

税制改正にともなう家計の所得弾性値

— 高齢者パネルデータによる実証分析 —*

The Income Elasticity for Households according to 2007 Tax Reform: A Panel Study of Elderly Individuals in Japan

上 村 敏 之
北 村 智 紀
金 田 陸 幸

In developed countries, many studies estimated the income elasticity of tax using panel data. Meanwhile, few studies can be found in Japan due to the lack of availability of panel data. We use the “Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons,” which is a large-scale panel survey conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW) of Japan, and estimate the income elasticity of tax for households that are close to retiring. We use the difference in difference method (DID) and fixed effect regression with instrumental variable considering the income tax reform in 2007. We find that both the elasticity of salary income and that of taxable income are significantly negative, which suggests that the decrease in tax rate reduces the labor supply of elderly households.

Toshiyuki Uemura
Tomoki Kitamura
Takayuki Kaneda

JEL : H21, H24, H31

* 本稿作成にあたり中嶋邦夫氏（ニッセイ基礎研究所）の協力を得た。日本財政学会第 71 回大会（中京大学）では、討論者をお引き受けいただいた八塩裕之先生（京都産業大学）、フロアからは中澤正彦先生（京都大学）と折原正訓先生（財務総合政策研究所）より、有益なコメントをいただき、本稿の改善につながられたことに感謝したい。本稿は厚生労働科学研究費補助金による研究「企業業績と高齢者・若者の雇用および育児期の働き方に関するパネル実証研究（H24-政策一般-005）」の一部として実施したものである。財政支援及びデータの提供に感謝したい。

キーワード：所得弾性値、税制改正、限界税率、労働供給

Keywords : income elasticity, tax reform, marginal tax rate, labor supply

1 はじめに

北村・宮崎 (2013) にあるように、多くの諸外国ではマイクロデータを用いて課税所得の弾性値を推計する研究が盛んである。どの所得階級の、どういった世帯が、どの程度の弾力性をもつかを計測することにより、政策当局は、その情報を参考にして、所得税率や課税ベースを変更できる可能性がある。最適課税論にしたがえば、課税所得の弾力性が低い世帯には税率を高くし、課税所得の弾力性が高い世帯には税率を低くすることが、家計の労働供給に対する効率性を高める政策となる。

日本においても、内閣府政策統括官 (2001) が厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票データ、八塩 (2005) が国税庁『申告課税の実態』の所得階級別の時系列データ、北村・宮崎 (2013) が総務省『全国消費実態調査』の個票データを用い、課税所得の弾性値を計測している。とはいえ、日本における既存研究は、諸外国に比べて極めて乏しい。以下に概観するが、諸外国の課税所得の弾性値の計測では主にパネルデータが用いられている。ところが日本の既存研究では、利用できる個票のパネルデータが少ないため、パネルデータを用いた弾性値の計測は行われてきていない。以下、海外における主要な既存研究について述べる。

第一に Feldstein (1995) は、財務省 (Treasury department) の 4,000 人の所得税申告書データ (パネルデータ) を用い、1986 年の税制改革 (Tax Reform Act 1986) 前後の課税所得の弾性値を推定した。1985 年の限界税率により、納税者を middle、high、highest の 3 グループに分類し、Net-of-Tax Rate、すなわち $(1 - \text{限界実効税率})$ に対する ETI (Elasticity of Taxable Income) を差の差分法で推計した。この手法における弾性値は、1~3 ほどであり、それまでの研究より大きいものであった。

第二に Auten and Carroll (1999) は、平均回帰や所得のトレンドという計

量経済学的な問題に対処して弾性値を推定した。用いたデータは、Statistics of Income (SOI) Individual Income Tax File のパネルデータであり、高所得者のデータや、年齢・職業といった個人属性の情報も含まれている。平均回帰によるバイアスを和らげるために、限界税率が22%以下の世帯は除き、説明変数として1985年の所得も用いた。1985年の所得を1989年のレベルにインフレ調整した所得に対して、1989年の税制を適用した税率と1985年の税率との差を限界税率の操作変数として用いることで、所得の変化が限界税率に及ぼす影響を排除した。分析の結果、重み付き2SLSで税制以外の要因（年齢、職業、地域等）を考慮に入れた場合の弾性値は0.57であった。重みをつけない場合は1程度の値であった。

第三に、Moffitt and Wilhelm (2000) は、所得税申告書データの代わりに1983年と1989年のSurvey of Consumer Finance (SCF) のパネルデータを使用した。申告所得ではない調整後総所得 (adjusted gross income) を使用し、Feldstein (1995) の手法を踏襲して弾性値を推計した。その結果、弾性値は1.76~1.99程度であった。(1- 限界実効税率) の操作変数には教育・非流動性資産を使用し、重み付き2SLSでの弾性値は0.35から0.97の範囲であった。

第四に、Gruber and Saez (2002) は1979~1990年のNBERのパネルデータを使用し、課税対象所得と広義の所得(控除適用前)の双方について、1980年代の税制改革(TRA81およびTRA86)を対象に弾性値を推計した。州と連邦の税制を考慮に入れ、限界税率の所得効果と代替効果をそれぞれ推計している。Auten and Carroll (1999) と同様の操作変数を設定し、重み付き2SLSで推定した結果、課税所得の弾性値は0.4、広義の所得の弾性値は0.12であった。

