

税務データを用いた老後の資産形成行動の パネル・データ分析 ー 士業のケース ー

税務大学校客員教授／京都産業大学経済学部教授

八塩 裕之

税務大学校教育官

相澤 啓一

260800-03ST

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、国税庁あるいは税務大学校の公式見解を示すものではありません。

税務大学校 

National Tax College

<https://www.nta.go.jp>

税務データを用いた老後の資産形成行動のパネル・データ分析¹
—士業のケース—

税務大学校/京都産業大学経済学部 八塩裕之
税務大学校 相澤啓一

要約

本稿は、国税庁の申告所得データの個票を用いて、個人事業者による老後資産形成行動を実証的に分析する。分析対象は、2014年から2021年まで継続して青色申告を行った士業の個人事業者約3万人である。申告所得データに記載された「小規模企業共済等掛金控除」に着目し、小規模企業共済および個人型確定拠出年金（iDeCo）への掛金拠出行動を分析した。以下では、これら二つの制度への掛金拠出を総称して「私的年金への拠出」と呼ぶ。

分析の結果、高所得者ほど私的年金へ早期に加入し、拠出額も大きいことが確認された。また、ふるさと納税による寄附に積極的な個人ほど、私的年金への拠出にも積極的であることが示された。そしてパネル・データ分析では、ふるさと納税の寄附に積極的な個人ほど、所得が増えたときに私的年金の拠出額を増やす傾向が強いことが示唆された。本稿で示したふるさと納税の寄附と私的年金拠出という二つの行動の相関は、金融知識や流動性制約、所得水準だけでは十分に説明しきれず、これらでは捉えきれない個人特性、例えば税制優遇への選好や制度利用に伴う心理的障壁の差などを反映している可能性がある。

私的年金制度の利用が高所得で制度活用に積極的な特定の個人に偏っているとすれば、国民全体に老後の資産形成を促すという本来期待される政策効果が十分に実現していない可能性がある。したがって、優遇措置の拡充だけでなく、制度利用そのものの促進が重要であることが示唆される。

キーワード：老後の資産形成、ふるさと納税、税制優遇、士業、税務データ、パネルデータ分析

JEL classification C23 D14 H24

¹ 本研究は『税務大学校との共同研究における国税庁保有行政記録情報利用に係るガイドライン』に基づき国税庁から承諾を受け、税務大学校と共同で実施した研究成果である。本稿作成に際し、日本証券経済研究所の証券税制研究会参加者の皆様、税務大学校研究部の皆様、関田静香氏（京都産業大学）から貴重なコメントをいただいた。また、国税庁の共同研究における共同研究者である川出真清（日本大学）、金田隆幸（神戸学院大学）、森田薫夫（福岡大学）の各氏との議論は大変有益であった。なお、八塩はJSPS科研費基盤研究（C）22K01545の助成を受けた。

1 はじめに

税務データの個票は、所得や控除利用に関する正確な情報を提供し、母数も大きい点で、実証分析において大きな利点を有する。本稿では国税庁が提供する個人所得税の申告データ（申告所得データ）の個票を用いて、個人による老後の資産形成行動の実態分析を行う。日本では公的年金制度への不安などで、個人型確定拠出年金（iDeCo）などへの関心が高まっている（野村, 2017）。しかし、こうした制度に対する個人の掛金拠出行動は、日本ではアンケート調査を用いたもの（丸山, 2020、西田他, 2024）を除き、ほとんど分析されてこなかった。個人の資産形成行動は、申告所得データでは「小規模企業共済等掛金控除」の項目に反映され、本稿ではこれを用いてパネル・データ分析を行う。個人の老後の資産形成行動に関するパネル・データ分析は、筆者の知る限り日本では初めてと考えられる。

よく知られるように、日本の申告所得データには制約が多い。本稿ではその対策として、分析対象を個人事業者の士業（税理士、弁護士、社会保険労務士など、申告所得データの職業分類上、法務・税務等専門サービス業に分類される者）に限定する。以下でその理由を説明する。

まず、申告所得データでは、確定申告を要しない給与所得者を網羅的に把握できない。一方、個人事業者は毎年申告が必要であり、このデータから分析可能であるが、それにも問題が残る。すなわち個人事業者は、所得が上昇すると法人成りし、給与所得者となって源泉徴収・年末調整に移行してデータから離脱するケースがある（田近・八塩, 2005）。その結果、個人事業者の申告所得データ上の所得分布は低所得者に偏る傾向があるが、一般に低所得者は私的年金拠出に消極的なため（丸山, 2020）、データにその行動が十分反映されない可能性がある。この点、士業では高所得者であっても法人化せず個人事業を継続するケースが比較的多く、申告所得データ上でも高所得層を一定程度観察できる。これが士業を対象とする一つ目の理由である²。

士業を分析対象とすることにはもう一点、分析上の重要な利点がある。申告所得データからは、学歴や金融知識といった、私的年金への掛金拠出行動に大きな影響を与えるとされる情報（Sekita, 2010）を得ることができない。士業は一般に高学歴であり、金融知識の水準も比較的高く、一般の個人事業者と比べるとそのばらつきが小さいと考えられる。分析対象を士業に限定することで、こうした観察できない要因がもたらす効果を減少させることが期待できる³。

² 税理士の法人化は税理士が2人以上必要で、約7割が個人事業者として活動する（株式会社アックスコンサルティング, 2023）。また弁護士も、日本弁護士連合会の統計（日本弁護士連合会：統計・調査（弁護士白書等））によると、8割以上は個人事業者として活動する。

³ なお、本稿の分析期間は新型コロナウイルス感染症の流行期を含む。個人事業者の中には業種によってその影響を大きく受けたものも存在するが、士業は飲食業や宿泊業等と比較すると、その影響を相対的に受けにくいと考えられる。この点も士業を分析対象とする利点で

以上より、本稿では分析対象を士業の個人事業者に限定する。具体的には、私的年金への加入・掛金拠出行動が比較的活発な年齢層に着目し、2021年時点で40～54歳であり、2014年から2021年までの8年間にわたり青色申告を継続した士業約3万人を対象として、その実態をパネル・データ分析により明らかにする。

次に、分析で用いる申告所得データ上の「小規模企業共済等掛金控除」について説明する。士業の個人がこの所得控除の適用を受けるには、主に2つの方法がある。1つは中小事業者の退職金制度と位置づけられる小規模企業共済への掛金拠出、もう1つは個人型確定拠出年金(iDeCo)への掛金拠出であり、個人事業者はそのどちらか、または両方に掛金を拠出できる。

申告所得データではこれら2つの制度への掛金拠出額が合算して記録され、区別できない。しかし、両制度はいずれも掛金の全額所得控除が認められるほか、給付時にも税制優遇(退職所得控除または公的年金等控除)が適用され、さらに原則として引退前の引出しに制限があるなど、制度設計上の共通点が多い。個人事業者にとって両制度への掛金拠出額の合計上限は最大で年間165.6万円(詳細は後述)と大きく、重要な老後資産形成手段となっている。以上を踏まえ、本稿では両制度を区別せず、「小規模企業共済等掛金控除」の値をそのまま個人の老後資産形成行動を反映する変数として用いる。以下では両制度をまとめて「私的年金」とよぶ。

本稿の結果の概要を説明すると、次の2点になる。第一に、個人による老後の資産形成行動の一端がパネル・データで示された。例えば、高所得者ほど私的年金に長く加入し、毎年の掛金拠出額も多いという、欧米の研究(例えば Rey-Ares et al., 2018)とも整合的な結果が示された。

第二に、本稿の中心的结果として、私的年金拠出に積極的な個人と消極的な個人の特性が示された。私的年金の掛金拠出については、所得水準、金融知識、流動性制約などが重要な決定要因とされる(例えば Gelber, 2011; Lusardi and Mitchell, 2014)が、本稿ではこれらの要素の影響を可能な限り抑えたうえで、なお残る私的年金拠出行動の個人差の要因を分析する。具体的には、2010年代半ば以降に普及したふるさと納税制度に注目する。その結果、ふるさと納税の寄附に積極的な個人ほど私的年金への掛金拠出にも積極的であり、逆に寄附を行わない個人は私的年金への拠出にも消極的である実態を確認した。

