

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

Parental Wealth Transfers and Children's Wealth Accumulation

Takuya Ishino, Michio Naoi, Miki Seko, Kazuto Sumita

3 September, 2020

DP2020-005

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/6706/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
3 September, 2020

Parental Wealth Transfers and Children's Wealth Accumulation

Takuya Ishino, Michio Naoi, Miki Seko, Kazuto Sumita

PDRC Keio DP2020-005

3 September, 2020

JEL Classification: D14; D15; D64

Keywords: intergenerational transfers; bequest and gift intention; wealth accumulation; saving; housing wealth

Abstract

This paper examines the impact of anticipated wealth transfers on recipients' wealth accumulation behavior. Our empirical analysis based on the doubly robust, augmented inverse probability weighting estimator shows that anticipated financial wealth transfers from parents would encourage children to save more. Anticipated transfers can also enhance children's motivations to leave their wealth to their own offspring. Households with anticipated transfers from parents tend to have stronger intentions to leave their wealth to offspring and thereby accumulate more wealth to meet their needs for gifts and bequests.

Takuya Ishino

Department of Economics, Kanazawa Seiryo University

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

ishino@seiryo-u.ac.jp

Michio Naoi

Faculty of Economics, Keio University

2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo,

naoi@econ.keio.ac.jp

Miki Seko

Faculty of Economics, Musashino University

3-3-3 Ariake, Koutou-ku, Tokyo

seko@econ.keio.ac.jp

Kazuto Sumita

Department of Economics, Toyo University

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

sumita@toyo.jp

Acknowledgement: We acknowledge a Grant-in-Aid (#17H00988) for Scientific Research (A) and Grant-in-Aid (#16K17125) for young scientists (B) from the Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology. The data for this analysis, the Japan Household Panel Survey (JHPS/KHPS), was provided by the Panel Data Research Center at Keio University. We are grateful for Shinichiro Iwata, Charles Ka Yui Leung, Junya Hamaaki, Hikaru Ogawa and Takeshi Niizeki for their helpful comments.

親からの資産移転期待と子供の資産蓄積*

石野卓也[†]、直井道生[‡]、瀬古美喜[§]、隅田和人^{**}

2020 年 9 月 3 日

概要

本研究では、親からの資産移転期待が子供の資産蓄積にどのような影響を与えているのかを定量分析した。分析においては、資産移転期待の内生性を考慮して、トリートメント効果モデルから二重に頑健な拡張化された逆確率加重推定量を用いている。分析の結果、住宅を受け取る期待が有るとき、特に借家世帯は消費を増やすことが示唆された。一方で、金融資産の移転期待が有るときは、逆に貯蓄率が高まる傾向があることが示された。また、親からの資産移転期待があると、子供世帯はその更なる子孫へと、受け取る資産と同じ種類の資産を残そうとすることもわかった。特に金融資産については、親からの資産移転が期待できるとき、子供もその子孫へと金融資産を残そうとして、貯蓄率が高くなっている可能性が有る。

キーワード：世代間の資産移転、生前贈与、相続、資産蓄積、貯蓄、住宅

JEL 分類コード：D14, D15, D64

* 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。また、執筆に当たり、科学研究費助成事業の基盤 A「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」（研究代表者：瀬古美喜）および若手 B「若年家計における住宅需要の分析」（研究代表者：石野卓也）による助成を受けている。また、本稿に記載されている研究内容は、岩田真一郎教授（富山大学）、Charles Ka Yui Leung 准教授（City University of Hong Kong）、濱秋純哉准教授（法政大学）、小川光教授（東京大学）および新関剛史准教授（愛媛大学）からのコメントを受けて、改訂を行ったものである。ここに記して、感謝の意を申し上げる。

[†] 責任著者：金沢星稜大学経済学部 Email: ishino@seiryu-u.ac.jp

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

[§] 武蔵野大学経済学部 Email: seko@econ.keio.ac.jp

^{**} 東洋大学経済学部 Email: sumita@toyo.jp

1. はじめに

フランスでは家計の保有する資産の大半が親の遺産として取得されたものであり、資産のうち遺産が占める割合は近年増加してきている。他のヨーロッパの国々においても、ある程度それと似ている社会的進展がみられている (Piketty and Zucman, 2015)。一方でアメリカにおいては、遺産が占める割合は、ヨーロッパほど高くないと指摘する研究がある (Modigliani, 1988; Stark and Nicinska, 2015)。¹ 世代間の資産移転と資産蓄積の間に何らかの関係があるとして、資産移転が資産蓄積を促進する場合も、そうでない場合も考えられるのではないだろうか。

世代間の資産移転が資産蓄積や消費に与える影響については、これまでも研究が行われてきている。近年の実証研究では、主に実際に移転が行われた後に、どのような変化が生じたのかに焦点をあてた研究が行われてきた。例えば、Joulfaian (2006) や Zagorsky (2013) においては、ともに相続によって得られた資産のかなりの割合は消費されることが示唆されている。² ただし、これらの研究においては、遺産相続の内生性について、苦慮している点があることには留意したい。最近の研究では、相続が発生するタイミングのランダム性を利用した Nekoei and Seim (2018) が挙げられる。この研究では、相続と資産蓄積の因果関係について考慮した分析を行っており、親の死から 1 年たった時には、遺産相続によって名目貯蓄額が 10% 増すことを明らかにしている。しかし、時がたつにつれてこの効果は薄れ、親の死から 7 年たった時には、名目貯蓄額に与える効果は半分になっていることが示されている。以上のように、近年の先行研究の結果からは、遺産は相続人のその後の消費を促進するため、資産蓄積に与える影響は限定的なものにとどまっているように思われる。³

しかしながら、このような遺産と資産蓄積の関係からは、フランスに代表されるヨーロッパでの、資産における遺産の割合が増加している現象は説明できない。ヨーロッパを対象として、相続や生前贈与を受け取った経験や期待が与える影響を分析しているのが Stark and Nicinska (2015) である。この研究では、相続や生前贈与といった資産の受贈があると、さらにその子供への贈与意思が形成されることを、パネルデータによる定量分析から示唆している。また、この移転の繰り返しがあることで、ヨーロッパにおいては、アメリカほど遺産

¹ ただし、相続によって得られた資産が占める割合は 80% にものぼるとするものも過去にある (Kotlikoff and Summers 1981)。

² Joulfaian and Wilhelm (1994) では、アメリカのパネルデータを用いて、相続による食費への効果を推定している。この結果からは、食費へは正に有意な影響を与えているが、その効果は非常に小さいものであることが示され、遺産の多くは食品以外のぜいたく品の消費にまわされていると考えられる。

³ 遺産相続が労働供給に与える影響についてもいくつかの研究が行われている。Elinder et al. (2012) や Bø et al. (2018)、日本を対象にしたものだと Niizeki and Hori (2019) が挙げられ、多くの場合、相続によって労働時間が減ることが示唆されている。

を消費にまわさないことにつながっていると論じている。このような移転の繰り返しに対する理論的背景となっているのが、Falk and Stark (2001) の理論モデルにおける、利他的王朝動機である。このモデルにおいては、代々十分なほど子孫への利他性が高く、消費することを我慢できれば、親から資産を受け取った人はその子孫へと資産を残していくことになる。

このような家系内での資産移転は、19 世紀のフランスにもすでにあったことが定量分析から示されており (Arrondel and Grange, 2014)、ヨーロッパでは伝統的に存在してきたことがうかがえる。ただし、この移転メカニズムについては、ヨーロッパ以外の地域でも起こっていることが、近年、他の実証分析から示されている (アメリカでも起こっていることを確認した DeBoer and Hoang, 2017; 日本でも起こっていることを確認した Niimi and Horioka, 2018)。アメリカで資産に占める遺産の割合が大きくなっていないのであれば、このような資産移転の繰り返しがあったとしても、それによって資産蓄積が進む場合と、進まない場合があるように思われる。

