

社会経済情勢の変化を踏まえ、納税者等の事務負担に留意しつつ、現年課税の可能性について検討すべきである」とする。以上の関係団体の見解は、個人住民税の現年所得課税化を支持している。一方、現年所得課税化に否定的な見解もある。たとえば、全国町村会(2014)は、「個人住民税の現年課税化については、町村や事業主の事務負担が増加することなどから、慎重に検討すること」とある。また、日本商工会議所(2015)は「個人住民税の現年課税化が検討されているが、事業者に対し、所得税に加え、個人住民税についても、源泉徴収事務や年末調整事務を課すことが必要となる。現状以上の納税事務負担を強いる個人住民税の現年課税化には反対である」としている。関係団体の見解によれば、所得発生時点と税負担時点をできるだけ一致させる必要があるかどうか、または現年所得課税化によって企業や地方自治体の事務負担が増加するかどうか、この2つが論点になっている⁴。

本稿の問題意識は、ここに挙げられた関係団体による2つの論点とはやや距離を置き、より経済学的な論点を提示する。すなわち、退職後の家計にとって、個人住民税の制度が前年所得課税となっていることが、退職1年目の家計の消費水準を低下させているかどうか、この点について退職期をカバーするパネルデータを用いて分析を行う。個人住民税が、退職期の家計の消費水準を低下させているならば、前年所得課税が家計の効用を悪化させる原因になっていることから、個人住民税の現年所得課税化が政策的に支持されるだろう。本稿で用いるデータは厚生労働省『中高年縦断調査』の個票データである。当調査は2005年から実施されている中高年家計の行動を記録したパネルデータであり、家族構成や所得、雇用形態を把握できる。

本稿の構成は以下の通りである。2節では本稿に関係する先行研究をサーベイする。3節では、個人住民税の現年所得課税の概要を説明する。第4節では、本稿の実証分析の基礎となるライフサイクル仮説のもとでの家計行動のモデルを

⁴ いまひとつ、現年所得課税化の論点を挙げるとすれば、地方税における受益と負担の一致が考えられる。地方公共サービスの受益のタイミングを個人住民税の負担のタイミングに合わせるべきとすれば、個人住民税は現年所得課税化すべきである。

示す。5節では推計モデルを提示し、6節では推計データについて説明する。7節では分析結果を示す。最後の8節では本稿の分析結果をまとめ、政策的インプリケーションを示す。

2. 先行研究のサーベイ

本節では先行研究のサーベイを行う。ライフサイクル仮説が成立しているならば、退職などを家計が予期できるので、家計の消費水準は平準化されるはずである。特に退職後に消費が変化するかどうかについては、実証分析において重要な関心もたれる研究領域であり、多くの先行研究が存在する⁵。これらの先行研究では、主に退職時のショック、たとえば予期できない早期退職、健康悪化、扶養家族の変化、配偶者の死などを考慮したり、消費支出の区分を細分化したり、低所得者が流動性制約に直面することを注目して、所得階級を区分するなど様々な工夫がなされてきた。ここでは、いくつかの先行研究に注目したい。以下の研究では、税制や社会保障制度などによる所得変化に、家計の消費が反応しているかどうかを検討されており、本稿に近い問題意識をもっている。Parker(1999)は社会保険税の上限を超えることによる所得の増加率、Souleles(1999)は、第2四半期に多く実施される所得税の還付、Hori and Shimizutani(2002)は1998年の所得税と個人住民税の減税、Hori et al.(2002)は1998年の地域振興券、Johnson et al.(2006)と Agarwal et al.(2007)は2001年の戻し税、同じく Parker et al.(2013)は2008年の戻し税を取り上げ、家計の消費が過剰に反応しているかどうかについて、実証的に明らかにしている。

多くの先行研究において、税の還付や減税といった、家計の予算制約に影響をもたらす税制や社会保障制度による所得変化は、消費水準を高める効果をもっていることが示されている。これらの先行研究に共通しているのは、家計のライフサイクル仮説を前提とし、消費のオイラー方程式をもとにした推計式を採用

⁵ たとえば、Banks et al.(1998)、Bernheim et al.(2001)、Stephens Jr.(2003)、Smith(2004)、Wakabayashi(2009)、暮石(2011)、Stephens and Unayama(2012)、Hori and Murata(2014)、暮石・殷(2015)などがある。Hurst(2008)や Jappelli and Pistaferri(2010)は広範囲にサーベイを行っている。

していることである。また、個票データを利用している点も共通している。本稿の実証分析においても、オイラー方程式をもとにした推計モデルを用い、データとしては退職期の家計行動が反映される個票のパネルデータを活用する。推計モデルを提示するために、次節では現年所得税である個人住民税の制度の概要について述べる。

