

博士論文 令和 3(2021)年度

わが国における 2010 年代の個人所得課税
の改革に関する研究

慶應義塾大学 大学院 経済学研究科

栗田 広暁

はしがき

本論文は、2010年代のわが国における個人所得課税について、筆者がこれまで行った研究をまとめたものである。2010年代のわが国では、個人所得課税への改革が相次いで行われた。本論文ではその改革を中心に、経済学的な検証を行っている。本論文執筆時点でパンデミックとして世界的に猛威を振るっている新型コロナウイルス感染症は、2020年に入ってから、わが国の経済に深刻な影響をもたらした。そのため、2020年代にはそれを踏まえた改革が相次いで行われるであろう。わが国の基幹税の役割を担っている個人所得課税にも改革が行われると思われる。新型コロナウイルス感染症によるパンデミックの直前である2010年代のわが国における個人所得課税は、新型コロナウイルス感染症を意図していないものとなっており、本論文では新型コロナウイルス感染症について言及していない。しかしながら、2020年代の改革を行うためには、直近の2010年代の個人所得課税についての経済学的な評価を行っておくことが重要である。本論文は、学術的な課題を多く残しているものの、喫緊かつ長期的にもなりうる課題の新型コロナウイルス感染症対応に示唆を与える可能性がある。

本論文の作成の過程で、指導教員である土居丈朗教授（慶應義塾大学）、寺井公子教授（慶應義塾大学）、別所俊一郎准教授（東京大学）をはじめとする方々から多くの示唆をいただいた。土居丈朗教授は学部のゼミ時代からの恩師である。本論文は、ひとえに皆様のご指導の賜物である。ここに記して改めて御礼申し上げたい。言うまでもないことであるが、本論文に残る誤りはすべて筆者個人の責任である。

目次

| | |
|--|----|
| 第 1 章 | 1 |
| わが国における 2010 年代の個人所得課税改革と本論文の位置付けの整理 | |
| 第 2 章 | 5 |
| 扶養控除廃止縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響の分析 | |
| 第 3 章 | 26 |
| 扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響の分析 — 税引き後弾性値の推定 — | |
| 第 4 章 | 45 |
| わが国における 2010 年代の個人所得課税での一連の改革の所得再分配効果 — マイクロシミュレーションによる分析 — | |
| 第 5 章 | 85 |

おわりに

第1章 わが国における 2010 年代の個人所得課税改革と 本論文の位置付けの整理

1.1 わが国における 2010 年代の個人所得課税改革

2010 年代のわが国では、国税としての所得税、地方としての個人住民税を対象に、個人所得課税において改革が相次いで行われた。ここでその内容を整理しておこう。適用開始となる年間所得とその内容は下記の表 1 の通りである。2011 年の所得から適用された扶養控除廃止縮減は、「所得控除から手当へ」等の観点から、子ども手当の導入と高校無償化に伴い実施されたものである。2013 年以降の所得から適用された改革は、所得再分配機能を回復する観点から、ほぼ連年で実施された。

表 1 わが国における 2010 年代の個人所得課税改革

| 適用開始 | 内容 |
|-------|--|
| 2011年 | 年少扶養控除の廃止と特定扶養控除の縮減 |
| 2013年 | 給与所得控除の上限設定（給与収入1500万円超で控除上限245万円） 復興特別所得税と復興特別住民税の導入 退職所得等に係る個人住民税の額から、税額の10%を控除する措置の廃止 |
| 2014年 | 譲渡所得課税の軽減税率廃止（税率10%→20%） |
| 2015年 | 最高税率引上げ（4000万円超で45%） |
| 2016年 | 給与所得控除の上限引下げ（給与収入1200万円超で控除上限230万円） |
| 2017年 | 給与所得控除の上限引下げ（給与収入1000万円超で控除上限220万円） |
| 2018年 | 配偶者控除と配偶者特別控除の見直し |
| 2020年 | 基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設 |

(注)表の最後にある「基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設」は、適用開始は2020年であったが、2017年12月22日に平成 30 年度税制改正大綱として閣議決定され、2010年代に企画されたものである。

1.2 関連する先行研究の概観と本研究の貢献

わが国の 2010 年代の個人所得課税は改革が相次いで行われたため、その改革の内容を対象とした先行研究はいくつか存在する。2011 年の所得から適用された扶養控除廃止縮減に関するものとしては、土居(2010)と Bessho(2018)がある。土居(2010)では、「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データを用いてマイクロシミュレーションで試算し、子ども手当導入と扶養控除廃止縮減の恩恵が中低所得層に及ぶという結果を得ている。Bessho(2018)で