これを踏まえて、本研究では、実際に資産移転が行われる前の時点での、各種資産の受贈期待の有無が家計の資産蓄積に与える影響を定量分析したい。家計の資産蓄積の指標としては、その時点で家計がどれだけ貯蓄に励んでいるのかを見るため、貯蓄率を考えている。先行研究においては、実際に移転が行われる前の資産受贈期待について十分な分析が蓄積されていない。また、先行研究は金融資産の移転に焦点をあててきたため、住宅に代表される不動産の移転については、資産蓄積との関連では分析がされてこなかった。しかし、特に日本においては、最も多く親から子供へと移転される資産は不動産である。不動産は金融資産とは異なる性質を持っていることから、この 2 つの資産の受贈期待では資産蓄積への効果が異なっていることも考えられる。この受贈期待と資産の種類という観点から、あらたに親子間の資産移転が資産蓄積に与える影響を考えたい。

事後的な資産の受贈経験ではなく、従前の資産の受贈期待の資産蓄積への効果を考えると、各理論モデルでその効果は異なってくることが考えられる。不確実性のないライフサイクル・モデルを想定した場合、親から移転される一生涯での資産額がすでに決まっているとすると、その受贈期待の有無は消費や貯蓄には影響を与えないことが考えられる。一方で、もし借入制約や予備的貯蓄動機が存在する場合には、もし移転される資産額がすでに決まっていたとしても、受贈期待は将来の経済的余裕の確保につながることから、現時点での消費の促進につながる事が考えられる。

興味深いことに、本研究の分析結果において、住宅の移転期待と金融資産の受贈期待では逆の効果があることが示唆された。具体的には、親の住宅の受贈期待は、特に借家世帯において消費を促進させ、貯蓄率を低下させる傾向があることがわかった。一方で、金融資産の受贈期待は、逆に貯蓄率を高める傾向があることが示されている。資産受贈期待の潜在的な内生性に対処するために、本研究ではこの期待の効果を推定するにあたって、通常の回帰分析よりも他の説明変数の影響を精緻にコントロールできる、二重に頑健な拡張化された逆確

率加重推定量 (DR-AIPW) を用いている。

金融資産の受贈期待の効果が貯蓄率に対して正であったことと整合的な説明としては、上述の Falk and Stark (2001) の再贈与のメカニズムが考えられる。しかし、これ以外にも、金融資産の受贈期待が貯蓄率を高めることにつながる説明がある。Dynan et al. (2004) では、生涯所得が高いことと貯蓄率には正の相関があることを指摘している。金融資産の受贈期待が有ることは、生涯所得の増加につながることも考えられるのである。

このため、本研究では追加的にいくつかの分析を行った。各種資産の受贈期待が贈与意思に与える影響を明らかにするために、資産種別の贈与意思の有無について推定を行った。この結果、住宅の受贈期待が有る場合には不動産の贈与意思が特に高まり、金融資産の受贈期待が有る場合には金融資産の贈与意思が特に高まることが示唆された。自分が受け取る予定の資産と同じ種類の資産を子孫へ贈与しようとしていることがうかがえる。

加えて、金融資産の受贈期待が貯蓄率に与える影響についての詳解するために、金融資産の贈与意思の有無別で分析対象を分割して、各種資産の受贈期待が貯蓄率に与える影響をそれぞれのグループで推定した。この結果、贈与意思が有る場合においてのみ、金融資産の受贈期待は貯蓄率に正に有意な効果を持つことがわかり、子孫への再贈与によるメカニズムから貯蓄率が高まっていることがうかがわれた。一方、金融資産の贈与意思がない場合には、金融資産の受贈期待は貯蓄率に有意な影響を与えず、生涯所得が上昇したことによる効果は見られなかった。

さらに、利他的王朝動機とは異なる、交換動機による資産移転がなされた場合に、資産移転が貯蓄率にどのような影響を与えるかを検証した。例えば、Yukutake et al. (2015) では交換動機を考えると、従来考えられていた資産移転のあり方や効果が変わってくることが示されている。検証の結果、交換動機による資産移転がなされる場合には、これまでの分析とは逆の効果が得られ、金融資産の受贈期待はむしろ貯蓄率を低下させることが示された。

世代間の資産移転と資産蓄積の関係に関連して、世代間の資産移転が資産格差に与える影響については長い間研究が行われてきた (Davies and Shorrocks, 1999; Piketty and Zucman, 2015)。⁴ 本研究の分析で得られた結果に基づいて考えると、金融資産が利他的王朝動機に基づいて代々移転されるときには、その家計は常により多くの貯蓄を行っていることから、代を経るごとに移転される金融資産は大きくなっていくことが考えられる。このような「家族の伝統」を持っている家計と、持っていない家計とでは、徐々にその貯蓄額の差は大きくなっていくことが考えられる。また、このことが、資産において遺産取得分の割合が年々大きくなることの、一つの説明として考えられる。

⁴ 世代間の資産移転が資産格差に与える影響について、Elinder et al. (2018) では、スウェーデンのデータを用いて、遺産の相続は絶対的資産格差を上げ、相対的資産格差は縮小させることを示唆している。一方、Karagiannaki (2017) は、イギリスにおいて、遺産の相続は長期的には相対的資産格差を拡げることになることを示している。

本稿の構成は以下のようになっている。第2節では、本研究の実証分析で用いるデータと変数について説明を行う。第3節では、本研究の定量分析で用いる推定量について説明したうえで、その結果を示したい。第4節では、本研究の結論を示す。

2. データ

本研究の実証分析では、日本の家計について詳しい情報を集めている日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) を用いる。JHPS/KHPS は、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) と日本家計パネル調査 (JHPS) という、以前はそれぞれ別に行われていた2つの年次追跡調査が、2014年に統合される形で誕生したデータである。

KHPS は、2004 年 1 月から実施されている年次のパネル調査であり、初回調査の対象者は、2004 年 1 月時点で満 20 歳から 69 歳の全国に居住する男女で、調査対象者数は 4,005 名（予備対象含む）となっている。⁵ 2005 年以降は初回調査の回答者への継続調査を各年 1 月に実施している。JHPS は、2009 年 1 月から実施されている年次のパネル調査であり、初回調査の対象者は、2009 年 1 月で満 20 歳以上の全国に居住する男女で、調査対象者数は 4,022 名（予備対象含む）となっている。どちらの調査も層化 2 段階抽出法を用いて、無作為抽出が行われており、調査対象者は両調査で重複していない。両調査が日本の人口統計に対する代表性を持つことは、いくつかの先行研究から示されている (Kimura, 2005; Naoi and Yamamoto, 2010)。両パネル調査は 2014 年以降、調査項目などを統一し、統合されて調査が続けられている。

本研究では、2つのデータを分析に用いる。特に主として、クロスセクション・データの JHPS/KHPS の 2018 年調査 (JHPS/KHPS2018) を用いて議論を行う。この理由として、JHPS/KHPS2018 では、親からの住宅と金融資産の受贈期待の有無を共に調査しており、不動産と金融資産の贈与意思についても共に調査していることが挙げられる。補完的に用いるのが、JHPS/KHPS の 2009 年調査から 2017 年調査 (JHPS/KHPS2009-17) のパネルデータである。⁶ この期間の調査においても、親の住宅の相続期待については調査を行っている。このため、観察不可能な通時的に一定の値を取る個人属性について考慮した、パネルデータによる受贈期待の効果の分析を行うことができる。

将来、両親の住んでいる住宅を相続する期待の有無に関する調査は KHPS 初回の 2004 年調査より毎年行われている。ただし、この初回調査では、自分以外の名義の持ち家住宅に住んでいる調査対象者に対してのみこの調査を行っていたが、2005 年調査以降は全調査対象

⁵ KHPS では、調査対象者の住宅や相続・贈与に関する質問項目は、対象者の所属する世帯の属性として質問を行っている。

⁶ 本研究ではパネルデータを用いて平均消費性向を推定する。JHPS/KHPS では 2009 年調査から消費に関する調査項目が変更されている。このため、2009 年調査からのパネルデータを利用する。