3. 個人住民税の現年所得課税の概要

本節では、分析対象である日本の個人所得税が、現年所得課税となっている仕組みについて解説する。このとき、所得税と個人住民税の仕組みの違いを理解することが重要である。まず、日本の所得税は現年所得課税である。ある給与所得者である個人 H がいて、個人 H が Y-1 年 1 月 1 日から Y-1 年 12 月 31 日までの 1 年間、ある企業 F で働き、収入を得たとしよう。個人 H には、企業 F から給与が Y-1 年の 1 月から 12 月まで支払われる。企業 F は、個人 H の給与から所得税を源泉徴収する。Y-1 年 12 月には年末調整が行われ、源泉徴収とあわせて、Y-1 年の所得税負担額が税務署に支払われる。年を越した Y 年 1 月 1 日に、個人 H が住所をもつ市町村 M に対し、企業 F は、個人 H の Y-1 年の給与情報を報告する。市町村 M は、個人 H が負担すべき個人住民税を計算し、企業 F に対して Y 年 5 月ごろに給与天引きの依頼を行う。給与天引きの依頼をうけて企業 F は、Y 年 6 月以降に個人 H の給与より個人住民税を天引きにより徴収し、市町村 M に納税する。なお、市町村 M に納税される個人住民税には、市町村住民税と都道府県住民税が含まれており、都道府県住民税は市町村を通して、個人 M が住所をもつ都道府県 P に納税される。以上の仕組みから分かるように、所得税は現年所得課税だが、個人住民税は前年所得課税となっている。本稿の問題意識は、前年所得課税の個人住民税が、退職期の家計の消費水準に影響を与えているかどうかである。そこで、退職期における個人住民税の徴収方法について解説しよう。ほとんどの給与所得者は、個人住民税の特別徴収を選んでいる。特別徴収とは、先に説明したように、企業による給与天引きによって行われる徴収方法

である。ところが、退職後の家計は、特別徴収から普通徴収に切り替わる。普通徴収では、個人が住んでいる市町村に、直接納税する必要が出てくる。そのため、退職後に所得が減少していたとしても、家計は個人住民税を納税しなければならない。なお、給与所得者の場合、個人住民税額は次のように計算される。前年の給与収入をもとにして給与所得控除を計算し、給与収入から差し引くことで給与所得を得る。給与所得から、世帯の家族構成や社会保険料によって計算される所得控除を差し引いて、課税所得を得る。課税所得に対して、税率 10%（都道府県税は 4%、市町村税は 6%）を適用して、個人住民税額が得られる。

ここで、2015 年の税制をもとに、年収 400 万円の単身給与所得者の所得税額と個人住民税額を比較してみよう。給与所得控除、基礎控除、40 万円の社会保険料控除のみが適用されるとすれば、所得税額は 95,900 円、個人住民税額は 195,500 円となる⁶。すなわち、所得税額よりも個人住民税額の方が大きい⁷。そのため、所得が減少した退職後に普通徴収に切り替えられた場合の家計の負担は、大きいと予想される。本稿は、退職後 1 年目に普通徴収となる給与所得者の個人住民税が、家計の消費水準にどのような影響をもたらしているかどうかについて、実証的に検討する。

4. ライフサイクル仮説にもとづく家計行動

本節ではモデルを提示する。家計の効用は消費 C の関数であると想定し、効用は時間 t で分離可能であると仮定する。時間 t で分離した時点効用 $u(C_t)$ が時点消費 C_t に依存すると仮定したとき、家計の期待効用関数 V は次のように表現できるとする。

$$V = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{E_0[u(C_t)]}{(1 + \rho)^t} \quad (1)$$

⁶ 個人住民税額のうち、道府県民税が 77,700 円、市町村民税が 117,800 円である。

⁷ 個人住民税額が所得税額よりも大きい背景には、2007 年に実施された所得税から住民税への税源移譲（3 兆円規模）がある。

ここで期待値 E 、時間選好率 ρ である。なお、 $u'(C_t) > 0$ 、 $u''(C_t) < 0$ である。次に、家計の予算制約を以下のように想定する。

$$A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t - T_t) \quad (2)$$

ここで、貯蓄 A_t 、所得 Y_t 、税負担額 T_t 、利子率 r である。(1)式と(2)式による期待効用最大化問題を解くことで、下記のオイラー方程式を得ることができる。

$$\frac{\partial u}{\partial C_t} = \frac{(1+r)}{(1+\rho)} E \left(\frac{\partial u}{\partial C_{t+1}} \right) \quad (3)$$

さらに、時点効用 $u(C_t)$ を CRRA 型に特定化しよう。

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (4)$$

ここで、相対的危険回避度 γ 、または異時点間の代替の弾力性 $1/\gamma$ である。なお、 $\frac{\partial u}{\partial C_t} = C_t^{-\gamma}$ である。続いて、消費 C はログノーマル分布 ($\ln C \sim N(\mu, \sigma^2)$) にしたかうと仮定する。このとき、(3)式のオイラー方程式は、利子率 r と時間選好率 ρ が十分に小さいことを想定すれば、下記のように表現できる。

$$C_t^{-\gamma} = \frac{(1+r)}{(1+\rho)} E[C_{t+1}^{-\gamma}] = e^{(r-\rho)} E[e^{-\gamma C_{t+1}}] = e^{(r-\rho)} e^{-\gamma\mu + \frac{1}{2}\gamma^2\sigma^2} \quad (5)$$

対数をとって整理すれば、次式を得る。

$$\ln C_{t+1} - \ln C_t = \frac{r - \rho}{\gamma} + \frac{1}{2}\gamma \text{VAR} [\ln C_{t+1}] + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