ふるさと納税の寄附行動を個人の分類に用いるメリットを述べる。ふるさと納税の寄附は、自費で行う純粋な寄附行為とは異なり、自分が払う税金を他の地方自治体に移転する行為であり、寄附者が自ら負担する費用は限定的である。加えて寄附先の自治体から返礼品が贈られるため、むしろ利益を得ることも可能である。本稿で分析対象とする士業は比較的、この制度に関する知識も豊富と考えられ、税金を納める個人の大半は寄附に参加する誘因を持つと考えられるが、実際には、それに積極的な個人とまったく参加しない個人がいる。

ある。

一方で、ふるさと納税の寄附に積極的な個人は所得も高い傾向が強く、その点もコントロールしつつ分析を行ったところ、寄附に積極的な個人は私的年金への拠出に対しても積極的である実態が明らかとなった。このことは、ふるさと納税の寄附行動が、所得や金融知識だけでは捉えきれない個人の行動特性を代理として反映する可能性を示唆する。

ふるさと納税の寄附がどのような個人特性の代理変数であるかは、本稿で検証は難しいが、先行研究の分析結果や本稿の結果も踏まえると、以下の2点が検討できる。第一に、Chetty et al. (2014) や Andersen (2018) は、私的年金制度について人々を、税制優遇にほとんど反応しない多数の *passive saver* と、比較的高所得でそれに強く反応する少数の *active saver* に分類したが、上記の結果は、この枠組みによって解釈することができる。すなわち、ふるさと納税の寄附に積極的な個人は、所得が比較的高く、税制優遇を積極的に活用する「active」な特性を有し、私的年金への掛金拠出にも積極的である。一方、ふるさと納税の寄附に消極的な個人は「passive」な性質を持ち、私的年金への拠出にも消極的である、という解釈である。

第二に、制度利用に伴う手間や心理的障壁（いわゆる *hassle cost*）の違いである（Daminato et al., 2024）。すなわち、ふるさと納税の寄附の際に生じる情報収集や手続を負担と感じる個人は、同様に私的年金の掛金設定などの際に生じる手続も負担に感じ、両制度の利用に消極的になるという考え方である。こうした制度利用に関する心理的障壁は低所得者で顕著とされ（Bertrand et al., 2006; Bhargava and Manoli, 2015）、本稿の結果とも整合的である。

本稿の分析結果は、私的年金制度の利用が所得水準や金融知識だけでなく、制度の利用に積極的という個人特性にも影響を受ける可能性を示唆する。本稿ではこの点を、ふるさと納税制度を活用して明らかにした。したがって、老後資産形成を促進する政策を検討する際には、税制優遇の水準だけでなく、制度利用者がどのような属性を有するかという観点も重要となる。特に、制度利用が比較的高く、それに積極的な一部の個人に偏り、本来、加入が望まれる中・低所得者の加入が進まないのであれば、税制優遇の拡充のみでは政策効果が限定的となる可能性があり、制度を利用しない個人の利用をいかに高めるかが重要となる。ただし、制度利用の個人差を生み出す要因の解明は今後、さらなる研究が必要である。

本稿の構成は以下である。第2節では申告所得データからみた私的年金への加入および掛金拠出の実態を整理する。第3節ではふるさと納税への寄附行動と私的年金への掛金拠出行動との関係を記述統計によって確認する。第4節ではパネル・データを用いた計量分析を行い、両者の関係を検証する。最後に第5節で結果を総括する。

2 小規模企業共済控除の適用実態

まず、本稿で分析する「小規模企業共済等掛金控除」（以下「小規模企業共済控除」と記す）が適用される2つの制度、すなわち小規模企業共済と iDeCo の概要を説明する。その後、申告所得データを用いて、土業による控除の適用実態をみる。

2.1 小規模企業共済と個人型確定拠出年金（iDeCo）について

まず小規模企業共済は、個人事業者や小規模企業経営者が退職後の資金を積み立てる制度である。掛金⁴は月千円から7万円（年額では1.2万円から84万円）まで設定でき、受取額（共済金）は積立額と積立期間で決まる（iDeCoのような掛金の運用はできない）。掛金は全額所得控除の対象で、受取時も退職所得控除（一括受取の場合）や公的年金等控除（分割受取の場合）などの税制優遇を受けられる。掛金の増額はいつでも可能だが、掛金を減額すると、その差額部分は以降運用が停止し、納付期間にもカウントされないため、将来的に受取額が減少するペナルティがある⁵。廃業時はいつでも共済金を受け取れ、また資金繰りを助けるための貸付制度があるが、60歳未満で加入期間が20年に満たない場合の任意解約（廃業など以外の要因での解約）では元本割れするなど、事業の継続による長期積立を前提とした制度設計となっている。

一方、iDeCoは、個人が自ら運用商品を選択し、積立を行う私的年金制度である。個人事業者の場合、掛金は月5千円から6.8万円（年額では6万円から81.6万円）まで設定できるが、上限は国民年金基金との合算であり、両制度を併用する場合は合計で6.8万円までとなる。税制は、掛金が全額所得控除、受取時にも退職所得や公的年金等の所得控除が適用される点で小規模企業共済と共通し、また、運用益に課税しない優遇措置もある。掛金の増減は自由で、減額へのペナルティはない。ただし、原則60歳まで引き出せないため流動性は低く、長期運用による資産形成を目的とした制度となっている。

本稿の分析対象である2014年から2021年の期間では、小規模企業共済、iDeCoともに2016年に制度改正が行われた。しかし個人事業者については、加入対象者の拡大や掛金上限引上げなどの大きな改正は行われなかった⁶。

個人事業者の場合、老後の資産形成手段として2つの制度のどちらに加入するか（両方の加入も可能）という問題がある。これについては、流動性の観点などからまずは小規模企業共済に加入し、余裕があればさらにiDeCoに加入すべき、との指摘がある⁷。実際、後述のようにデータによると、拠出額が小規模企業共済の満額に等しい84万円である個人が多い。iDeCoへの加入が少ない理由の一つとして、その上限額は国民年金基金との合算であり、すでに国民年金基金に加入する人がある点もあげられる。

2.2 申告所得データからみた小規模企業共済等掛金控除の実態

⁴ 小規模企業共済では「掛金」より「積立」が本来適切な用語だが、iDeCoと表現をそろえるため、ここでは「掛金」という用語を用いる。

⁵ この点は次のHPに説明がある。https://sogyotech.jp/syokibokuyosai_kaisei/

⁶ 小規模企業共済の2016年の改正内容は、共済事由の緩和による部分的な共済金増額、加入や掛金増額時の現金不要化などである。

⁷ 例えばMyBest (<https://my-best.com/articles/335>, 2026年6月4日最終アクセス)など。

次に申告所得データを集計して、小規模企業共済控除の利用実態を見る。個人による老後の資産形成行動の実態を税務個票から明らかにする試みは、筆者の知る限り日本では行われていない。

本稿では2014年から2021年の8年間、士業として青色申告を継続した40～54歳（2021年時点）の個人を分析対象とする⁸。士業に分析対象を限定する理由は「はじめに」で述べたが、さらに青色申告を継続した個人を対象を絞るのは、小規模企業共済が小規模事業者の「退職金」積立を目的とし、制度に加入するのは長期間、事業を営む個人と考えられ、そうした個人は税制上のメリットから青色申告を選択する傾向が強いためである。すなわち、本稿では長期間、安定的に士業を営む個人事業者を分析対象とする。また年齢について、30歳代を外す理由は人数が少ないこと（資格取得や開業に時間がかかるためと思われる）、55歳以上を外す理由は、60歳手前になると新規加入者数が減少し、加入・掛金拠出行動にライフサイクル要因が強く作用すると考えられるためである。この結果、分析対象者は31527人となった。

表1 士業における小規模企業共済控除の適用状況

平均実質所得階級 (万円)	士業							士業以外の個人事業者		
	Total (人数)	未加入	2014以前 から加入	途中(2015 ～21)加入	途中退出	加入時期 未定	Total (%)	Total (人数)	内 未加入	Total (%)
600以下	13,520	24.5	6.4	9.9	0.3	1.7	42.9	383,608	60.0	83.6
600～1200	9,430	9.3	10.4	8.9	0.2	1.2	29.9	53,280	4.9	11.6
1200超	8,577	7.1	13.3	5.8	0.1	0.8	27.2	22,108	1.3	4.8
Total	31,527	41.0	30.1	24.6	0.6	3.7	100.0	458,996	66.2	100.0