者に対して調査を行っている。⁷ 2018 年調査では、金融資産についても調査を行うようになり、相続だけでなく生前贈与の受け取りについても併せて調査を行っている。⁸ 本研究では、これらの期待が有る場合には 1 の値をとり、無い場合には 0 の値をとるダミー変数を各種の資産について作成し、実証分析に用いている。また、JHPS/KHPS2018 では、生前贈与の受け取りと遺産の相続について、それぞれの移転形態での受け取る期待の有無を調査している。ただし、多くの場合においてどちら移転形態の期待もあることから、本研究では生前贈与と遺産相続で移転形態を分けた分析を行わない。

本研究では 2 つの組み合わせについて定量分析を行う。最初に親子間の資産移転期待が資産蓄積に与える影響について議論する。続いての第 2 の焦点として、親子間の資産移転期待が子供の贈与意思に与える影響について考察する。

最初の分析において、資産蓄積を表す指標として子供家計の貯蓄率と平均消費性向を考えた。JHPS/KHPS2018 では、貯蓄率を調査しており、これを家計における前年の金融資産の蓄積を表す指標として分析に用いる。貯蓄率は、家計において、前年の税引き後の可処分所得のどのくらいの割合を追加的に貯蓄にまわしたのかを表している。⁹ しかし、JHPS/KHPS2009-17 においては、多くの調査年で貯蓄率を調査していないため、平均消費性向を貯蓄率に代わる指標として用いている。この平均消費性向は、毎年調査されている 1 月の消費額を、家計の年間世帯収入から求めた 1 か月あたりの収入で割ることで求めている。

(表 1 このあたり)

表 1 が親からの資産移転の期待の有無別の貯蓄率と平均消費性向を表している。パネル (a) では 2 種類の資産の有無で分けて、4 つのカテゴリーにサンプルを分割している。各カテゴリー別の貯蓄率を見ると、金融資産の受贈期待があるカテゴリーは貯蓄率が高くなっていることがわかる。一方で、このパネルからは親の住宅の受贈期待の有無では貯蓄率に差

⁷ KHPS2005 から KHPS2017 では、全調査対象者に対して、「将来あなたがお父様のお宅を相続する可能性はありますか」という質問を行い、親の住宅の相続期待の有無を尋ねている。

⁸ 金融資産については「将来あなたはご両親から現金・金融資産の相続や生前贈与を受けられる可能性はありますか」という質問を行い、親の住宅については「将来あなたはご両親が現在住まわれている住宅の相続や生前贈与を受けられる可能性はありますか」という質問を行っている。両質問とも全調査対象者を対象にしている。

⁹ JHPS/KHPS2018 では、調査対象者の家計に前年の可処分所得を調査しており、これに回答した家計に、そのうちどれくらいの割合を貯蓄にまわしたのかを尋ねている。このようにして得られた値は、「主体的」貯蓄率となり、資産運用からくるキャピタルゲイン/ロスの影響を受けていない貯蓄の指標となる。

は見られなかった。金融資産の受贈期待が貯蓄率と正の相関関係にあることがうかがわれる。

パネルデータの特性を考慮したうえで、親の住宅を相続する期待の推移が平均消費性向に与える影響について見てみたい。これを、子供世帯の持ち家と借家の居住形態別で、表したのがパネル (b) である。一年前に住宅の相続期待が無かった家計が、相続期待有りへと変化したか否かで、サンプルを分けている。どちらの居住形態においても、住宅の相続期待を持つようになると、平均消費性向の値は高くなっている。ただし、わずかながら、借家世帯の方がその変化は大きくなっているように見える。

続いて、第2の分析として、親の資産の受贈期待が、生前贈与や遺贈といった贈与意思に対して、それぞれ資産の種別にどのような影響を与えるのかを明らかにしたい。JHPS/KHPS2018 では、「配偶者以外の方に何らかの形で財産を残したいとお考えですか」という質問から、金融資産と不動産についての贈与意思を尋ねている。この質問への答えから、本研究ではそれぞれの資産について、「残したい」と回答した場合には1の値をとり、それ以外の回答の場合には0の値をとる贈与意思のダミー変数を作成した。¹⁰

(表2 このあたり)

表2に、各種資産の受贈期待の有無別の各種資産の贈与意思についてまとめた。パネル (a) からは、金融資産の受贈期待が有るときの方が、金融資産の贈与意思を持つ割合が高くなっていることが示されている。ただし、金融資産の受贈期待がない場合には、住宅の受贈期待が有ると、贈与意思を持つ割合が高くなっている。また、パネル (b) においては、どちらの資産の受贈期待についても、あった方が不動産の贈与意思を持っている割合が高くなることが表されている。基本的な傾向としては、いずれかの資産の受贈期待であっても、それが有れば、贈与意思を持つ確率は高くなっていることがうかがえる。

本研究では、以下に行う回帰分析において、資産蓄積や贈与意思に対して影響を与えることが考えられる観察可能な家計の属性を、説明変数として用いてコントロールしている。家計の社会学・人口学的属性としては、調査対象者の持ち家ダミー、調査対象者の性別（女性なら1の値をとるダミー変数）、調査対象者と配偶者の教育背景として学士号保有ダミー、調査対象者の年齢、世帯員数、配偶者の有無（有りのとき1の値をとるダミー変数）、子供の数を用いている。加えて、家計の経済的属性に関しては、親と配偶者の親の不動産保有ダミー、世帯年収、金融資産の保有額を用いている。さらに、居住地域の属性についても考慮するために、居住地域や都市の規模についてもダミー変数を使って考慮している。また、資産移転における交換動機について考察するために、親への介護をしていれば1の値をとる

¹⁰ この質問に対する回答の選択肢には、ほかに「残さない」、「(その資産を) 持っていない」、「わからない」がある。

ダミー変数を使った分析も行う。

3. 定量分析

3.1 分析モデル

第2節で議論したように、将来の生前贈与や相続などによる親からの資産移転は、実際には資産移転がまだ発生していない現在においても、子供の資産蓄積に対して影響があるように思われる。本研究では定量分析から、将来の資産移転が与える影響を明らかにしたい。ただし、その際には将来の資産移転が内生性を持つ可能性も考慮しなければならない。付表1に示されている記述統計を見れば、資産移転の期待の有無別で、経済学的属性について系統だった違いを見出すことができる。たとえば、裕福な親ほど子供に資産を残すことが考えられ、同時にその裕福な親はより多くの教育投資を子供に対して行うだろう。実際に、付表1にも示されているように、将来の資産移転がないグループについては学士号を保有している割合が有意に低くなっている。このような教育投資はその後の子供の所得獲得能力に影響を及ぼすことが考えられ、資産蓄積にも有意な影響を与えるだろう。¹¹ このような場合、親の属性や子供の経済的背景についてコントロールが十分でない場合、推定された資産移転の影響にバイアスが生じてしまうことになる。

この問題に対処するために、本研究では最小二乗推定量 (OLS) などによる一般的な回帰分析に加えて、より精緻な世帯属性のコントロールを行うことができるトリートメント効果モデルにおける二重に頑健な推定量 (Robins et al., 1995) を用いて、将来の資産移転が与える影響を議論したい。本研究で用いる二重に頑健な拡張化された逆確率加重推定量 (DR-AIPW) は、回帰調整の手法と逆確率加重法の2つを併せて行うものである。結果に対する条件付き平均値推定モデルか、トリートメント確率推定モデルのいずれかが正しく推定されていれば、適切な推定を行うことができる (Scharfstein et al., 1999; Bang and Robins, 2005; Hoshino, 2007; Wooldridge, 2007)。親からの資産受贈期待の平均トリートメント効果は以下のような2つの段階を経て推定することができる。

まず第1段階として、個人 i が親からの資産受贈期待を持つ確率 $p(x_i, \gamma)$ における、パラメータ γ をロジット・モデルによる回帰分析から推定する。このことから、個々のトリートメント確率 $p(x_i, \gamma)$ を得ることができる。本研究では、このロジット・モデルによる推定を行うにあたって、以下のような共変量を用いた：親と配偶者の親の不動産保有ダミー；世帯年収；金融資産の保有額；調査対象者の持ち家ダミー；調査対象者の性別（女性なら1の値をとるダミー変数）；調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー；調査対象者の年齢；世帯員数；配偶者ダミー；子供の数；親と同居ダミー；居住地域ダミー；都市規模ダミー。

