地がなく、子どもの経済状態は将来の相続・贈与の可能性とは関連しないかもしれない。一方で、親の資産保有額が増加することで、子どもの経済状態に応じた相続・贈与が選択される可能性がある。こうした可能性を考慮し、(3)式では、 w_p と y_c の交差項を導入した特定化を選択した。また、 x_c および x_p は親子の属性であり、前節までと同様の性・年齢・配偶関係、同居の有無、親子の立地などの変数に加え、JHPS-G2 対象者のきょうだい数や住宅所有を含む。

(3)式のロジットモデルによる推定結果は表 6 に示される。ここでは、親の純資産保有額が将来の贈与・相続確率におよぼす限界効果を示しており、こうした影響が子の世帯年収の水準によってどのように異なるかをみている。具体的には、親の純資産保有額の平均限界効果を、子どもの世帯年収が下位 10% であるケース、中央値であるケース、および上位 10% であるケースのそれぞれについて評価している。表の [1] および [2] は金融資産の贈与・相続可能性を被説明変数とした結果、[3] および [4] は住宅の贈与・相続可能性を被説明変数とした結果、[5] および [6] は、住宅の相続・贈与の可能性があるサンプルに限定し、相続する親の住宅の評価額を被説明変数とした推定結果を示している^{*15}。それぞれについて、親子の年齢とその 2 乗項、子どもの性別、配偶関係および親子の同居ダミーのみを説明変数に用いた結果（第 1 列）、子どもの属性として学歴、きょうだい数、一人っ子ダミー、持ち家所有ダミーを、親子の立地属性として居住地の市郡規模（政令指定都市・その他の市・町村の各ダミー）、親子の同一市区町村居住ダミー、同一都道府県居住ダミーを加えた結果（第 2 列）を報告している。

将来の金融資産の相続・贈与可能性に関する推定結果（[1] および [2]）をみると、親の純資産保有額は子ど

*15 [5], [6] の推定は線形回帰モデルによる。

表7 将来の贈与・相続：子の学歴との関連

	金融資産		住宅		住宅資産額	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
最終学歴（子）						
中学・高校	0.0026 (0.0020)	0.0055 *** (0.0020)	0.0045 *** (0.0016)	0.0054 *** (0.0019)	0.0016 *** (0.0005)	0.0019 ** (0.0008)
短大・高専	0.0028 ** (0.0012)	0.0034 *** (0.0013)	0.0018 (0.0012)	0.0020 (0.0013)	0.0029 *** (0.0009)	0.0022 *** (0.0008)
大学・大学院	0.0035 ** (0.0015)	0.0035 ** (0.0015)	0.0010 (0.0007)	0.0012 * (0.0007)	0.0059 *** (0.0018)	0.0049 *** (0.0017)
コントロール変数						
子ども属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes
立地属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes
N	686	601	685	602	330	283

注：親の純資産保有額に関する限界効果を示している。カッコ内は親世代の世帯IDに関してクラスター頑健な標準誤差。***, ** および * は推定された係数が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。いずれの推定でも、親子の年齢およびその2乗項、子どもの性別、配偶関係、学歴および親子の同居ダミーは説明変数に加えている。コントロール変数は次の通り。子ども属性：きょうだいの数、一人っ子ダミー、持ち家所有ダミー。立地属性：子どもの居住地の市郡規模（政令指定都市・その他の市・町村の各ダミー）、親の居住地の市郡規模、親子の同一市区町村居住ダミー、同一都道府県居住ダミー。