平均実質所得の平均値(万円)	840	1371	945	1096	836	1027		297	409
平均年掛金額の平均値(万円)	0.0	74.7	33.1	31.1	34.4	32.1		0.0	11.7
平均年掛金額(掛金正のみ)の平均値(万円)	-	74.7	57.6	47.5	51.5	65.8		-	45.1
2021年の平均年齢(歳)	48.1	48.3	47.2	48.3	47.6	47.9		48.2	48.2

出典：国税庁の申告所得データより筆者作成

表2 小規模企業共済控除の控除額による分類

分類	小規模企業共済控除が正の年								備考
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	
未加入									
2014以前から加入	○	○	○	○	○	○	○	○	
途中加入(2015～21年)				○	○	○	○	○	図は2017年加入ケース
途中退出	○	○	○	○	○				図は2019年退出ケース
加入時期未定			○			○		○	

出典：筆者作成

まず、表1は対象者を8年間の平均実質所得階級で3分割（600万円以下、600～1200万円、1200円超）したうえで、小規模企業共済控除の適用状態からわかる私的年金への加入状況などを示した（所得階級の計算方法は脚注9に示す）⁹。なお、表1には参考値として、

⁸ 8年間すべての年で営業収入が正の個人を分析対象とした。

⁹ 所得階級区分に用いた所得は、給与収入、公的年金収入、営業所得、農業所得、不動産所

士業以外の個人事業者（青色申告や年齢などの条件は士業と同じ）の集計値も記した。

表1では士業の個人を、次の表2で示した私的年金の5つの加入パターンで分類した。すなわち、「未加入」（8年すべて小規模企業共済控除がゼロ）、「2014年以前から加入」（8年すべて正）、「途中（2015～21年）加入」（途中の年からすべて正）、「途中退出」（途中の年からすべてゼロ）、「加入時期未定」（4分類以外）の5分類である。表1に示すように「加入時期未定」の比率はわずか3.7%で、データの個人の96%は私的年金への加入時期を読み取れる。このようにデータの精度は非常に高い。なお、本稿では長期間にわたり青色申告を継続した士業を対象としているため、途中退出者の割合は0.6%にとどまる。

表1によると士業の所得はかなり高く、8年間の平均実質所得の平均値は（脚注9に記すように専従者給与も含むが）1027万円である。一方、参考値として表1に示した士業以外の個人事業者は専従者給与を含めても409万円と、給与所得者の平均給与¹⁰と比べても低い。この理由の一つは「はじめに」で述べたように、所得が高くなった個人事業者の「法人成り」の影響と思われる。これに対し、士業は高所得になっても個人事業者のままのケースが多く、高所得者の状況もこのデータから分析可能である。

次に私的年金への掛金拠出実態を見ると、士業全体で未加入は41%、加入が約55%（30.1+24.6）である。そして、平均実質所得階級ごとの加入率をみると、所得が高いほど加入率は高い。例えば、600万以下だと40%（ $(6.4+9.9)/(24.5+6.4+9.9+0.3)$ ）だが、1200万超だと70%（ $(13.3+5.8)/(7.1+13.3+5.8+0.1)$ ）を超える。このように高所得者ほど、加入には積極的である。なお、表1の他の個人事業者と比べると、同じ所得階級で比べても士業の加入率は高い（例えば600万以下だと、士業以外では未加入が全体の7割以上（60.0/83.6）となる）が、士業は一般的に大卒が多く金融知識も豊富である点が、その理由の一つと考えられる。

議論を士業に戻し、次に加入者に注目すると、所得の高い個人ほど早い段階から私的年金に加入し、掛金拠出額も多い。表1の下部にこの点を示したが、「2014年以前から加入」する個人の平均実質所得の平均値は1371万円の一方、「途中（2015～21年）加入」した個人の平均実質所得の平均値は945万円にとどまる。2つの区分の平均年齢の差は1年ほど（48.3歳と47.2歳）であり、この平均所得の差はライフサイクルの影響だけでは説明がつかない。また、掛金が正の年だけで計算した平均掛金額の平均値も、「2014年以前から加入」した個

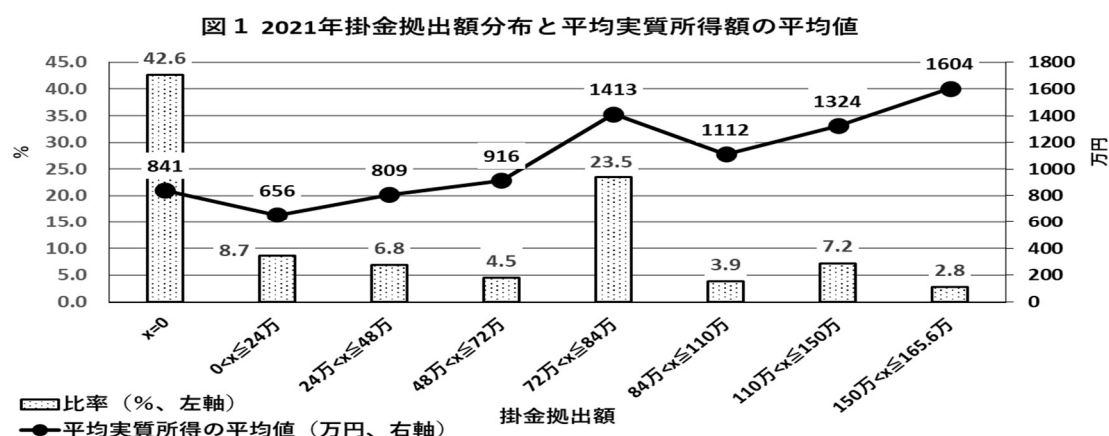
得、専従者給与の合計額の8年間の平均値（基準を2015年においた実質値）である。給与や公的年金は、経済力を反映する指標の観点から、給与所得控除や公的年金等控除を控除する前の収入を用いた。また、小規模企業共済への加入判断には事業による世帯所得を反映したほうが望ましいと考え、専従者給与も加えた。ただし、専従者給与を加えないケースでも分析結果は同様であった。

¹⁰ 国税庁の統計によると、1年を通じて勤務した給与所得者の平均給与は2021年で443万円である。

人は約 75 万円で、「途中（2015～21 年）加入」の個人（57.6 万円）より多い。このように、高所得者のほうが私的年金に早期に加入し、掛金拠出額も多い。これは欧米の先行研究通りの結果だが、理由としては、資金に余裕があること（流動性制約）や、所得が高いほど掛金拠出による節税効果が大きい（所得税の限界税率が高いため）ことなどが考えられる。

次に図 1 は 2021 年における掛金拠出額（年額）の分布（比率、合計 100%）を棒グラフで示し、その掛金拠出額区分ごとの 8 年間の平均実質所得の平均値（万円）を折れ線グラフで示した。まず掛金拠出額の分布をみると、掛金ゼロが 42.6%を占め、次に多いのが「72 万<X≤84 万」の 23.5%である。データによると「72 万<X≤84 万」の個人のうちの約 8 割（5888 人）は掛金額が 84 万円であり、これは小規模企業共済の掛金限度額に一致する。一方、iDeCo の限度額に一致する 81.6 万円を拠出する人も同じ区分に属するが、その人数は 178 人と少なく、ここから土業の多くは小規模企業共済に拠出することが推察される。そして、84 万円より拠出額が多い個人が約 14%（3.9+7.2+2.8）いるが、これは小規模企業共済と iDeCo の両方に拠出すると考えられる。

次に図 1 の掛金拠出額区分ごとにおける平均実質所得の平均値（折れ線グラフ）を見ると、掛金が増えるほど所得も高い傾向があるが、とくに「72 万<X≤84 万」は 1413 万円と大きい。先述のように、この区分の多くが小規模企業共済の満額を掛金拠出する個人であり、高所得者の中に、小規模企業共済のみに拠出する人が多いことが伺われる。この中には、すでに国民年金基金に加入していて制度的に iDeCo に加入できず、小規模企業共済のみに拠出する個人も含まれる。そして、個人の平均所得は「150 万<X≤165.6 万」の区分でさらに増加し、1600 万円を超える。すなわち、高所得者ほど私的年金に積極的に掛金を拠出する状況が示される。



