

第9章 相続税改革と家計の貯蓄行動 ——個票データに基づく効果分析——*

獨協大学経済学部教授・当研究所客員研究員

野村容康

要 旨

本稿では、日本における相続税の改定が家計の貯蓄行動にどのような影響を与えたかを、金融広報中央委員会の「家計の金融行動に関する世論調査」の2010年から2016年までの個票データに基づき、difference in difference の手法を使って検証した。分析により明らかにされた主要な点は、以下のとおりである。

第1に、2013年度税制改正で決まった相続税の改定、とりわけ基礎控除の引下げは、その影響を受けると想定される一定の家計の貯蓄にプラスの影響を与えたとみられる。第2に、これら家計について、相続税変更後の生前贈与が貯蓄に有意な影響を与えたという証拠は得られなかった。第3に、相続税に反応した家計は、改革後に債券保有を部分的に外貨建て金融商品にシフトさせた可能性が認められる。

これらの結果は、①今回の相続税の増税により、一定の家計が、子どもが得る将来の税抜き遺産の減少を取り戻すために貯蓄を増大させた可

*本研究の遂行にあたり、金融広報中央委員会からは貴重な個票データを提供して頂いた。記して感謝申し上げる。

本稿は、筆者が参加させて頂いた、公益財団法人日本証券経済研究所主催「資産の形成・円滑な世代間移転と税制の関係に関する研究会」における研究成果の一部である。研究を進めるにあたっては、同研究会の座長である井堀利宏先生（政策研究大学院大学）をはじめ、メンバーの先生方から数々の有益なコメントを頂いた。あわせて感謝の意を表したい。もちろん本稿にありうべき誤りは、すべて筆者の責に帰するものである。

可能性があること、②その際、子どもに配慮した遺産動機が作用する一方で、租税回避を目的とした生前贈与は必ずしも一般的でないこと、を示唆しており、その意味で、日本では相続税の引上げが過度の経済的歪みを引き起こすことなく、経済格差の縮小に貢献している可能性を支持するものである。

はじめに

本稿の課題は、2013年度税制改正で実現した相続税の改定が、家計の貯蓄行動にどのような影響を与えたのかについて実証分析を行うことである。より具体的には、課税対象世帯の拡大を含む今回の制度変更が、近い将来に相続税の課税対象となることが予期される家計の貯蓄に有意な影響を与えたのか、もしそうであれば、その効果がどのようなもので、そこにはどのような作用が働いたのかを、金融広報中央委員会の「家計の金融行動に関する世論調査」の個票データを用いて検証する。

本研究の背景としては、日本の資産移転課税をめぐる「格差是正」と「資産流動化」の視点を指摘できる。昨今、超高齢社会の到来とともに、所得不平等が進行しつつある日本で、世代間の資産移転に対する課税の役割はこれまで以上に高まっている（國枝 [2007]）。特に少子化の加速は、一人当たり相続資産の増大をもたらすことで、機会の不平等をいっそう拡大させる。相続を通じた不平等化の傾向と格差の固定化は、国内の社会連帯を損なうのみならず、下位所得層に適切な教育が提供されないことで人的資本の蓄積が十分に進まず、長期的な経済成長を押し下げる可能性が懸念されている（OECD [2015]）。この点で、効果的な資産移転課税の仕組みは、資産保有の分散化を実現するとともに、機会均等の達成を狙いとした社会保障政策の遂行に税収面で貢献する。今般の相続税改定に際しても「富の再分配機能」を回復することが第一の目標に掲げられた¹⁾。

他方で、近年の日本では、家計の消費活性化を図る観点から、資産移転課税を積極的に活用すべきとの見方が強まっている。その背景には、家計資産の大半を高齢者が保有している中で、長寿化により相続人自身も高齢者である傾向が強まり、若年世代への資産継承が進みにくい現状がある²⁾。そこで、贈与税の仕組みを利用すれば、高齢者に集中する資産の流動化が促され、若年世代への早期の移転が実現する可能性が生じる。実際、日本では、こうした狙いから2000年代以降「相続時精算課税制度」、「住宅資金贈与特例」、「教育資金贈与特例」等が相次いで創設され、一定の直系親族間の贈与について非課税の扱いが受けられるようになった。

だが、再分配にせよ、経済活性化にせよ、資産移転税が果たす政策的な役割への期待が高まる一方で、日本の資産移転税と現実の家計行動との関係は、必ずしも十分に検証されているとはいえない。特に、租税回避や消費の動向と密接な関係にある、家計の貯蓄に及ぼす効果については、その実態がほとんど明らかでない。上記二つの目標が互いに二律背反的な性格を含んでいることから、その妥当性は自明とはいえず、より客観的な政策評価を可能とするように、現状の解明に努める必要がある。本稿は、こうした視角に立つて、この分野での実証研究の蓄積に寄与すべく、相続税と家計の貯蓄行動との関係について検証を試みたい。

結論を先取りすれば、今回の相続税の改定は、近い将来に相続税の課税対象となることが予期される家計の貯蓄に対してプラスの影響を与えた可能性があるということである。この点は、日本では、遺産動機がある程度働いている状況の下で、租税回避を目的とした生前贈与は必ずしも一般的でなく、相続税の引上げが過度の経済的歪みを引き起こすことなく、税収増大と資産集中阻止の両面で経済格差の縮小に貢献している可能性を示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅰで2013年度税制改正における相続税改定の内容について概観したうえで、Ⅱで相続税の効果について、貯蓄との理論的な関係および、日本の税制を前提としたときの資産構成への影響について整理する。Ⅲでこの領域での先行研究をサーベイし、本研究の位置づけ

を明確にする。Ⅳで分析の枠組みを提示し、推定に用いたデータ設定について説明する。Ⅴで推定結果等が示され、その解釈が試みられる。むすびで、分析結果が要約されるとともに、本稿に内在する問題点について言及する。

I. 2013年度税制改正における相続税改定

まず2013年度税制改正における主要な変更点について確認しておこう。以下にあげる4つの改定は、すべて2015年1月より施行されることになった³⁾。

第1に、相続税の課税最低限に相当する基礎控除額が従来の60%に減額された。すなわち、改定前が $<5,000万円 + (1,000万円 \times \text{法定相続人の数})>$ であった控除の算定式が、改定後は $<3,000万円 + (600万円 \times \text{法定相続人の数})>$ に変更された。これにより、たとえば、法定相続人が子二人であった場合の基礎控除は、従来の7,000万円から4,200万円まで引き下げられることになった。

第2に、相続税の税率表が部分的に変更された。図表1のとおり、改定後には、法定相続人の取得金額が1億円を超える場合の各ブラケットの金額の範囲が縮小して、限界税率の刻みが細かくなるとともに、6億円を超える金

図表1 相続税税率表の改定

| 各法定相続人の取得金額 | 改定前 | 改定後 |
|--------------------|-----|------------|
| ～1,000万円以下 | 10% | 10% |
| 1,000万円超～3,000万円以下 | 15% | 15% |
| 3,000万円超～5,000万円以下 | 20% | 20% |
| 5,000万円超～1億円以下 | 30% | 30% |
| 1億円超～2億円以下 | 40% | 40% |
| 2億円超～3億円以下 | | 45% |
| 3億円超～6億円以下 | | 50% |
| 6億円超～ | 50% | 55% |

[出所] 財務省ウェブサイト

額に対して55%の最高税率が適用されることになった。

第3に、未成年者控除および障害者控除が引き上げられた。従来では、相続人が20歳未満の場合は、 $\langle 20歳に達するまでの年数 \times 6万円 \rangle$ の税額控除が認められたが、改定後はこの税額控除額が $\langle 20歳に達するまでの年数 \times 10万円 \rangle$ となった。同様に、相続人が障害者の場合に認められる税額控除が、従来の $\langle 85歳に達するまでの年数 \times 6万円$ （特別障害者の場合は12万円） \rangle から、 $\langle 85歳に達するまでの年数 \times 10万円$ （特別障害者の場合は20万円） \rangle に改定された。

第4に、小規模宅地の特例を受けるための要件が緩和された。現行相続税には、一定の要件を満たした居住用の宅地等（特定居住用宅地等）については、一定限度の面積まで宅地等の評価額が20%に減額される特例が設けられているが、改定により、この特例を受けられる限度面積が従来の $240m^2$ から $330m^2$ に拡大された。

このうち後2者は減税要因となるが、前2者が課税ベースの拡大を伴う大幅な税負担引上げを意味していたことから、このときの相続税改革は、一般には全体として明らかな「増税」として受けとめられた。実際、改定の結果、2015年に課税割合は前年より1.8倍に上昇し、相続税額も同じく1.3倍に増大することになった⁴⁾。

II. 相続税が貯蓄行動に与える効果

1. 貯蓄への効果

では、相続税は、理論的に家計の貯蓄にどのような影響を及ぼすと考えられるのか。まず相続税が資本課税としての性格を有している以上、その引上げは、課税後の資本収益率を引き下げることになるが、その貯蓄への効果は明らかでない。このとき、現在消費が将来消費に比べて割安になることによる代替効果（マイナスの貯蓄）と、家計の実質所得が減少することによる所

得効果（プラスの貯蓄）が相殺されるからである（Poterba [2000]）。

一方、相続税を納税するのは相続人であることから、相続税が被相続人の貯蓄行動に及ぼす効果は、被相続人がなぜ資産を子どもに残すのかという「遺産動機」の内容によって異なることが知られている（Gale & Perozek [2001]）。理論分析で取り上げられる典型的な遺産動機に関する仮説と、それぞれのケースでの被相続人の貯蓄への効果は、以下のように整理できる⁵⁾。

① ライフサイクル・モデル

標準的なライフサイクル仮説の下では、家計は自らの生涯消費からの効用を最大化することを目標に、各期の貯蓄（消費）額を決定すると想定される。したがって、子どもの消費水準は親の効用に何ら影響を与えないので、相続税が課せられても、親の生前の貯蓄行動は影響を受けない。このとき、消費されなかった貯蓄（遺産）は、不確実な死に伴って偶発的に生じたものとみなされる。

② 交換動機（exchange motive）

交換動機仮説によると、親は子どもからのケアや介護等を受けた報酬として遺産を相続させる。この場合、相続課税は、子のケアサービスに対する個別消費税として機能し、当該サービスの税込み価格を引き上げるため、親の貯蓄への効果は、当該サービスに対する需要の価格弾力性で異なる。つまり、親が子どもからのケアをどれほど掛け替えのないものと見ているかで、親の貯蓄行動が変わってくる。もし子のケアサービスへの需要の価格弾力性が絶対値で1を上回れば、子どもへのサービスの対価としての支払い額（将来の遺産額）が減少し、その分、民間事業者が提供する代替的なケアサービスへの需要が増加することで、親の貯蓄は減少する⁶⁾。反対に、子のケアサービスへの需要の弾力性が低いほど、親の子どもへの支払い額が増加して、貯蓄にはプラスに作用する。

③ joy of giving 動機

joy of giving 動機をもつ親は、遺産を子どもに相続させること自体に喜び

を見出すことから、子への相続財産の増加は、自身の効用を引き上げる。したがって、ここでも交換動機のケースと同様に、相続税が「遺贈」という特殊な消費に対する課税として機能するために、それが親の貯蓄に与える効果は、子どもへの遺贈という当該「消費財」に対する需要の価格弾力性の水準によって決まる。