第五に、Saez (2003) は、所得税申告書データであるThe University of Michigan Tax Panelを使用し、1979~1981年のブラケットクリーブによって生じる増税に対する反応を分析した。個人の申告額とブラケットクリーブから操作変数を作成し、補償所得の弾性値を2SLSで推定した結果、弾性値は0.31、調整後総所得 (adjusted gross income) では0.18であった。ただし、どちらも有意ではなかった。

第六に、Kopczuk (2005) は、Statistics of Income/University of Michigan

Panel of tax returns を使用し、弾性値が控除に依存することを考慮に入れて、Gruber and Saez (2002) と同様の方法で操作変数を用いて 2SLS で弾性値を推計した。その結果、広義の所得の場合の弾性値は 0.003 であった。また、使用できる控除が多いほど、税率の変化に対する反応が大きくなることや、婚姻状態の違いによって推定結果が大きく異なることも示した。

第七に、Looney and Singhal (2006) は、中所得層の弾性値を推定するために、扶養控除が適用されなくなった場合の限界税率の変化を分析した。データは 1990～1996 年の SIPP (Survey of Income and Program Participation) と 1987～1990 年の NBER Tax Panel を使用し、扶養控除が適用される世帯員数が変わった場合に限界税率が変わる世帯と変わらない世帯を比較した。SIPP データの推定では弾性値は 0.75、Tax Panel データでは 0.71 という結果であった。

第八に、Giertz (2007) は、Gruber and Saez (2002) の分析を、より大規模なパネルデータ (CWSH や Full SOI) を用いて再現した。1990 年代の申告所得の弾性値は 0.2 であり、これは 1980 年代の半分程度であった。広義の所得を用いると 1990 年代が 0.15 であるのに対して、1980 年代は 0.12 であることを示している。この結果は、Kopczuk (2005) と整合的であり、控除の存在が弾性値の決定に影響を与えることを示唆している。課税ベースの縮小が弾性値の 14～26% を説明することを明らかにした。

以上の既存研究を踏まえて、本稿は、厚生労働省『中高年者縦断調査 (中高年者の生活に関する継続調査)』のパネルデータを用いて、2007 年の所得税制改正を利用し、退職前後の家計の税引前の収入 (以下、「給与収入」とする) および課税所得の弾性値を推計するところに特長がある。日本の既存研究において、パネルデータを用いて給与収入および課税所得の弾性値を推計したのは、筆者らが知る限り本稿が初めてである。また、高齢化が進むなか、税制改正に対する高齢者の労働供給行動を分析することは、今後の政策決定にも重要な要素となる。

本稿の分析の結果を先取りする。給与収入の弾性値は $-5.216 \sim -0.985$ の範囲、課税所得の弾性値は $-11.908 \sim -2.544$ の範囲であり、いずれも負で有

意であった。特に課税所得の弾性値は、既存研究と比較して負の値が大きいものであった。これらの結果は、限界実効税率が低まると働かなくなることを示唆するものであり、高齢者の弾性値の特徴だと考えることができる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で分析方法を説明し、第3節に分析結果を示す。第4節は結論である。

2 分析方法

2.1. パネルデータ『中高年者縦断調査』の概要

本稿で利用したデータは厚生労働省の『中高年者縦断調査』である。本調査は、団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡し、その健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査したパネルデータである。行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等の厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的としたものである。

本調査は、2005年を初年とし、11月の第1水曜日を基準に毎年調査が実施されている。調査の方法は、当初は地方自治体の統計調査員が実査を行う訪問留置法であったが、2010年からは厚生労働省から郵送された調査票に被調査者が自ら記入し、郵送により厚生労働省に提出する方法で行われている。調査の対象は、2005年10月末現在で50～59歳であった全国の男女である。

2.2. 分析データの抽出方法

以下では、厚生労働省『中高年者縦断調査』を用い、所得弾性値の推計を行うために必要なデータの抽出方法を説明する。なお、「 \ln 」は『中高年者縦断調査』のデータ項目を示している。利用したデータ期間は2005～2010年である。

第一に、本人の「働いて得た所得」を給与収入として解釈する。なお、『中高年者縦断調査』のデータは月額が単位であることから、月収を12倍することで年額に修正した。また、このデータには賞与が含まれていない。そこで、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』（各年版）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、それを乗じることで、賞与を含めた給与収入を得た。第二に、所得税の負担額を計算するために、家族属性データを抽出する。所得税の計算にとって重要な家族属性データは扶養親族数に関わるものである。ここでは、16 歳以上 23 歳未満で収入のない同居人を特定扶養親族とし、70 歳以上で収入がない者を老人扶養親族とした。