は同じく個票データを用いて離散選択型の構造モデルを推定して、子ども手当導入と扶養控除廃止縮減の影響を土居(2010)よりも精緻にシミュレーションしている。2013年以降の所得から適用された改革に関するものとしては、土居・朴(2011)、土居(2017)がある。土居・朴(2011)では、「平成23年度税制改正大綱」に盛り込まれた給与所得控除の上限設定(給与収入1500万円超で控除上限245万円)による等価世帯可処分所得階級ごとの税額の変化について「日本家計パネル調査(JHPS)」の個票データを用いたマイクロシミュレーションによって分析している。土居(2017)では、「平成29年度税制改正大綱」に盛り込まれた配偶者控除見直しによる等価世帯可処分所得階級ごとの税額の変化や、ジニ係数の変化について「日本家計パネル調査(JHPS)」の個票データを用いたマイクロシミュレーションによって分析している。

本論文では、わが国における2010年代の個人所得課税の改革について、これらの先行研究では行われていない次の3つの分析対象を扱う。

1つ目は、2011年所得から実施された扶養控除廃止縮減によって生じた実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響である。この分析対象については、消費理論である恒常所得仮説と照らし合わせ、恒常所得仮説の観点からの示唆を得るとともに、恒常所得仮説の検証を蓄積することに貢献する。

2つ目は、同じ扶養控除廃止縮減を主として、控除変更によって生じた扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計の所得に与えた影響である。分析には扶養控除の適用額の変化を用いるが、分析に用いる扶養控除適用額の変化はその多くが扶養控除廃止縮減によってもたらされたものであるため、2010年代の扶養控除廃止縮減が家計に与えた影響について示唆を得ることができる。この分析対象については、最適課税論の中心的パラメータであるETI (the elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax rate) および EGI (the elasticity of gross income with respect to the net-of-tax rate) の枠組みを用いて検証し、ETI・EGI研究の発展にも貢献する。

3つ目は、所得再分配機能を回復する観点によってほぼ連年で実施され、2013年以降の所得から適用された個人所得課税の一連の改革が家計の所得格差是正に与えた影響についてである。土居・朴(2011)や土居(2017)で分析対象となっていない改革も含めて、それぞれの改革の所得再分配効果を検証する。それぞれの改革の効果を検証しているだけでなく、2013年以降の所得から適用された一連の個人所得課税改革がすべて含まれているという意味で、所得再分配効果の回復を意図した一連の個人所得課税改革の包括的な検証となって

いる。それぞれの改革の効果については、等価世帯可処分所得階級ごとの税額の変化や、ジニ係数の変化などについて「日本家計パネル調査」の個票データを用いたマイクロシミュレーションによって明らかにする。第4章で用いている「日本家計パネル調査」のデータは、JHPSのほかにKHPSも加えるなど、土居・朴(2011)や土居(2017)よりも拡張している。

1.3 本論文の構成と関連する著作

1.2節で述べた3つの分析対象は、本論文において、それぞれ独立した章となっている。本論文の構成は、以下の通りである。

第2章では、『財政研究』第13巻(2017年)に掲載された拙稿を基に、扶養控除廃止縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響について、恒常所得仮説と照らし合わせて分析する。

第3章では、『財政研究』第15巻(2019年)に掲載された拙稿を基に、2010年代の個人所得課税において、扶養控除廃止縮減を中心とした扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響について最適課税論の中心的パラメータであるETIおよびEGIの枠組みを用いて検証する。

第4章では、所得再分配機能を回復する観点によってほぼ連年で実施され、2013年以降の所得から適用された一連の改革について、それぞれの改革の所得再分配効果を検証する。第4章は、Doi and Kurita (2019a)が端緒となり、それを基に拡張して Doi and Kurita (2019b)にて筆者が独自に執筆した部分を再構成したものである。本章の内容で著者独自に分析した部分は、「日本家計パネル調査」の2014年データと2015年データを用いて分析した部分である。