④ 利他的動機 (altruistic motive)

利他的動機仮説は、親が子の将来の経済状態を心配して資産を遺すものと想定する。そのため、親の効用は、自身の消費額の多寡だけでなく、子の効用にも依存する。したがって、効用最大化の観点から、親は、自身の消費減少に伴う限界費用と、追加的な遺産がもたらす子の消費増加による限界便益がちょうど等しくなるまで貯蓄を増やすのが合理的となる。このとき、相続税が貯蓄に与える効果は、必ずしも明らかでなく、親が子への将来の遺産額を予め決定する力 (commitment power) をもつか (子の懇願によって遺産額が左右されないか)、子の効用のウェイト付けなど、親の効用関数の具体的な定式化によって決まる。たとえば、尤もらしい仮定の下で親が遺産への commitment power をもたないケースでは、子は意図的な消費の増加によって将来の遺産額の増加を図ろうとするので、相続税の引上げは、課税による遺産の減少を補うように親の貯蓄を増加させることになる⁷⁾。

以上、4つの遺産動機に関する仮説の中では、①ライフサイクル仮説を除いた、「意図された遺産動機 (intended bequest)」を有する②～④のケースでは、その定性的な効果は必ずしも判然としないものの、相続税は被相続人の生前の貯蓄に何らかの影響を与える可能性がある。そこで以下の実証分析では、この点を考慮して、相続税の貯蓄への効果が意図的な遺産動機の有無によって異なるかどうかをポイントの1つとして検証する。

2. 資産構成への影響

相続税の変更は、上述のような貯蓄への効果や既存のポートフォリオの組み換えを通じて、家計が保有する資産構成の変化を引き起こす可能性がある。

特に資本課税としての相続税の引上げが、どのような金融商品の保有に影響を与えたのかは、リスク負担への効果という観点からも興味深い論点である。

他方、日本の相続税を前提とした場合に想定される資産構成への影響としては、以下の点を指摘できる。第1に、現金や要求払い預金の増大である。それには、相続税支払い時における流動性確保、遺産分割への備えなどの理由が考えられる。第2に、生命保険商品への需要の拡大である。生命保険については、保険契約に係る死亡保険金に対する非課税枠（500万円×法定相続人の数）の存在が知られている。

第3に、不動産投資の拡大がある。その背後には、相続資産としての金融資産と不動産との評価上の違いがある。金融資産が原則として時価で評価されるのに対して、宅地については、「路線価方式」などによる割安な評価方法が適用されるほか、前述の小規模宅地等に適用される様々な特例により、財産評価額が時価を大きく下回るのが通例である⁸⁾。

第4に、負債の増加である。これは、被相続人の負債残高は、課税遺産額を算出する際の減算項目となるからであり、この点から、租税回避を意図して、借入れを通じた上記金融商品の購入・不動産投資・生前贈与などが行われる可能性が考えられる⁹⁾。

Ⅲ. 先行研究と本研究の位置づけ

1. 資産移転税が貯蓄・資産蓄積に与える効果

この分野での先行研究を振り返ると、限られた研究の中で、アメリカの遺産税などの資産移転税が、家計の貯蓄にマイナスの影響を与えたことが報告されているが、その要因やメカニズムについては必ずしも明らかではない。

たとえば、Chapman et. al. [1996] は、1966年、1983年、1990年の3か年の個人（45-59歳）データ（National Longitudinal Survey of Labor Market

Performance of Older Men) から、アメリカの遺産税率と純資産額との関係について分析している。その結果、遺産税の引上げに対して個人は資産蓄積を減少させることで対応したとして、遺産税率と純資産額にマイナスの関係を見出した。あわせて、そうした資産蓄積の縮小分の多くが、流動性資産の減少であったことを示唆している。

Kopczuk and Slemrod [2001] は、1916～1996年における申告書データをもとに、アメリカの遺産税率の構造が申告遺産額に与える効果を検証した。ここでも、遺産税率の上昇が最富裕層の資産保有額を有意に減少させることが示されるとともに、その主たる要因としては生前贈与の増加と資産蓄積の減少が指摘されている¹⁰⁾。

同様に、Joulfaian [2006] も、アメリカの遺産税を対象として、1951～2001年までの申告書データから、課税遺産額の税率弾力性を推定することにより、遺産税は、課税遺産額にマイナスの影響を与えるとの結果を導いている¹¹⁾。だが、その要因については、貯蓄への影響なのか租税回避（生前贈与など）を反映したものかは明らかでないとしている。

一方、Jappelli et. al. [2014] は、イタリアにおける資産移転税の廃止に注目して、1993～2006年までのミクロデータを使った DID 推定を通じて、移転税の廃止後に富裕層による不動産の移転確率が2%ポイント有意に上昇したことを示している。しかし、その結果が資産移転総額の増加を意味するのか、あるいは資産構成の変化（金融資産からの振り替えなど）に基づくものなのかは明らかにされていない。

2. 日本の相続税が家計行動に与える効果

翻って、これまで日本における相続税と家計行動との関係について検証した研究として Niimi [2019]、濱秋 [2019] があげられる。Niimi [2019] は、2013年のゆうちょ財団による「家計と貯蓄に関する調査」の個票データに含まれる、相続税の基礎控除額引下げへの対応に関する質問項目などをもとに、その回答（①資産の一部を消費に回す、②資産の一部を生前贈与に回す、③

何もしない)の要因について、多項ロジットモデルによる分析を行った。これにより、利他的動機または交換動機を有する家計は「資産の一部を生前贈与に回す」と有意に回答する一方で、「資産の一部を消費に回す」との回答は有意ではなかったことを見出した。

濱秋 [2019] は、慶応義塾大学の「日本家計パネル調査」の個票データを利用し、2015年の相続税引上げが、将来相続税の対象になると予想される親から子供への生前贈与を増やしたかをイベントスタディー分析と DID 推定により検証した。その結果、相続税増税のアナウンスは、相続税の影響を受けると予想される親からの、子ども (donee) の贈与受取確率と贈与受取額に有意なプラスの影響を与えたとしている。

上記2つの日本に関する研究に対比させると、本研究は、2015年相続税引上げを対象とする点で濱秋 [2019] と共通するが、被相続人 (donor) の貯蓄行動への効果を検討している点で異なる。また、消費や生前贈与との関係について考察している点では Niimi [2019] とも重なるが、本研究では、濱秋 [2019] と同様に現実の家計行動に及ぼす、相続税の因果的影響について検討する。その意味で、本研究は、今回の相続税引上げと現実の家計の貯蓄行動との関係について、個票データに基づき検証した初めての試みである。

IV. 分析の枠組み

1. 基本モデル

(1) 推定式

相続税が家計の貯蓄行動に与える影響を分析するにあたって、本稿では、標準的な Difference in Difference (DID) の手法に基づき、以下の仮説を検証する。

【仮説】 税制改正の前後で、相続税改定の影響を受けると想定される家計

(以下、トリートメントグループ)の「貯蓄関連変数(DV)」が⁸、相続税改定の影響を受けないと想定される家計(以下、コントロールグループ)との比較で、有意に変化した。

$$DV_{it} = a + \beta_1 Treatment + \beta_2 Post13 + \beta_3 Treatment * Post13 + \sum \beta Wit + \sum \beta X_{it} + \beta Yeart + \varepsilon_{it} \quad \dots (1)式$$

ただし、*Treatment*：トリートメントグループ、*Post13*：2014年以降を区別するダミー、*Wit*：経済変数、*Xit*：世帯属性、*Yeart*：時間効果である。

ここで、注目すべきが、交差項 *Treatment*Post13* の係数 β_3 (DID推定量) であり、当該政策介入による平均処置効果を表す。この符号と有意性をみることで、トリートメントグループが税制改定後にコントロールグループとの比較で貯蓄を変化させたかのどうかを識別する。

(2) 目的変数

相続税改定の影響を検証する目的変数としては、以下のとおり、①貯蓄関連変数ならびに、②金融資産関連変数を使用する。

① 貯蓄

1) 貯蓄率 (SVRAT)¹²⁾、2) 貯蓄確率 (SVD)、3) 貯蓄額 (SVL)

② 金融資産 (保有額・保有確率)

1) 要求払い預貯金 (DDL・DDD)¹³⁾、2) 定期性預金 (FTL・FTD)、3) 生命保険 (LIL・LID)¹⁴⁾、4) 個人年金保険 (IAIL・IAID)、5) 債券 (BONL・BOND)、6) 株式 (STL・STD)、7) 投資信託 (ITL・ITD)、8) 外貨建て金融商品 (FCL・FCD)

(3) 説明変数

① トリートメントグループ

DID 分析にあたって、相続税改定の影響を被ると想定されるトリートメントグループとそうでないコントロールグループを区分する必要がある。本稿では、利用可能な個票データから、50歳以上で、持ち家と金融資産を保有する単身世帯を共通の要素として、2つのグループを設定した。サンプルを50歳以上の世帯に限定したのは、将来の自身の死と子らへの相続を現実的な感覚として意識し始める年齢層であり¹⁵⁾、持ち家を有する世帯ほど金融資産と合わせて相続税が課せられる可能性が高まると考えたからである。

この要件を基本として、以下では、図表2のとおり、金融資産保有額への制約によって3通りのグループを設定した¹⁶⁾。

- ・グループⅠ：金融資産を保有する世帯（金額を問わない）
- ・グループⅡ：金融資産額が1,000万円以上3,000万円未満の世帯
- ・グループⅢ：金融資産額が3,000万円以上の世帯

これは、金融資産有りの世帯をベースにして、2015年の相続税改定のうち、課税最低限引下げの効果（グループⅡ）と、それを含む限界税率の引上げの効果（グループⅢ）を検証するためである。

前者については、前述のように基礎控除が引き下げられことから、持ち家と合わせて金融資産が1,000万円～3,000万円程度の世帯が、今回の基礎控除引下げにより新たに相続税の課税対象となる可能性が生じたとする想定に基づく。他方、後者については、従来の制度の下で既に将来の相続税を予期していた高額（金融資産3,000万円以上）の資産家が、今回の基礎控除の引下げと限界税率の引上げによって相続税負担の増大に直面するケースを想定している。

次に、遺産動機の影響を考慮するため、各トリートメントグループを（a）遺産動機の有無を問わないケース、（b）意図された遺産動機を有するケース（先の遺産動機のうち②③④に該当するとみられる世帯）の2つに区分した（具体的な選定方法は後述）。

図表2 トリートメントグループとコントロールグループの設定

| 各グループの 設定条件 | 50歳 以上 | 持ち家 あり | 子あり | 金融資産保有 | | | 意図され た遺産動 機 |
|---------------------|-----------|-----------|-----|---------------------|------------------------|-------------------|-------------------|
| | | | | あり（金 額を問わ ない） | 1,000万 ～3,000 万円 | 3,000 万円以 上 | |
| ・トリートメントグループI (a) | ○ | ○ | ○ | ○ | | | 問わない |
| ・トリートメントグループI (b) | ○ | ○ | ○ | ○ | | | ありのみ |
| ・トリートメントグループII (a) | ○ | ○ | ○ | | ○ | | 問わない |
| ・トリートメントグループII (b) | ○ | ○ | ○ | | ○ | | ありのみ |
| ・トリートメントグループIII (a) | ○ | ○ | ○ | | | ○ | 問わない |
| ・トリートメントグループIII (b) | ○ | ○ | ○ | | | ○ | ありのみ |
| ・コントロールグループI | ○ | ○ | - | ○ | | | - |
| ・コントロールグループII | ○ | ○ | - | | ○ | | - |
| ・コントロールグループIII | ○ | ○ | - | | | ○ | - |