もの経済状態（調査時点での世帯年収）の水準によらず、将来の金融資産の贈与・相続確率と有意に正の相関を持つことがわかる。一方で、親の住宅の相続・贈与可能性（[3] および [4]）については、親の資産保有状況は住宅の相続・贈与確率を高めるが、こうした影響は世帯年収が低い子ども世帯ほど顕著である。推定結果をみると、子どもの世帯年収が下位 10% の場合、親の純資産保有額が 100 万円多くなることで、相続・贈与確率は 0.45% 高くなるが、上位 10% の場合にはほぼゼロとなり、統計的にも有意な影響を持たないことがわかる。したがって、親の資産保有額が増加すると、経済的に恵まれない状況にある子ども世帯ほど、将来の住宅の相続可能性が高まることになる。この結果は、低所得の子ども世帯では、親との同居を選択するとともに、その住宅を相続する傾向が強いことを示した平山 (2019) などとも整合的であり、住宅の相続・贈与が部分的には資産格差が是正する役割を果たしているという解釈も可能である。

上記の結果は、子ども世帯の調査時点における経済状態を代理する変数として、JHPS-G2 の対象者の最終学歴を用いた結果からも支持される。この推定結果は表 7 に示される。ここでは、子の最終学歴（中学・高校、短大・高専、大学・大学院）ごとに、親の純資産保有額の影響が異なることを許容したモデルを推定している。これによれば、金融資産の相続・贈与に関しては、子の学歴によらず親の純資産保有額はほぼ同一の影響を持つものに対し（[1] および [2]）、住宅の相続・贈与に関しては、学歴が低い子ども世帯ほど、親の純資産保有額が大きくなるにつれて住宅の相続可能性がより高まることわかる。

最後に、住宅を相続する可能性があるサンプルに限定して、相続する対象の親の住居の評価額（親による自己評価額）を被説明変数とした推定結果（表 6, 7 の [5] および [6]）をみると、子世代の世帯年収や学歴が高いほど、親の資産保有額が多くなるにつれて、相続する住宅の資産価値も高くなる傾向がある。したがって、住

宅の相続可能性とは異なり、相続する住宅の資産価値に関しては、経済的に恵まれた状況にある世帯の資産保有に対してより有利に働いている可能性が示唆される。

4 結論

日本家計パネル調査の付帯調査である第二世代調査 (JHPS-G2) を利用し、新たに親子をサンプルとする個票データを作成した。このデータは、親子それぞれの基本的属性に加え、詳細な資産保有状況を備えている点に特徴がある。本論文では、このデータを利用して、親子の資産保有状況に関する世代間相関を計測し、これを説明する潜在的要因についての議論を行った。そのうえで、調査時点での子世代の経済状況が、その後の親からの相続・贈与可能性とどのように関連するかを確認した。

分析の主要な結果は次の通りまとめられる。第 1 に、親子の金融資産保有額の相関を確認したところ、子世代の金融資産保有額に対する親世代の資産保有額の限界効果は約 0.10~0.13 となることが示された。また、これと対応する家計資産の世代間弾力性の大きさは、米国などの先行研究における値と同程度かやや大きく、我が国においても家計資産の世代間相関が明確に観察される結果となっている。また、親子の資産保有の相関を説明する潜在的経路として、子世代の所得や学歴、資産の世代間移転、貯蓄性向や立地などの要因を追加的に考慮すると、限界効果の大きさは最大で 66% 小さくなることが示された。この結果は、親世代の資産保有が、子どもへの人的資本投資や直接の資産移転、貯蓄性向の相関などを通じて、子世代の資産蓄積に影響を与えている可能性を示唆する。

第 2 に、親の純資産保有額は子の住宅所有とも正の相関を持つことが示されており、家計資産の世代間相関は、金融資産のみならず実物資産に関しても確認される。また、子世代の属性を追加的な説明変数として考慮した分析からは、子世代の住宅所有に対する親世代の資産の影響は、その多くが資産の世代間移転という直接的な経路を通じて生じている可能性が示唆された。

第 3 に、調査時点での子世代の経済状態と将来の相続・贈与の関連をみた分析からは、(1) 将来の金融資産の相続・贈与は、調査時点における親世代の資産保有状況と強い正の相関を持つ一方、子世代の経済状態とはおおむね無関係であること、および (2) 将来の住宅相続・贈与については、調査時点における親世代の資産保有状況と子世代の経済状態の双方に依存し、世帯所得や学歴が低い子世代ほど、親世代の資産保有の増加に伴って住宅の相続可能性が高まる傾向が明らかになった。