ここで、 $\varepsilon_{t+1} = \ln C_{t+1} - E[\ln C_{t+1}]$ である。(6)式にもとづくならば、利子率 r と時間選好率 ρ の大小関係によって、家計の消費 C_t の変遷が決定される。したがって、ライフサイクル仮説が成立するならば、個人住民税などの所得変化の要因は、消費 C_t の変遷に影響を与えない。ただし、家計が個人住民税の所得変化を事前に予期できなければ、消費 C_t の変遷には影響をもたらす。仮に予期できていたとしても、家計の消費に過剰反応があるかもしれない。何らかの要因によって消費が平準化できなければ、家計の効用水準にも影響がある。そこで、退職後1年目の個人住民税による所得変化が、家計の消費 C_t に影響しているかどうか、本稿の問題意識となる。次節では、(6)式を基本として推計式を構築し、実証分析を行う。

5. 推計モデル

本節では、前節の基本モデル(6)式をもとに推計モデルを提示する。第一に、Model I を下記のように定式化する。

●Model I

$$\ln C_{i,t} - \ln C_{i,t-1} = \beta_0 + X'_{i,t}\beta_1 + \text{Year}'_t \cdot \beta_2 + \beta_3 \text{DUM}_B \Delta I_{i,t} + \beta_4 \text{DUM}_{R1} \Delta I_{i,t} + \beta_5 \text{DUM}_{R2} \Delta I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

ここで、家計 i 、年 t 、個人住民税 I 、コントロール変数 X 、年ダミー Year 、係数 β 、誤差項 ε である。被説明変数は消費の変遷 $\ln C_{i,t} - \ln C_{i,t-1}$ である。個々の家計が退職するタイミングは、それぞれの家計によって異なる。退職1年目に個人住民税を負担するタイミングも、個々の家計によって違う。そのため、本稿のモデルにおいては、個々の家計の退職を共通のイベントとしてとらえ、そのタイミングをとらえるダミー変数を作成する。すなわち、退職前、退職1年目、退職2年

目の3つの期間を区分できるダミー変数を作成する。具体的には、退職前(就業)の状態を1とするダミー変数 DUM_B 、退職1年目を1とするダミー変数 DUM_{R1} 、退職2年目を1とするダミー変数 DUM_{R2} である。これらのダミー変数によって、どの時点の個人住民税の差分 ΔI が、消費の変遷に影響しているかを検討する。推計結果については、 β_4 が有意かどうか重要である。また、 $|\beta_3| < |\beta_4|$ であれば、退職後の個人住民税額が家計の消費水準に影響していると考えられる。

第二に、Model II を下記のように定式化する。

●Model II

$$\ln C_{i,t} - \ln C_{i,t-1} = \beta_0 + X'_{i,t} \beta_1 + Year'_t \cdot \beta_2 + \beta_3 DUM_B I_{i,t} + \beta_4 DUM_{R1} I_{i,t} + \beta_5 DUM_{R2} I_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Model I との違いは、Model II には説明変数である個人住民税 I が水準として入っていることである。説明変数としての個人住民税について、差分 ΔI が望ましいのか、水準 I が望ましいのかは、議論があるところであろう。もし、退職後の家計が、普通徴収となった個人住民税の負担を事前に予期できていないならば、個人住民税 I は水準で家計の消費に影響をもたらすと考えられる。

第三に、Model I と Model II の派生として、被説明変数を $C_{i,t} - C_{i,t-1}$ とするモデルを推計する⁸。これらを、それぞれ Model III、Model IV する。以上の4つのモデルを用いて推計を行う。

6. 推計データ

本稿で用いるパネルデータは、厚生労働省『中高年縦断調査』の個票である。当調査は2005年から実施されている。2005年10月末時点で50歳から59歳であった全国の男女が調査対象である。中高年家計の行動を記録したパネルデータであり、家族構成や所得、雇用形態を把握できる。本稿の分析に利用したデ

⁸ Souleles(1999)、Agarwal et al.(2007)、Parker et al.(2013)も被説明変数に対数をとらない推計式を用いている。たとえば指数効用関数 $u(C_t) = -\frac{\exp(\delta C_t)}{\delta}$ を採用した場合のオイラー方程式は $c_{t+1} - c_t = \frac{r-\rho}{\delta}$ となる。

一々の期間は 2005 年～2010 年である。雇用形態が自営、その他、欠損値である者は除外し、個人住民税額を推計できる給与所得者のみを分析対象とする。なお、当調査の調査票は、回答する本人が、配偶者についても記載することになっており、配偶者の情報は本人に比べて乏しい。また、同じ世帯でも、夫が本人として回答しているケースもあれば、妻が本人として回答しているケースもある。このことから、ダブルカウントを避けることが必要である。そのため、男性の本人が回答しているデータのみを分析対象とする。以下、「 \square 」内はデータ項目を指す。世帯の消費 C は「家計支出額」（月額）を 12 倍して年額の消費とした。世帯の個人住民税 I は、以下の手順によって計算する。まず、本人もしくは配偶者が「収入あり」の場合に、「働いて得た所得」で「この 1 ヶ月間の公的年金以外の収入額」（月収）を 12 倍する。これには賞与が含まれていないと考えられるため、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より男女別・就業形態別に「きまって支給される給与」に対する「年間賞与その他特別給与額」の倍率を計測し、その倍率を乗じることで賞与を含めた給与収入（年収）を得る。その給与収入を前年所得として個人住民税制を適用する。世帯の状況に合わせて、給与所得控除（最低控除額 65 万円）、基礎控除（33 万円）、配偶者控除（33 万円）、扶養控除（33 万円）、社会保険料控除（財務省の簡易計算方式）より、課税所得を計算し、税率 10% を適用することで個人住民税額を得る。