他方、コントロールグループは、それぞれのトリートメントグループと金融資産保有の条件でマッチングさせた3通りのものを使用する。したがって、コントロールグループが、それに対応するトリートメントグループと異なるのは、ただ子どもをもたないという条件のみである。

② 統制変数

その他、統制変数として、以下のものを考慮する。

1) 経済変数 (Wit)

- ・ Income : 可処分所得 (年間手取り収入)
- ・ Finasset : 金融資産額 (対数変換)
- ・ Derat : 負債比率 (負債残高/金融資産額)

2) 世帯属性 (Xit)

- ・ 性別 Female : 女性を区別するダミー
- ・ 学歴
 - ・ Edspe : 専修学校・高専・短期大学等を区別するダミー
 - ・ Edcol : 大学・大学院卒を区別するダミー
- ・ 年齢 Under60 : 60歳以下を区別するダミー
- ・ 就労状況
 - ・ Wkful : フルタイム労働者を区別するダミー
 - ・ Wkpat : パートタイム労働者を区別するダミー
 - ・ Selfem : 自営業者を区別するダミー

2. 使用データ

本稿では、金融広報中央委員会が提供する「家計の金融行動に関する世論調査」の個票データを使用する。同調査は、家計の資産・負債等の状況を把握することなどを目的として、1963年以降毎年実施されている。調査対象世帯については、国勢調査データにおける地域別、年代別、男女別の構成比に基づき、層化二段無作為抽出法により選定される。

本稿の目的に照らして、同データベースは「二人以上世帯」と「単身世帯」

に分けて調査が実施されている点で有用である。前述のとおり、本稿は、「単身世帯（各年2,500の有効回答数）」を分析の対象とするが、それは、「二人以上世帯」での分析には、いくつかの問題を伴うからである。第1に、金融資産額が世帯単位で計上されているため、相続税が個人所有資産を課税対象とする点で、トリートメントグループの選別が困難である。第2に、両親のいずれかが先に死亡して相続が発生するケース（一次相続）では、配偶者への手厚い負担軽減措置により課税関係がほとんど生じない¹⁷⁾。のちに残されたもう一人の親が死亡するケース（二次相続）で、はじめて課税関係が生じるのが一般的である。第3に、世帯単位では、トリートメントグループに対してコントロールグループの件数が極端に少なくなり、両者のサンプルのバランスが大きく崩れてしまう¹⁸⁾。

また、同調査には、①近年、質問項目の内容がほとんど変化しておらず、複数年度の pooled データとして利用できる、②遺産動機に関する質問が含まれる、③金融資産に関するデータが豊富である、といった利点がある。

一方、本データベースに伴う分析上の制約としては、①パネルデータでないため、時間不変な家計固有の効果を制御できない、②実物資産、不動産に関する情報が限られている、③生前贈与に関する情報が乏しい、④世帯が有する子どもの数が不明、⑤70歳以上データがカバーされていない、といった点を指摘できる。

3. 分析データの選定

DID 分析の観点から、上記個票データを相続税改定前後の2期間に分割する際には、2015年から実施に移された本改定が、先述のとおり、2013年度税制改正の一部として決定された経緯を考慮する必要がある。同年度の改正は、2013年1月に「与党税制改正要綱」として閣議決定され、同年3月29日の国会で可決・成立した。そこで、本分析では、2013年を政策の介入年度とみなし、2010～2012年を改革前、2014～2016年を改革後として、前後6年間の pooled cross-section データを使用する。

2013年を除いたのは、本世論調査が例年6月から7月頃にかけて実施されていることと関連する。すなわち、同調査が、貯蓄などのフロー変数については、原則として過去1年間の金融行動に関して設問しているため、仮に2013年1月時点を政策の介入時点とすると、2013年の回答結果は、介入以前と介入以後の双方の影響を被ることになってしまう。相続税改革の決定がアナウンスされたことによるネットの効果を抽出するには、2014年以降の家計行動に注目する必要がある。

トリートメントグループとコントロールグループは、この対象期間をカバーする単身世帯のデータ（ $2,500 \times 6 = 15,000$ ）から、図表2に基づき、50歳以上、持ち家あり、子どもあり（なし）の世帯を抽出したうえで、欠損値・異常値のあるサンプルを除外し、先に述べた金融資産条件に従って分類した。

トリートメントグループが意図された遺産動機をもつかどうかは、同調査が実施した、以下の遺産に関する設問への回答結果に基づき判断した。

問：あなたは、将来、遺産（不動産などの実物資産を含む）をどのようにしたいと思いますか。一番近い考え方をお選びください。（○は1つ）（注）こどもが現在いない場合でも、将来の予定を考えてお答えください。

- 1 自分の老後の世話をしてくれるならば、こどもに財産を残してやりたい。
- 2 自分の家業を継いでくれるならば、こどもに財産を残してやりたい。
- 3 自分の老後の世話をしてくれるかどうかや、家業を継いでくれるかどうか等に関わらず、こどもに財産を残してやりたい。
- 4 自分の財産をこどもが当てにして働かなくなるといけないので、困っている人や社会・公共の役に立つような使い道を考えていきたい

- い。
- 5 財産を残すこどもがいないので、自分の財産については、困っている人や社会・公共の役に立つような使い道を考えていきたい。
 - 6 財産を残すこどもがいないうえ、自分の人生を楽しみたいので、財産を使い切りたい（使い切れずに財産を残すことはある）。
 - 7 こどもはいるが、自分の人生を楽しみたいので、財産を使い切りたい（使い切れずに財産を残すことはある）。
 - 8 その他

上記の8つの選択肢の中では、1と2が交換動機、3がjoy of giving動機、4が利他的動機と解釈できることから、これらを回答した世帯を「意図された遺産動機」を有するもの（＝トリートメントグループ（b））として区別する。これに対して、7がライフサイクル仮説に従った、子どもをもつ世帯と理解できることから、これを含めた1、2、3、4、7のいずれかを回答した世帯を、特に遺産動機を問わない「トリートメントグループ（a）」とした¹⁹⁾。

図表3において、全単身世帯を対象とした、本設問に対する回答結果をみると、近年では、意図された遺産動機をもつ世帯の比率は全体の3割弱で、ライフサイクル仮説に従う世帯が6～8%の比率で推移している。一方、明確に子どもがいないとみられる世帯の比率は35～40%である。

以上のようにして抽出した各データの構成を図表4に示している。総サンプル数は、最大がトリートメントグループI（a）を含む1,771から、最小で、トリートメントグループⅢ（b）を含んだ423である。遺産動機を考慮しないトリートメントグループ（a）とそれに対応するコントロールグループに大きな偏りはない。トリートメントグループは、「意図された遺産動機」の制約を付けることで、サンプル数が約2/3に減少する。

図表3 遺産に関する考え方の回答結果（単身世帯）

| | 老後の世話をしてくれるならば、 子どもに遺産を残してやりたい | 家業を継いでくれるならば、 子どもに遺産を残してやりたい | 老後の世話をしてくれるか、 家業を継ぐか等に関わらず 子どもに遺産を残してやりたい | 財産を当てるので、社会・公共の役に つけないのう、 | 立社財を残す子どもがいないので、 ついでに、 | 財産を残す子どもがいないので、 自分の人生を楽しまたいので、 財産を使い切りたい | 使えたいの、 切りたい、 自分の人生を 楽したい | その他 |
|-------|-----------------------------------|---------------------------------|---|------------------------------|---------------------------|--|-----------------------------------|------|
| | % | % | % | % | % | % | % | % |
| 2007年 | 11.0 | 0.7 | 15.3 | 2.0 | 4.7 | 35.4 | 8.9 | 21.9 |
| 2008年 | 10.3 | 1.4 | 17.6 | 2.4 | 4.6 | 32.1 | 9.7 | 22.0 |
| 2009年 | 12.5 | 1.1 | 18.0 | 2.3 | 4.7 | 31.1 | 8.9 | 21.4 |
| 2010年 | 12.5 | 0.9 | 17.7 | 1.6 | 4.4 | 33.2 | 7.7 | 22.1 |
| 2011年 | 11.2 | 1.1 | 15.4 | 1.9 | 5.7 | 32.0 | 7.1 | 25.6 |
| 2012年 | 10.9 | 1.3 | 15.7 | 1.7 | 6.2 | 33.4 | 6.3 | 24.5 |
| 2013年 | 10.6 | 1.2 | 12.6 | 1.6 | 5.6 | 31.2 | 6.7 | 30.5 |
| 2014年 | 9.6 | 1.2 | 11.7 | 2.0 | 5.6 | 32.5 | 6.3 | 31.1 |
| 2015年 | 10.9 | 1.2 | 14.5 | 1.6 | 5.4 | 32.5 | 7.9 | 26.0 |
| 2016年 | 11.6 | 1.2 | 13.0 | 2.2 | 4.9 | 29.8 | 7.1 | 30.2 |

(注) 2008年以降は、設問文最後に「(注) 子どもが現在いない場合でも、将来の予定を考えてお答え下さい。」を追加(出所) 貯蓄広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」

図表4 サンプル数

| | Pre13 (2010-12) | Post13 (2014-16) | カテゴリー 合計 | サンプル 合計 |
|---------------|--------------------|---------------------|-------------|------------|
| トリートメント・グループ | | | | |
| ・グループ I (a) | 473 | 406 | 879 | 1,771 |
| ・グループ I (b) | 281 | 263 | 544 | 1,436 |
| ・グループ II (a) | 186 | 149 | 335 | 654 |
| ・グループ II (b) | 118 | 92 | 210 | 529 |
| ・グループ III (a) | 123 | 135 | 258 | 515 |
| ・グループ III (b) | 78 | 88 | 166 | 423 |
| コントロールグループ | | | | |
| ・グループ I | 443 | 449 | 892 | — |
| ・グループ II | 142 | 177 | 319 | — |
| ・グループ III | 116 | 141 | 257 | — |

V. 推定結果と考察

1. 家計貯蓄への効果

図表5は、設定したグループごとに貯蓄率、貯蓄確率、貯蓄額を被説明変数にして、(1)式をOLS推定した結果を示している。これによると、合計で18通りの推定のうち、グループIIの貯蓄率についてのみ有意な結果となった。たとえば、グループII(a)では、トリートメントグループであることによって、その貯蓄率は、改革後にコントロールグループとの比較で5%ポイント有意に高くなったと解釈できる。以下、いくつかの論点に分けて、その経済的な意味について考察しよう。