¹¹ さらに言えば、生来の能力もまた親から子供へと世代間移転することが考えられる。これもまた、資産移転と子供の行動との見せかけの関係につながってしまうことが考えられる (De Nardi 2014)。

次に第2段階として、逆確率加重回帰モデルから資産蓄積への効果を明らかにする。これを行うために、本研究では以下のような重み付き一般化最小二乗問題を解き、トリートメント・グループ（親からの資産移転期待があるグループ）のパラメータ (α_1, β_1) を推定する。

$$\min_{\alpha_1, \beta_1} \sum_{i=1}^N \frac{w_i}{p(x_i, \hat{\gamma})} (y_i - \alpha_1 - x_i \beta_1)^2, \quad (1)$$

ここで y_i は結果（貯蓄率）を表している。 x_i が共変量ベクトル、 w_i がトリートメントダミー変数（親からの資産受贈期待があれば1の値をとる）を表している。同様に、コントロール・グループのパラメータ (α_0, β_0) も、 $w_i = 0$ をとるサンプルに対して $1/[1 - p(x_i, \gamma)]$ をウェイトとして用いて、上記の問題を解くことで求めることができる。さらに、 y_1 はトリートメントがあった時の潜在的な結果を、 y_0 はトリートメントが無かった時の結果を示しているとする。このとき、平均トリートメント効果 $\hat{\tau}_{ATE}^{DR}$ は以下のように与えられる：

$$\hat{\tau}_{ATE}^{DR} = \hat{E}^{DR}(y_1) - \hat{E}^{DR}(y_0), \quad (2)$$

ここで、

$$\hat{E}^{DR}(y_1) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{w_i y_i}{p(x_i, \hat{\gamma})} + \left(1 - \frac{w_i}{p(x_i, \hat{\gamma})}\right) (\hat{\alpha}_1 + x_i \hat{\beta}_1) \right] \quad (3)$$

かつ、

$$\hat{E}^{DR}(y_0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{(1 - w_i) y_i}{1 - p(x_i, \hat{\gamma})} + \left(1 - \frac{1 - w_i}{1 - p(x_i, \hat{\gamma})}\right) (\hat{\alpha}_0 + x_i \hat{\beta}_0) \right] \quad (4)$$

これが潜在的な結果の期待値である。DR-AIPW 推定量は、標準的な逆確率加重推定量 (IPW) に、トリートメント確率推定モデルの特定化の誤りを修正する拡張項（3式と4式の右辺第2項）を含めることで、発展させたものである。もしトリートメント確率が正しく特定化されていれば、拡張項は消え、サンプルサイズが大きくなれば DR-AIPW 推定量は標準的な IPW 推定量になる。

以下の分析において、本研究では分析対象となるサンプルを、過去に親から資産移転（生前贈与や相続）を受けてない子供世帯に限定している。この理由としては、過去に資産移転を受けている場合には資産の構成や将来の資産移転の効果が変わってしまう可能性が考えられるからである。特に相続においては、一次相続と二次相続の違いが指摘されており、一次相続の場合には生きている親の遺産動機がより反映されることが指摘されている (Hamaaki et al., 2019)。

3.2 親からの資産移転と子供の資産蓄積

ここで、親からの資産受贈期待が子供の資産蓄積に対して、どのような影響を与えているのかを分析したい。まずは JHPS/KHPS2018 を用いて、被説明変数に子供の現在の貯蓄率を推定する。将来の資産移転が子供世帯の所得の不確実性や流動性制約を緩和するのであれば、消費を増やすために、子供世帯は貯蓄率を減らすことが考えられる。一方で、Falk and

Stark (2001) や Stark (2015) が示唆するように、親から子供への相続は利他的王朝動機に基づく「家族の伝統」であるとするならば、子供のさらに次の世代の子孫へ遺産を残すために、子供世帯はむしろ貯蓄率を高めることも考えられる。

表 3 に表されている結果が、貯蓄率に対する親からの資産受贈期待の効果の推定値である。表の 1 列目が OLS による推定結果であり、2・3 列目が DR-AIPW による推定結果である。OLS で用いた資産移受贈期待以外の説明変数と、上述した DR-AIPW のトリートメント確率のロジット推定で用いた共変量は同じ変数を用いている。¹²また、本研究では全ての推定において頑健な標準誤差を推定している。

(表 3 このあたり)

OLS と DR-AIPW の両推定結果において、親からの金融資産の移転期待は貯蓄率を高める効果があることが有意に示されている。金融資産の受贈期待が有る場合には、ない場合と比較して 1.88%から 2.16%ほど貯蓄率が高くなることが推定されている。先述したように、もし金融資産の受贈期待が予備動機や流動性制約の緩和という効果だけをもたらしていた場合には、このような貯蓄率を高めることにはつながらないように考えられる。金融資産の受贈期待は他の貯蓄動機により強く結びついているのではないだろうか。一方で、OLS と DR-AIPW の両推定において、親の住宅の受贈期待は貯蓄率に対して負の効果を与えている。ただし、OLS では有意な効果であるが、DR-AIPW では係数の絶対値も小さくなり、有意な効果となっていない。なぜこのように不安定な結果になるのかは、以下にパネルデータを用いた分析を行うことで明らかにしたい。

(表 4 このあたり)

2009 年から 2017 年の JHPS/KHPS を用いて、親の住宅の受贈期待が平均消費性向に対してどのような影響を与えているのかをパネルデータの特性から推定した。この推定結果が表 4 である。1 列目が全サンプルを用いたときの結果を表し、2 列目が分析対象を持ち家の世帯に限定した時の分析結果であり、3 列目が分析対象を借家の世帯に限定したときの分析結果である。まず、変量効果 (RE) モデルの推定結果から、RE モデルとブーリング OLS モ

¹² トリートメント確率の推定を行ったロジット・モデルについて、モデルが正しいという帰無仮説の下でピアソンの χ^2 検定とホスマー・レメシヨウ検定を行い、両検定ともに帰無仮説を棄却できなかった。付表の 2 と 3 はトリートメント・グループとコントロール・グループ間の逆確率による重み付けを行う前後の共変量のバランスを見ている。表 2、3 のいずれの共変量についても、加重後の標準差は 0.1 以下になっており、両グループ間の平均値であり差が生じていないように思われる。

デルのパラメータが同等であるという帰無仮説でブルーシュ・ペイガン検定を行った。次に、これを踏まえて固定効果モデルと RE モデルの推定結果から、固定効果モデルと変量効果モデルのパラメータが等しいという帰無仮説でハウスマン検定を行った。この検定において、もし帰無仮説が棄却された場合には、観察不可能な通時的に一定の値を取る個人属性と説明変数に相関があることになる。この場合には、固定効果モデルが支持されるが、帰無仮説が棄却されなかった場合には、より効率的な RE モデルが支持される。本研究での推定結果からは、3つの推定のいずれの検定においても RE モデルが支持された。全サンプルと借家世帯を対象にした場合には、親の住宅の受贈期待は正に有意な影響を与えており、将来住宅を受贈する場合には平均消費性向を高めていることがうかがわれる。一方で、持ち家世帯を対象にした場合には正の係数ではあるが、その値も小さく、有意には推定されなかった。推定された係数を見ると、特に借家世帯においてはその値が大きくなっていることがわかる。ゆえに、全サンプルを対象にした場合においても、住宅の移転期待の効果が正に有意に推定されたのは、借家世帯の効果に起因しているように思われる。多くの場合、借家世帯はいずれ持ち家を購入することが考えられる。しかし、借家世帯において親の住宅が受贈でき、もし将来その家に住むのであれば、持ち家購入のために頭金を作る必要がなく、貯蓄せずに消費を行うことができる。このようなことから、特に借家世帯においては、将来の親の住宅の移転が消費を促進することにつながっていることが考えられる。