次に本稿で考慮した所得税制の概要を解説する。本稿で分析対象とする所得税制は 2006～2010 年のものである。第一に給与所得控除であるが、最低控除額は 65 万円であり、最低控除額を超える控除額は税制にしたがって考慮した。給与収入から給与所得控除を差し引くことで給与所得が得られる。第二に基礎控除の控除額は 38 万円である。第三に配偶者控除であるが、扶養配偶者に対する控除額は 38 万円である。第四に配偶者特別控除は、合計所得金額 1,000 万円以下の世帯に対して、控除額は最高 38 万円となっている。ただし、配偶者特別控除は配偶者の所得に応じて控除額が変わる。『中高年者縦断調査』には、配偶者の「働いて得た所得」があるため、本人と同様に賞与を含めた給与収入を推計することで、控除の金額に反映させた。第五に扶養親族に対する控除額は 38 万円だが、年齢 16 歳以上 23 歳未満の特定扶養親族についての控除額は 63 万円である。また、70 歳以上の老人扶養親族についての控除額は 48 万円である。第六に社会保険料控除は財務省の簡易計算方式を用いて社会保険料負担を計算し、全額を控除額とした。第七に、以上の基礎控除、配偶者控除、配偶者特別控除、扶養控除、社会保険料控除を給与所得から差し引くことで、本人の課税所得：

課税所得 = 給与所得 - 基礎控除 - 配偶者控除

- 配偶者特別控除 - 扶養控除 - 社会保険料控除

を得た。当然ながら所得税には、他にも多くの所得控除と税額控除があるが、データの制約によって考慮することが難しい。第八に、課税所得に対して超過累進構造の所得税の法定限界税率を課すことで、所得税の負担額を得た。2006 年以前の所得税制では、330 万円までの課税所得には 10%、330 万円超 900 万円までの課税所得には 20%、900 万円超 1,800 万円までの課税所得には

30%、1,800万円超の課税所得には37%の法定限界税率が適用されていた。一方、2007年以降の所得税制では、195万円までの課税所得には5%、195万円超330万円までの課税所得には10%、330万円超695万円までの課税所得には20%、695万円超900万円までの課税所得には23%、900万円超1,800万円までの課税所得には33%、1,800万円超の課税所得には40%の法定限界税率が適用されている。

2006年以前と2007年以降の所得税制においては、同じ課税所得でも、法定限界税率が異なる場合がある。たとえば、330万円までの課税所得においては、2006年以前の所得税制では法定限界税率は10%であるが、2007年以降の所得税制では5%と10%の法定限界税率に分かれる。このように、2007年税制改正前後の法定限界税率の変化を利用することで、次節においてデータを処置群 T と比較群 C に分ける¹⁾。

給与収入および課税所得の弾性値を計測するためには、法定限界税率とは別に、個々人の限界実効税率 τ を得なければならない。ここでは、限界実効税率の計算プロセスについて解説する。いま、 t 年のある個人 i の給与収入 z_{it} が限界的に増加 (Δz_{it}) するとき、所得税負担額 T_{it} も増加 (ΔT_{it}) する。このとき、個人 i が t 年に直面している限界実効税率 τ_{it} は、次のように定義できる。

$$\tau_{it} \equiv \frac{\Delta T_{it}}{\Delta z_{it}}$$

限界実効税率 τ_{it} は、 t 年の給与収入が限界的に1%だけ増加することを想定して Δz_{it} を計算し、その際の所得税負担額の増分 ΔT_{it} を推計した。その後、上記の式に基づき、個々人の限界実効税率を推計した。

予備的な分析の結果、本稿では、所得弾性値を推計する対象として、『中高年者縦断調査』の調査対象者本人で限界実効税率が正の者のサンプルに限定した。後述する回帰分析では、 \ln 給与収入、 \ln 課税所得、 $\ln(1 - \text{限界実効税率})$ 、

1) 2007年税制改正においては、住民税への税源移譲が行われており、所得税と住民税を合わせた負担率は改正前後で変わらないように税制改革が行われた。しかしながら、住民税は前年課税であり、前年の収入に対して課税される。家計は前年の収入を労働供給の変化によって動かすことはできない。そのため本稿では、現年課税である所得税が家計の労働供給行動に影響を与えると想定している。

ln 給与収入変化率、ln 課税所得変化率、ln (1 - 限界実効税率) 変化率 (いずれも定義は後述) が、平均+4 倍の標準偏差を超えるデータは異常値として削除した。データ抽出の結果、約 3,000 人が本稿の分析対象者となった。表 1 は、本稿が分析対象とするデータ抽出後の分析対象者の年齢別推移である。『中高年者縦断調査』では、配偶者でも給与収入、課税所得及び、限界実効税率が算出できるが、配偶者の年齢構成が調査対象者本人 (2005 年 10 月末現在 50~59 歳) とは異なり、本稿の目的にあわないため分析対象とはしなかった²⁾。

表 1 本稿が分析対象とする年齢・年別サンプル数推移 (2005~2010 年)

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
50歳	353	0	0	0	0	0	353
51歳	342	360	0	0	0	0	702
52歳	389	350	362	0	0	0	1,101
53歳	398	390	352	349	0	0	1,489
54歳	412	398	401	351	346	0	1,908
55歳	358	419	383	384	323	349	2,216
56歳	445	365	412	383	377	341	2,323
57歳	437	441	365	383	376	371	2,373
58歳	388	433	442	335	378	378	2,354
59歳	250	386	441	424	330	375	2,206
60歳	0	246	375	338	330	274	1,563
61歳	0	0	241	283	285	301	1,110
62歳	0	0	0	180	268	292	740
63歳	0	0	0	0	153	248	401
64歳	0	0	0	0	0	136	136
合計	3,772	3,788	3,774	3,410	3,166	3,065	20,975