最後に、第5章では、本論文で明らかにしてきたことをまとめ、結びとする。

参考文献

- 土居丈朗(2010)「子ども手当で導入に伴う家計への影響分析—JHPS を用いたマイクロ・シミュレーション—」『経済研究』第 61 巻第 2 号,137-153 頁。
- 土居丈朗・朴寶美(2011)「所得税制改革が家計に与える影響 平成23年度税制改正大綱に関するマイクロ・シミュレーション」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム 所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会, 133-152頁。
- 土居丈朗(2017)「わが国の所得税の控除が所得格差是正に与える影響—配偶者控除見直しに関するマイクロ・シミュレーション分析—」『経済研究』第 68 巻第 2 号,150-168 頁。
- Bessho S. (2018). Child benefit, tax allowances, and behavioral responses: The case of Japanese reform, 2010–2011. *Japanese Economic Review* 69(4), pp.478-501.
- Doi T. & Kurita H. (2019a). Income redistribution effect of sequential personal income tax reforms —A microsimulation analysis in Japan—, 75th Annual Congress of the International Institute of Public Finance (於 : University of Glasgow)、2019 年 8 月.
- Doi T. & Kurita H. (2019b). Income redistribution effect of sequential personal income tax reforms —A microsimulation analysis in Japan—, 日本財政学会第 76 回大会 (於 : 横浜国立大学)、2019 年 10 月.

第2章

扶養控除廃止縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響の分析*

<要約>

本章では、わが国の個人所得課税において2011年以降実施された年少扶養控除廃止・特定扶養控除縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響について、日本家計パネル調査（Japan Household Panel Survey；JHPS）の個票パネルデータを用いて検証する。分析では、JHPSで調査している1月の非耐久消費財の支出額（食料費、外食・給食費、光熱・水道代、交通費の4項目、それらの合計額）と個人住民税の1月分の増税額との関係を検証した。その結果、すべての分析結果において、増税告知後の家計の消費が増税によって変化したことは確認されなかった。恒常所得仮説で説明できない行動は確認されなかったため、分析結果は恒常所得仮説と矛盾していないものであった。

* 本章は、日本財政学会叢書『財政研究』第13巻（2017年）に掲載された拙稿「扶養控除廃止縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響の分析」を基に、大幅に加筆修正したものである。

はじめに

本章の目的は、わが国の個人所得課税において 2011 年以降実施された扶養控除制度変更による実質的な増税が家計の消費行動にどのような影響を与えたかについて分析することである。

民主党政権期の子ども手当導入およびそれと並行して行われた個人所得課税における扶養控除廃止縮減によって家計にどのような影響がもたらされるかは学界でも高い関心事であり、高山・白石(2010)や土居(2010)、Bessho(2018)などでシミュレーション分析が行われてきた。高山・白石(2010)では、制度変更の帰結を「国民生活基礎調査」の個票データを用いてマイクロシミュレーションで試算し、子どもがいる世帯から子どもがいない世帯へ所得の一部がシフトすることを明らかにしている。土居(2010)では、「日本家計パネル調査 (JHPS)」の個票データを用いて同様にマイクロシミュレーションで試算し、子ども手当導入と扶養控除廃止縮減の恩恵が中低所得層に及ぶという結果を得ている。Bessho(2018)では同じく個票データを用いて離散選択型の構造モデルを推定して、子ども手当導入と扶養控除廃止縮減の影響を土居(2010)よりも精緻にシミュレーションしている。また、給与所得控除に関して見れば、土居・朴(2011)が給与所得控除縮減による所得再分配効果を分析している。ただ、これらの分析は税制の変更が家計消費に与えた影響を直接的に分析したものではない。

税制の変更が家計の消費行動に与えた影響を分析した研究は国内外でいくらか存在する。しかし、税制変更の際の家計の消費行動が標準的な消費理論である恒常所得仮説で説明できるか否かという点においては、わが国においては、(家計の多様性を十分に考慮した結論を導くために不可欠である) ミクロレベルのデータでの実証分析の蓄積は始まったばかりである。筆者の知るかぎりにおいては、2014 年の消費増税を分析対象として Cashin and Unayama(2016)が恒常所得仮説と整合的な結果を得ているのみである¹。

税制変更が与える家計の消費行動の変化が恒常所得仮説で説明できるかどうかを検証することには、次のような意味がある。恒常所得仮説が成り立つのであれば、増税があっても増税が告知された時点で家計は消費の平準化を行っており、増税が実施された時期に消費

¹ もっとも、恒常所得仮説自体の検証や給付金が消費に与える影響を恒常所得仮説と照らし合わせた研究はわが国ではいくつかの蓄積があり、たとえば宇南山・原(2015)がある。