第 1 節でも述べた通り、親子それぞれの詳細な資産保有状況を含んだ個票データは、少なくとも我が国ではこれまでほとんど存在せず、こうした状況が資産保有の世代間相関の分析を難しくしてきた。この点で、JHPS/KHPS および JHPS-G2 で調査された親子の資産保有に関する情報を利用して、我が国における資産の世代間相関の現状とその要因を明らかにしたことは、本研究の貢献の一つといえる。しかしながら、本稿における分析には限界と今後の課題も存在する。このうち、もっとも大きな問題は JHPS-G2 の調査設計に関わ

るものである。いま、JHPS-G2は、親世代（JHPS/KHPS対象者）による子の居住地住所の提供があり、かつ子世代（JHPS-G2対象者）の同意が得られた場合にのみ調査可能となる。そのため、得られた子世代の標本は、必ずしも無作為に抽出されているわけではなく、サンプルセレクションの問題が生じる可能性がある。具体的には、JHPS-G2の対象となる子どものサンプルには、親との結びつきが強い可能性が高く、また女性の割合が顕著に高い（全体の61.8%が女性）という特徴がある。こうした特徴が、推定結果にどのような影響を及ぼすかは必ずしも明らかでないが、前者については世代間相関を大きくする方向に働き、後者については小さくする方向に働く可能性がある。こうした点については、今後より慎重な検討が必要となるものとする。

参考文献

- Adermon, A., M. Lindahl, and D. Waldenström (2018) “Intergenerational Wealth Mobility and the Role of Inheritance: Evidence from Multiple Generations,” *Economic Journal*, **128** (612), pp. F482–F513.
- Alvaredo, F., A. B. Atkinson, and S. Morelli (2018) “Top Wealth Shares in the UK over More than a Century,” *Journal of Public Economics*, **162**, pp. 26–47.
- Arrondel, L. (2013) “Are ‘Daddy’s Boys’ just as Rich as Daddy? The Transmission of Values Between Generations,” *Journal of Economic Inequality*, **11** (4), pp. 439–471.
- Black, S. E. and P. J. Devereux (2011) “Recent Developments in Intergenerational Mobility,” in *Handbook of Labor Economics*, **4B**, pp. 1487–1541: Elsevier.
- Boserup, S. H., W. Kopczuk, and C. T. Kreiner (2018) “Born with a Silver Spoon? Danish Evidence on Wealth Inequality in Childhood,” *Economic Journal*, **128** (612), pp. F514–F544.
- Bowles, S. and H. Gintis (2002) “The Inheritance of Inequality,” *Journal of Economic Perspectives*, **16** (3), pp. 3–30.
- Charles, K. K. and E. Hurst (2003) “The Correlation of Wealth Across Generations,” *Journal of Political Economy*, **111** (6), pp. 1155–1182.
- De Nardi, M. (2004) “Wealth Inequality and Intergenerational Links,” *Review of Economic Studies*, **71** (3), pp. 743–768.
- Dynan, K. E., J. Skinner, and S. P. Zeldes (2004) “Do the Rich Save More?” *Journal of Political Economy*, **112** (2), pp. 397–444.
- Fagereng, A., M. Mogstad, and M. Rønning (2021) “Why Do Wealthy Parents Have Wealthy Children?” *Journal of Political Economy*, **129** (3), pp. 703–756.
- Garbinti, B., J. Goupille-Lebret, and T. Piketty (2021) “Accounting for Wealth-Inequality Dynamics: Methods, Estimates, and Simulations for France,” *Journal of the European Economic Association*, **19** (1), pp. 620–663.