図表5 各貯蓄指標に関する推定結果

| | SVRAT | | SVD | | SVL | |
|---|------------------|---------|-----------------|---------|-----------------|---------|
| | Coef. | P.value | Coef. | P.value | Coef. | P.value |
| グループI(a) - Adjusted R ² | 0.016 0.159 | 0.217 | 0.046 0.167 | 0.290 | 0.018 0.428 | 0.810 |
| グループI(b) - Adjusted R ² | 0.013 0.179 | 0.376 | 0.039 0.186 | 0.426 | 0.043 0.499 | 0.582 |
| グループII(a) - Adjusted R ² | 0.049** 0.165 | 0.023 | 0.117 0.191 | 0.102 | 0.153 0.494 | 0.148 |
| グループII(b) - Adjusted R ² | 0.042* 0.171 | 0.087 | 0.121 0.192 | 0.138 | 0.087 0.535 | 0.441 |
| グループIII(a) - Adjusted R ² | -0.005 0.147 | 0.869 | -0.067 0.184 | 0.403 | -0.055 0.445 | 0.785 |
| グループIII(b) - Adjusted R ² | -0.008 0.184 | 0.808 | -0.136 0.229 | 0.113 | 0.080 0.542 | 0.699 |

(注) ***は1%水準、**は5%有意水準、*は10%水準でそれぞれ有意を表す。
P値はHuber-White法に基づく頑健標準誤差により算出。

(1) 相続税改定の内容

まず、グループⅠ～Ⅲの結果を比較して、グループⅡのみが有意となったことから、1,000万円～3,000万円の金融資産を保有する世帯が影響を受けているのがわかる。これは、先の想定通り、基礎控除の減額により、今回の改正で新たに課税対象となることが予期されたことの効果が強く表れたものとみられる。これに対して、金融資産額に制約をかけないグループⅠにおいて有意でなかったのは、そこには、課税最低限が引き下げられても、資産額が十分に大きくないために依然として課税対象にならないと予期される世帯が含まれていたからであると考えられる²⁰⁾。

また、グループⅢ(3,000万円以上の金融資産を保有する世帯)でも同様に有意でなかったことから、今回の改定の中でも、他方で限界税率引上げなどによって生じる相続税負担の増加は、大きな効果をもたなかったことがわかる。この点は、こうした高額資産家は、今回の改定前から既に将来相続税が課せられることは十分予期しており、改定によって新たな相続税対策を講じたわけではないといったことを示唆している。

(2) 意図された遺産動機の効果

遺産動機を問わないグループⅡ(a)と意図された遺産動機を有するグループⅡ(b)を比較すると、とりわけ後者の効果の方が貯蓄への効果が強いという傾向は認められなかった。グループⅡ(b)が10%水準で有意であった点から、意図された遺産動機は、ある程度トリートメントグループⅡの貯蓄を規定する要素として作用しているとみられるが、少なくとも、「子どものことを考慮に入れて将来の遺産を考えたい(先の設問の1～4)」と回答したという事実は、その貯蓄行動を規定する決定的な要因とはなっていない。先の設問で7と回答した(子どものことは気にかけないという意味で)利己的な家計も、相続税の改定に対して有意に反応している。この点をどのように考えればよいのだろうか。

「家計の金融行動に関する世論調査」には、遺産動機に加えて、金融資産

保有の理由について尋ねる設問（3つまで回答可）がある。そこで、これらの結果と遺産動機との関係を検討することで、利己的とみられる家計の真の意図を理解する手掛かりが得られる²¹⁾。

図表6は、意図された遺産動機をもつ家計（＝「利他的家計」）とそうでない家計（＝「利己的家計」）が、それぞれ各回答項目を選択した確率を示している。両者を対照すると、どちらも「老後の生活資金」が約8割と最も高く、次いで「病気や不時の災害への備え」、「旅行・レジャーの資金」の順となっている。ここで、「旅行・レジャーの資金」について、「利己的家計」が「利他的家計」よりも10%ポイント高いこと、「遺産として子孫に残す」について「利他的家計」が20%弱である一方、「利己的家計」が2%であるのは、両者の遺産動機に関する回答と整合的である。

しかし、改革前と改革後の回答確率の変化を比べると、興味深い点が見て取れる。どちらの家計も、ほとんどの項目の回答確率が低下するなかで、①「利他的家計」において「遺産として子孫に残す」、②「利己的家計」について「住宅の取得または増改築などの資金」、がそれぞれ上昇していることである。①については、相続税の引上げを機に遺産への意識が高まったと解釈でき、意図された遺産動機が貯蓄に影響を与えるとする先の結果を補強する。

他方、②についても、「利己的家計」の貯蓄は、不動産に関連した優遇措置などを利用した相続税対策を目的としたものであるとも捉えられる²²⁾。であれば、このような目的をもった貯蓄は、遺産動機に関する設問への回答（「自分の人生を楽しみたいので、財産を使い切りたい」）と矛盾する面があるのではないか²³⁾。僅かにせよ、「利己的家計」の中に、「遺産として子孫に残す」と回答した家計が存在することも、これら「利己的家計」を単純にライフサイクル仮説に従った、真に利己的な家計とみなすのが必ずしも適当でないことを示唆している²⁴⁾。

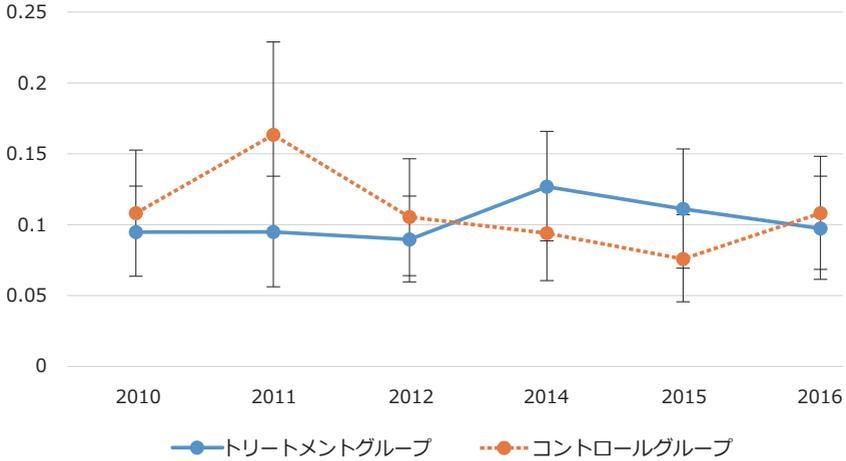
図表6 トリートメントグループにおける各貯蓄目的の回答確率

| 貯蓄の目的 | 意図された遺産動機をもつ家計 (X) | | | 利己的な家計 (Y) | | |
|---------------------|--------------------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | 13年以前 | 13年以後 | 合計 | 13年以前 | 13年以後 | 合計 |
| 病気や不時の災害への備え | 0.585 | 0.478 | 0.538 | 0.618 | 0.526 | 0.576 |
| こどもの教育または結婚の資金 | 0.076 | 0.054 | 0.067 | 0.059 | 0.053 | 0.056 |
| 住宅の取得または増改築などの資金 | 0.076 | 0.043 | 0.062 | 0.059 | 0.105 | 0.080 |
| 老後の生活資金 | 0.831 | 0.772 | 0.805 | 0.824 | 0.807 | 0.816 |
| 耐久消費財の購入資金 | 0.085 | 0.076 | 0.081 | 0.118 | 0.105 | 0.112 |
| 旅行、レジャーの資金 | 0.263 | 0.239 | 0.252 | 0.368 | 0.333 | 0.352 |
| 納税資金 | 0.059 | 0.022 | 0.043 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 遺産として子孫に残す | 0.169 | 0.196 | 0.181 | 0.015 | 0.018 | 0.016 |
| とくに目的はないが、貯蓄していれば安心 | 0.178 | 0.196 | 0.186 | 0.147 | 0.088 | 0.120 |
| サンプル数 | 118 | 92 | 210 | 68 | 57 | 125 |

(3) 貯蓄率と貯蓄確率の動向

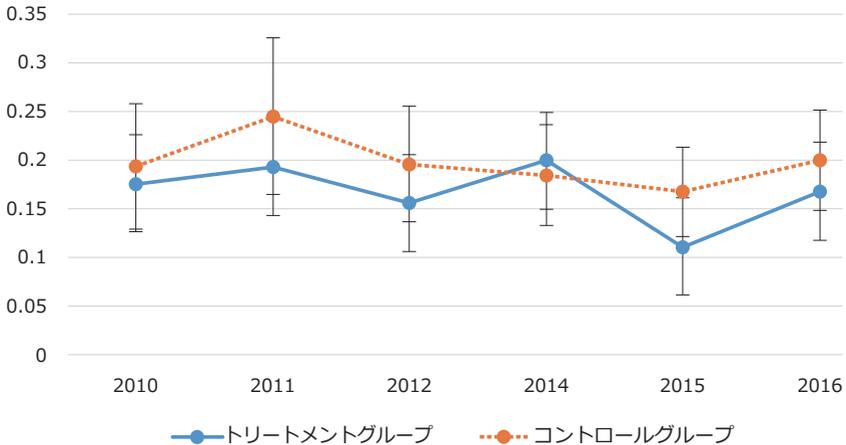
では、推定結果が有意であったグループの貯蓄率は、この間どのように推移したのか。図表7は、グループII(a)について、トリートメントグループとコントロールグループの動きを示したものである。全世帯の貯蓄率をみると、2013年を境にして、トリートメントグループの水準が上昇し、コントロールグループの水準が低下することで、両者が交差している。次に、図表8で、貯蓄がプラスの世帯のみで同様の動きをみると、両者の差がいくらか縮小する。さらに、図表9から両者の貯蓄確率の推移をあわせみれば、改革前後での全世帯における平均貯蓄率の逆転は、貯蓄確率の動向によって強められたことがわかる。トリートメントグループが改革前後に、緩やかにその

図表7 平均貯蓄率の推移（全世界）



(注) 各点から延びる縦棒線は95%信頼区間を表している。

図表8 平均貯蓄率の推移（貯蓄世帯のみ）

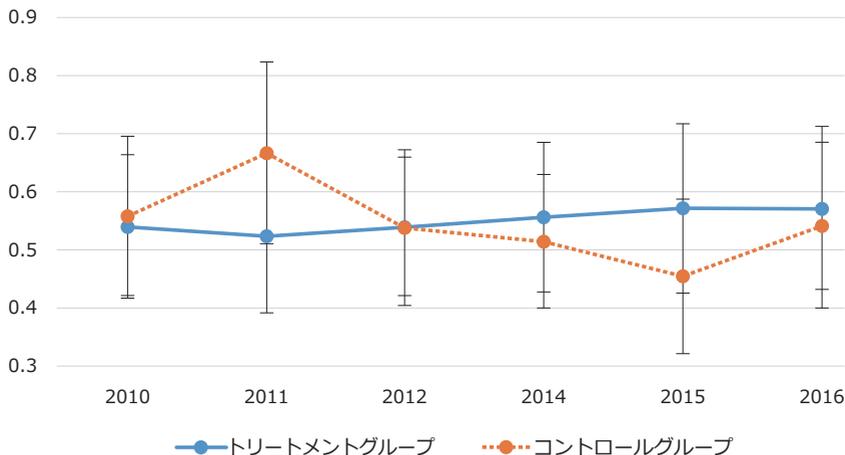


(注) 各点から延びる縦棒線は95%信頼区間を表している。

貯蓄確率を上昇させたのに対して、コントロールグループは、改革後14年から15年にかけて大きく落ち込んだ。

この点を確認すべく、グループⅡ(a)について、貯蓄ありのみの世帯で再

図表9 貯蓄確率の推移



(注) 各点から延びる縦棒線は95%信頼区間を表している。

びSVRATを推定したところ、DID推定量(0.039, P値:0.204)は有意でなかった。それに対して、先のSVDのP値は、0.1と10%有意水準に近い結果であったことを鑑みれば、トリートメントグループⅡ(a)がコントロールグループに比して、改革後に貯蓄率を伸ばした主因は、両者の貯蓄確率の動きにあったとみることができる。