を唐突に減らすことはない。もし恒常所得仮説が成り立たなければ、増税が実施された時期に消費を唐突に減らすことがありうる。したがって、それを検証することは、増税のタイミングや規模を検討する判断材料を提供することになる。

近年、わが国の個人所得課税において控除の見直しが行われており、家計の消費行動に影響を与える可能性がある。しかしながら、その控除の見直しの発端ともいえるべき 2011 年以降に実施された扶養控除廃止縮減については、家計の消費行動に与えた影響がまだ検証されていない。そこで本章では、2011 年以降実施された扶養控除廃止縮減による実質的な増税を分析対象とし、それが家計の消費行動に与えた影響を検証する。ちなみに Cashin and Unayama(2016)との差異は、上記のような税制の違いだけでなく、分析手法も異なるものを採用していることでもある。

本章の構成は以下の通りである。まず第 1 節において本章で分析対象とする扶養控除制度の改正と付随する制度の導入について概観する。第 2 節において扶養控除廃止縮減による実質的な増税を参照しながら、恒常所得仮説の理論的枠組みを説明する。第 3 節では実証分析の方法を解説し、第 4 節では実証分析の結果とその解釈について言及する。最後に第 5 節で本章の結論と今後の課題について述べる。

1 扶養控除制度の改正と付随する制度の導入について

1.1 扶養控除制度

扶養控除制度は、子ども手当制度導入、公立高校授業料無償制導入、主に私立高校が対象である高等学校等就学支援金制度導入と対応する形で変更された。扶養控除制度変更の影響を受けた世帯は、子ども手当制度導入か公立高校無償制導入、高等学校等就学支援金制度導入の影響も同時に受けている²。なお、子ども手当制度は旧児童手当制度から移行する形で導入され、のちにふたたび名称が児童手当となった制度である。これらの制度の概要と分析上での扱いについては次の 2 つの項でそれぞれ述べ、ここでは扶養控除制度の改正について述べる。また、あくまでも分析の対象は扶養控除制度の変更である。扶養控除制度の変更と実施時期が異なる子ども手当制度導入、公立高校授業料無償制導入、高等学校等就学支

² 厳密には、扶養関係にあるものの高校へ通っていない子のみを持つ世帯は扶養控除制度変更の影響のみを受けたことになる。

援金制度導入は分析する際に配慮されるものである。

2011 年以降に稼いだ所得に適用される扶養控除制度は、所得控除の額のうち所得税において扶養親族 15 歳以下が 1 人につき 38 万円が廃止、16～18 歳までが 1 人につき 63 万円から 38 万円に減額された。一方で個人住民税は 15 歳以下が 1 人につき 33 万円であったものが同じく廃止、16～18 歳までが 1 人につき 45 万円であったものが 33 万円に減額された。なお、最終的な負担額はその控除額を差し引いた課税所得に限界税率を掛けたものとなり、所得税では増税は所得に対して累進的になるのに対し、どの家計にも限界税率が 10% である個人住民税においては一定となる。

個人住民税の徴収時期は原則としてどの被用者についても同様であり、前年の所得額が確定した後の 6 月～翌年 5 月の毎月（原則として給与から天引きで雇用主を通じて納税）であり、前年の所得に対応した額が 6 月から徴収される形となっている。つまり、扶養控除制度変更の対象となっている 2011 年の年間所得に対する徴収時期は、2012 年 6 月から 2013 年 5 月にかけてとなる。制度変更によって扶養控除が廃止縮減され、より多く税を徴収されることとなるため、本章で分析対象としている扶養控除制度の改正は実質的な増税である。

1.2 児童手当（子ども手当）制度の概要

児童手当（子ども手当）は、支給条件を満たした子どものいる世帯へ給付される国からの給付金である。給付は 2 月、6 月、10 月に行われ、支給額は支給条件と照らし合わせて月単位で計算される。2010 年 2 月に支給された児童手当までは、中学生には一切支給されず、支給額も以降の制度と比べると少額であった（3 歳未満が 1 人当たり月 1 万円、3 歳以上小学生以下が 1 人当たり月 5000 円、ただし 3 歳以上小学生以下は第 3 子以降 1 人当たり月 5000 円の増額）。また、一定以上の所得になると支給額が大幅に減る所得制限も存在した。しかしながら、2010 年 6 月の給付時から旧児童手当に代わって支給が開始された子ども手当では、所得制限が廃止され、支給対象が中学生まで拡大し、中学生までの全年齢で支給額が増額となった（1 人当たり月 1.3 万円）。しかし、2012 年 2 月の給付時から少額の変更ではあるものの年齢と子どもの数によって支給額が異なる制度となった（3 歳未満が 1 人当たり月 1.5 万円、3 歳以上中学生以下が 1 人当たり月 1 万円、ただし 3 歳以上小学生以下は第 3 子以降 1 人当たり月 5000 円の増額）。さらに、2012 年 10 月の給付時から支給額に