- Katic, P. and A. Leigh** (2016) “Top Wealth Shares in Australia 1915–2012,” *Review of Income and Wealth*, **62** (2), pp. 209–222.
- Kubota, K.** (2017) “Intergenerational Wealth Elasticity in Japan,” *Japanese Economic Review*, **68** (4), pp. 470–496.
- Kuhn, M., M. Schularick, and U. I. Steins** (2020) “Income and Wealth Inequality in America, 1949–2016,” *Journal of Political Economy*, **128** (9), pp. 3469–3519.
- 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), pp. 91–134.
- Okumura, T. and E. Usui** (2016) “Intergenerational Transmission of Skills and Differences in Labor Market Outcomes for Blacks and Whites,” in *Inequality: Causes and Consequences (Research in Labor Economics, Vol. 43)*, pp. 227–286.
- Pfeffer, F. T. and A. Killewald** (2018) “Generations of Advantage. Multigenerational Correlations in Family Wealth,” *Social Forces*, **96** (4), pp. 1411–1442.
- Piketty, T.** (2000) “Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility,” *Handbook of Income Distribution*, **1**, pp. 429–476.
- Piketty, T. and G. Zucman** (2015) “Wealth and Inheritance in the Long Run,” in *Handbook of Income Distribution*, **2**, pp. 1303–1368: Elsevier.
- Ueda, A.** (2009) “Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan,” *BE Journal of Economic Analysis & Policy*, **9** (1), Article 54.
- 石野卓也・直井道生・瀬古美喜・隅田和人** (2020) 「親からの資産移転期待と子供の資産蓄積」, PDRC Discussion Paper Series, DP2020-005 (<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/6704/>).
- 平山洋介** (2019) 「超高齢・持ち家社会における住宅相続の階層性について」, 『日本建築学会計画系論文集』, 第84巻, 第760号, 1433–1442頁.

付録 A 家計資産の世代間弾力性

表 A1 親の資産保有額と子の属性の世代間弾力性

子世代の属性 (被説明変数)	親世代の資産保有 (説明変数)								
	金融資産保有額 (過去3年の平均)			金融資産保有額 (過去5年の平均)			純資産保有額 (過去3年の平均)		
	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N	係数 (S.E.)	Adj. R ²	N
預貯金額	0.5522 *** (0.1396)	0.197	457	0.5910 *** (0.1310)	0.194	457	0.5889 *** (0.2075)	0.135	438
金融資産保有額	0.5353 *** (0.1833)	0.303	360	0.5896 *** (0.1767)	0.308	360	0.7582 *** (0.2611)	0.181	346
持ち家 = 1	0.0327 (0.0320)	0.136	673	0.0346 (0.0321)	0.135	673	0.0595 * (0.0310)	0.136	639
大卒以上 = 1	0.1866 *** (0.0388)	0.075	893	0.1823 *** (0.0385)	0.076	893	0.1633 *** (0.0411)	0.090	852
世帯年収	0.0836 (0.0509)	0.093	634	0.0714 (0.0512)	0.092	634	0.1355 *** (0.0484)	0.081	608
貯蓄割合 (%)	0.2612 *** (0.0582)	0.052	458	0.2680 *** (0.0588)	0.055	458	0.1193 * (0.0633)	0.039	441
親からの金銭的援助 (昨年1年間)	0.4573 (0.3621)	0.019	855	0.4180 (0.3681)	0.019	855	0.3779 (0.2372)	0.019	814
将来の贈与・相続あり = 1									
金融資産	0.2259 *** (0.0371)	0.058	738	0.2329 *** (0.0371)	0.062	738	0.1845 *** (0.0485)	0.058	700
住宅	0.1180 *** (0.0428)	0.038	734	0.1235 *** (0.0439)	0.039	734	0.1280 *** (0.0416)	0.042	696

注：表側の被説明変数に対する親世代の資産変数の弾力性および標準誤差を報告している。カッコ内は親世代の世帯IDに関してクラスター頑健な標準誤差。***, **, * および ^{*} は推定された係数が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ有意であることを示す。いずれの推定でも、親子の年齢およびその2乗項、子どもの性別、配偶関係および親子の同居ダミーを説明変数に加えている。