(4) 両グループの特性の違いⅡ(a)

このような動きの背後にある、トリートメントグループⅡ(a)とコントロールグループの特性の違いについて確認しておこう。図表10は、推計に使用した変数の記述統計をグループ別に示している。両者を比較すると、金融資産額等の経済変数に大きな違いは認められないが、以下の点で異なる。

第1に、50歳代の比率(Under60)は、コントロールグループの方が20%ポイントほど高い。トリートメントグループは60歳代が8割を占めており、それだけ高齢世帯の意思決定が結果に反映されているといえる。

第2に、女性の比率(Female)は、トリートメントグループの方が30%

図表10 各変数の基本統計量

トリートメントグループⅡ(a)

| | SVRAT | SVD | SVL | Finasset | Income | Derat | Under60 | Female | Edcol | Edspe | Wkful | Wkpat | Selfem |
|--------------|-------|------|------|----------|--------|-------|---------|--------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Mean | 0.10 | 0.56 | 0.39 | 18.18 | 2.95 | 0.07 | 0.22 | 0.71 | 0.31 | 0.29 | 0.25 | 0.16 | 0.11 |
| Median | 0.05 | 1.00 | 0.10 | 17.65 | 2.50 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Maximum | 0.60 | 1.00 | 4.26 | 29.70 | 15.00 | 4.74 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| Minimum | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 10.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Std. Dev. | 0.14 | 0.50 | 0.65 | 5.61 | 2.04 | 0.38 | 0.42 | 0.46 | 0.46 | 0.46 | 0.44 | 0.37 | 0.31 |
| Observations | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 | 335 |

コントロールグループⅡ

| | SVRAT | SVD | SVL | Finasset | Income | Derat | Under60 | Female | Edcol | Edspe | Wkful | Wkpat | Selfem |
|--------------|-------|------|-------|----------|--------|-------|---------|--------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Mean | 0.11 | 0.54 | 0.49 | 17.86 | 3.12 | 0.17 | 0.41 | 0.48 | 0.51 | 0.18 | 0.35 | 0.10 | 0.14 |
| Median | 0.02 | 1.00 | 0.06 | 17.10 | 2.50 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Maximum | 0.80 | 1.00 | 15.00 | 29.50 | 25.00 | 10.73 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |
| Minimum | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 10.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Std. Dev. | 0.15 | 0.50 | 1.14 | 5.60 | 2.58 | 0.75 | 0.49 | 0.50 | 0.50 | 0.39 | 0.48 | 0.31 | 0.35 |
| Observations | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 | 319 |

(注) Finasset (金融資産), Income (所得) の単位は100万円。

ポイントほど高い。男女間の寿命の差によるものか、子どもがいる当該単身世帯は7割が女性である。この点に関連するとみられるが、学歴が大卒以上の比率 (Edcol) は、コントロールグループの方が20%ポイントほど高い。

第3に、就労状況について、どちらも過半が就労しているが、コントロールグループの方がトリートメントグループよりも就労比率は7%ポイント高い。特に、フルタイムで就労している世帯は、コントロールグループの方が10%ポイント高い。経済的に子どもに依存できないために、就労へのニーズが高くなっているものとみられる。

(5) Tobit モデルと Probit モデルによる推定

本分析で被説明変数とした貯蓄率 (貯蓄額) が0以上の値しかとらないことや、同様の貯蓄確率が質の変数であることを踏まえれば、標準的な OLS を用いた分析は必ずしも推定上問題なしとはいえない。そこで、貯蓄率につ

いては、潜在変数が0を下回ることを考慮した Tobit モデルを、貯蓄確率については、離散選択に適合した Probit モデルをそれぞれ使用して、改めてグループIIのSVRATとSVDについて推定を行った。その結果（図表11）は、先の OLS による推定の妥当性を支持するものとなっている。

図表11 非線形モデルに基づく推定結果

| | SVRAT | | | SVD | | |
|--|-----------|--------|---------|----------|--------|---------|
| | Tobit | | | Probit | | |
| | Coef. | ME | P.value | Coef. | ME | P.value |
| <i>DID</i> | | | | | | |
| Treatment | -0.031 | -0.012 | 0.226 | -0.161 | -0.064 | 0.314 |
| Post13 | -0.037 | -0.015 | 0.312 | -0.117 | -0.047 | 0.605 |
| Treatment*Post13 | 0.078** | 0.031 | 0.028 | 0.401* | 0.160 | 0.067 |
| <i>経済変数</i> | | | | | | |
| Income | 0.034*** | 0.014 | 0.000 | 0.281*** | 0.112 | 0.000 |
| ln Finasset | 0.035 | 0.014 | 0.210 | -0.115 | -0.046 | 0.503 |
| Derat | -0.038** | -0.015 | 0.011 | -0.190** | -0.076 | 0.048 |
| <i>家計属性</i> | | | | | | |
| Female | 0.047** | 0.019 | 0.018 | 0.356*** | 0.142 | 0.004 |
| Under60 | 0.009 | 0.004 | 0.670 | 0.050 | 0.020 | 0.718 |
| Edspe | -0.026 | -0.010 | 0.270 | -0.248* | -0.099 | 0.084 |
| Edcol | -0.028 | -0.010 | 0.197 | -0.299** | -0.119 | 0.024 |
| Wkful | 0.119*** | 0.048 | 0.000 | 0.662*** | 0.264 | 0.000 |
| Wkpat | 0.020 | 0.008 | 0.478 | 0.258 | 0.103 | 0.116 |
| Selfem | 0.094*** | 0.038 | 0.001 | 0.388** | 0.155 | 0.028 |
| <i>Year</i> | Yes | - | - | Yes | - | - |
| Constant | -0.224*** | -0.089 | 0.009 | -0.570 | -0.227 | 0.268 |
| Log-likelihood (SVRAT)/ McFadden R ² (SVD) | | -121.1 | | | 0.182 | |

サンプル数：654

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

P値はHuber-White法に基づく頑健標準誤差により算出。

MEは説明変数の平均で評価した限界効果を表す。

両者の交差項の係数に注目すると、SVRATが5%水準で有意であり、SVDも10%水準で有意となった。ただし、SVRATに与える限界効果は、0.03程度と、OLSのケースに比べて低くなる一方で、SVDに与える限界効果は、0.16と幾分か高まっている。

他の統制変数の係数についてみると、概ね経済理論と整合的な結果といえる。貯蓄率に対して、所得（プラス）と負債比率（マイナス）が有意な影響を及ぼしているのは自然であるが、家計特性では、Female（女性ダミー）、Wkful（フルタイム労働ダミー）、Selfem（自営業ダミー）がそれぞれ有意にプラスであったのも妥当である。特に女性の方が男性よりも貯蓄意欲が高い様子が窺えるのは、女性の平均余命の相対的長さや女性単身者に対する公的社会保障の脆弱さなどが関係しているものと推測される。

なお、以上のDID推定の頑健性をチェックする目的から、グループII(a)について、①平行トレンド仮定の検定、②改革前後4年間のサンプルでの推定、③改革前3年と改革後1年（2014年のみ）のサンプルでの推定、を行ったが、いずれのケースでも上記分析での基本的な結果に対して相反する問題は認められなかった（【付録1】）。

2. トリートメントグループの貯蓄の決定要因

(1) 生前贈与の影響

上記の結果は、トリートメントグループの貯蓄率が改革後において相対的に高まったことを示しているが、その際、生前贈与はどのように作用したのだろうか。改革後に将来の相続税回避を目的として子孫への贈与を増やしたとすれば、そのことは自身の貯蓄に対してマイナスの影響を与えたはずである。この点を以下の(2)式を使って検証しよう。

$$\begin{aligned} \cdot DV_{it} = & a + \beta_1 INVT_{it} + \beta_2 INVI_{it} * Post13 + \sum \beta W_{it} + \sum \beta X_{it} + \beta Yeart \\ & + \varepsilon_{it} \qquad \qquad \qquad \dots (2)式 \end{aligned}$$

当該アンケート調査には、「仕送り」の状況について尋ねる設問があるので、その支払い金額（INVI）を生前贈与の代理変数として使用する。そこで上式の INVI と Post13 の交差項の係数 β_2 に注目することで、13 年以降の生前贈与が貯蓄率に影響を与えたかどうか判定できる。

SVRAT と SVD について推定した図表12は、年度ダミーを含めたかどうかに関わらず、相続税改定に起因した生前贈与による、貯蓄への強い影響はなかったことを示している。だが、SVRAT のケースで INVI の係数はいずれもマイナスで有意となっており、想定通り、全期間を通じて、生前贈与が貯蓄率を押し下げていることがわかる。「仕送り額」と「仕送り確率」を被説明変数とした、同様な非線形モデルによる推定でも、当該トリートメントグループの生前贈与が改革後に有意に増大した証拠は認められなかった（【付録2】）。

図表12 仕送りの効果に関する推定結果

| | SVRAT | | SVD | |
|--|---------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|------------------------------|
| | Tobit | | Probit | |
| <i>INVI</i> | -0.039*** (0.008) [0.015] | -0.091** (0.021) [0.036] | -0.880* (0.062) [0.343] | -0.790 (0.124) [0.308] |
| <i>INVI*POST13</i> | 0.013 (0.499) [0.005] | 0.004 (0.936) [0.002] | 0.443 (0.374) [0.173] | 0.259 (0.626) [0.080] |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | No | Yes | No | Yes |
| Log-likelihood (Tobit) / McFadden R ² (Probit) | -42.1 | -44.8 | 0.208 | 0.217 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による), [] 内は説明変数の平均で評価した限界効果を表す。

(2) 貯蓄目的との関係

では、そもそもトリートメントグループⅡ(a)の貯蓄は、どのような理由で行われているのだろうか。図表13、図表14は、V-1-(2)で取り上げた、当該グループの「貯蓄目的」の回答を説明変数に加えて、それぞれSVRATおよびSVDを推定した結果を示している²⁵⁾。

図表13から、調査で提示された目的の中では「病気や不時の災害への備え」のみが貯蓄率に有意なプラスの効果をもっている。図表6で最も回答率の高かった「老後の生活資金」や、本稿が目にするところの「遺産として子孫に残す」は、それぞれ貯蓄との有意な関係は認められなかった。一方、図表14の貯蓄確率への効果では、「病気や不時の災害への備え」に加えて、「住宅の取得または増改築などの資金」と「耐久消費財の購入資金」がプラスに有意な影響を与えている。ここでも、貯蓄率のケースと同様に、意図された遺産動機は、貯蓄を動かす主因とはなっていない。