夫婦世帯で共稼ぎの場合、調査票では夫婦それぞれの「働いて得た所得」が判明する。本人と配偶者の個人住民税額をそれぞれ計算し、合算することで世帯の個人住民税額 I を得ている。ただし、合理的な家計であれば、世帯の個人住民税額を少なくすると考えられるため、所得控除を控除できる対象者は、本人と配偶者で収入が多い方を選んだ。なお、本人もしくは配偶者が「収入あり」で年金受給世帯の場合も、「公的年金受給額」（2 ヶ月分）を 6 倍して年額とし、個人住民税額を前年所得課税として計算している。この際、公的年金等控除などを考慮している。退職前（就業）ダミー DUM_B は、本人が「仕事をしている」を 1 とするダミー変数である。退職 1 年目ダミー DUM_{R1} は、退職して 1 年目で本人が「仕

事をしていない」を選んでいる場合を1とするダミー変数である。退職2年目ダミー DUM_{R2} は、退職して2年目で本人が「仕事をしていない」を選んでいる場合を1とするダミー変数である。Yearは年ダミーである。コントロール変数については、本人の年齢、世帯人員数、貯蓄の有無、健康状態を考慮する。世帯人員数は、世帯人員数にともなう消費への影響を考察するために用い、本人と配偶者、「配偶者以外に同居している方」を集計している。貯蓄の有無は流動性制約による消費への影響を考慮するためであり、本人による「あなたの世帯では、現在、貯蓄はありますか」において、ある場合を1（それ以外は0）とする変数である。健康状態は健康判断による消費への影響を考察するためだが、本人の主観的健康判断「あなたの現在の健康状態はいかがですか」にある「大変良い」を6、「良い」を5、「どちらかといえば良い」を4、「どちらかといえば悪い」を3、「悪い」を2、「大変悪い」を1とする変数である。表1には、記述統計を示している。

表1： 記述統計

	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Δ 消費(対数)	22,160	-0.017	0.361	-3.091	3.401
Δ 消費	22,175	-0.558	14.266	-152	150
退職前ダミー $DUM_B \times \Delta$ 個人住民税額	25,191	0.213	33.797	-528.798	619.639
退職1期ダミー $DUM_{R1} \times \Delta$ 個人住民税額	25,191	0.077	7.607	-424.846	364.959
退職2期ダミー $DUM_{R2} \times \Delta$ 個人住民税額	25,191	-0.153	3.722	-240.084	22.233
退職前ダミー $DUM_B \times$ 個人住民税額	33,738	26.438	39.831	0	619.639
退職1期ダミー $DUM_{R1} \times$ 個人住民税額	33,738	0.880	7.673	0	371.249
退職2期ダミー $DUM_{R2} \times$ 個人住民税額	33,738	0.002	0.176	0	22.233
年齢	33,738	56.403	2.938	50	64
家族数	33,738	1.622	0.931	1	7
貯蓄の有無	33,738	0.742	0.437	0	1
健康状態	33,480	4.284	0.887	1	6

7. 推計結果

表2は消費の差分に対数をとった場合の推計結果(Model IとModel II)、表3は消費の差分の推計結果 (Model IIIとModel IV)を示している。表2およ

び表 3 の Hausman 検定の結果から、すべての推計結果において固定効果モデルが採択された。第 1 に、Model I の推計結果から、退職 2 年目ダミー DUM_{R2} では統計的に有意な結果が得られなかったものの、退職前（就業）ダミー DUM_B および退職 1 年目ダミー DUM_{R1} では、共通して負に有意な結果が得られている。これらの係数の値は、退職前（就業）ダミー DUM_B よりも退職 1 年目ダミー DUM_{R1} の値が大きい結果となった。この点については、Model II でも同じことが言える。したがって、退職 1 年目の個人住民税額が消費に影響し、かつ就業時よりも大きな影響を与えることが明らかとなった。

表 2 : 推計結果 (1)

△消費(対数)	Model I		Model II	
	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model
退職前ダミー $DUM_B \times \Delta$ 個人住民税額	-0.000300*** (9.03e-05)	-0.000269*** (7.47e-05)		
退職 1 期ダミー $DUM_{R1} \times \Delta$ 個人住民税額	-0.00125*** (0.000445)	-0.000830** (0.000337)		
退職 2 期ダミー $DUM_{R2} \times \Delta$ 個人住民税額	0.000279 (0.000772)	0.000546 (0.000617)		
退職前ダミー $DUM_B \times$ 個人住民税額			-0.000605*** (0.000118)	-0.000257*** (6.47e-05)
退職 1 期ダミー $DUM_{R1} \times$ 個人住民税額			-0.00114*** (0.000344)	-0.000869*** (0.000266)
退職 2 期ダミー $DUM_{R2} \times$ 個人住民税額			0.0245 (0.0206)	0.0192 (0.0154)
年齢	0.00213 (0.00237)	-0.000968 (0.000963)	0.00125 (0.00238)	-0.000878 (0.000963)
家族数	-0.00513 (0.00583)	0.000517 (0.00276)	-0.00477 (0.00583)	0.000238 (0.00276)
貯蓄の有無	-0.0231* (0.0127)	-0.00845 (0.00593)	-0.0229* (0.0127)	-0.00437 (0.00600)
健康状態	-0.00967* (0.00532)	-0.00373 (0.00278)	-0.00993* (0.00532)	-0.00294 (0.00278)
2007.year	-0.00481 (0.00746)	-0.00287 (0.00724)	-0.00469 (0.00746)	-0.00327 (0.00724)
2008.year	-0.0250*** (0.00766)	-0.0154** (0.00751)	-0.0234*** (0.00767)	-0.0161** (0.00750)
2009.year	-0.0202** (0.00836)	-0.00941 (0.00793)	-0.0187** (0.00833)	-0.00923 (0.00792)
2010.year		0.0166** (0.00838)		0.0146* (0.00839)
Constant	-0.0605 (0.139)	0.0630 (0.0560)	0.00823 (0.140)	0.0605 (0.0559)
HausmanTest	chi2(10) = 17.57*		chi2(10) = 28.11**	
Observations	22,003	22,003	22,003	22,003
Number of id	6,310	6,310	6,310	6,310