(注) 本稿が分析対象とするデータの推移。数値はサンプル数。所得弾性値を推計する対象として、『中高年者縦断調査』の調査対象者本人で限界実効税率が正の者 ($\tau > 0$) に限定した。

2.3. 所得弾性値の推計方法

本節では所得弾性値の推計方法を示す。以下の推計方法は、Saez et al. (2012) にしたがっている。個人を i 、時間を t で表す。所得を z_{it} 、所得 z_{it} に対する限界実効税率を τ_{it} とする。なお、本稿では給与収入と課税所得の 2 種類の所得を扱う。先述したように、2007 年税制改正で法定限界税率が変化したグループを処置群 T 、変化しなかったグループを比較群 C とする。2006 年と 2007

2) 配偶者のデータを含め、雇用形態等のコントロール変数を考慮しない分析を行ったところ、所得弾性値は以下の表 4 や表 5 にある推計結果と同様な傾向であった。

年の税制改正前後のデータを利用した繰り返しクロスセクション（プールデータ）による所得弾性値 e については、所得の重み付き 2SLS：

$$\ln z_{it} = e \cdot \ln(1 - \tau_{it}) + \beta_1 \cdot \mathbf{1}(t \geq 2007) + \beta_2 \cdot \mathbf{1}(i \in T) + \beta_2 \cdot \ln z_{it-1} + \gamma \cdot X + \varepsilon_i \quad (1)$$

を推計する。ただし、 $\ln(1 - \tau_{it})$ の操作変数として、2007 年以降ダミー $\mathbf{1}(t \geq 2007)$ と処置群ダミー $\mathbf{1}(i \in T)$ との交差項 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ を利用する。ここで 2007 年以降ダミー $\mathbf{1}(t \geq 2007)$ とは、2007 年以降であれば 1、そうでなければ 0 である変数、処置群ダミー $\mathbf{1}(i \in T)$ とは、個人 i が処置群に属せば 1、そうでなければ 0 となる変数である。 X は個人属性を表すコントロール変数である。式 (1) の e は伝統的な差の差分法による所得弾性値：

$$e = \frac{[E(\ln z_{i2007}|T) - E(\ln z_{i2006}|T)] - [E(\ln z_{i2007}|C) - E(\ln z_{i2006}|C)]}{[E(\ln 1 - \tau_{i2007}|T) - E(\ln 1 - \tau_{i2006}|T)] - [E(\ln 1 - \tau_{i2007}|C) - E(\ln 1 - \tau_{i2006}|C)]}$$

の推計値である。次に、2005～2010 年までの全データを利用したクロスセクションによる所得弾性値 e については、所得の重み付き 2SLS：

$$\ln z_{it} = e \cdot \ln(1 - \tau_{it}) + \beta_1 \cdot \mathbf{1}(t \geq 2007) + \beta_2 \cdot \mathbf{1}(i \in T) + \beta_3 \cdot \ln z_{it-1} + \beta_4 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in T) + \beta_5 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in C) + \gamma \cdot X + \varepsilon_i \quad (2)$$

を推計する。ただし、 $\ln(1 - \tau_{it})$ の操作変数として、 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ を利用する。式 (2) にはタイムトレンド $\beta_4 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in T) + \beta_5 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in C)$ が含まれることが式 (1) との違いである³⁾。

本稿はパネルデータの利用が特長であり、そのために、個々人の給与収入の変化率や限界実効税率の変化率が計算できる。Feldstein (1995) 以降、所得弾性値の推計はパネルデータを用いたものが主流になっている。本稿ではパネルデータの特徴を生かして、2006 年と 2007 年の税制改正前後の、これらの変化率を利用した（クロスセクションによる）所得弾性値 e については、所得の重み付き 2SLS：

3) タイムトレンドを入れることで、加齢により収入が低下する傾向を捉えることができるはずである。

$$\ln \frac{z_{i2007}}{z_{i2006}} = e \cdot \ln \frac{1 - \tau_{i2007}}{1 - \tau_{i2006}} + \beta_1 \cdot \ln z_{i2006} + \gamma \cdot X + \varepsilon_i \quad (3)$$

を推計する。ただし、 $\ln(1 - \tau_{i2007})/(1 - \tau_{i2006})$ の操作変数として処置群ダミー $\mathbf{1}(i \in T)$ を利用する。式 (3) の e は、差の差分法による所得弾性値：

$$e = \frac{E \left(\ln \frac{z_{i2007}}{z_{i2006}} \middle| T \right) - E \left(\ln \frac{z_{i2007}}{z_{i2006}} \middle| C \right)}{E \left(\ln \frac{1 - \tau_{i2007}}{1 - \tau_{i2006}} \middle| T \right) - E \left(\ln \frac{1 - \tau_{i2007}}{1 - \tau_{i2006}} \middle| C \right)}$$

の推計値である。また、2006～2010 年までの全データを利用した所得弾性値 e については、所得の重み付き固定効果パネル回帰モデル：

$$\ln \frac{z_{it}}{z_{it-1}} = e \cdot \ln \frac{1 - \tau_{it}}{1 - \tau_{it-1}} + \beta_1 \cdot \ln z_{it-1} + \beta_2 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in T) + \beta_3 \cdot t \cdot \mathbf{1}(i \in C) + \gamma \cdot X + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