3 ふるさと納税への寄附と私的年金への拠出に関する積極性の相関

「はじめに」で述べたように、本稿では、私的年金に積極的に拠出する個人の特徴を分析するために、ふるさと納税制度に着目する。すなわち、ふるさと納税の寄附に積極的（消極的）な個人が、私的年金への拠出にも積極的（消極的）であることを、データに基づき示す。

以下では、まずふるさと納税制度の概要を簡潔に説明した後、申告所得データを用いてこの点を分析する。

3.1 ふるさと納税制度の概要と土業による利用実態

ふるさと納税制度は2008年に開始された寄附金税制であり、個人が任意の地方自治体に寄附を行った場合に、その寄附金額の一定範囲について、所得税および個人住民税から控除を受けられる仕組みである。個人は、寄附金額から2,000円の自己負担額を控除した金額について、住民税所得割額等に基づいて算定される控除上限額まで所得税および個人住民税から寄附金控除を受けられる。この控除上限額は所得水準が高いほど大きくなり、例えば、課税所得が約300万円の場合には概ね7万円、課税所得が約1,000万円の場合には概ね33万円となる。

近年、ふるさと納税制度の人气に火がついたが、その理由は寄附による利他的動機ではなく、利己的動機、すなわち寄附先の自治体から贈られる返礼品目的の寄附が増えたことであった(Yamamura et al., 2021)。寄附先の自治体は寄附額の3割を限度に、寄附をした個人に返礼品を贈ることができ¹¹、その個人への誘因効果は非常に強くなった。例えば個人が1万円を寄附すれば3000円分の返礼品をもらえ、上述した自己負担額2000円を上回る便益を得ることになる。さらに寄附を増やすと、それに対する金銭的な追加費用はなく¹²、寄附額の3割にあたる返礼品を受け取れる。単純にこれだけを考えれば、すべての住民税の課税対象者は限度額まで寄附をすることが合理的とさえ言えるが、本稿で分析対象とする土業は、こうした制度の特徴を理解していると考えられる。

本稿では、こうしたふるさと納税への寄附行動を、税制優遇制度の利用に対する個人の積極性を示す代理指標として捉える。ふるさと納税は、税金を納めている個人であれば広く利用可能であり、返礼品による便益も得られる制度である。それにもかかわらず、毎年限度額近くまで積極的に寄附を行う個人がいる一方で、全く寄附を行わない個人も存在する。本稿では、この違いが税制優遇制度の利用に対する個人の志向や行動特性を反映していると考え、分析に利用する。

まず、申告所得データでふるさと納税寄附の実態をみる。土業の個人がふるさと納税の寄附をすると、確定申告を通して申告所得データの寄附金控除欄に正の値が立つため、分析ではこれを利用する¹³。ただし、寄附金控除欄にはふるさと納税以外に行った通常の寄附も反映され、データ上、これを区別できない問題がある。本稿では、ふるさと納税以外の寄附を

¹¹ 3割に定められたのは2017年4月の総務省の通知であった。

¹² ふるさと納税の寄附の追加で生じる限界費用は、オンライン上の手続きや申告の際の証明書増加である。

¹³ 確定申告を行う個人は「ワンストップ特例制度」を利用できない。

行う個人は少ないことを考え¹⁴、寄附金控除額をそのまま用いて分析を行う。ただし、これによって生じる分析の誤差への対処は後述する。

表3は、分析対象の31527人をふるさと納税寄附の利用に関して4分類した。最初の分類は、低所得のために税額が少なく寄附金控除を利用できない、もしくは利用するにはそのメリットが小さすぎると考えられる個人であり、寄附「不可」と分類する。具体的には、申告所得データから計算したふるさと納税限度額が8年すべての年で2万円を下回る個人とした¹⁵。これ以外の個人はすべてふるさと納税の寄附「可能」と分類し、さらに「可能」な個人のうち、8年間寄附金控除の数値がすべてゼロの個人を「寄附なし」とした。一方、申告された寄附金控除額がふるさと納税限度額に近い年が8年のうち3年以上あった個人を、「寄附積極的」と分類した。「限度額に近い」ことの定義として、各年の控除額が「 $L \times 2/3 \leq \text{寄附金控除額} \leq L \times 105\%$ 」(L はふるさと納税限度額)を満たすこととした。そして、その中間、すなわち8年間で一回でも寄附金控除に正の数値がある残りの個人を「寄附あり」と分類した。

表3 平均実質所得階級別のふるさと納税寄付状況

平均実質所得階級 (万円)	Total (人数)	ふるさと納税の寄付				Total (%)
		不可	可能			
			寄付なし	寄付あり	寄付積極的	
600以下	13,520	8.1	16.1	16.9	1.8	42.9
600～1200	9,430	0.0	6.1	18.5	5.3	29.9
1200超	8,577	0.0	2.8	17.1	7.3	27.2
Total	31,527	8.1	25.0	52.5	14.4	100.0

平均実質所得の平均値(万円)	51	630	1223	1549	1027
私的年金の平均年掛金額の平均値(万円)	5.9	16.1	37.2	55.9	32.1
私的年金の平均年掛金額(掛金正のみ)の平均値(万円)	38.5	51.3	67.2	78.2	65.8
2021年の平均年齢(歳)	48.7	48.3	47.7	47.4	47.9

出典：国税庁の申告所得税データより筆者計算

先に述べたように、寄附金控除額にはふるさと納税以外の寄附も含まれ、「寄附あり」の個人の中には、実際にはふるさと納税の寄附をしていない（すなわち、別の寄附をした）個人が含まれる。しかし、上記で「寄附積極的」に分類した個人は、ふるさと納税限度額の上限

¹⁴ ふるさと納税の人气に火が付く前の2013年と2021年で寄附金控除を利用した事業所得者を国税庁の統計で比べると、2013年で30,485人（事業所得者全体の1.89%）、2021年で222,915人（同12.7%）であった。

¹⁵ 個人住民税の課税所得がおよそ80万円以下の個人である。なお、「不可」に分類された2544人の中に、正の寄附金控除を申告した個人は299人いる。

近くの寄附金控除を複数年で申告しており、限度額を計算してふるさと納税の寄附を行った可能性が極めて高い。こうした「寄附積極的」の個人の行動は、上述した誤差の問題を避けられる点でとくに注目される。

表3で分類状況を見ると、「不可」が8.1%、「可能」が残りの91.9%である。「可能」の中で一回でも正の寄附金控除を申告した個人（「寄附あり」+「寄附積極的」）は全体の66.7%（52.5+14.4）に達するが、ふるさと納税以外の一般の寄附で寄附金控除の利用率がこれほど高いことは考えにくく、大半はふるさと納税の寄附によるものと推察される。また、66.7%という比率は他の個人事業者（図示していないが約28%）と比べても高く、金融知識を持つ士業はふるさと納税の寄附に積極的である実態を示したと思われる。

寄附が「可能」な個人に限定すると、実際に寄附を行う個人の比率は所得が高いほど高くなる（田口、2023）。ここでは「寄附積極的」な個人の比率を見ると、所得が600万以下ではわずか5.2%（1.8/（16.1+16.9+1.8））だが、1200万円超では26.7%（7.3/（2.8+17.1+7.3））に上昇する。低所得のほうが発ふるさと納税の限度額は低く、数か所の寄附で容易に限度額に達するにもかかわらず、「寄附積極的」な個人の割合はむしろ低く、限度額に達するまでに場合によっては十か所以上の寄附が必要となる高所得者のほうがその割合が高い。また平均実質所得の平均値も、「寄附なし」の630万円に対し「寄附積極的」は1549万円と、高所得者ほどふるさと納税の寄附には積極的といえる。

先に述べたように、ふるさと納税の寄附は実質的な自己負担が限定的であり、返礼品による便益も得られる。このため、所得階層による寄附行動の差を流動性制約のみで説明することは難しい可能性がある。また、本稿では分析対象を金融知識が比較的豊富と考えられる士業に限定しているため、制度知識の差のみでは説明しきれない可能性も示唆される。