注：***、**、* はそれぞれ有意水準 1%、5%、10% で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

第2に、Model III と Model IV の推計結果によれば、Model I および Model II と同様に、退職前（就業）ダミー DUM_B および職1年目ダミー DUM_{R1} では統計的に負に有意な結果となった。また、同じく退職前（就業）ダミー DUM_B の係数は、退職1年目ダミー DUM_{R1} と比較して、退職1年目ダミー DUM_{R1} が大きい値であった。

表3： 推計結果（2）

△消費	Model III		Model IV	
	Fixed Effect Model	Random Effect Model	Fixed Effect Model	Random Effect Model
退職前ダミー DUM_B × △個人住民税額	-0.0167*** (0.00360)	-0.0141*** (0.00295)		
退職1期ダミー DUM_{R1} × △個人住民税額	-0.0528*** (0.0177)	-0.0361*** (0.0133)		
退職2期ダミー DUM_{R2} × △個人住民税額	0.00308 (0.0308)	0.0125 (0.0244)		
退職前ダミー DUM_B × 個人住民税額			-0.0310*** (0.00471)	-0.0134*** (0.00256)
退職1期ダミー DUM_{R1} × 個人住民税額			-0.0544*** (0.0137)	-0.0409*** (0.0105)
退職2期ダミー DUM_{R2} × 個人住民税額			0.611 (0.820)	0.489 (0.610)
年齢	0.0353 (0.0945)	-0.0308 (0.0381)	-0.00992 (0.0947)	-0.0261 (0.0381)
家族数	-0.276 (0.232)	-0.00423 (0.109)	-0.257 (0.232)	-0.0189 (0.109)
貯蓄の有無	-0.959* (0.508)	-0.302 (0.234)	-0.952* (0.507)	-0.0938 (0.237)
健康状態	-0.376* (0.212)	-0.181* (0.110)	-0.389* (0.212)	-0.139 (0.110)
2007.year	-0.372 (0.297)	-0.315 (0.286)	-0.361 (0.297)	-0.333 (0.286)
2008.year	-0.804*** (0.305)	-0.476 (0.297)	-0.723** (0.305)	-0.508* (0.296)
2009.year	-0.598* (0.333)	-0.236 (0.313)	-0.519 (0.332)	-0.226 (0.313)
2010.year		0.464 (0.331)		0.364 (0.332)
Constant	0.605 (5.534)	2.358 (2.210)	4.110 (5.558)	2.230 (2.210)
HausmanTest	chi2(10) = 21.10**		chi2(10) = 39.31***	
Observations	22,018	22,018	22,018	22,018
Number of id	6,311	6,311	6,311	6,311

注：***、**、* はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%で係数が統計的に有意にゼロと異なることを示す。上段は係数で下段は標準偏差である。

以上から、いずれのモデルによっても、退職1年目の個人住民税額が、家計の消費水準にマイナスの影響を与えていることがわかった。家計が退職時の個人住民税額を予期できていないか、予期できていたとしても、家計は消費水準を減少さ

せなければならない状況にある。そのため、個人住民税が前年所得課税であることは、家計の消費の平準化を阻害し、家計の効用にもマイナスの影響をもたらしていると考えられる。

7. むすび

本稿では、個人住民税の前年所得課税が、退職期の家計の消費水準を低下させているかどうかについて、個票データを用いた実証分析を行った。家計がライフサイクル仮説にもとづいて消費を行い、個人住民税が前年所得課税であることを予期できているならば、退職後の個人住民税額は家計の消費水準に影響を与えないはずである。厚生労働省『中高年縦断調査』の個票データを用い、消費の変遷を推計した分析の結果によれば、退職後の個人住民税額は、家計の消費水準を低下させていることがわかった。このことは、家計が退職期の個人住民税額を予期できていないか、予期できていたとしても、家計は消費水準を低下させなければならない状況にあることを意味する。家計の消費の変遷に個人住民税額がマイナスの影響を与えることは、家計の消費の平準化を阻害し、家計の効用水準にもマイナスの影響を与えていると言える。以上の結果から、個人住民税が前年所得課税であることは、家計の消費水準に影響をもたらす点で、望ましい制度ではないと考えられる。政府税制調査会や東京地方税理士会などより、個人住民税を現年所得課税化すべきとする見解が示されているが、家計の消費水準に影響をもたらすという新たな観点からも、個人住民税の現年所得税化は検討すべきだと考えられる。

参考文献

Angarwal, S., C. Liu and N. S. Souleles (2007) "The Reaction of Consumer Spending and Debt to Tax Rebates: Evidence from Consumer Credit Data," *Journal of Political Economy*, 115(6), pp.986-1019.