以上の結果から、これらトリートメントグループの貯蓄は、将来の病気や災害に備えるための「予備的動機」によって強く規定されていることがわかる。しかしながら、これらグループの貯蓄が相続税改革後に有意に反応しているという先の分析結果から、遺産動機が全く働いていないとは考えにくい。というのも、貯蓄目的に関する設問で大半の世帯が複数の選択肢を同時に選んでいることも鑑みれば、いくつかの貯蓄目的が相互に排他的であるわけではなく、個々の目的のかなり部分がオーバーラップした性格を有していると理解すべきではないだろうか²⁶⁾。Dynan et.al. [2002]が主張するように、貯蓄の目的としては、将来の不確実性に備えた予備的動機が優先されるが、その後、特に不慮の出来事が起きない限り、蓄積された財産はそのまま遺産に転化されるとみの方が理にかなう。

この点で、興味深いのは、住宅取得等の目的が貯蓄確率と有意なプラスの関係にあることである。V-1-(2)でみたように、住宅取得等の目的には、租税回避を意図したものが含まれている可能性がある中で、トリートメントグループⅡ(b)に含まれない「利己的世帯」において改革後に当該目的の

図表13 トリートメントグループの貯蓄率の推定結果 (Tobit モデル)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|-----------------------------|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 貯蓄目的 病気や不時の災 害への備え | 0.058** (0.014) [0.023] | | | | | | | | |
| こどもの教育・ 結婚資金 | | 0.057 (0.407) [0.023] | | | | | | | |
| 住宅の取得また は増改築などの 資金 | | | 0.049 (0.215) [0.020] | | | | | | |
| 老後の生活資金 | | | | 0.022 (0.500) [0.006] | | | | | |
| 耐久消費財の購 入資金 | | | | | 0.019 (0.544) [0.008] | | | | |
| 旅行、レジャー の資金 | | | | | | 0.024 (0.340) [0.010] | | | |
| 納税資金 | | | | | | | 0.050 (0.450) [0.020] | | |
| 遺産として子孫 に残す | | | | | | | | -0.004 (0.907) [-0.002] | |
| とくに目的はな いが、貯蓄して いれば安心 | | | | | | | | | -0.014 (0.700) [-0.006] |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Log-likelihood | -45.5 | -48.0 | -48.0 | -48.3 | -48.5 | -48.2 | -48.4 | -48.6 | -48.5 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による), [] 内は説明変数の平均で評価した限界効果。

図表14 トリートメントグループの貯蓄確率の推定結果 (Probit モデル)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------------------|
| 貯蓄目的 病気や不時の災 害への備え | 0.385** (0.012) [0.150] | | | | | | | | |
| こどもの教育・ 結婚資金 | | -0.260 (0.458) [-0.101] | | | | | | | |
| 住宅の取得また は増改築などの 資金 | | | 0.683** (0.033) [0.272] | | | | | | |
| 老後の生活資金 | | | | 0.257 (0.185) [0.100] | | | | | |
| 耐久消費財の購 入資金 | | | | | 0.526** (0.036) [0.265] | | | | |
| 旅行, レジャー の資金 | | | | | | 0.140 (0.396) [0.055] | | | |
| 納税資金 | | | | | | | 0.131 (0.659) [0.051] | | |
| 遺産として子孫 に残す | | | | | | | | 0.167 (0.659) [0.065] | |
| とくに目的はな いが, 貯蓄して いれば安心 | | | | | | | | | -0.074 (0.731) [-0.029] |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| McFadden R ² | 0.215 | 0.204 | 0.213 | 0.207 | 0.210 | 0.204 | 0.203 | 0.206 | 0.203 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White 法に基づく頑健標準誤差による), [] 内は説明変数の平均で評価した限界効果。

回答確率が目立って上昇していること（図表6）は、なぜグループⅡ(b)よりもグループⅡ(a)について、改革後のトリートメントグループの貯蓄への効果が強く表れたのか、その背景を示唆しているように思われる。いずれにせよ、少なくとも、このような貯蓄確率と住宅取得等目的との強いプラスの関係は、これらグループの改革後における貯蓄確率の上昇（図表9）に対して、一定の要因として作用したことは確かであるとみられる。

3. 金融資産への効果

(1) 金融商品別の効果

トリートメントグループは、相続税改定後に金融資産保有をどのように変化させたのか。相続税は、先述のとおり、貯蓄による資産蓄積（および取り崩し）と資産構成の組み換え（リシャッフル）の両面から金融資産構成に影響を与えた可能性がある。

図表15および図表16は、(1)式の被説明変数に各金融商品の保有額と保有確率（記述統計は【付録3】）を設定して、再びOLSでDID推定を行った結果をそれぞれ示している。なお、このとき株価変動の影響を制御するために、統制変数としてYearダミーに代えて、各年の株価指数を表すTopixを含めたケースも併せて推定した²⁷⁾。

Treatmentの係数をみると、個人年金保険が保有額（IAIL）と保有確率（IAID）のいずれにおいても有意にマイナスとなっており、子どもをもたないコントロールグループの同商品に対する高いニーズが反映されたとみられる。Post13については、特にグループを問わず要求払い預金（DDD、DDL）が有意な反応を示しており、2014年以降において全体として流動性選好が強まったことが窺い知れる。

問題となるDID推定量を表す交差項の係数に注目すると、保有額では債券（BONL）がマイナスに、保有確率では外貨建て金融商品（FCD）がプラスに、どちらも5%水準で有意であった。債券は、保有確率でも、Topixを含めたケースについて10%水準でマイナスに有意となっている。これら2つ

図表15 金融商品の保有額に関する推定結果

| | DDL | FTL | LIL | IAIL | BONL | STL | ITL | FCL |
|-------------------------|--------------------|-------------------|------------------|----------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Treatment | 0.094 (0.789) | 0.097 (0.858) | 0.500 (0.160) | -1.244*** (0.001) | 0.075 (0.636) | 0.314 (0.397) | 0.382 (0.242) | -0.229 (0.492) |
| Post13 | 1.145** (0.027) | -0.075 (0.926) | 0.520 (0.330) | -0.205 (0.742) | 0.046 (0.833) | 0.661 (0.212) | 0.108 (0.830) | -0.456 (0.198) |
| Treatment *Post13 | -0.017 (0.973) | -0.263 (0.741) | 0.093 (0.850) | 0.571 (0.266) | -0.461** (0.049) | -0.205 (0.715) | -0.253 (0.578) | 0.343 (0.421) |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | No | Yes | No | Yes | Yes | No | Yes |
| Topix | No | Yes | No | Yes | No | No | Yes | No |
| adjusted R ² | 0.109 | 0.086 | 0.025 | 0.074 | 0.042 | 0.042 | 0.059 | 0.006 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による)。

図表16 金融商品の保有確率に関する推定結果

| | DDD | FTD | LID | LAID | BOND | STD | ITD | FCD |
|-------------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| Treatment | 0.069 (0.180) | 0.044 (0.343) | 0.096* (0.086) | -0.140** (0.013) | 0.027 (0.551) | -0.026 (0.681) | 0.048 (0.394) | -0.088* (0.062) |
| Post13 | 0.304*** (0.000) | 0.004 (0.953) | 0.065 (0.700) | -0.123 (0.106) | -0.064 (0.297) | -0.001 (0.991) | -0.115 (0.136) | -0.134* (0.070) |
| Treatment *Post13 | -0.070 (0.273) | -0.038 (0.553) | 0.077 (0.310) | 0.079 (0.308) | -0.103* (0.102) | -0.007 (0.933) | 0.021 (0.823) | 0.157** (0.025) |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | No | Yes | No | Yes | No | No | No |
| Topix | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | No |
| adjusted R ² | 0.109 | 0.022 | 0.031 | 0.057 | 0.030 | 0.014 | 0.044 | 0.040 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による)。

の金融商品について非線形モデルを使用して推定したケースでも同様な結果となった（【付録4】）。

（2）資産構成変化の背景

では、上記2つの金融商品に関する有意な変化の背後に、どのようなポートフォリオの組み換えがあったのか。そのこと的一端を知るために、トリートメントグループの改革前と改革後における、債券および外貨建て金融商品の構成比率と、他の金融資産および負債の比率との相関係数の変化をみた（図表17）。ここで改革後に相関係数が上昇したこと（[13年以後-13年以前]がプラス）は、当該2つの金融商品間の補完性が高まったことを示す。逆に、当該相関係数の低下（両者の差がマイナス）は、両者の代替性が高まったことを意味している。

まず債券との代替性に注目すれば、両相関係数の差（絶対値）の大きさから、債券保有の縮小の背後に、外貨建て金融商品（FCL）、投資信託（ITL）、生命保険商品（LIL）の拡大があったことが窺われる²⁸⁾。また、補完性の観点から、負債（Derat）との相関係数の変化がプラスであったことは、負債の返済が債券の売却を通じて行われた可能性を示唆している。

一方、外貨建て金融商品に目を向けると、両相関係数の差がプラスであることから、定期性預金（FTL）、個人年金保険（LAIL）との補完性が高まっ

図表17 債券および外貨建て金融商品と、他の金融商品等との相関係数

| 債券 (BONL) | DDL | FTL | LIL | IAIL | STL | ITL | FCL | Derat |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 13年以前 | -0.070 | -0.214 | -0.034 | -0.106 | 0.005 | 0.065 | 0.097 | -0.055 |
| 13年以後 | -0.059 | -0.022 | -0.094 | -0.060 | -0.045 | -0.009 | 0.002 | -0.002 |
| 13年以後-13年以前 | 0.011 | 0.192 | -0.060 | 0.046 | -0.050 | -0.073 | -0.095 | 0.053 |
| 外貨建て金融商品 (FCL) | DDL | FTL | LIL | IAIL | BONL | STL | ITL | Derat |
| 13年以前 | -0.121 | -0.148 | -0.116 | -0.096 | 0.097 | -0.002 | 0.241 | -0.052 |
| 13年以後 | -0.057 | 0.015 | -0.102 | 0.055 | 0.002 | -0.032 | 0.176 | 0.049 |
| 13年以後-13年以前 | 0.064 | 0.163 | 0.015 | 0.152 | -0.095 | -0.030 | -0.065 | 0.101 |

たことが分かる。このことは、外貨建て商品へのプラスの効果が、特にこれら預金や年金保険の拡大として実現した可能性を含意している²⁹⁾。ここでも外貨建て金融商品と負債との相関係数が改革後にプラスに転じていることから、外貨建て金融商品の購入が負債によって賄われた可能性も考えられる。

以上の結果をあわせみれば、トリートメントグループは、今回の相続税改定を機に債券保有から外貨建て金融商品にポートフォリオの構成を部分的にシフトさせた可能性を認めることができる。こうした動きは、当該グループが改革後にリスク選好を強めたことを示唆しており、同じ時期に相続税改定がフローとしての貯蓄にプラスの効果を与えたとするこれまでの分析結果と整合的である。

むすび

本稿では、2013年度税制改正で実現した相続税の改定が家計の貯蓄行動にどのような影響を与えたかを、2010年から2016年までの個票データに基づき、DIDの手法を用いて検証した。分析により明らかにされた諸点は、以下のとおりである。

第1に、2013年度税制改正で決定された相続税改定は、一定の条件を満たした家計の貯蓄にプラスの影響を与えている。このとき、金融資産額が一定の範囲内の家計が有意に反応したことから、相続税改定の中ではとりわけ基礎控除の引下げによる効果が強かったとみられる。

第2に、世論調査の回答結果に基づいた「意図された遺産動機」の有無は、必ずしも相続税改定後のこれら家計による貯蓄を規定する決定的な要因となっていない。しかし、これら家計が回答した「貯蓄目的」を併せみれば、将来の消費（貯蓄）計画について利己的とみられる家計でも、「子どもの将来」について配慮するという意味での遺産動機は働いていると推測される。