ふるさと納税に積極的（消極的）な個人の特性を説明する要因は、本稿の目的ではないが、「はじめに」でも述べた二つの要因が考えられる。一点は税制優遇への志向の違いである。ふるさと納税の寄附行動が返礼品目的の利己的動機の影響を強く受けていることは間違いない、そうした個人の志向の違いが反映された可能性がある。もう一点は、制度利用に対する手間などの心理的なコストであり、一般的に低所得者ほど高いとされる（Bertrand et al., 2006）。これは、低所得者ほど寄附をしない事実と整合的である。

3.2 ふるさと納税の寄附と私的年金への拠出の相関について

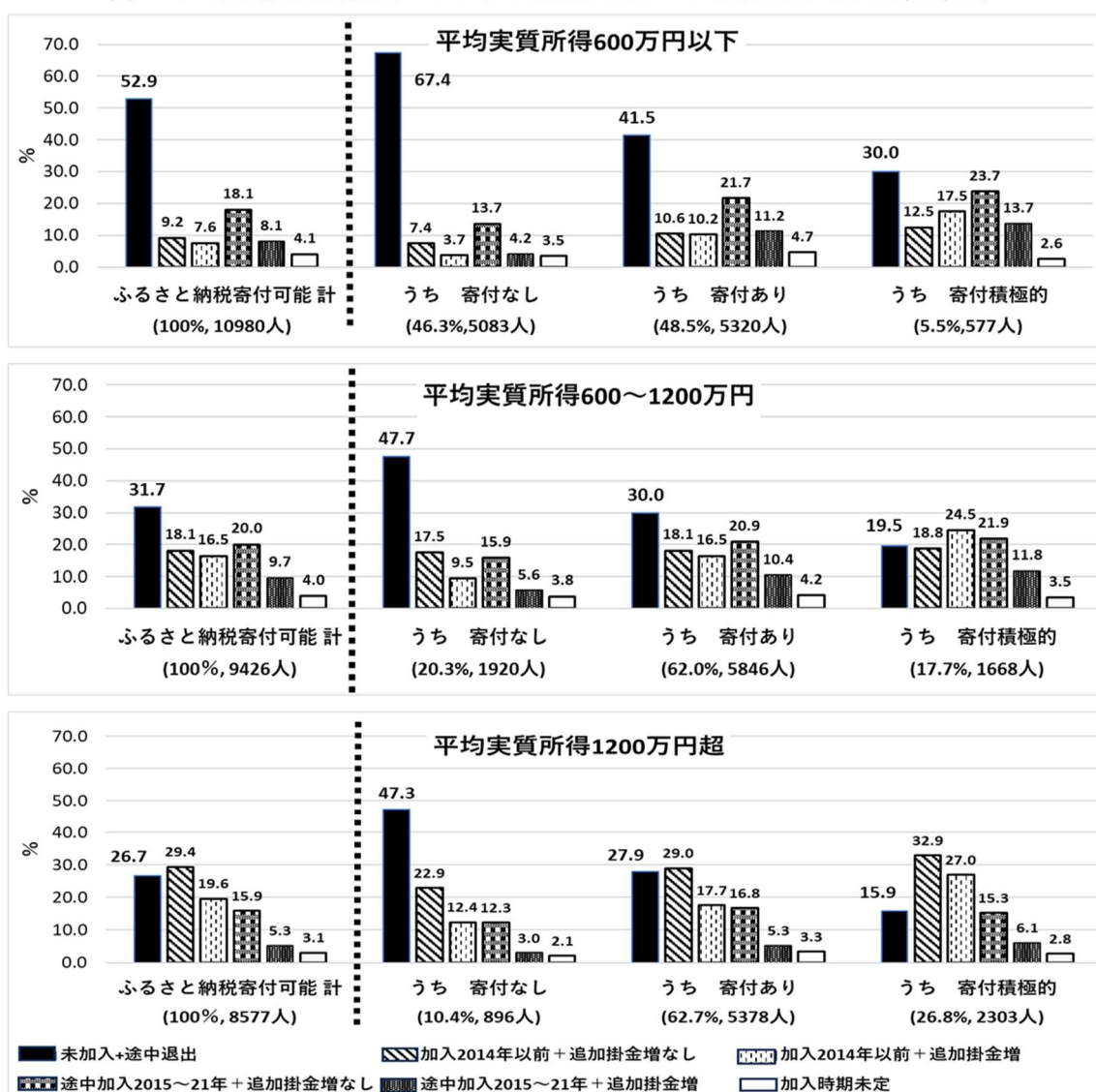
次に、ふるさと納税の寄附と私的年金への掛金拠出について、行動の相関があることを示す。計量分析の前に、データの集計でその実態を示す。

まず、先の表3の下段には、ふるさと納税に関する4分類別に、私的年金の平均掛金額の平均値と、掛金が正の値の年のみで計算した平均掛金額の平均値を示した。これによると寄附に積極的な個人ほど、私的年金への拠出額も大きい。しかしここで注意すべき点は、これまでみたように、どちらの制度にも高所得者がより積極的なため、この図が発ふるさと納税とは無関係に、単に高所得者が掛金拠出に積極的であることを反映した可能性があることで

ある。2つの行動の相関を見るには、所得をコントロールする必要がある。

そこで図2では分析対象である土業の個人を、これまでと同じ3つの平均実質所得階級（600万円以下、600～1,200万円、1,200万円超）で分けて分析した。すなわち所得階級ごとに、ふるさと納税の寄附が「可能」な個人を、寄附状況に応じて「寄附なし」「寄附あり」「寄附積極的」の3つに分け、それぞれにおける私的年金の加入状況を示した。具体的には、平均実質所得階級とふるさと納税の寄附状況を組み合わせた9分類（3×3）ごとに、私的年金の状況に応じた6分類の構成比（100分率）を算出した。6分類の方法を説明すると、まず、件数が少ない「途中退出」を「未加入」と統合して1つの分類としたうえで¹⁶、「2014

図2 平均実質所得階級別・ふるさと納税分類別の小規模企業共済等掛金状況



¹⁶ 税務データの利用に関する国税庁のルールにより、10未満の調査客体からの統計表は作成できない。「途中退出」は10未満になるケースがあるため、「未加入」と合算した。

年以前から加入」と「途中（2015～21年）加入」の各分類をさらに、加入後に追加の掛金拠出を行ったか否かで2つずつ（すなわち $2 \times 2 = 4$ ）に分けた。これに「加入時期未定」を加え、合計6分類とした。

図2をみると、まずこれまですでに述べた2点、すなわち高所得者ほど私的年金の拠出に積極的なこと、一方でふるさと納税への寄附も高所得者ほど積極的なことを見て取れる。この点は繰り返しなので簡単に述べると、私的年金拠出について、3つの実質平均所得階級ごとに左端の「ふるさと納税寄附可能 計」をみると、低所得の600万円以下では「未加入」が52.9%を占める一方、高所得の1200万円超では逆に約70%が加入（ $29.4 + 19.6 + 15.9 + 5.3$ ）である。次にふるさと納税の寄附と所得階級の関係はそれぞれのグラフの下に比率を示したが、600万円以下では「寄附なし」が46.3%、「寄附積極的」が5.5%の一方、1200万円超では逆に「寄附なし」は10.4%にすぎず、「寄附積極的」が26.8%に達する。

次に、ここでの目的である私的年金への掛金拠出とふるさと納税寄附の相関をみる。まず所得階層で大きな特徴があり、低所得階層では両方ともしない人、高所得階層では両方とも積極的な人が多い。すなわち所得600万円以下では、2つともしない（「寄附なし」かつ「未加入」）個人は31%（ $46.3\% \times 67.4\%$ ）を占める一方、1200万円超ではわずか4.9%（ $10.4\% \times 47.3\%$ ）であり、低所得者に固まっている。逆に両方とも積極的（「寄附積極的」かつ「加入」（4分類合計））な個人は600万円以下でわずか3.7%（ $5.5\% \times 67.4\%$ ）だが、1200万円超では21.8%（ $26.8\% \times 81.3\%$ ）と、高所得者に多い。このように高所得者は2つの行動ともに積極的、低所得者はともに消極的な人が多い。