Banks, J., R. Blundell and S. Tanner (1998) "Is There a Retirement-Savings

- Puzzle?" *American Economic Review*, 88 (4) ,pp.769-788.
- Bernheim, B.D., J. Skinner and S. Weinberg (2001) "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households?" *American Economic Review*, 91(4), pp.832-857.
- Battistin, E., A. Brugiavini, E. Rettore and G. Weber (2009) "The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach," *American Economic Review*, 99(5), pp.2209-2226.
- Hori, M., C. Hsieh, K. Murata and S. Shimizutani (2002) "Did the Shopping Coupon Program Stimulate Consumption? Evidence from Japanese Micro Data," ESRI Discussion Paper Series No.12.
- Hori, M., and K. Murata (2014) "Is there a Retirement Consumption Puzzle in Japan? Evidence based on Panel Data on Households in the Agricultural Sector," ESRI Discussion Paper Series No.308.
- Hori, M., and S. Shimizutani (2002) "Micro Data Studies on Japanese Tax Policy and Consumption in the 1990s," ESRI Discussion Paper Series No.14.
- Stephens Jr., M. (2003) "'3rd of the Month': Do Social Security Recipients Smooth Consumption between Checks?," *American Economic Review*, 93(1), pp.406-422.
- Hurst, E. (2008) "The Retirement of a Consumption Puzzle," National Bureau of Economic Research, Working Paper 13789.
- Jappelli, T. and Luigi Pistaferri (2010) "The Consumer Response to Income Changes," *Annual Review of Economics*, 2, pp.479-506.
- Johnson, D.S., A. Parker and N.S. Souleles (2006) "Household Expenditure and the Income Tax Rebate of 2001," *American Economic Review*, 96(5), pp.1589-1610.
- Parker J.A. (1999) "The Reaction of Household Consumption to Predictable

- Changes in Social Security Taxes,” *American Economic Review*, 89(4), pp.959-973.
- Parker J.A., N.S. Souleles, D.S. Johnson and R. McClelland (2013) “Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008,” *American Economic Review*, 103(6), pp.2530-2553.
- Schwerdt, G. (2005) “Why does Consumption Fall at Retirement? Evidence from Germany,” *Economics Letters*, 89(3), pp.300–305.
- Smith,S.(2004) "Can the Retirement Consumption Puzzle be Resolved? Evidence From UK Panel Data,“ Institute for Fiscal Studies Working Paper 04/07.
- Souleles N.S. (1999) ”The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds,” *American Economic Review*, 89(4), pp.947-958.
- Stephens Jr., M. and T. Unayama (2012) “The Impact of Retirement on Household Consumption in Japan,” *Journal of Japanese and International Economies*, 26(1), pp.62-83.
- Wakabayashi, M. (2009) "The Retirement Consumption Puzzle in Japan,“ *Journal of Population Economics*,21 (4) , pp.983-1005.
- 暮石渉(2011)「退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響」『季刊社会保障研究』46(4),pp.368-381.
- 暮石渉・殷婷(2015)「退職後の消費支出の低下についての一考察」RIETI Discussion Paper Series 15-J-001.
- 東京地方税理士会(2014)『平成 27 年度税制改正に関する意見書』。
- 政府税制調査会(1968)『長期税制のあり方についての答申』。
- 政府税制調査会(2005)『個人所得課税に関する論点整理』。
- 全国町村会(2014)『平成 27 年度政府予算編成及び施策に関する要望』。
- 日本商工会議所(2015)『平成 28 年度税制改正に関する意見』。

第6章 引退前後の中高年世帯の貯蓄動向*

臼杵政治[†] 北村智紀[‡] 中嶋邦夫[§]

要約

ライフサイクルモデルに従えば、就労しているうちは、住宅ローンなどの借入金を減らし、退職後に備えた貯蓄を増やすはずである。一方、退職後は、公的年金が十分でない場合、蓄積した金融資産を取崩し、支出にまわすはずである。また、これらの貯蓄の蓄積・取崩は金融資産の保有額にも依存している。金融資産を多く保有する現役家計は、さらに多くの金融資産を蓄積する必要はないため、蓄積スピードは遅くなるはずである。一方、このような家計が退職した際には、金融資産が少ない家計と比較して、取崩スピードは速くなることが予測される。そこで、本稿は厚生労働省の『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者家計の金融資産の保有額と貯蓄の蓄積・取崩しのスピードとの関係を分析した。分析の結果、正規雇用では、純金融資産の保有額と貯蓄の蓄積・取崩スピードとの関連性は観察されなかった。一方、正規から非正規、正規から無業へ就業状態が変化した家計では、正規雇用と比較して、貯蓄を取り崩すスピードが高まり、ライフサイクルモデルと整合的な結果であった。また、親族を介護する状態、6大疾病の診断、年金の受給、1年以内の退職経験、扶養する子供、パラサイトシングルがいる家計では、一部に貯蓄の取崩スピードが高まる傾向も観察されたが、全般的には、これらの変数と貯蓄の取崩スピードとの関連性は低いものであった。

* 本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル視点からの学際研究—雇用・年金・医療・介護に関する実証分析—（H27—統計—一般—004）」の一部として実施した。財政支援及びデータ提供に深く感謝したい。本稿執筆にあたり、筑波大学内藤久裕先生、名古屋市立大学山本陽子先生、労働政策研究・研修機構小林徹先生、国立社会保障・人口問題研究所金子能宏先生、同研究所福田節也先生、厚生労働省世帯統計室の方々より得た貴重なコメントに感謝したい。