第3に、生前贈与（仕送り）は分析期間を通じて当該家計の貯蓄にマイナスの効果を与えているものの、特に相続税変更後の贈与が貯蓄に有意な影響

を与えたという証拠は得られなかった。

第4に、貯蓄目的との関係について、相続税改定に反応した家計の貯蓄率があらば「予備的動機」で決まる一方で、その貯蓄確率は「予備的動機」だけでなく「住宅取得等目的」などによっても規定されている。現実の貯蓄が複数の目的を同時に満たすように行われている状況を想定すれば、当該家計の貯蓄にとって、予備的動機と遺産動機はある程度オーバーラップしているとみることができる。

第5に、金融資産構成への効果の点では、当該家計は、改革後に債券保有の一部を外貨建て金融商品にシフトさせた可能性が認められた。この点は、相続税増税によってこれら家計のリスク選好が高まっていることを示唆しており、第1の結果に矛盾しない。

以上の点を踏まえれば、今回の相続税の引上げは、将来その影響を被ると予期される一定の家計に、子どもが得る税抜き遺産の減少を取り戻すために、貯蓄を増大させたと解釈することができる。このことは、理論的に、相続税増税に伴う実質資本収益率の低下に対して、貯蓄供給への所得効果がその代替効果を上回っていることを意味している。こうした点から、日本では子どもに配慮した遺産動機がある程度作用する中で、相続税回避を目的とした生前贈与は必ずしも一般的ではない可能性が考えられる³⁰⁾。本分析で明らかにされた相続税と贈与（仕送り）との希薄な関係は、この点を部分的に裏付けるものである³¹⁾。これらの結果は、今回の相続税改定による課税最低限の引下げなどが、少なくとも短期的に大きな租税回避を引き起こすことなく、その税収効果と資産集中阻止の両面で経済格差の縮小に貢献している可能性を示唆している。

本稿には数多くの問題点が存在していると思われるが、その中でも特に重要な点を指摘して今後の課題としたい。

第1に、本稿では、相続税が遺贈者の貯蓄や金融資産保有に与える効果について検討するのみで、他方で、データ上の制約から、不動産投資への効果を明示的に分析の対象とすることができなかった。しかし、本稿で言及した

ように、「住宅取得等」の貯蓄目的には、租税回避を意図したものが含まれる可能性があることから、相続税回避を狙いとした不動産投資がどれだけ重要なのか、その因果効果について入念な検証が必要である。不動産を通じた租税回避へのルートが大きければ、それだけ税収と再分配面での資産移転税の実効性が弱まることになる。

第2に、「貯蓄率」の経済変数としての妥当性に関する問題である。本稿で指摘した通り、分析で使用した世論調査に示される「貯蓄率」は、プラスの貯蓄率のみで、資産取り崩しの部分（マイナスの貯蓄）が含まれていない。したがって、本分析においては、非貯蓄世帯による資産取り崩しのペースが相続税改定後にどのように変化したか、という意味での貯蓄への効果が捨象されている。相続税が将来の相続資産に与える影響を見極めるには、特に本分析の対象が50～60歳代に限定されている問題点とあわせて、就労していない70歳代以上の高齢世帯のデータを含め、その資産取り崩しに与える効果を検証する必要がある³²⁾。

最後に、マクロ経済的視点から、資産移転税の消費への効果を測るには、本稿が着目した被相続人の貯蓄だけでなく、将来の相続人である子どもの貯蓄との関係についても分析が求められる。この点は、特に現下の政策目標に挙げられる、高齢者資産の流動化が、贈与税の非課税範囲の拡大によってどれだけ促進されているかという問題にとって重要である。たとえ、親から子への特定目的の生前贈与が促されたとしても、それに伴い子の貯蓄が増加することで、消費へのプラスの効果が減殺される可能性があるからである。この問題に接近するには、相続税を対象とした本稿のような方法とは異なり、贈与税の制度変更そのものが相続人の貯蓄に与える因果効果について分析する必要がある。

注

- 1) 改革にあたっては、相続税に関して「地価が大幅に下落する中においても、バブル期の地価上昇に対応した基礎控除や税率構造の水準が据え置かれてきた

結果、課税割合が低下する等、富の再分配機能が低下している」との政策当局による評価が示された（「平成25年度税制改正大綱」，4頁）。

- 2) 金融資産全体のうち60歳以上の高齢者（二人以上世帯）の保有割合は，1989年の32%から2014年には65%へとほぼ倍増した。また，子どもの年齢が50歳以上と想定される，死亡時の年齢が80歳以上の被相続人の割合は，1989年の39%から2016年の70%に拡大している。財務省「説明資料〔資産課税（相続税・贈与税）について〕平成30年10月17日」を参照。
- 3) その他，2013年度税制改正では，相続税・贈与税について以下の改定が加えられた。①非上場株式に係る相続税や贈与税を猶予・軽減する「事業継承税制」において，適用条件の一部緩和，負担の軽減，手続きの簡素化等が図られた。②子・孫などの直系卑属（20歳以上）への贈与について，これら直系卑属に適用される贈与税の税率構造が緩和されるとともに，一般の贈与税の税率表についても最高税率が引き上げられるなど，一部税率区分等の改定が行われた。③従来の相続時精算課税制度について，贈与者の年齢要件が65歳以上から60歳以上に引き下げられたうえで，受贈者に贈与者の孫が加えられた。④子・孫などの直系卑属（30歳未満）の教育資金に充てるために金融機関に信託等を設定した場合，受贈者一人あたり1,500万円（学校等以外に支払われる場合は500万円）までの贈与税を非課税とする新たな制度が創設された（2013年4月施行）。
- 4) 財務省ウェブサイト資料を参照。
- 5) ここでの記述は，Gale & Perozek [2001]，國枝 [2002] 等を参考にした。
- 6) この場合，子どもからのケアサービス提供への誘因を維持するために，生前贈与（前払い）ではなく，相続資産という形（後払い）でその対価を支払うのが合理的となるので，子どものケアが他に代替できないものであるとの前提に立てば，相続税は親の貯蓄にプラスの効果を与えることが示唆される。
- 7) これに対して，親が遺産額について commitment power をもつケースでは，一定の条件の下で，相続税が税引き後遺産額を減らすことが，子の貯蓄にプラスに作用することで，親の貯蓄は減少することになる（Gale & Perozek [2001]，pp.227-235を参照）。
- 8) 市街地の宅地が，当該地の面する道路に付された路線価を基に評価する「路線価方式」が適用されやすいのに対して，郊外の宅地は「倍率方式」が適用されるケースが多いとされる。後者の方式では，その土地の固定資産税評価額に

- 一定の倍率を乗じて計算した価額により評価する。一方、家屋は、固定資産税評価額がそのまま相続税評価額となる（以上、国税庁ウェブサイトを参照）。
- 9) 負債金利が十分に低い限り、贈与税の基礎控除（年間一人当たり110万円）を最大限に利用すれば、借入れを通じた第三者への贈与により将来の相続税の効果的な節約が可能となる。
 - 10) アメリカ人口の最上位0.5%の富裕層について、45歳の時に適用される50%の遺産税の限界税率は、後年に申告される純遺産額を10.5%減少させたとしている（Kopczuk & Slemrod [2001], p.339）。
 - 11) ここで導出された弾力性（ -0.094 ）は、各年の期待資本収益率と遺産税率から変換された所得税率を使って推定された数値に基づいている。
 - 12) 「家計の金融行動に関する世論調査」における質問項目「過去1年間に手取り収入（税引き後）の何%（小数点以下は四捨五入）ぐらいを貯蓄しましたか」に対する回答を「貯蓄率」に用いた。
 - 13) 「預貯金総額から定期性預金額を控除した残額」と定義される。
 - 14) 「それまでに払い込まれた保険料の総額」と定義される。
 - 15) この点で、Kopczuk & Slemrod [2001] は、アメリカでは、45歳時点での遺産税の限界税率が申告遺産の弾力性に最も強い影響を与えたとしている（同、p.339）。本稿では、アメリカ人と日本人の平均寿命の違い、利用可能な個票データの年齢が70歳未満であること、サンプル数の問題などを考慮して、50歳以上世帯をトリートメントグループに設定した。
 - 16) 金融資産額については、個票データに記載された「金融資産総額（現金を含まない）」に「現金残高（家庭にある現金）」を加えた金額と定義した。
 - 17) 被相続人の配偶者には、取得した相続資産が1億6,000万円まで非課税となる「配偶者控除」が適用される（国税庁ウェブサイトを参照）。
 - 18) たとえば、2016年に二人以上世帯で50歳以上・持ち家ありの条件を満たしたサンプルのうち、子どもがいないと回答した世帯の比率は5.0%であった。
 - 19) トリートメントグループの選定にあたって鍵となる「子どもを有するかどうか」もこの質問に対する回答結果に基づき区分した。
 - 20) 金融資産が1,000万円未満のトリートメントグループ（a）のサンプル数は286である。
 - 21) 選択肢のなかで、「こどもの教育資金にあてるため」と「こどもの結婚資金に

あてるため」は合算して、表のとおり「こどもの教育または結婚の資金」としている。なお、2010年は「あなたは、どのような目的で貯蓄をしていますか。(〇は3つまで)」であったが、2011年以降は「あなたは、どのような目的で金融資産を保有していますか。(〇は3つまで)」と表現が変更されている。

- 22) これら家計はすべて持ち家を保有しているので、この回答結果は、セカンドハウスの購入、住宅の買い替え、既存住宅の増改築などを意味していると考えられる。
- 23) Murata [2018] は、家計調査のマイクロデータから遺産動機をもつ家計の貯蓄率はそうでない家計の貯蓄率よりも高いことを示しているが、本分析におけるトリートメントグループⅡにおいて、意図された遺産動機をもつ家計 (0.102) と利己的な家計 (0.101) の平均貯蓄率は、ほとんど同じである。この点も、後者には、実際には子どもへの利他的な遺産動機が働いているケースが相当数含まれている可能性を示唆している。
- 24) トリートメントグループの範囲を拡大してみると、「7自分の人生を楽しみたいので、財産を使い切りたい」を回答した金融資産保有世帯 (336) のうち、なお3.3%が貯蓄目的として「遺産として子孫に残してやりたい」を選択回答している。
- 25) ここでは多重共線性の問題を避けるために、各貯蓄目的に関する回答結果を取り出し、それぞれの質的説明変数を1つ加えた回帰式の推定を行った。
- 26) この点で、Murata [2018] は、Dyran et. al. [2002] 等に拠りながら、家計の貯蓄が予備的動機と遺産動機の2つの目的を併せもっている可能性を示している。
- 27) Topix は、各年の調査実施期間における東証株価指数の最高値と最低値の平均として算出した。
- 28) 両相関係数の差 (0.053) が負債比率 (Derat) でプラスであったことは、このときトリートメントグループが債券を売却して負債を返済したとも解釈できる。
- 29) このとき注意すべきは、外貨建て金融商品が他の金融資産の中から「外貨建て」の部分のみが抽出される形で計上されている点である。
- 30) もちろんこうした解釈は、日本では相続税の文脈とは無関係に、広く贈与が行われている可能性を否定するものでなく、すでに日常的に贈与が行われているがゆえに、特に相続税の改定に反応しなかったということも考えられる。し