そのうえでさらに興味深い点は、所得階級をコントロールした場合でも、ふるさと納税の寄附と私的年金への拠出に相関がみられることであり、これは図2から直観的に理解できる。例えば600万円以下では、ふるさと納税で「寄附なし」の個人の2/3以上（67.4%）は私的年金にも「未加入」である一方、ふるさと納税「寄附積極的」の個人は「未加入」の比率が30%に過ぎず、「加入」の比率は逆に67%（ $12.5 + 17.5 + 23.7 + 13.7$ ）に及ぶ。また、途中で掛金を増やす個人も30%以上（ $17.5 + 13.7$ ）になる。同様に1200万円超では、ふるさと納税「寄附なし」の場合、私的年金に「未加入」は47.3%と約半分に及ぶ一方、ふるさと納税に「積極的」な個人は逆に80%以上（ $32.9 + 27.0 + 15.3 + 6.1$ ）が私的年金に「加入」し、3割以上の個人（ $27.0 + 6.1$ ）が途中で掛金を増額している。

このように図2からは、所得水準をコントロールしてもなお、ふるさと納税の寄附と私的年金への掛金拠出に関する行動の相関を観察できる。すなわち、ふるさと納税の寄附行動が、単純に所得水準だけでは説明ができない、何らかの個人特性の代理変数として作用していると推察される。

4 パネル・データ分析

次に私的年金への加入・拠出行動に関するパネル・データ分析を行う。具体的には、ふるさと納税の寄附と私的年金への掛金拠出の間に行動の相関があることを、計量分析で示す。

4.1 と 4.2 でモデルを説明し、4.3 で分析結果を示す。

4.1 分析モデル

分析の考え方をまず述べると、これまでも述べたように、ふるさと納税の寄附は基本的に税金の移転であり、返礼品の効果まで考えると個人はむしろ利益を得ることも可能である。すなわち、税金を払う個人であれば広く利用する誘因を持つと考えられるが、実際には、「寄附なし」、「寄附あり」、「寄附積極的」の個人が存在する。本稿では、この違いが税制優遇制度の利用に対する個人の行動特性を反映すると考え、この類型ごとに私的年金への拠出行動が異なるかどうかを分析する。

ただし、本稿では分析の制約がある。欧米における個人の私的年金の掛金拠出行動の分析では通常、所得以外にも家族構成や本人の属性に関する様々な変数が説明変数に用いられる（例えば Rey-Ares et al., 2018）が、申告所得データではこうした変数を入手できない¹⁷。また、個人の行動変化の分析によく利用される制度改正も、データ期間中に行われなかった。そのため、実施可能な分析手法が限られる。

そこで、以下ではふるさと納税の行動類型と私的年金への掛金拠出行動の関係を直接分析せず、データがパネル構造である点を利用して、次のような固定効果線形確率モデル（LPM）によるパネル・データ分析を行う。

$$dp_{it} = \sum_j \beta_j d_j \Delta inc_{it-1} + \sum_k \gamma_k inc_{class_{it-1}} + \alpha_i + \delta_t + u_{it} \quad (1)$$

分析の考え方を先に述べると、(1) は、所得が増えたとき（右辺の Δinc_{it-1} が正）に私的年金の掛金拠出を増額するかどうか（左辺の dp_{it} ）に注目し、それがふるさと納税の3つの類型（ d_j 。以下ではこれを「タイプ」と呼ぶ）で異なるかどうかをみる。これまで見たように所得が高い個人のほうが掛金拠出額が大きいため、ふるさと納税の寄附に積極的な個人は、所得が増えたときに、より積極的に掛金を増やすかどうかを分析する。データは2014年から2021年まで8年間であり、変数の階差を取るため7年分の分析が可能である。ただ、後述するように、被説明変数の「掛金増額」の決め方がやや複雑なため、分析は2017年から2021年までの5年間とする。

(1) を改めて説明すると、左辺の被説明変数 dp_{it} は、個人 i が t 年に私的年金の掛金拠出額を前年より増やした場合に1、それ以外に0をとるダミー変数である。 dp_{it} が1を取るのとは2通り、すなわち個人が私的年金に新規加入した場合と、加入後に拠出額を追加で増やした場合である（加入（extensive margin）と掛金増額（intensive margin）は本稿では区別しない）¹⁸。ただし、データ上の1、0の具体的な決め方は後述する。

¹⁷ 例えば、配偶者控除や扶養控除は、配偶者の就業行動や被扶養者の年齢によって異なり、説明変数に入れても係数の解釈ができないと考えた。

¹⁸ 加入と掛金増額を区別する場合、加入のみを対象とする場合には加入行動に着目した分

なお、被説明変数に掛金拠出額そのものを用いる方法も考えられるが、この場合、掛金拠出額は過去の拠出額に強く依存すると考えられ、動学パネル分析の枠組みが必要となる。一方、本稿の関心は掛金水準ではなく、所得変化に対して個人が掛金拠出を増額するかどうかという行動にあり、これを分析するため被説明変数には掛金増額の有無を示す二値変数を用いる。2で述べたように、小規模企業共済では掛金減額にペナルティがあり、硬直的な可能性がある点でも、こうした分析が望ましい¹⁹。また、二値変数の分析に使われる固定効果ロジット・モデルは、被説明変数が変化しない個人、例えば拠出を一切しない個人などが推定から除かれ、サンプル数が大きく減る問題がある。以上より本稿では LPM を採用する。

次に説明変数を述べると、 $d_j \Delta inc_{it-1}$ は個人 i の $t-1$ 年における所得の変化率 Δinc_{it-1} に、ふるさと納税のタイプを表すダミー変数 d_j を掛け合わせた。まず、所得の計算方法は先の表 1 と同じで、同時決定を避けるため前年の値を用いた。ただし先に触れたように、本稿では分析期間を 2017 年から 2021 年の 5 年間とし、2 年の所得変化をとれる（データは 2014 年から 2021 年）ため、2 年間の所得の変化率、すなわち前年の所得と 3 年前の所得の変化率をとった²⁰。なお、所得の変化率の計算でよく用いられる対数だと、所得が負の場合、値を取れず欠損値となるため、本稿では対数ではなく逆双曲線正弦関数 $(\ln \left[inc_{it} + \sqrt{inc_{it}^2 + 1} \right])$ を用いた (Gelber, 2011)。

一方、ふるさと納税のタイプ d_j は「寄附なし」「寄附あり」「寄附積極的」の 3 つである。所得が増えた直後に掛金拠出を増やす傾向があるなら係数 β_j は正になるが、これがタイプで異なるかどうか注目する。

また、先に示したように、ふるさと納税の 3 つのタイプは所得水準と相関があるため、所得水準を同時にコントロールする必要がある。そこで平均実質所得階級でデータを分けて (1) を分析したり、 d_j をさらに細分化し、ふるさと納税のタイプに加えて平均実質所得階級でも分けた後、 β_j の違いを分析する。

次に $inc_{class_{it-1}}$ は、個人 i の前年実質所得階級である。前年の所得水準は掛金拠出を増額するかどうかに影響を及ぼす可能性があると考えた。ただし、単調ではない可能性があり、3 つの所得階級（600 万円以下、600～1200 万円、1200 万円超）のダミー変数とした。

そして、 α_i は個人の固定効果ダミーである。これによって、時間で不変な個人の性質をすべてコントロールできる。欧米の研究では家族構成や学歴、リスクへの好みなどが説明変数に用いられるが、本稿ではこれらはすべてこの項に反映される。また、 δ_t は年の固定効果、

析が必要となり、既加入者の掛金増額のみを対象とする場合には加行動を分析対象から外すことになる。本稿では、所得増加時に個人が私的年金への拠出を拡大するかどうかという観点から、両者を統一的に扱う。

¹⁹ 実際、掛金減額の頻度は増額に対してかなり少ない。

²⁰ ただし、1 年間の変化率でも結果は同様であった。

μ_{it} は誤差項（クラスターロバストな誤差項）である。なお、Mundlak の適合度検定により変量効果モデルは棄却された。また、相関変量効果モデルでも同様の結果が得られたが、以下では紙幅の都合もあり固定効果モデルの分析結果を説明する。