† 名古屋市立大学大学院経済学研究科

‡ ニッセイ基礎研究所 金融研究部

§ ニッセイ基礎研究所 保険研究部

キーワード：高齢者家計、貯蓄、パネルデータ

JEL コード：D14、J26

1. 高齢世帯の貯蓄動向

1-1. はじめに

少子高齢化が進行する日本において、引退前後の高齢世帯の貯蓄・消費の動向は経済政策上の重要な課題となっている。かつては「貯蓄好きな日本人」は、引退後も貯蓄し続けており、それが貯蓄投資バランスにおける貯蓄余剰、ひいては経常収支の黒字の要因として指摘されていた。しかし、ライフサイクルモデル仮説に従えば、収入がなくなればネット貯蓄額がマイナスになるはずである。特に最近では無年金低年金による収入低下、配偶者あるいは親の介護のための離職や出費、さらに成人しても自活に十分な収入のある仕事に就けない子供がいる場合には支援・扶養のための支出が必要になるため、マイナスのネット貯蓄額、つまり貯蓄を取り崩さざるを得ない状況が生じている。無年金・低年金の中高年世帯において、「老老介護」あるいは「パラサイドシングル」が生活困窮を招く可能性は「老後破産」としてメディアに取り上げられている。それだけでなく、高齢者世帯への生活保護・支援のあり方や現役世代に対する老後準備の促進、といった社会・経済政策面でも重要な課題となりつつある。そこで本稿では、厚生労働省が2005年から実施している「中高年者縦断調査」の個票データをもとに、引退前後の中高年世帯の貯蓄（消費）動向について、引退前後の雇用形態変化ならびに、介護を要する近親者の存在、子供の存在、退職経験、年金の受給状況の与える影響について考察したい。

1-2. 先行研究と本稿の貢献

日本の高齢世帯の貯蓄動向は、1980年代から学術上の重要テーマとなってきた。例えば、ホリオカ・春日・山崎・渡部（1996）では、郵政研究所『金融資産選択調査』によるおよそ300世帯の個票データから、退職後高齢者は（実物

資産を含めて)貯蓄を年 2.76%取り崩していると推計している。Horioka(2010)は 95 年以降の家計調査(マクロデータ)から、無職高齢世帯の貯蓄率がマイナスであるだけでなく、働いていても貯蓄を取り崩していることがある、とする。また、消費の増加よりも主に所得(年金)水準の低下により時系列的にも低下していると指摘した。さらに最近では中澤・菊田・米田(2015)が 2009 年の「全国消費実態調査」の個票データから、就業世帯で 1.55 万円の貯蓄、非就業世帯で 1.44 万円の取り崩し、平均で 0.91 万円の取り崩しがあるとしている。これら一連の研究は、ライフサイクル仮説通り所得の低い引退後は(純)貯蓄を取り崩している。しかし、中澤・菊田・米田(2015)の世帯あたり取り崩し額は Horioka(2010)の 4.94 万円の 30%にとどまる。他方、大野他(2013)は「全国消費実態調査」「家計調査」「国民生活基礎調査」の個票データを比較しながら、低所得者層を除く、65 歳以上でも純貯蓄(正の所得消費差額)が存在するとしている。中澤・菊田・米田(2015)によれば、これら先行研究の違いの要因は、①世帯の属性が異なる、②調査票が家計簿方式を取っている場合に収入・支出額が過小評価されている、③調査対象月の状況に左右される、などを指摘している。①については、世帯主が有業か無業(引退後)か、その他、特に重要であるのは、同居および別居の子供の有無とその数である。例えば、Hayashi et al.(1988)や大竹(1991)は、同居の子供の数が多いほど貯蓄をする(取り崩しスピードが低下する)傾向にあり、それが遺産動機を反映している可能性があるとする。また、年金受給について「農業経営統計調査」の個票データを活用した、Hamaaki(2013)は年金の限界消費性向は支給開始年及び翌年に高く(貯蓄性向が低く)ない、消費が 2.8~6.1%増加するものの、その後貯蓄性向が高くなるとする**。

これらの先行研究を踏まえて、本稿では引退前後の高齢世帯の貯蓄動向を分析した。その特徴として、「中高年者縦断調査」の 05 年以降 5 年分のパネ

**一時的な消費の増加の理由が年金支給額を低く見積もっていた点にあるのなら、受給(予測値の改定)以降、増加は継続するはずである。一時的な支出増加は流動性制約が緩和されたことの反映と考えられる。

ルデータを利用して、個人の属性等の影響をコントロールしながら、①就業状態の変化により貯蓄行動がどのように変化するかをより厳密に抽出することができる。さらに調査票の継続的な質問項目を利用して、②同居親族への介護状況（老老介護）、③6大疾病の診断の有無、④年金受給の有無、⑤一年以内の退職経験、⑥同居で収入のない子供（扶養子供）、⑦同居で収入のない成人の子供（パラサイトシングル）の影響についての知見を得るべく分析を行っている点が本稿の貢献である。本稿の結論を先に述べると、正規雇用から非正規あるいは無業の就業状態は変化した場合には、貯蓄の取崩スピードが高まる傾向があり、ライフサイクルモデルの予測と整合的な結果が得られた。一方、親族介護、6大疾病の診断、年金受給、1年以内の退職経験、扶養する子供の存在、パラサイトシングルの存在と貯蓄の取り崩しスピードには、概して有意な関係が見られなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節はリサーチデザイン、第3節は分析結果、第4節は結論と課題である。