変化はないものの所得制限がふたたび導入され、名称も従来の児童手当に戻った³。

1.3 公立高校授業料無償制、高等学校等就学支援金制度の概要

公立高校授業料無償制、高等学校等就学支援金制度の導入は子ども手当の導入と同時に2010年4月から行われ、それ以降の変更は2013年3月まで行われていない。公立高校無償化は、公立高等学校（中等教育学校（後期課程）、特別支援学校（高等部）を含む）の授業料を廃止するものである。高等学校等就学支援金は、主に私立高校の授業料に対し、所得に応じ、一定額（118,800円）を1.5～2倍した額を上限に助成する制度である。高等学校等就学支援金は児童手当や子ども手当と異なって現物給付であり、給付金は学校が生徒本人や保護者に代わって受け取り、授業料から差し引くこととなっている。なお、この制度についての所得制限はない。

また、2013年4月からは公立高校無償化は廃止され、高校の種別にかかわらず所得に応じて補助金の額が変わる仕組みに移行した。ただし、現物給付である点に変更はない。

2 扶養控除制度変更による実質的な増税と消費理論

扶養控除制度が変更されることに伴う実質的な増税に対して家計がどのような行動をとるかは、恒常所得仮説から示唆を得ることができる。

前提としてここに、無限期間生き、時間は離散的でその期間ごとに消費を行う家計を考える。第 t 期の消費を C_t 、所得を Y_t 、税負担を T_t 、貯蓄を S_t 、割引率を σ とし、 $\beta = \frac{1}{1+\sigma}$ とする。単純化のため、利子率 r は一定とする。さらに、所得は変動するがその値は事前にわかっているとするとする。なお、貯蓄が負の値をとるときは借金をしていることになる。

まず、家計の生涯効用は以下のように表すことができる。

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t) \quad (1)$$

各期には、以下のような予算制約に直面しているとする。

$$S_{t+1} \leq (1+r)S_t + Y_t - T_t - C_t \quad (2)$$

ここで、生涯を通じた家計の予算制約式は

³ ここで概要を述べた子ども手当制度は実証分析に直接的に関係しないものだが、扶養控除の制度変更を分析する上でタイミングを分析上吟味する必要がある。

$$\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} (C_t) \leq S_0 + \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} (Y_t - T_t) \quad (3)$$

と表せる。(3)式の右辺第2項は、割引現在価値化された生涯可処分所得である。

家計は生涯の予算制約である(3)式を制約として(1)式の生涯効用を最大にするような消費、貯蓄を選択する。

この家計の効用最大化問題を解くと、効用最大化の条件は、

$$u'(C_t) = (1+r)\beta u'(C_{t+1}) \quad (4)$$

すなわち、

$$u'(C_t) = \frac{(1+r)}{(1+\rho)} u'(C_{t+1}) \quad (5)$$

となる。これが消費のオイラー方程式であり、

もし割引率と利子率が等しいとすると、

$$u'(C_t) = u'(C_{t+1}) \quad (6)$$

を得る。

このように、多期間の消費・貯蓄を考えて生涯の効用を最大にするように行動する合理的な消費者は、毎期の消費を平準化することが示される。したがって、制度変更の告知時に可処分所得の増減が予期できるから、事前に告知されれば恒常所得仮説に従う家計は、唐突に当期の消費を変化させない。

本章が分析対象としている（事前に告知された）扶養控除制度変更によって発生した実質的な増税額は予期できる可処分所得の減少である。そのため、恒常所得仮説に基づけば、その増税が告知された後では、当期に課税される増税額の多寡によって当期の消費から変化することはないということになる（告知されてからただちに増税による消費の減少分を毎期の消費から差し引いて消費を平準化する）。したがって、扶養控除制度の変更が実施された際からの急激な消費に対する影響は発生しないことになる。