を推計する。ただし、 $\ln(1 - \tau_{it})/(1 - \tau_{it-1})$ の操作変数として $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ を利用する。

3 分析結果

表 2 は各変数の記述統計である。最初の列が全データ期間の統計であり、以降は各年の統計である。表中の「差」とは、税制改正があった 2007 年と 2006 年との差を意味する。(個々人が直面する) 限界実効税率、(個々人が直面する) 法定限界税率、年齢、60 歳以上ダミー、フルタイムダミー、派遣嘱託ダミー、扶養者数、子ども扶養者数、地域別インフレ率の差が有意であった (いずれも 5% 有意水準)。一方、給与収入と課税所得の差は有意ではなかった。

表 3 は、法定限界税率変化時におけるサンプル数の推移である。例えば 2006 年に直面する法定限界税率が 10% のサンプル数は合計 4,728 であったが、2007 年の改正後に直面する法定限界税率が 5% に変わった者が 2,934 であることを示している。2006 年と 2007 年の法定限界税率が異なる者が処置群 T 、同じ者が比較群 C である。2006 年の法定限界税率が 10% の者は、2007 年では法定限界税率が低下する、つまり処置群が多い傾向がある。一方、2006 年の法定税率が 20% の者では、2007 年の法定限界税率が変化しない、つまり比較群となる傾向がある。なお、本稿では分析が複雑になるために、定率減税の上

表 2 記述統計

	全データ	2005年	2006年	2007年	差	2008年	2009年	2010年
給与収入	547.93 (328.87) [20,975]	564.41 (247.71) [3,772]	553.57 (251.7) [3,788]	543.92 (273.99) [3,774]	-9.65	532.97 (309.59) [3,410]	535.44 (355.94) [3,166]	555.18 (505.69) [3,065]
課税所得	258.76 (276.05) [20,975]	263.49 (185.77) [3,772]	259.52 (189.05) [3,788]	255.96 (215.43) [3,774]	-3.56	247.96 (256.97) [3,410]	249.39 (305.1) [3,166]	277.16 (455.67) [3,065]
限界 実効税率	0.089 (0.062) [20,975]	0.087 (0.041) [3,772]	0.097 (0.046) [3,788]	0.091 (0.066) [3,774]	-0.01 *	0.087 (0.068) [3,410]	0.086 (0.069) [3,166]	0.086 (0.077) [3,065]
法定 限界税率	0.117 (0.066) [20,975]	0.135 (0.048) [3,772]	0.134 (0.048) [3,788]	0.110 (0.069) [3,774]	-0.02 *	0.106 (0.071) [3,410]	0.105 (0.071) [3,166]	0.104 (0.079) [3,065]
処置群 (d)	0.57 (0.49) [20,975]	0.57 (0.50) [3,772]	0.60 (0.49) [3,788]	0.60 (0.49) [3,774]	-0.00	0.56 (0.50) [3,410]	0.54 (0.50) [3,166]	0.54 (0.50) [3,065]
既婚 (d)	0.88 (0.32) [20,963]	0.89 (0.31) [3,772]	0.89 (0.32) [3,786]	0.88 (0.32) [3,772]	-0.00	0.88 (0.32) [3,410]	0.88 (0.33) [3,166]	0.88 (0.33) [3,057]
女性 (d)	0.29 (0.46) [20,975]	0.30 (0.46) [3,772]	0.30 (0.46) [3,788]	0.30 (0.46) [3,774]	0.00	0.28 (0.45) [3,410]	0.28 (0.45) [3,166]	0.29 (0.45) [3,065]
年齢	56.6 (3.10) [20,975]	54.5 (2.74) [3,772]	55.4 (2.74) [3,788]	56.4 (2.74) [3,774]	0.98 *	57.2 (2.69) [3,410]	58.1 (2.67) [3,166]	59.0 (2.68) [3,065]
55歳以上 (d)	0.55 (0.50) [20,975]	0.50 (0.50) [3,772]	0.54 (0.50) [3,788]	0.54 (0.50) [3,774]	0.00	0.56 (0.50) [3,410]	0.56 (0.50) [3,166]	0.59 (0.49) [3,065]
60歳以上 (d)	0.19 (0.39) [20,975]	0.00 (0.00) [3,772]	0.06 (0.25) [3,788]	0.16 (0.37) [3,774]	0.10 *	0.23 (0.42) [3,410]	0.33 (0.47) [3,166]	0.41 (0.49) [3,065]
フルタイム (d)	0.81 (0.39) [20,975]	0.88 (0.33) [3,772]	0.85 (0.36) [3,788]	0.81 (0.39) [3,774]	-0.04 *	0.81 (0.39) [3,410]	0.78 (0.42) [3,166]	0.73 (0.45) [3,065]
パートタイム (d)	0.08 (0.27) [20,975]	0.06 (0.25) [3,772]	0.08 (0.27) [3,788]	0.09 (0.28) [3,774]	0.01	0.07 (0.25) [3,410]	0.08 (0.26) [3,166]	0.09 (0.29) [3,065]
派遣嘱託 (d)	0.11 (0.31) [20,975]	0.06 (0.23) [3,772]	0.07 (0.26) [3,788]	0.10 (0.30) [3,774]	0.03 *	0.12 (0.33) [3,410]	0.15 (0.35) [3,166]	0.18 (0.39) [3,065]
扶養者数	0.97 (0.98) [20,975]	1.09 (1.06) [3,772]	1.01 (1.04) [3,788]	0.95 (0.99) [3,774]	-0.06 *	0.94 (0.94) [3,410]	0.96 (0.94) [3,166]	0.88 (0.88) [3,065]
特定扶養 親族数	0.17 (0.45) [20,975]	0.25 (0.53) [3,772]	0.20 (0.49) [3,788]	0.17 (0.45) [3,774]	-0.03 *	0.14 (0.41) [3,410]	0.12 (0.39) [3,166]	0.10 (0.35) [3,065]
老人扶養 親族数	0.15 (0.42) [20,975]	0.17 (0.44) [3,772]	0.17 (0.45) [3,788]	0.16 (0.43) [3,774]	-0.01	0.13 (0.40) [3,410]	0.13 (0.39) [3,166]	0.12 (0.38) [3,065]
地域別 インフレ率	-0.13 (0.88) [20,975]	-0.39 (0.28) [3,772]	0.152 (0.30) [3,788]	0.035 (0.28) [3,774]	-0.12 *	1.332 (0.37) [3,410]	-1.24 (0.47) [3,166]	-0.85 (0.46) [3,065]