3.3 親からの資産移転と子供の贈与意思

上記の分析から、特に借家世帯において親の住宅を将来受け取ることが期待される場合には消費が高まる一方で、親から金融資産を将来受け取ることが期待している場合には、子供世帯においてより貯蓄率が高まることが示唆された。このような将来の資産移転の効果が子供世帯の贈与意思によるものなのかを検証するために、本研究では各種の資産受贈期待が子供のその子孫への贈与意思にどのような影響を与えるのかを推定する。ここでは子供世帯のその子孫への贈与意思を被説明変数として分析する。ただし、JHPS/KHPS2018 では、その調査方式から、各種の資産を持っていない世帯については、贈与意思を持っていないとみなしている。このため、そのまま贈与意思の有無を被説明変数として、説明変数に資産の保有を用いた分析を行った場合には、同時性のある推定を行ってしまうことになる。以下では、最低限の金融資産を保有している持ち家世帯に限定して分析を行う。¹³

第2節で説明したように、JHPS/KHPS2018 では金融資産と不動産についてそれぞれ個別にその贈与意思を調査している。まずは金融資産の贈与意思について推定を行った。表5が

¹³ JHPS/KHPS2018 では金融資産の受贈期待がある世帯に対して、その予想金額を尋ねている。回答率は低かったが、回答された最小金額は30万円だった。ここでは、その30万円を最低限の贈与を行うための金融資産とした。なお、最低限の金融資産の保有額を、0より大きい最小値である、1万円としても、以下の分析結果は本質的に変わらない。

その推定結果である。推定された受贈期待の効果では、住宅も金融資産も全て正に有意に金融資産の贈与意思に高めている。ただし、住宅の受贈期待が 8.0%から 11.9%ほど贈与意思を持つ確率を高めているのに対して、金融資産の受贈期待は 9%から 15.0%ほど贈与意思を持つ確率を高めている。このため、金融資産の受贈期待の方が、金融資産の贈与意思を持つ確率をより高めていることが示唆されている。

(表 5 このあたり)

続いて、不動産の贈与意思について推定を行った。推定結果は表 6 にまとめられている。住宅の受贈期待については、OLS と DR-AIPW とともに正に有意な効果が推定され、不動産の贈与意思を 10.5%から 11.1%ほど高めていることが示された。一方で、金融資産の受贈期待は OLS と DR-AIPW でともに正の効果が推定されたが、OLS では有意でなく、DR-AIPW では有意だったが 7%ほどであり、住宅の受贈期待の効果よりも小さかった。

(表 6 このあたり)

以上の結果から、各種の受贈期待が贈与意思に与える影響を議論したい。金融資産の贈与意思については金融資産の受贈期待の方がより大きな正の効果を持っていることが示され、不動産の贈与意思については住宅の受贈期待の方がより大きな正の効果を与えていることになる。つまり、子供世帯においては、親からもらう資産と同じ種類の資産をその子孫に残そうとしていることになる。住宅については、受け取る予定の住宅を子供にも残そうとしている可能性が考えられる。

3.4 追加検証

ここまでの分析の結果について、その適切な理論的背景を考えるために、いくつかの分析を追加的に行いたい。上記の分析からは、金融資産の受贈期待があると、金融資産の贈与意思を持ち、貯蓄率が高まるということを考えた。これが正しいのであれば、もし金融資産の受贈期待があったとしても、贈与意思を持たない場合には、貯蓄率が高まらないことになる。ゆえに、ここでは金融資産の贈与意思の有無でサンプルを分割し、それぞれのグループについて受贈期待が貯蓄率に与える影響を推定した。この分析では先ほどの分析と同様に、資産を持っていないことが、贈与意思無しとなっていることの影響を考慮して、最低限の金融資産を保有している持ち家世帯のみを分析対象としている。

(表 7 このあたり)

表 7 が金融資産の贈与意思の有無別での貯蓄率の推定結果である。1 列目が金融資産の贈

与意思があるグループの結果であり、2 列目が金融資産の贈与意思が無いグループの結果である。金融資産の贈与意思がある場合には、金融資産の受贈期待があると貯蓄率が有意に高くなることが示唆されている。一方で、金融資産の贈与意思が無い場合には、金融資産の受贈期待は有意な効果を貯蓄率に与えておらず、その係数の大きさも大幅に小さくなっている。これらのことから、金融資産の受贈期待は、金融資産の贈与意思を通して、貯蓄率に有意な影響を与えていることがうかがわれる。また、金融資産の受贈期待が、子供の生涯所得の増加につながっているのだとしたら、所得や金融資産のように正に有意な効果を通じて貯蓄率に影響を与えることが考えられる。¹⁴ しかし、今回の推定結果において、贈与意思がないと受贈期待は有意な影響をあたえていないことから、このような効果は受贈期待から生じていない可能性が考えられた。

また、Falk and Stark (2001) の理論モデルを参考にすれば、このように親から資産をもらうことでさらにその子孫へ資産を残そうとする理論的背景には、代々十分な利他性があることから成立する利他的王朝動機があることが考えられる。これに対して、もう一つの有力な遺産動機である、交換動機に基づく戦略的な親子間の資産移転がなされた場合には、ここまで見てきたような子供世帯の行動は見られないのだろうか。これを検証するために、各種資産の受贈期待と親の介護の交差項を説明変数に用いて、貯蓄率の推定を行いたい。介護を行うことで親からの資産移転がなされる場合には、交換動機に基づく資産移転が行われると解釈することができる。この交換動機による資産移転が貯蓄率に与える影響は交差項の効果として表れる。まずは、現在介護を行っているか否かを介護ダミーとして用いた分析を行う。次に潜在的な介護可能性を考慮するために、調査対象者の親と同居しているか否かを介護ダミーとして用いた分析を行う。

(表 8 このあたり)

表 8 に示されているのが、介護と各種の受贈期待との交差項を含めた貯蓄率の推定結果である。1 列目には、現時点での介護状況を介護ダミーとして用いて推定を行った結果がまとめられている。各種の受贈期待単体の効果は表 3 と大きくは変わらないものとなっている。介護の効果は負の係数が推定されているが有意ではない。ただし、交差項についてはいずれの受贈期待についても、単体の場合とは逆の符号の係数が推定され、その絶対値は単体の係数よりも大きくなっている。介護を行っている場合の受贈期待は、これまで議論されてきたものとは逆の効果になる可能性が示唆されている。特に金融資産の受贈期待と介護との交差項については、負に有意であり 5.1%ほど貯蓄率を下げる効果が推定されている。これは単体の受贈期待と併せて解釈する必要があるが、介護を行っている場合に金融資産の

¹⁴ 本研究の貯蓄率の推定においては、世帯年収と金融資産の保有は正の係数が推定されており、多くの場合有意であった。このことは Dynan et al. (2004) と整合的な結果である。

受贈期待があるとむしろ貯蓄率が 3.1%ほど低くなることになる。つまり、交換動機に基づく親子間の資産移転による行動は、利他的王朝動機による行動とは異なったものであることが考えられるのである。

2 列目に示されている結果は、調査対象者の親と同居しているか否かを介護ダミーとして用いて、推定を行ったものである。推定された係数の符号は、1 列目の結果と一致している。交差項の係数については有意ではなかったが、ここでも、その絶対値は受贈期待単体の効果よりも大きかった。この結果から、交換動機に基づく資産移転の影響として、1 列目と同様の考察を得ることが考えられる。

4. 結論

本研究では親からの資産移転が子供の資産蓄積にどのような影響を与えるのかを定量分析した。この分析から得られた知見として、将来の資産移転の有無は貯蓄率に対して、その資産の種類や移転の動機などによって多様な影響を与えることが挙げられる。

本研究の分析から示唆された受贈期待の効果は、親子間の資産移転と資産蓄積の関係を研究するうえで、いくつかの重要な貢献があるように思われる。第一には、住宅と金融資産という異なった資産の受贈期待の効果を、それぞれ明らかにしたことにある。これまでの多くの研究は、基本的に金融資産の移転に焦点をあてて、議論が行われており、住宅の移転については研究の蓄積が十分ではなかった。¹⁵ 今回の定量分析の結果からは、親の住宅の受贈期待は、特に借家世帯において、消費を促進することで貯蓄率を低下させる傾向があることが示された。一方で、金融資産の受贈期待については、貯蓄率を高める傾向が示されている。