4.2 私的年金の掛金拠出額について

分析結果に移る前に、分析の中心となる掛金拠出額について2点説明を加える。第一に、被説明変数 dp_{it} の決め方である。 dp_{it} は前年に対して掛金額を増やした年に1、それ以外は0とするが、単純にデータ上、当年（ t 年）の掛金拠出額から前年（ $t-1$ 年）の掛金拠出額の引き算で決めると問題がある。例えば、掛金を $t-1$ 年の途中（例えば4月）で増やした場合、データ上、 $t-1$ 年は前年（ $t-2$ 年）に比べて9か月分の掛金が増え、翌年の t 年に増額が12か月分反映される。すなわちデータ上では、 $t-1$ 年と t 年で増額が2年続くが、実際の掛金増額は $t-1$ 年のみであり、この場合 $t-1$ 年を1、 t 年を0とすべきである。そこで分析では、データ上2年続けて掛金が増えたケースは、 $t-2$ 年、 $t-1$ 年、 t 年の3年間の値より $t-1$ 年の掛金拠出の増額月を特定できる場合²¹、 $t-1$ 年のみを1、 t 年を0とした。そして $t-1$ 年の拠出の増額月を特定できない場合は2年連続で掛金を増やしたと考え、 $t-1$ 年と t 年を両方とも1とした。また実際のデータを見ると、3年連続で掛金が増えるケースも多く、これも同様の考え方をういた²²。この場合、 t 年の dp_{it} を1とするか0とするかの判定には、4年分（ $t-3$ 年、 $t-2$ 年、 $t-1$ 年、 t 年）の拠出額データが必要となる。そこで、手元のデータは2014年から2021年の8年分であるが、回帰分析は2017年から2021年までの5年間で行った。

ただし、こうした dp_{it} の決め方は明らかに誤差を含む。そこで、 t 年と $t-1$ 年の掛金拠出額の単純引き算で dp_{it} を決めるケースも分析したが、結果はほとんど同じであった。以下では、上述の方法で dp_{it} を決めたケースの結果を報告する。

第二に、掛金拠出の上限に達する個人の存在である。2で述べたように、小規模企業共済控除の上限は最大で165.6万円（小規模企業共済とiDeCoの両方に満額拠出するケース）、最小で84万円（国民年金基金に満額拠出するためiDeCoに拠出できず、小規模企業共済のみ満額拠出するケース）であり、上限に達した個人はそれ以上の追加拠出をできない。すなわち、この個人はそれ以降、所得が増えても拠出は増えず、こうした個人が多いと係数 β_j は

²¹ 例えばデータ上の掛金額が $t-3$ 年と $t-2$ 年に24万円、 $t-1$ 年に42万円、 t 年に48万円の場合、掛金額は $t-1$ 年の3月まで月2万円、4月に月4万円に増額したと計算できるため、 dp_{it} は $t-1$ 年を1、 t 年を0とする。ただし実際には、 $t-2$ 年の12月まで月2万円、 $t-1$ 年の1年間は月3.5万円、 t 年は1月から月4万円を拠出した（この場合は $t-1$ 年、 t 年ともに1）可能性もあるが、データ上これを判別できない。

²² 3年連続で掛金が増える場合、考えられる掛金増額パターンは $t-2$ 年と $t-1$ 年目、または $t-2$ 年と t 年であり、このパターンで増額月を計算できない場合は $t-2$ 、 $t-1$ 、 t 年のすべてで増額したと考えた。

小さく推定されてしまう。申告所得データから各人の拠出上限がいくらかを識別できないが、先の図1によると拠出額84万円が上限の個人も多いと思われる。そこで本稿では、分析初年の前年（2016年）に拠出額が84万円以上の個人を除いたケースをおもに分析した。

4.3 分析結果

分析結果を表4に示した。いずれの結果も、ふるさと納税の寄附が積極的なタイプほど、所得の増加に対し私的年金拠出を積極的に増やすことを示している。

最初に表の上段の①と②は、私的年金が「加入年未定」以外の全データ（30346人）で分析した。①は説明変数にふるさと納税のタイプ d_j をいれず、所得の変化率だけを入れたケースである。係数は正であり、所得が増えた直後に掛金を増額する傾向が見てとれる。そして②では、これにふるさと納税のタイプ d_j を掛け合わせて分析した。ここでは、寄附「不可」の個人も、データの寄附金控除額の値より「寄附積極的」「寄附あり」「寄附なし」のいずれかに割り振った。 β_j はふるさと納税のタイプで大きく異なることがわかる。まず「寄附なし」の係数は10%水準で有意ではあるが、値は0.001と非常に小さい。一方で「寄附あり」は1%水準で有意となり、さらに「寄附積極的」では係数が0.02と一気に大きくなる。とくに、ふるさと納税の寄附に関する誤差がないと考えられる「寄附積極的」なタイプで係数が非常に大きくなる点は、興味深い結果である。

ただ、②は係数が小さく推定された可能性がある。その理由の第一に、データにはふるさと納税「不可」の個人が含まれるが、この中には、税制優遇制度の利用に本来積極的であるにもかかわらず、所得水準が低いため制度上「寄附なし」と分類された個人が含まれる可能性がある。この場合、本来「寄附あり」あるいは「寄附積極的」に属する個人の一部が「寄附なし」に混入するため、タイプ間の係数の差は縮小し、「寄附あり」および「寄附積極的」の係数は過小に推定される。第二に、掛金拠出額の上限に達した個人が多数いると、所得が増えても拠出額は増えず、 β_j が小さくなる。そこで③以降では、ふるさと納税の寄附が「不可」の個人と、2016年時点で掛金拠出額が84万円以上の個人を分析から外した。③の結果は②と同様だが、「寄附あり」と「寄附積極的」の係数は大きくなった。

次の④～⑥は、③の個人を平均実質所得階級で分割し、それぞれ分析した。3で論じたようにふるさと納税の寄附は高所得者が積極的であり、③だとふるさと納税の寄附に関する3つのタイプが、所得水準の違いを代理で反映する可能性がある。そこで所得をコントロールするために、データの個人を3つの平均実質所得階級で分割し、それぞれについて分析した。結果はすべての所得階級について、「寄附なし」は有意にならず「寄附あり」が有意になり、また「寄附積極的」は600万以下と600～1200万で係数が更に大きくなった。「寄附積極的」は1200万円超でむしろ係数が小さいが、この所得階級では、掛金拠出に積極的な個人の多くが2016年以前に84万円の掛金を拠出しており、そうした個人がデータ上いないため、 β_j がむしろ小さくなった可能性がある。

表4 回帰分析結果

	データ全体 (加入年未定以外)		ふるさと納税「可能」+2016年で提出額84万未満			
	①	②	全体 ③	平均実賃所得600万以下 ④	平均実賃所得600～1200万 ⑤	平均実賃所得1200万超 ⑥
Δinc	0.005 *** (0.0007)					
寄付なし×Δinc		0.001 * (0.0006)	0.001 (0.0008)	0.001 (0.0009)	0.006 (0.0037)	0.005 (0.0046)
寄付あり×Δinc		0.008 *** (0.0013)	0.009 *** (0.0014)	0.008 *** (0.0016)	0.013 *** (0.0033)	0.010 ** (0.0051)
寄付積極的×Δinc		0.020 *** (0.0052)	0.027 *** (0.0063)	0.030 *** (0.0101)	0.041 *** (0.0111)	0.016 * (0.0086)
前年所得階級ダミー	○	○	○	○	○	○
固定効果ダミー	○	○	○	○	○	○
課税年分ダミー	○	○	○	○	○	○
データ数	151730	151730	108205	48635	34775	24795
個人数	30346	30346	21641	9727	6955	4959
R2(within)	0.001	0.001	0.003	0.003	0.005	0.016
R2(between)	0.000	0.001	0.014	0.035	0.024	0.009
R2(overall)	0.000	0.001	0.004	0.007	0.006	0.011