(注) (d) はダミー変数、数値は平均値、() 内は標準偏差、[] 内はサンプル数を表す。「差」は 2007 年と 2006 年の平均値の差。**は平均値の差の検定で 1%有意水準、*は同 5%を表す。

表 3 法定限界税率変化時のサンプル数推移

		2007年法定限界税率							不詳	合計
		0%	5%	10%	20%	23%	33%	40%		
2006年 法定 限界 税率	0%	3	241	7	5	3	1	0	0	260
	10%	248	2,934	1,152	376	2	6	10	0	4,728
	20%	31	154	354	1,848	154	24	0	3	2,568
	不詳	0	0	0	3	3	0	0	0	6
	合計	282	3,329	1,513	2,232	162	31	10	3	7,562

(注) 行は 2006 年の所得税の法定限界税率, 列は 2007 年の同税率. 所得税改正によりサンプル数がどのように変化したかを表す。例えば, 2006 年の所得税率が 10% のサンプル数は合計 4,728 であったが, このうち 2,934 が 2007 年の所得税率が 5% に変化した。この 2 つの年で法定限界税率が変化する者が処置群 *T*、変化しない者が比較群 *C* である。

限に達した者は分析対象としなかった。本来であれば 2006 年の法定限界税率が 20% を超える者がいたが、これらの者は全員が定率減税の上限に達した者であった。

表 4 は、給与収入を分析対象とした所得弾性値 *e* の推計結果である。列 I と II は式 (1) の推計結果, 列 III と IV は式 (2), 列 V と VI は式 (3), 列 VII と VIII は式 (4) に対応する推計結果である。ここで、 $\ln(1 - \text{限界実効税率})$ 変化率は $\ln(1 - \tau_{it}) / (1 - \tau_{it-1})$ 、 \ln 給与収入変化率は $\ln z_{it} / z_{it-1}$ を表す (以下の \ln 課税所得変化率も同様)。列 I はコントロール変数 *X* 等を考慮しない推計値、列 II は考慮した推計値である (以下の列の推計結果も同様)。所得弾性値 *e* の推計値は変数 $\ln(1 - \text{限界実効税率})$ 、あるいは $\ln(1 - \text{限界実効税率})$ 変化率の回帰係数である。弾性値は $-5.126 \sim -0.985$ の範囲であり、負で有意であった (何れも 1% 有意水準)。

表 5 は課税所得を分析対象とした所得弾性値の推計結果である。弾性値は $-11.908 \sim -2.544$ の範囲で、負で有意であった (少なくとも 5% 有意水準)。ここでの課税所得の弾性値は、既存研究と比較すると、負の値が大きい傾向があった。

給与収入および課税所得の弾性値は何れも負の値であった。このことは、限界実効税率が低まると労働供給を減らすことを意味している。これは、本稿が利用したデータが、高齢者を対象とするものであり、推計された所得弾性値は高齢者の特徴だと考えることができる。つまり、減税により生活に余裕ができ