第 2 には、先行研究においては実際に資産移転が実現した後の移転の影響について焦点を当てているのに対して、本研究では従前の効果に着目していることが考えられる。第 3 節の推定結果からは、親から子供への資産移転はその期待の段階から子供たちの行動に影響を与えていることが示唆されている。

第 3 には、DR-AIPW 推定量を用いることで、資産の受贈期待の内生性を考慮した推定を行っていることが挙げられる。DR-AIPW 推定量においては、一般的な OLS 推定量を用いた回帰分析よりも、受贈期待と資産蓄積の双方に影響を与える交絡因子をコントロールしていることから、より頑健な推定結果を得ることができる。

第 4 には、親の資産の受贈期待と子供世帯の資産蓄積の関係について詳解するために、本研究では各種資産の受贈期待が子供世帯のさらなる子孫への贈与意思について与える影響についても分析していることが該当する。推定結果からは、親から移転される資産と同種の資産をさらに子孫に残そうとすることが示唆されている。このことから、金融資産の受贈期

¹⁵ O'Dwyer (2001) は住宅の相続がオーストラリアの資産の分布に与える影響について分析を行っている。

待によって、金融資産の贈与意思が変化し、貯蓄率が高まることという説明が考えられた。ただし、親から子供への資産移転が、利他的王朝動機ではなく、親の介護による交換動機によってなされている場合には、金融資産の受贈期待はむしろ貯蓄率を低下させる傾向があることも示されている。

一方で、本研究には今後分析すべきいくつかの課題がある。その一つとしては、持ち家世帯において親の住宅の受贈期待が貯蓄率に有意な影響を与えていないことの理由が挙げられる。これを詳しく分析するためには、移転される予定の住宅の属性についても十分な情報を蓄積する必要があるだろう。第2には、なぜ金融資産の受贈期待がある子供世帯は、金融資産をその子孫へと残そうとするのかが挙げられる。本研究の分析からは、このことへの十分な理由を見つけることができなかった。贈与や相続に関する税制や資産の流動性、あるいは慣習といった観点からあらたに考えたい。続いて、先行研究との整合性についても、さらに研究を重ねていく必要がある。親からの金融資産が移転された後には、貯蓄よりも消費が増えることが多くの先行研究では指摘されている。本研究の結果と併せて考えると、従前には貯蓄が増えるが、受け取った後には消費が増えることになる。なぜこのような受贈者の行動が生じるのかを明らかにするためには、より長期にわたって家計を追跡調査し、資産移転の前後を詳細に調査したデータが必要になるように思われる。最後には、本研究では三世代にわたる資産移転の理論的背景として、利他的王朝動機を考えたが、これが本当に整合的な説明なのかは検証できなかった。家族間の利他性について調査したデータを用いて、この検証を行いたい。

参考文献

- [1] Arrondel, L., and Grange, C. (2014). “Bequests and Family Traditions: The Case of Nineteenth Century France,” *Review of Economics of the Households*, 12, 439-459.
- [2] Bang, H., and Robins, J. M. (2005). “Doubly Robust Estimation in Missing Data and Causal Inference Models,” *Biometrics*, 61, 962-972.
- [3] Bø, E. E., Halvorsen, E., and Thoresen, T. O. (2018). “Heterogeneity of the Carnegie effect,” *Journal of Human Resources*. (Available at doi:10.3368/jhr.54.3.0915.7366R1)
- [4] Boar, C. (2018). “Dynastic Precautionary Savings,” mimeo. (Available at <https://sites.google.com/site/corinaboar/research>)
- [5] Davies, J. B., and Shorrocks, A. F. (1999). “The Distribution of Wealth,” in Atkinson, A.B. and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1 (pp. 605-675), Amsterdam: Elsevier.
- [6] De Nardi, M. (2014). “Wealth Inequality and Intergenerational Links,” *Review of Economic Studies*, 71, 743-768.
- [7] Dynan, K. E., Skinner, J., and Zeldes, S. P. (2004). “Do the Rich Save More?,” *Journal of Political Economy*, 112, 397-444.
- [8] Elinder, M., Erixson, O., and Ohlsson, H. (2012). “The Impact of Inheritances on Heirs’ Labor and Capital Income,” *The BE Journal of Economic Analysis and Policy*, 12(1), Article 61.
- [9] Elinder, M., Erixson, O., and Waldenström, D. (2018). “Inheritance and Wealth Inequality: Evidence from Population Registers,” *Journal of Public Economics*, 165, 17-30.
- [10] Falk, I. and Stark, O. (2001). “Dynasties and Destiny: On the Roles of Altruism and Impatience in the Evolution of Consumption and Bequests,” *Economica*, 68, 505-518.
- [11] Hamaaki, J., Hori, M., and Murata, K. (2019) “The Intra-Family Division of Bequests and Bequest Motives: Empirical Evidence from a Survey on Japanese Households,” *Journal of Population Economics*, 32, 309-346.
- [12] Hoshino, T. (2007). “Doubly Robust Type Estimation for Covariate Adjustment in Latent Variable Modeling,” *Psychometrika*, 72, 535-549.
- [13] Joulfaian, D., and Wilhelm, M. O. (1994). “Inheritance and Labor Supply,” *Journal of Human Resources*, 29, 1205-1234.
- [14] Joulfaian, D. (2006). “Inheritance and Saving,” NBER Working Paper 12569. (Available at

- <http://www.nber.org/papers/w12569>)
- [15] Karagiannaki, E. (2017). “The Impact of Inheritance on the Distribution of Wealth: Evidence from Great Britain,” *Review of Income and Wealth*, 63, 394-408.
 - [16] Kimura, M. (2005). “The Sample Characteristics of the 2004 Keio Household Panel Survey,” in Higuchi, Y. (ed.), *Dynamism of Household Behavior in Japan [I]*, Tokyo: Keio University Press (in Japanese).
 - [17] Kotlikoff, L. J., and Summers, L. H. (1981). “The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation,” *Journal of Political Economy*, 89, 706-732.
 - [18] Modigliani, F. (1988). “The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth,” *Journal of Economic Perspectives*, 2(2), 15-40.
 - [19] Naoi, M., and Yamamoto, K. (2010). “The Sample Design and Representativeness of the Japan Household Panel Survey,” in Y. Higuchi, T. Miyauchi, and C.R. McKenzie (eds.), *The Dynamism of Poverty: Japan’s Tax and Social Welfare and Employment Policies and Household Behavior*, Tokyo: Keio University Press (in Japanese).
 - [20] Nekoei, A., and Seim, D. (2018). “How Do Inheritances Shape Wealth Inequality? Theory and Evidence from Sweden,” mimeo. (Available at <https://ssrn.com/abstract=3192778>)
 - [21] Niimi, Y., and Horioka, C. Y. (2018). “The Impact of Intergenerational Transfers on Household Wealth Inequality in Japan and the United States,” *World Economy*, 41, 2042-2066.
 - [22] Niizeki, T. and Hori, M (2019). “The Effect of Inheritance Receipt on Individual Labor Supply: Evidence from Japanese Microdata,” *Japan and the World Economy*, 49, 176-186.
 - [23] O’Dwyer, L. A. (2001). “The Impact of Housing Inheritance on the Distribution of Wealth in Australia,” *Australian Journal of Political Science*, 36, 83-100.
 - [24] Piketty, T., and Zucman, G. (2015). “Wealth and Inheritance in the Long Run,” in Atkinson, A.B. and F. Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2B, 1303-1368, Amsterdam: Elsevier.
 - [25] Robins, J. M., Rotnitzky, A., and Zhao, L. P. (1995). “Estimation of Regression Coefficients When Some Regressors Are Not Always Observed,” *Journal of the American Statistical Association*, 89, 846-866.
 - [26] Scharfstein, D. O., Rotnitzky, A., and Robins, J. M. (1999). “Adjusting for Nonignorable Drop-out Using Semiparametric Nonresponse Models,” *Journal of the American Statistical Association*,

- 94, 1096-1120.
- [27] Stark, O., and Nicinska, A. (2015). "How Inheriting Affects Bequest Plans," *Economica*, 82, 1126-1152.
- [28] Wooldridge, J. M. (2007). "Inverse Probability Weighted M-estimation for General Missing Data Problems," *Journal of Econometrics*, 141, 1281-1301.
- [29] Yukutake, N., Iwata, S., and Idee, T. (2015). "Strategic Interaction between Inter Vivos Gifts and Housing Acquisition," *Journal of the Japanese and International Economies*, 35, 62-77.
- [30] Zagorsky, J. L. (2013). "Do People Save or Spend Their Inheritances? Understanding What Happens to Inherited Wealth," *Journal of Family and Economic Issues*, 34, 64-76.