2. リサーチデザイン

2-1. データ

本稿のデータは、厚生労働省「中高年者縦断調査」を利用した。同調査に対して2005年から2010年まで継続している回答者25,157人のうち、同一世帯の夫婦それぞれに調査票が重複送付されていることと、自営業の場合は生活のための資産と業務用の資産が区別されていないことを考慮し、2005年時点で正規雇用であった7,805人の男性のサンプルに限定した。表1のパネルAは雇用形態別の本稿の分析で利用したサンプル数の推移、パネルBは年齢別のサンプル数の推移である。

【ここに表1を挿入】

2-2. 分析モデル

このサンプルに対して、以下のパネル回帰分析により、以下の仮説を検証

した。基本モデルは以下の(1)式である。ライフサイクルモデルに従えば、高齢者は貯蓄を取り崩して生活しているはずである。 $\beta_1 < 0$ の場合は、貯蓄を取り崩していることを意味している。また、 β_1 の大きさは貯蓄の取崩スピードを表す。

$$NI = \beta_0 + \beta_1 \cdot NS + \varepsilon \quad (1)$$

ただし、NIは純貯蓄 (Net income)であり、純貯蓄 = 所得額 - 支出額として定義する。また、NSは純金融資産 (Net saving)であり、純金融資産 = 貯蓄額 - 借入額として定義する。

この基本モデルを踏まえた上で、以下(2)-(4)式のモデルにより貯蓄行動に与える影響を検証する。

Model fe1:

$$\begin{aligned} NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot NS_{it} + \beta_2 \cdot NS_{it}^2 \\ & + \sum_{k=2}^4 (\beta_{3k} \cdot e_{itk} + \beta_{4k} \cdot e_{itk} \cdot NS_{it} + \beta_{5k} \cdot e_{itk} \cdot NS_{it}^2) \\ & + \sum_{j=1}^6 (\beta_{6j} \cdot d_{itj} + \beta_{7k} \cdot d_{itj} \cdot NS_{it} + \beta_{8k} \cdot d_{itj} \cdot NS_{it}^2) \\ & + \varphi \cdot z + \delta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Model fe2:

$$\begin{aligned} NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot NS_{it} + \beta_2 \cdot NS_{it}^2 \\ & + \sum_{k=2}^4 (\beta_{3k} \cdot e_{itk} + \beta_{4k} \cdot e_{itk} \cdot NS_{it}) + \sum_{j=1}^6 (\beta_{6j} \cdot d_{itj} + \beta_{7k} \cdot d_{itj} \cdot NS_{it}) \\ & + \varphi \cdot z + \delta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Model fe3:

$$\begin{aligned} NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot NS_{it} + \sum_{k=2}^4 (\beta_{3k} \cdot e_{itk} + \beta_{4k} \cdot e_{itk} \cdot NS_{it}) + \sum_{j=1}^6 (\beta_{6j} \cdot d_{itj} + \beta_{7k} \cdot d_{itj} \cdot NS_{it}) \\ & + \varphi \cdot z + \delta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 e : 就業形態を表す変数、 d は貯蓄行動に影響があると考えられるダミー変数で、 $d_{..1}$ は親族への介護状態、 $d_{..2}$ は6大疾病への診断、 $d_{..3}$ は年金受給の

有無、 $d_{.4}$ は1年以内の退職経験の有無、 $d_{.5}$ は25歳未満で同居無収入の子供の有無、 $d_{.6}$ は25歳以上で同居無収入の子供の有無を表すダミー変数、 z はその他コントロール変数である。 β は回帰係数、 δ は固定効果、 ε は誤差項である。

Model fe1は、純金融資産 NS に関して2次項、及びこの2次項とそれぞれの変数との交差項を入れたモデルである。純金融資産の大きさ（正か負か）で純貯蓄への影響が分析することができる。Model fe2は、純金融資産 NS に関して2次の項のみ説明変数と入れるが、2次項とそれぞれの変数との交差項は除いたモデルである。Model fe3は、純金融資産 NS に関しての2次項を全て除いたモデルである。

予想される各変数と純貯蓄との関係は以下のとおりである。

変数0：就業形態を表す変数 e （正規、非正規、自営、無業）

仮説0-1：正規雇用者は引退前に貯蓄を貯蓄積み増し、非正規や自営に就業形態が変化した場合や、引退後には貯蓄を取り崩す。

仮説0-2：負債（負の金融資産）を保有している場合には、貯蓄を積み増す傾向が高い（取り崩す傾向が低い）。

変数1：親族への介護状態を表すダミー変数 $d_{.1}$ （親族介護）

仮説1：近親者の介護をしている場合には、貯蓄の取り崩しを加速する（貯蓄の積み増しが遅くなる）。

変数2：6大疾病への診断を表すダミー変数 $d_{.2}$ （6大疾病）

仮説2：健康状態が悪い場合には、予備的動機により貯蓄を積み増す傾向が高い（取り崩す傾向が低い）。

変数3：年金受給の有無を表すダミー変数 $d_{.3}$ （年金受給）

仮説3：年金受給開始により収入が増えるため、貯蓄を積み増す。