ただし、上記は流動性制約に直面していない家計である。これに対して、直面している家計は、直面している時期に可処分所得が恒常所得（1期あたりの生涯可処分所得）未満であった場合は、恒常所得に相当する金額未満しか消費ができない。したがって、流動性制約から外れた後に消費が増えることになる。なお、流動性制約に直面する時期が予想できていればその時期まで貯蓄を増やして消費を平準化する。それゆえ、流動性制約に直面した時期に増税があったとしても前の期と同じ消費を行う。また予期しない形で流動性制約に直面し

た場合は直面する時期に限って消費を減らす。そのため、流動性制約に直面した時期に得た可処分所得に対応した消費を行って前の期と比べて消費を減らす。

3 実証分析の方法

3.1 検証内容

本章では、扶養控除制度変更によって発生した「増税額」が家計の非耐久消費財の支出額に影響を与えたかを検証する。「増税額」は、実際の税負担額と扶養控除制度変更が無かった場合の仮想的な税負担額との差をとった金額とした。したがって、控除変更による実質的な増税が行われたときに非耐久消費財の支出額の減少が観察される場合は、事前にわかっている所得の減少要因に対して消費の平準化は行われておらず、家計の消費行動が恒常所得仮説に従っていなかったことになる。一方で、恒常所得仮説に基づけば反応しないことが推論される。

3.2 利用データ

本章の分析では、「日本家計パネル調査 (JHPS)」のデータを用いる。JHPS は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより 2009 年から調査が開始された、家計を調査対象として 1 年ごとに追跡調査をするパネル調査である。特徴としては、日本の特定の層に焦点を当てるのではなく国民全体の人口構成を反映した調査であることが挙げられる。2009 年 1 月 31 日時点における満 20 歳以上の男女が調査対象となり、調査対象者は層化 2 段無作為抽出法により選定されている。調査初年である 2009 年に 4022 世帯を対象に調査がなされ、2013 年に (継続して回答をして) 標本として残っている世帯は 2581 世帯である。

JHPS は、対象者世帯の世帯構成・収入・支出・資産・住居などの情報のみならず、就学・就業・健康状態から世界観に至るまで、包括的なトピックを質問項目として含めている。そのため、国の所得税、地方の個人住民税、医療・介護・年金・雇用の社会保険料、児童手当給付額が網羅的に推計可能となっており、世帯の可処分所得も推計できるデータベースである。また、可処分所得のパネルデータの国際的なプラットフォームを提供している LIS (Luxembourg Income Study) に日本を代表し登録されて、国際的にも信頼性が高いデータでもある。

JHPSは毎年1月に調査が行われ、調査票において消費に関しては、前述のように主に当月である1月における各消費項目の世帯支出額を、所得に関しては昨年1年間の合計(1月～12月)、つまり年間所得額に関して調査している。

3.3 分析に用いる手法

本章では、3.1節で述べた内容で、扶養控除制度変更によって発生した実質的な増税額が家計の消費行動に影響を与えたかを検証する。その際、本章で用いた分析手法は、政策導入前後の2期間のパネルデータの各変数の差分をとり、それについて最小2乗法を用いて回帰分析するというものである。この手法につき、利用することによるメリットと留意点を踏まえながら説明する。

まず、パネルデータであるから、説明変数と被説明変数の関係は以下の(7)式のように表すことができる。第1期(制度変更前)を $t = 1$ 、第2期(制度変更後)を $t = 2$ と表す。ここで、 i は個体(世帯)を表すとして、 C_{it} は当期の非耐久消費財の支出額、 D は第2期に1をとるダミー変数、 w_{it} は扶養控除制度変更によって発生した「増税額」、 \mathbf{x}_{it} は1期、2期ともに被説明変数に影響を与えているコントロール変数(のベクトル)、 v_i は時間を通じて変化しないが個体(世帯)によって異なる個体固有効果(時間割引率など)、 ϵ_{it} は誤差項である。

したがって、

$$C_{it} = \alpha + \gamma D + \tau w_{it} + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\varphi} + v_i + \epsilon_{it} \quad t = 1, 2 \quad (7)$$

と表される。すなわち、

$$C_{i1} = \alpha + \mathbf{x}_{i1}' \boldsymbol{\varphi} + v_i + \epsilon_{i1} \quad (8)$$

$$C_{i2} = \alpha + \gamma + \tau w_{i2} + \mathbf{x}_{i2}' \boldsymbol{\varphi} + v_i + \epsilon_{i2} \quad (9)$$