表 1：資産の受贈期待の有無別の貯蓄率と平均消費性向

(a) 貯蓄率(%)			(b) 平均消費性向(%)		
金融資産の移転	住宅の移転		居住形態	住宅の移転無しからの翌年	
	有	無		有へ変化	変化無
有	13.1	13.4	持ち家	60.5	59.7
	(13.0)	(14.1)		(19.1)	(19.3)
	[263]	[31]		[825]	[4,784]
無	8.4	8.4	借家	71.6	70.6
	(10.3)	(11.6)		(17.6)	(18.3)
	[246]	[684]		[181]	[1,394]

注：丸括弧内に示されているのが標準偏差である。角括弧内に示されているのがサンプルサイズである。パネル (a) はJHPS/KHPS2018を用いている。パネル (b) は、JHPS/KHPS2009-17を用いている。

表 2：資産の受贈期待の有無別の贈与意思

(a) 金融資産の贈与意思			(b) 不動産の贈与意思		
金融資産の移転	住宅の移転		金融資産の移転	住宅の移転	
	有	無		有	無
有	0.50	0.55	有	0.47	0.42
	(0.50)	(0.51)		(0.50)	(0.50)
	[262]	[31]		[261]	[31]
無	0.35	0.27	無	0.41	0.29
	(0.48)	(0.45)		(0.49)	(0.45)
	[245]	[684]		[245]	[679]

注：丸括弧内に示されているのが標準偏差である。角括弧内に示されているのがサンプルサイズである。両パネルともにJHPS/KHPS2018を用いている。

表 3：貯蓄率の推定結果

被説明変数: 貯蓄率 (%)	[1] OLS		[2] DR-AIPW		[3] DR-AIPW	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	-1.2535	(0.7389) *	-0.3746	(0.7357)		
親から金融資産の受贈移転期待	1.8791	(0.8839) **			2.1632	(0.8784) **
決定係数	0.269		-		-	
N	1224		1224		1224	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表している。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。
JHPS/KHPS2018を用いた推定である。トリートメント効果を推定するにあたっては以下のような共変量を用いているが、結果は表から省略している:親あるいは配偶者の親の不動産保有ダミー;世帯年収;金融資産の保有額;調査対象者の持ち家ダミー;調査対象者の性別(女性なら1の値をとるダミー変数);調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー;調査対象者の年齢;世帯員数;配偶者ダミー;子供の数;調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー;居住地域ダミー;都市規模ダミー。

表 4：平均消費性向の推定結果

被説明変数: 平均消費性向 (%)	[1] RE (全サンプル)		[2] RE (持ち家のみ)		[3] RE (借家のみ)	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	0.68	(0.34) **	0.36	(0.39)	1.74	(0.68) ***
ブルーシュ・ベイガン検定統計量	3107.0 ***		2398.6 ***		578.6 ***	
ハウスマン検定統計量[自由度]	22.07	[23]	17.76	[16]	18.12	[21]
決定係数	0.198		0.155		0.235	
N	4038		3308		987	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表している。丸括弧内の数値は頑健な標準誤差である。角括弧内は検定の自由度である。JHPS/KHPS2009-17を用いている。ブルーシュ・ベイガン検定は、変量効果モデルとプーリングOLSモデルのパラメータが等しいという帰無仮説を立てている。ハウスマン検定は固定効果モデルと変量効果モデルのパラメータが等しいという帰無仮説を立てている。変量効果による推定を行うにあたっては他に以下のような説明変数を用いているが、結果は表から省略している:世帯年収;金融資産の保有額;持ち家ダミー;世帯員数;配偶者ダミー;子供の数;調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー;年齢;居住地域ダミー;都市規模ダミー;調査年ダミー。

表 5：金融資産の贈与意思の推定結果

被説明変数: 金融資産の贈与意思 (有り=1)	Logit		DR-AIPW		DR-AIPW	
	限界効果 (標準誤差)		係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	0.0803	(0.0434) *	0.1189	(0.0371) ***		
親から金融資産の資産受贈期待	0.0900	(0.0455) **			0.1497	(0.0389) ***
対数尤度	-421.80		-		-	
N	690		706		691	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を表している。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。JHPS/KHPS2018を用いた推定である。ここでは対象を、金融資産30万円以上を保有する持ち家世帯に、限定して推定を行っている。トリートメント効果を推定するにあたっては以下のような共変量を用いているが、結果は表から省略している: 親あるいは配偶者の親の不動産保有ダミー; 世帯年収; 金融資産の保有額; 調査対象者の持ち家ダミー; 調査対象者の性別 (女性なら1の値をとるダミー変数); 調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー; 調査対象者の年齢; 世帯員数; 配偶者ダミー; 子供の数; 調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー; 居住地域ダミー; 都市規模ダミー。

表 6：不動産の贈与意思の推定結果

被説明変数: 不動産の贈与意思 (有り=1)	Logit		DR-AIPW		DR-AIPW	
	限界効果 (標準誤差)		係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	0.1047	(0.0431) **	0.1109	(0.0368) ***		
親から金融資産の資産受贈期待	0.0185	(0.0467)			0.0715	(0.0415) *
対数尤度	-419.79		-		-	
N	687		703		688	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を表している。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。JHPS/KHPS2018を用いた推定である。ここでは対象を、金融資産30万円以上を保有する持ち家世帯に、限定して推定を行っている。トリートメント効果を推定するにあたっては以下のような共変量を用いているが、結果は表から省略している: 親あるいは配偶者の親の不動産保有ダミー; 世帯年収; 金融資産の保有額; 調査対象者の持ち家ダミー; 調査対象者の性別 (女性なら1の値をとるダミー変数); 調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー; 調査対象者の年齢; 世帯員数; 配偶者ダミー; 子供の数; 調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー; 居住地域ダミー; 都市規模ダミー。

表7：金融資産の贈与意思別での貯蓄率の推定結果

被説明変数:貯蓄率(%)	金融資産の贈与意思有り		金融資産の贈与意思無し	
	[1] OLS		[2] OLS	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	-1.6385	(1.3907)	-0.8647	(1.6549)
親から金融資産の受贈移転期待	2.4500	(1.4741) *	0.4978	(1.8353)
決定係数	0.259		0.253	
N	290		400	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表している。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。JHPS/KHPS2018を用いた推定である。ここでは対象を、金融資産30万円以上を保有する持ち家世帯に、限定して推定を行っている。推定を行うにあたっては他に以下のような説明変数を用いているが、結果は表から省略している:親あるいは配偶者の親の不動産保有ダミー;世帯年収;金融資産の保有額;調査対象者の持ち家ダミー;調査対象者の性別(女性なら1の値をとるダミー変数);調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー;調査対象者の年齢;世帯員数;配偶者ダミー;子供の数;調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー;居住地域ダミー;都市規模ダミー。

表8：介護と受贈期待の交差項を含めた貯蓄率の推定

被説明変数:貯蓄率(%)	実際に介護		調査対象者の親と同居	
	[1] OLS		[2] OLS	
	係数	(標準誤差)	係数	(標準誤差)
親の住宅の受贈期待	-1.4406	(0.7565) *	-0.7400	(0.7869)
親から金融資産の受贈移転期待	2.1958	(0.9239) **	1.9128	(0.9657) **
親の介護	-1.5582	(1.4632)	-0.7170	(1.2695)
住宅の受贈期待×親の介護	3.1791	(2.3869)	2.7265	(1.8206)
金融資産の受贈期待×親の介護	-5.3425	(2.8916) *	-2.8861	(2.0664)
決定係数	0.271		0.315	
N	1223		1033	