表 4 所得弾性値推計結果（給与収入）

列 本文中の推計式 回帰モデル 被説明変数 データ	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
	(1)	(2)			(3)	(4)		
	繰り返しクロスセクション（プール）回帰 ln 給与収入			固定効果パネル回帰 ln 給与収入変化率				
	2006・2007年		2005～2010年		2006・2007年		2006～2010年	
ln(1-限界実効税率)	-2.904 ** (0.327)	-1.956 ** (0.225)	-1.520 ** (0.466)	-0.985 ** (0.357)				
ln(1-限界実効税率)変化率					-2.822 ** (0.175)	-5.216 ** (0.326)	-3.624 ** (0.256)	-1.523 ** (0.426)
2007年以降 (d)	-0.051 ** (0.006)	-0.042 ** (0.004)	-0.137 ** (0.006)	0.000 (0.006)				
処置群 (d)	-0.258 ** (0.021)	-0.057 ** (0.007)	-0.293 ** (0.024)	-0.117 ** (0.012)				
既婚 (d)		0.004 (0.007)		0.039 ** (0.007)		-0.004 (0.011)		
女性 (d)		-0.060 ** (0.005)		-0.071 ** (0.005)		-0.024 ** (0.009)		
55歳以上 (d)		-0.014 ** (0.004)		-0.026 ** (0.004)		-0.011 (0.007)		0.001 (0.005)
60歳以上 (d)		-0.089 ** (0.009)		-0.144 ** (0.010)		-0.003 (0.015)		-0.143 ** (0.015)
パートタイム (d)		0.528 ** (0.021)		0.532 ** (0.030)		-0.284 ** (0.011)		-0.626 ** (0.049)
派遣嘱託 (d)		-0.212 ** (0.013)		-0.238 ** (0.012)		-0.131 ** (0.020)		-0.371 ** (0.025)
ln 基準年給与収入		-0.209 ** (0.010)		-0.234 ** (0.009)		-0.099 ** (0.018)		-0.360 ** (0.026)
タイムトレンド*処置群				-0.002 (0.002)				-0.010 ** (0.003)
タイムトレンド*比較群				-0.015 ** (0.003)				-0.013 ** (0.005)
地域別インフレ率		-0.009 (0.007)		-0.018 ** (0.002)		-0.018 (0.011)		-0.006 * (0.002)
定数	6.188 ** (0.051)	2.869 ** (0.107)	6.387 ** (0.065)	2.952 ** (0.149)	-0.049 ** (0.003)	1.805 ** (0.068)		
操作変数	2007年以降(d)*処置群(d)			2007年以降(d)		2007年以降(d)*処置群(d)		
N	7.485	7.440	20.568	16.640	3.513	3.511	15.461	15.452
F	1.6540 **	3.9516 **	2.2002 **	4.4957 **	260.1 **	195.7 **	200.2 **	1,954.9 **
決定係数	0.62	0.86	0.43	0.79	0.42	0.38	0.46	0.65

(注) ln(1 - 限界実効税率)、あるいは ln(1 - 限界実効税率) 変化率の回帰係数が弾性値の推計値である。なお、ln 給与収入変化率は本文 2.3 節にある推計式で $\ln z_{it}/z_{it-1}$ 、ln(1 - 限界実効税率) 変化率は $\ln(1 - \tau_{it})/(1 - \tau_{it-1})$ 、基準年給与収入は $\ln z_{it-1}$ 、タイムトレンド*処置群は $t \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ 、タイムトレンド*比較群は $t \cdot \mathbf{1}(i \in C)$ を表す。列 I～IV では ln(1 - 限界実効税率) の操作変数として 2007 年以降ダミーと処置群ダミーの交差項 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ 、列 V 及び VI では ln(1 - 限界実効税率) 変化率の操作変数として 2007 年以降ダミー $\mathbf{1}(t \geq 2007)$ 、列 VII 及び VIII では同交差項 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ を利用した。**は 1% 有意水準、*は同 5% を表す。

表 5 所得弾性値推計結果（課税所得）

列	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
本文中の推計式	(1)		(2)		(3)		(4)	
回帰モデル	繰り返しクロスセクション（プール）回帰				固定効果パネル回帰			
被説明変数	ln 課税所得				ln 課税所得変化率			
データ	2006・2007年		2005～2010年		2006・2007年		2006～2010年	
ln(1-限界実効税率)	-8.488 ** (0.440)	-7.559 ** (0.447)	-9.859 ** (0.730)	-2.544 * (1.147)				
ln(1-限界実効税率)変化率					-8.522 ** (0.387)	-11.908 ** (0.799)	-10.146 ** (0.610)	-11.162 ** (2.189)
2007年以降 (d)	-0.150 ** (0.009)	-0.150 ** (0.008)	-0.303 ** (0.009)	0.003 (0.019)				
処置群 (d)	-0.163 ** (0.025)	-0.043 ** (0.013)	-0.146 ** (0.032)	-0.189 ** (0.034)				
既婚 (d)		-0.052 ** (0.014)		0.005 (0.020)		-0.022 (0.028)		
女性 (d)		-0.031 ** (0.011)		-0.060 ** (0.016)		-0.004 (0.021)		
55歳以上 (d)		0.002 (0.008)		-0.008 (0.011)		-0.021 (0.017)		0.037 * (0.018)
60歳以上 (d)		-0.033 (0.019)		-0.252 ** (0.037)		0.099 ** (0.038)		0.019 (0.079)
パートタイム (d)		0.242 ** (0.026)		0.492 ** (0.056)		-0.279 ** (0.015)		-0.207 (0.111)
派遣嘱託 (d)		-0.593 ** (0.034)		-0.754 ** (0.033)		-0.280 ** (0.065)		-0.474 ** (0.123)
ln 基準年課税所得		-0.369 ** (0.025)		-0.613 ** (0.035)		-0.112 * (0.052)		-0.296 * (0.132)
タイムトレンド*処置群				-0.015 * (0.006)				0.015 (0.017)
タイムトレンド*比較群				-0.037 ** (0.007)				0.058 * (0.023)
地域別インフレ率		-0.024 (0.013)		-0.030 ** (0.007)		-0.063 * (0.027)		0.032 * (0.012)
定数	4.745 ** (0.070)	3.505 ** (0.094)	4.618 ** (0.106)	2.725 ** (0.166)	-0.150 ** (0.007)	1.502 ** (0.089)		
操作変数	2007年以降(d)*処置群(d)				2007年以降(d)		2007年以降(d)*処置群(d)	
N	7.262	6.992	19.386	15.069	3.478	3.476	15.101	15.090
F	1.8038 **	2.058.1 **	2.664.1 **	2.318.3 **	484.3 **	146.6 **	277.0 **	771.0 **
決定係数	0.71	0.79	0.66	0.70	0.39	0.17	0.24	0.20