かし、本分析において、当該トリートメントグループのうち仕送りを行った者の割合が僅か7.5%であった点は、上記の可能性を低くするものといえる。

31) この点で、本稿の結論は、相続税が与える生前贈与へのプラスの効果を見出した濱秋 [2019] とは異なる一方で、アメリカの遺産税について、生前贈与による租税回避が一般的でないとする Joulfaian & MCGarry [2004] や、日本の相続税について家計の節税行動が限定的であるとする Niimi [2019] による含意に近い。

32) ホリオカ・新見 [2017] は、ゆうちょ財団の「家計と貯蓄に関する調査」などから、退職後の高齢者世帯による資産の取り崩し率が、ライフサイクル仮説が予測するほど高くないことを見出しており、その主因として予備的動機と遺産動機が働いている可能性を示唆している。

参考文献

- 國枝繁樹 [2002] 「相続税・贈与税の理論」『フィナンシャル・レビュー』65号, 108-125頁。
- 國枝繁樹 [2007] 「経済格差における相続税の役割」『季刊家計経済研究』No. 74, 25-33頁。
- チャールズ・ユージ・ホリオカ & 新見陽子 [2017] 「日本の高齢者世帯の貯蓄行動に関する実証分析」『経済分析』（内閣府経済社会総合研究所）第196号, 29-47頁。
- 濱秋純哉 [2019] 「世代間資産移転税制と贈与行動－2015年相続税増税に対する家計の反応－」日本財政学会第76回大会報告論文（未定稿）。
- Brys, B., S. Perret, A. Thomas & P. O'Reilly [2016] “Tax Design for Inclusive Economic Growth”, *OECD Taxation Working Papers*, No. 26, pp.1-66.
- Chapman, K., G. Hariharan & L. Southwick Jr. [1996] “Estate Taxes and Asset Accumulation”, *Family Business Review* 9(3), pp.253-268.
- Dynan, K., J. Skinner & S. Zeldes [2002] “The Importance of Bequests and Life-Cycle Saving in Capital Accumulation: A New Answer”, *American Economic Review*, 92(2), pp.274-287.
- Gale, W. & M. Perozek [2001] “Do Estate Taxes Reduce Saving?”, in Gale, W., J.R. Hines, & J. Slemrod ed., *Rethinking the Estate and Gift Tax*, Brookings Institu-

- tion : pp.216–257.
- Joulfaian, D. [2006] “The Behavioral Response of Wealth Accumulation to Estate Taxation: Time Series Evidence,” *National Tax Journal*, 59(2), pp.253–268.
- Joulfaian, D. & K. McGarry [2004] “Estate and Gift Tax Incentives and Inter Vivos Giving”, *National Tax Journal*, 57(2), pp.429–444.
- Kopczuk, W. [2010] “Economics of estate taxation: a brief review of theory and evidence”, *NBER Working Paper* 15741, pp.1–23.
- Kopczuk, W. & J. Slemrod [2001] “The Impact of the Estate Tax on Wealth Accumulation and Avoidance Behavior”, in Gale, W., J.R. Hines, & J. Slemrod ed. , *Rethinking the Estate and Gift Tax*, pp.299–349.
- Moriguchi, C. & E. Saez [2010] “The Evolution of Income Concentration in Japan 1886–2005: Evidence from Income Tax Statistics”, A. Atkinson & T. Piketty ed. *Top Income*, Oxford University Press, pp.76–170.
- Murata, K. [2018] “Dissaving by the elderly in Japan : Empirical evidence from survey data”, *ESRI Discussion Paper Series* No. 346, pp.1–27.
- Niimi, Y. [2019] “The Effect of the Recent Inheritance Tax Reform on Bequest Behaviour in Japan”, *Fiscal Studies* 40(1), pp.45–70.
- OECD [2015] *In It Together—Why Less Inequality Benefits All*.
- Poterba, J. [2000] “The Estate Tax and After-Tax Investment Returns”, in J. Slemrod ed., *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, Russell Sage Foundation and Harvard University Press.
- Poterba, J. [2001], “Estate and Gift Taxes and Incentives for Inter Vivos Giving in the US,” *Journal of Public Economics*, 79(1), pp. 237–264.
- Slemrod, J. & W. Gale [2001] ” Rethinking the Estate and Gift Tax: Overview”, in Gale, W., J.R. Hines, & J. Slemrod ed. , *Rethinking the Estate and Gift Tax*, pp.1–64.

【付録 1】 頑健性のチェック

(1) 平行トレンドの仮定

標準的な DID 推定において政策介入の因果効果を立証するには、政策介入がなかったときに、トリートメントグループの平均的結果とコントロールグループの平均的結果が平行に推移するという平行トレンドの仮定が満たされている必要がある。平行トレンドの仮定を直接検定することはできないものの、ここでは2011年に政策介入があった可能性を考慮して、2010年を介入前、2012～2016年を介入後と仮定した場合の DID 推定（1式）を行うことで、この点を間接的に検証したい。これは、相続税改定の内容については2010年12月の「平成23年度税制改正大綱」ではじめて公表されたので、このタイミングで将来の増税について一般に広く認識された可能性があるからである。

図表18の①は、先のグループⅡ（a）の SVRAT, SVD, SVL それぞれのケースにおける DID 推定量を示している。いずれの結果も有意でないことから、本 DID 分析の枠組みで2011年が政策介入年であった可能性は低く、この点に関して平行トレンドの仮定は崩れていないとみることができる。

図表18 異なる期間設定の下での推定結果 (OLS)

| | SVRAT | | SVD | | SVL | |
|---|---------|---------|--------|---------|-------|---------|
| | Coef. | P.value | Coef. | P.value | Coef. | P.value |
| ① 2010 vs 2012～2016 - Adjusted R ² | 0.021 | 0.453 | 0.036 | 0.692 | 0.107 | 0.409 |
| | 0.155 | | 0.200 | | 0.397 | |
| ② 2010～2012 vs 2014 - Adjusted R ² | 0.052* | 0.087 | 0.156 | 0.113 | 0.031 | 0.825 |
| | 0.150 | | 0.166 | | 0.528 | |
| ③ 2011/2012 vs 2014/2015 - Adjusted R ² | 0.058** | 0.020 | 0.138* | 0.091 | 0.184 | 0.166 |
| | 0.166 | | 0.184 | | 0.507 | |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。
P値はHuber-White法に基づく頑健標準誤差により算出。

(2) 分析期間の変更

本稿で設定した分析期間とは異なる期間パターンを用いて、これまでの推定結果が頑健であるか確認する。そこで、改革前の期間（2010～2012年）は変えずに、2014年のみで改革の効果を検証したケース、介入年の前後2年ずつを分析期間としたケースの2通りで、これまでと同様のDID推定を行った。

それぞれのDID推定量を示した図表18の②③は、図表5の結果とほとんど変わらない。この点も、2013年が政策介入年として妥当であるとともに、推定結果が期間設定によって大きく影響を受けないことを示している。

【付録2】仕送りの決定要因

改革後に当該トリートメントグループが生前贈与（仕送り）を増やしているかは、以下の（3）式を推定することで、簡単な検証が可能である。

$$DVit = \alpha + \sum \beta Wit + \sum \beta Xit + \beta_1 \underline{Post13} + \beta Year + \varepsilon it \quad \dots (3)式$$

ここで被説明変数に、仕送り額または仕送り確率をおいたとき、説明変数 *Post13* の係数の符号と有意性を確認することにより、相続税の効果を判定できる。被説明変数の性質を考慮して、ここでも仕送り額について Tobit モデル、仕送り確率について Probit モデルを使用した。

その結果を示した図表19から、*Year* ダミーを含めたケースと含めなかったケースのいずれにおいても、*Post13* に有意な効果は認められず、この点から当該トリートメントグループの仕送りが相続税改定後に増加した可能性は低いと判断できる。

図表19 仕送り額および仕送り確率に関する推定結果

| | 仕送り額 | | 仕送り確率 | |
|---|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| | Tobit | | Probit | |
| Income | 0.227** (0.025) [0.090] | 0.219** (0.021) [0.087] | 0.113** (0.013) [0.045] | 0.114** (0.012) [0.045] |
| lnFinasset | 0.216 (0.634) [0.086] | 0.005 (0.991) [0.002] | 0.220 (0.498) [0.088] | 0.120 (0.707) [0.048] |
| Derat | 0.189 (0.458) [0.075] | 0.134 (0.603) [0.053] | 0.197 (0.304) [0.079] | 0.136 (0.491) [0.054] |
| Female | 0.193 (0.643) [0.077] | 0.225 (0.574) [0.090] | -0.012 (0.961) [-0.005] | 0.025 (0.922) [0.010] |
| Under60 | 0.761* (0.051) [0.303] | 0.738** (0.032) [0.294] | 0.573** (0.033) [0.228] | 0.601** (0.017) [0.239] |
| 学歴 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 就労状況 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| POST13 | 0.280 (0.441) [0.112] | -0.653 (0.214) [0.260] | 0.144 (0.450) [0.058] | -0.457 (0.215) [-0.182] |
| Year | No | Yes | No | Yes |
| Log-likelihood (Tobit)/ McFadden R ² (Probit) | -94.0 | -90.8 | 0.117 | 0.151 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

() 内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による), [] 内は説明変数の平均で評価した限界効果。

【付録4】相続税改定が債券および外貨建て金融商品に及ぼす効果

図表22 非線形モデルに基づく推定結果

| | 債券 | | | | 外貨建て金融商品 | | | |
|---|--------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | 保有額 (Tobit) | | 保有確率 (Probit) | | 保有額 (Tobit) | | 保有確率 (Probit) | |
| <i>Treatment</i> | 0.451 (0.546) [0.159] | 0.432 (0.569) [0.152] | 0.095 (0.572) [0.024] | 0.088 (0.602) [0.022] | -1.324 (0.154) [-0.333] | -1.331* (0.166) [-0.335] | -0.297* (0.056) [-0.095] | -0.301* (0.052) [-0.097] |
| <i>Post13</i> | -0.696 (0.511) [-0.246] | 2.741* (0.079) [0.967] | -0.248 (0.296) [-0.062] | 0.474 (0.130) [0.120] | -2.193* (0.073) [-0.551] | -0.401* (0.813) [-0.101] | -0.414* (0.058) [-0.133] | -0.172 (0.538) [-0.555] |
| <i>Treatment*Post13</i> | -2.061* (0.073) [-0.727] | -2.183* (0.060) [-0.770] | -0.378 (0.120) [-0.095] | -0.397 (0.102) [-0.100] | 2.231* (0.094) [0.561] | 2.231* (0.098) [0.561] | 0.489** (0.025) [0.157] | 0.499** (0.022) [0.161] |
| 経済変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 家計属性 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No |
| <i>Topix</i> | No | Yes | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| Log-likelihood (Tobit)/McFadden R ² (Probit) | -528.7 | -532.9 | 0.061 | 0.047 | -761.7 | -763.0 | 0.058 | 0.052 |

(注) ***は1%水準, **は5%有意水準, *は10%水準でそれぞれ有意を表す。

()内はP値 (Huber-White法に基づく頑健標準誤差による), []内は説明変数の平均で評価した限界効果。