注:***, **, * はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を表している。括弧内の数値は頑健な標準誤差である。JHPS/KHPS2018を用いた推定である。推定を行うにあたっては他に以下のような説明変数を用いているが、結果は表から省略している:親あるいは配偶者の親の不動産保有ダミー;世帯年収;金融資産の保有額;調査対象者の持ち家ダミー;調査対象者の性別(女性なら1の値をとるダミー変数);調査対象者と配偶者の学士号保有ダミー;調査対象者の年齢;世帯員数;配偶者ダミー;子供の数;調査対象者あるいは配偶者の親と同居ダミー([1]の推定のみ);居住地域ダミー;都市規模ダミー。

付表 1：資産移転の期待別の記述統計

	全サンプル		(i) 住宅と金融資産ともに受け 取る期待無し		(ii) 住宅のみ受け取る期待有 り		(iii) 金融資産のみ受け取る 期待有り		(iv) 住宅と金融資産ともに受け 取る期待有り	
変数名	平均値 (標準誤差)		平均値 (標準誤差)		平均値 (標準誤差)		平均値 (標準誤差)		平均値 (標準誤差)	
貯蓄率(%)	9.553	(11.880)	8.447	(11.562) *	8.358	(10.276)	13.355	(14.103)	13.099	(13.034) ***
不動産の贈与意思†	0.354	(0.479)	0.286	(0.452) ***	0.412	(0.493)	0.419	(0.502)	0.471	(0.500) ***
金融資産の贈与意思‡	0.343	(0.475)	0.272	(0.445) ***	0.351	(0.478)	0.548	(0.506) **	0.496	(0.501) ***
住宅の相続期待	0.416	(0.493)	0.000	(0.000)	1.000	(0.000)	0.000	(0.000)	1.000	(0.000)
金融資産の相続期待	0.240	(0.427)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	1.000	(0.000)	1.000	(0.000)
親の不動産保有 (1=保有している)	0.795	(0.404)	0.699	(0.459) ***	0.894	(0.308) ***	0.742	(0.445)	0.958	(0.201) ***
配偶者の親の不動産保有 (1=保有している)	0.563	(0.496)	0.545	(0.498)	0.533	(0.500)	0.581	(0.502)	0.635	(0.482) **
世帯年収(万円)	741.2	(416.9)	702.6	(371.4) *	743.1	(446.0)	711.1	(314.1)	843.1	(489.8) ***
金融資産保有額(万円)	709.5	(1347.4)	512.7	(1034.1) ***	603.8	(1119.9)	846.8	(833.9)	1304.4	(1991.4) ***
住居の居住形態(1=持ち家に居住)	0.761	(0.427)	0.711	(0.454) **	0.821	(0.384) **	0.645	(0.486)	0.848	(0.360) ***
調査対象者の性別 (1=女性)	0.5	(0.5)	0.5	(0.5)	0.4	(0.5) **	0.5	(0.5)	0.5	(0.5)
調査対象者の学歴 (1=学士号を保有)	0.327	(0.469)	0.265	(0.441) ***	0.358	(0.480)	0.516	(0.508) **	0.437	(0.497) ***
配偶者の学歴 (1=学士号を保有)	0.204	(0.403)	0.181	(0.386)	0.191	(0.394)	0.323	(0.475)	0.262	(0.441) *
調査対象者の年齢	46.842	(9.016)	46.674	(9.267)	46.744	(8.545)	46.516	(8.571)	47.407	(8.857)
世帯員数	3.443	(1.384)	3.399	(1.354)	3.533	(1.433)	3.161	(1.573)	3.506	(1.392)
配偶者の有無 (1=配偶者有)	0.717	(0.451)	0.725	(0.447)	0.683	(0.466)	0.742	(0.445)	0.722	(0.449)
子どもの数	1.534	(1.110)	1.621	(1.102)	1.427	(1.129)	1.387	(1.086)	1.426	(1.102)
調査対象者あるいは配偶者の親との居住 (1=親と同居)	0.319	(0.466)	0.253	(0.435) ***	0.435	(0.497) ***	0.194	(0.402) *	0.399	(0.491) **
N	1,224		684		246		31		263	

注:***, **, * は全サンプルに対する平均値の差の検定において、それぞれ1%, 5% および10%の有意水準を表す。

† 欠損値があるためサンプルサイズはそれぞれ1,216、679、245、31および261となる。

‡ 欠損値があるためサンプルサイズはそれぞれ1,222、684、245、31および262となる。

付表2：共変量のバランス（DR-AIPW を用いた住宅の受贈期待の貯蓄率への影響）

変数名	標準化差		分散比	
	加重前	加重後	加重前	加重後
親の不動産保有 (1=保有している)	0.608	-0.016	0.322	1.023
配偶者の親の不動産保有 (1=保有している)	0.078	0.050	0.980	0.985
世帯年収(万円)	0.217	0.009	1.632	1.134
金融資産保有額(万円)	0.317	-0.014	2.624	0.859
住居の居住形態(1=持ち家に居住)	0.306	0.002	0.666	0.998
調査対象者の性別(1=女性)	-0.159	0.054	0.984	1.000
調査対象者の学歴(1=学士号を保有)	0.263	-0.027	1.202	0.979
配偶者の学歴(1=学士号を保有)	0.100	0.026	1.156	1.036
調査対象者の年齢	0.094	0.046	1.070	1.146
世帯員数	-0.050	0.059	1.049	0.939
配偶者の有無(1=配偶者有)	-0.167	0.008	1.023	1.054
子どもの数	0.358	-0.018	1.296	0.986
調査対象者あるいは配偶者の親との居住(1=親と同居)	0.047	-0.074	0.889	0.893
北海道に居住	-0.065	-0.003	0.711	0.987
東北地方に居住	0.118	-0.027	1.586	0.897
関東地方に居住	-0.008	-0.041	0.995	0.970
中部地方に居住	0.062	0.043	1.115	1.076
近畿地方に居住	-0.065	-0.033	0.911	0.952
中国地方に居住	0.030	0.036	1.134	1.148
四国に居住	-0.003	-0.009	0.984	0.949
政令指定都市に居住	0.028	0.009	1.022	1.006
その他市に居住	-0.032	0.006	1.013	0.998

付表3：共変量のバランス（DR-AIPW を用いた金融資産の受贈期待の貯蓄率への影響）

変数名	標準化差		分散比	
	加重前	加重後	加重前	加重後
親の不動産保有 (1=保有している)	0.525	0.047	0.324	0.931
配偶者の親の不動産保有 (1=保有している)	0.178	0.048	0.942	0.986
世帯年収(万円)	0.266	0.036	1.467	0.967
金融資産保有額(万円)	0.466	0.038	3.252	0.685
住居の居住形態 (1=持ち家に居住)	0.211	0.069	0.747	0.912
調査対象者の性別 (1=女性)	0.007	-0.009	1.003	0.999
調査対象者の学歴 (1=学士号を保有)	0.328	0.046	1.204	1.033
配偶者の学歴 (1=学士号を保有)	0.204	-0.016	1.313	0.977
調査対象者の年齢	0.025	0.005	1.055	1.179
世帯員数	0.023	-0.013	0.980	1.013
配偶者の有無 (1=配偶者有)	-0.134	-0.015	0.977	1.089
子どもの数	0.162	0.014	1.119	1.011
調査対象者あるいは配偶者の親との居住 (1=親と同居)	0.069	-0.022	0.943	0.921
北海道に居住	0.022	0.059	1.120	1.319
東北地方に居住	0.037	0.003	1.154	1.013
関東地方に居住	0.043	-0.007	1.031	0.996
中部地方に居住	0.003	0.006	1.008	1.010
近畿地方に居住	-0.064	-0.020	0.912	0.971
中国地方に居住	0.043	0.012	1.196	1.051
四国に居住	-0.033	-0.017	0.826	0.903
政令指定都市に居住	0.091	0.048	1.068	1.033
その他市に居住	-0.080	-0.036	1.030	1.012