(注) ln(1 - 限界実効税率)、あるいは ln(1 - 限界実効税率) 変化率の回帰係数が弾性値の推計値である。なお、ln 課税所得変化率は本文 2.3 節にある推計式で $\ln z_{it}/z_{it-1}$ 、ln(1 - 限界実効税率) 変化率は $\ln(1 - \tau_{it})/(1 - \tau_{it-1})$ 、基準年給与収入は $\ln z_{it-1}$ 、タイムトレンド*処置群は $t \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ 、タイムトレンド*比較群は $t \cdot \mathbf{1}(i \in C)$ を表す。列 I～IVでは ln(1 - 限界実効税率) の操作変数として 2007 年以降ダミーと処置群ダミーの交差項 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ 、列 V 及び VI では ln(1 - 限界実効税率) 変化率の操作変数として 2007 年以降ダミー $\mathbf{1}(t \geq 2007)$ 、列 VII 及び VIII では同交差項 $\mathbf{1}(t \geq 2007) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$ を利用した。**は 1% 有意水準、*は同 5% を表す。

ると、労働供給を減らし、余暇を増やすと考えられる。

本稿で推計した所得弾性値は、Saez et al. (2012) が指摘するように、データ期間における短期的な推計値であり、他の期間、あるいは長期的な傾向については利用できない可能性もあるが、仮に限界実効税率が高まった場合、高齢者は収入を増やそうとし、労働供給を増やす可能性が考えられる。

4 結論

本稿は、2007年の所得税制改正による所得弾性値を高齢者の家計について推計した。用いたデータは、厚生労働省『中高年者縦断調査』の2005～2010年のパネルデータである。推計には、操作変数法を利用した繰り返しクロスセクション（プール）回帰分析と、操作変数法を利用した固定効果パネル回帰分析による推計方法を利用した。所得としては、給与収入と課税所得の2つを分析対象とした。

分析の結果、給与収入の所得弾性値は $-5.126 \sim -0.985$ の範囲で、負で有意であった。課税所得の弾性値は $-11.908 \sim -2.544$ の範囲で、負で有意であった。いずれも負の値であり、特に課税所得の弾性値は、既存研究と比較して負の値が大きいものであった。これらの結果は、限界実効税率が低下すると労働供給を減らすことを示唆するものであり、高齢者の所得弾性値の特徴だと考えることができる。

なお、本稿の分析には限界があることに注意を要する。本稿は高齢者家計の所得弾性値を推計しているが、限界実効税率が正の者 ($\tau > 0$) を分析対象としている。所得税改正により働くことを辞め、引退した者に関しては分析対象となっていない。そのため推計された所得弾性値にバイアスがある可能性がある。これらの検討は今後の課題としたい。

参考文献

北村行伸・宮崎毅 (2013) 『税制改革のミクロ実証分析：家計経済からみた所得税・消費税』岩波書店。

- 内閣府政策統括官 (2001) 「1990 年代における所得税改正の効果について」政策効果分析レポート No.9.
- 八塩裕之 (2005) 「所得税の限界税率変化が課税所得に与える効果：日本の事業所得者のケース」『一橋論叢』第 134 号第 6 号、1135-1158 頁。
- Auten, G. and Carroll, R. (1999) “The Effect of Income Taxes on Household Income”, *The Review of Economics and Statistics*, vol.81, No.4, pp.681-693.
- Feldstein, M. (1995) “The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act”, *Journal of Political Economy*, vol.103, No.3, pp.551-572.
- Giertz, S. (2007) “The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s”, *National Tax Journal*, vol.60, No.4, pp.743-768.
- Gruber, J. and Saez, E. (2002) “The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications”, *Journal of Public Economics*, vol.84, No.1, pp.1-32.
- Kopczuk, W. (2005) “Tax bases, Tax Rates and the Elasticity of Reported Income”, *Journal of Public Economics*, vol.89, No.11-12, pp.2093-2119.
- Looney, A. and Singhal, M. (2006) “The Effect of Anticipated Tax Changes on Intertemporal Labor Supply and the Realization of Taxable Income” NBER Working Papers No.12417.
- Moffitt, R. and Wilhelm, M. (2000) “Taxation and the Labor Supply Decisions of the Affluent”, in: Slemrod, J. (ed.), *Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Taxing the Rich*, Cambridge, Harvard University Press, pp.193-234.
- Saez, E. (2003) “The Effect of Marginal Tax Rates on Income: A Panel Study of ‘Bracket Creep’”, *Journal of Public Economics*, vol.87, No.5-6, pp.1231-1258.
- Saez, E., Slemrod, J. and Giertz, S. (2012) “The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, vol.50, No.1, pp.3-50.