	ふるさと納税「可 能」+2016年で提 出額84万未満 ⑦	ふるさと納税「可能」+2016年で提出額84万未満					
		ふるさと納税「寄付あり」+「寄付積極的」			ふるさと納税「寄付なし」		
		⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
所得600以下×寄付なし×Δinc	0.001 (0.0009)	所得600以下×Δinc	0.008 *** (0.0016)		0.001 (0.0009)		
所得600～1200×寄付なし×Δinc	0.006 * (0.0037)	所得600～1200×Δinc	0.017 *** (0.0032)		0.005 (0.0038)		
所得1200超×寄付なし×Δinc	0.007 * (0.0042)	所得1200超×Δinc	0.014 *** (0.0043)		0.005 (0.0043)		
所得600以下×寄付あり×Δinc	0.007 *** (0.0016)	年令40～44歳×Δinc		0.013 *** (0.0027)		0.002 (0.0019)	
所得600～1200×寄付あり×Δinc	0.014 *** (0.0032)	年令45～49歳×Δinc		0.008 *** (0.0022)		0.002 (0.0015)	
所得1200超×寄付あり×Δinc	0.013 *** (0.0048)	年令50～54歳×Δinc		0.011 *** (0.0021)		0.000 (0.0010)	
所得600以下×寄付積極的×Δinc	0.026 *** (0.0101)	都市圏×Δinc		0.012 *** (0.0024)			0.002 (0.0014)
所得600～1200×寄付積極的×Δinc	0.043 *** (0.0112)	地方圏×Δinc		0.009 *** (0.0016)			0.001 (0.0010)
所得1200超×寄付積極的×Δinc	0.017 * (0.0089)						
前年所得階級ダミー	○	前年所得階級ダミー	○	○	○	○	○
固定効果ダミー	○	固定効果ダミー	○	○	○	○	○
課税年分ダミー	○	課税年分ダミー	○	○	○	○	○
データ数	108205	データ数	73575	73575	73575	34630	34630
個人数	21641	個人数	14715	14715	14715	6926	6926
R2(within)	0.003	R2(within)	0.004	0.004	0.004	0.001	0.001
R2(between)	0.009	R2(between)	0.004	0.004	0.009	0.016	0.014
R2(overall)	0.004	R2(overall)	0.004	0.004	0.004	0.005	0.005

被説明変数は、私的年金等の掛金提出額を前年より増やした場合は1、それ以外は0をとるダミー変数。

*** p<.01, ** p<.05, * p<.1

次に、表4下段の⑦は、所得をコントロールしつつふるさと納税のタイプの違いを分析する別の方法として、 d_j をふるさと納税だけでなく平均実質所得階級の9タイプ（ 3×3 ）で細分化した。結果は④～⑥と同様となった。

次の⑧～⑬は結果の頑健性を確認するために、逆にふるさと納税のタイプでデータを分けたうえで、他の要素が私的年金の拠出行動に与える影響を分析した。すなわち、データの個人をふるさと納税の寄附をする個人（「寄附あり」＋「寄附積極的」、⑧～⑩）としない個人（「寄附なし」、⑪～⑬）に分け、 d_j のダミーをふるさと納税以外の別の要素で設定した。 d_j に充てる要素として平均実質所得階級（⑧と⑪）、居住地（三大都市圏とそれ以外。⑨と⑫）や年齢階級（40～54歳（2021年の年齢）を5歳ずつ3つに分割。⑩と⑬）を用いた。例えば高橋他（2019）はふるさと納税の寄附は都市部の個人が積極的としており、⑦までの結果が、そうした居住地効果をふるさと納税の寄附が代理で反映した可能性もある。しかし、寄附をした個人を分析した⑧～⑩はすべての β_j が1%水準で有意に正になる一方、寄附なし個人を分析した⑪～⑬では逆にすべての β_j が有意にならなかった。これによると、所得増加に対する掛金拠出行動の反応には、専らふるさと納税のタイプが影響を与えたといえる。

紙幅の都合で示さないものの、他にも様々な分析を行い、結果が頑健であることを確認した。例えば、ふるさと納税タイプの分類が、8年間の寄附行動を用いたことで内生変数となっている可能性があり、2014～2017年の寄附行動のみを用いてタイプ分けを行った分析も実施したが、主要な結果は維持された。ただしこの場合、「寄附なし」タイプの係数は小さいながら有意となった。この時期はふるさと納税が普及する時期であり「寄附積極的」のサンプル数が減少する一方、後に寄附を始めた個人の一部が「寄附なし」グループに含まれたためと考えられる。

また、結果が士業という特殊な職業に特有のものである可能性を考え、士業以外の個人事業者についても分析したところ、同様の結果が得られた。ただし、この場合は金融知識などの要因を十分にコントロールできておらず、その影響が結果に含まれている可能性がある点には注意が必要である。

5 おわりに

本稿は、申告所得データの個票を用いたパネル・データ分析により、士業の個人事業者による老後資産形成行動の実態を明らかにした。特に、私的年金拠出とふるさと納税寄附の行動の間に強い相関が存在することを示した。その背景には、税制優遇への選好の違い（active saver と passive saver）や制度利用に伴う心理的な壁といった個人特性がある可能性があるが、本研究でその具体的な要因までは分析できておらず、今後のさらなる分析が必要である。また、分析対象を士業に限定しているが、一般的な国民で同様の結果が得られるか確認する必要がある。また、制度改正等の外生的変化を利用した分析を行えば、今回の結果の頑健性を確認できるかもしれない。

日本では個人の行動を分析できる個票データが少なく、欧米などでは当然のように示さ

れている実態が明らかにされていない。日本の申告所得データは、制約が多いものの、そのための貴重なデータとなりうるものが、本稿の分析で明らかとなった。今後、データを積極的に活用し、まだ示されていない日本の実態を具体的にすることが必要がある。

参考文献

- 株式会社アックスコンサルティング (2023) 「2023 年版税理士業界白書」。
- 高橋勇介・要藤正任・小嶋大造 (2019) 「ふるさと納税制度の利用者の属性と要因分析 ― 一般的な「寄附」との比較からの検証―」『経済政策ジャーナル』第 16 巻第 1 号, 14-27 頁。
- 田口方美 (2024) 「ふるさと納税の現状と課題 ―所得階級別・地域別考察―」『会計検査研究』第 70 号, 15-32 頁。
- 田近栄治・八塩裕之 (2005) 「税制と事業形態選択 ―日本のケース―」『財政研究』第 1 巻, 177-193 頁。
- 西田小百合・村上恵子・西村佳子 (2024) 「金融リテラシーとリタイアメント・プランニング―個人型確定拠出年金 iDeCo に注目して―」『生命保険論集』226 号, 51-74 頁。
- 野村亜希子 (2017) 「確定拠出年金の可能性 ―iDeCo の登場と運用改善への期待―」野村資本市場研究所『財界観測』2017 年 4 月。
- 丸山桂 (2021) 「中年未婚者の iDeCo 加入に関する実証分析」『年金研究』第 15 巻, 2-16 頁。
- Andersen, H. Y. (2018) “Do tax incentives for saving in pension accounts cause debt accumulation? Evidence from Danish register data,” *European Economic Review* 106, pp35-53.
- Bertrand, M., Mullainathan, S. and Shafir E. (2006) “Behavioral economics and marketing in aid of decision making among the poor,” *Journal of Public Policy & Marketing* 25(1), pp8-23.
- Bhargava, S. and Manoli, D. (2015) “Psychological frictions and the incomplete take-up of social benefits: Evidence from an IRS field experiment,” *American Economic Review* 105(11), pp3489-3529.
- Chetty, R., Friedman, J., Leth-Petersen, S., Nielsen, T. and Olsen, T. (2014) “Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: evidence from Denmark,” *Quarterly Journal of Economics* 129(3), pp1141-1219.
- Daminato, C., Filippini, M. and Haufler, F. (2024) “Digitalization and retirement contribution behavior: Evidence from administrative data,” *The Review of Financial Studies* 37, pp2510-2549.
- Gelber, A. M. (2011) “How do 401(k)s affect saving? Evidence from Changes in 401(k) Eligibility,” *American Economic Journal: Economic Policy* 3(4), pp103-122.
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014) "The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence." *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5-44.

- Rey-Ares, L, Fernandez-López, S. and Vivel-Búa, M. (2018) “The influence of social models on retirement savings: Evidence for European countries,” *Social Indicators Research: An International and Interdisciplinary Journal for Quality-of-Life Measurement*, 136(1), pp247-268.
- Sekita, S. (2011) “Financial literacy and retirement planning in Japan,” *Journal of Pension Economics and Finance* 10(4), pp637-656.
- Yamamura, E., Tsutsui, Y. and Otake, F. (2021) “An analysis of altruistic and selfish motivations underlying hometown tax donations in Japan,” *Japanese Economic Review* 74, pp29-55.