である。なお、 α は第1期と第2期に共通する定数項、 γ は第2期にのみ生じる定数項、 τ は「増税額」の係数、 $\boldsymbol{\varphi}$ はコントロール変数の係数(のベクトル)である。

そして、各変数につき、第1期と第2期の差分をとる。さらに、(8)式から(9)式を引くと、

$$(C_{i2} - C_{i1}) = \gamma + \tau w_{i2} + (\mathbf{x}_{i2} - \mathbf{x}_{i1})' \boldsymbol{\varphi} + (\epsilon_{i2} - \epsilon_{i1}) \quad (10)$$

を得る。

(10)式を見るとわかるように、差分をとることによって、個体固有の効果、毎期の定数項を排除することができる。かつ $(\mathbf{x}_{i2} - \mathbf{x}_{i1})$ によってほかの影響はコントロールされているため、 τw_{i2} の係数である τ の値を見ることによって、政策によって第2期のみ生じる増税額が

被説明変数の変動に与えた影響を知ることができる⁴。さらに、差分をとっても係数である τ が w_{it} の係数であることは変わらないため、 τ は政策によって第2期のみ生じる増税額が被説明変数（被耐久消費財の支出額）に与える影響を示している。これが0でない場合、家計は第2期にのみ生じる増税額によって被耐久消費財の支出額を変動させていることになり、家計の消費行動は恒常所得仮説には従わないことになる。

また、(10)式における定数項である γ は、どの個体（世帯）にも共通して発生した被説明変数の変動分を示す。たとえば、物価の変動や利子率の変動などである。本手法は、この影響をコントロールできていることにも利点がある。

なお、本章で用いている分析方法は、Cashin and Unayama(2016)とは以下の点で異なる。Cashin and Unayama(2016)では、恒常所得仮説に従って「いる」としたら起こりうる支出の変化を見ている⁵。一方で本章では、恒常所得仮説に従って「いない」としたら観察されると考えられる支出の変化を探っている。

本章で用いた手法と同様の先行研究としては、Parker et.al.(2013)や宇南山・原(2015)が挙げられる。これらは、給付金を受け取った時期に家計の支出が変化しているかどうかを見ている。本章やこれらの研究では、家計が恒常所得仮説に従わないとしたら家計は事前にわかっていた所得の変動が生じる時期（以下、「当期」と呼ぶ）に消費（支出）を変化させると考えられる一方で、家計が恒常所得仮説に従うとしたら家計は貯蓄を用いて消費を事前に平準化して所得の変動が予想された当期に消費を変化させないことが予想されることを利用している。なお、家計の可処分所得全体の変動をこの際を利用しないのは、家計の可処分所得全体には予期しない所得の変化分も含まれている可能性があるためである。予期しない所得の変化があると、恒常所得仮説に従う家計は予期しない所得の変化を受けたときからその分を生涯に割り振って消費に反映させる（すなわち、消費を平準化する）ので、予期しなかった所得の変化分の一部は平準化した結果に応じて、予期しない所得の変化を受けた時期に消費を変化させる。そのため、恒常所得仮説に従う家計もそうでない家計も可処分所得の変動に対しては（多かれ少なかれ）消費を変動させることが予想される。したがって、本論文などで採用している手法では、明らかに事前にわかっている所得の変動分のみを

⁴ ただし、通常最小2乗法による推定と同様、欠落変数によるバイアスが生じていないという前提は必要となる。

⁵ 具体的には、毎月の支出額のデータ（総務省「家計調査」）を繰り返しクロスセクションデータとみなし、増税のアナウンスがあった時期などで支出額を変えているか見ている。

分析に用いている。

3.4 分析の対象

本章では、3.1 節で述べた内容につき、3.3 節の手法を用いて検証する。その際、データは JHPS の 2012 年調査と 2013 年調査の 2 か年を用いることにした。被説明変数の非耐久消費財の支出額と説明変数の「増税額」は変更前後の 2012 年 1 月と 2013 年 1 月の差額をとることになる（なお、2012 年 1 月の「増税額」は変更前であるため定義により 0 として扱われる）。

変更前の時期に 2012 年調査を選択したのは、関連する諸制度の変更の告知時期がいずれも 2012 年 1 月の前であるため、分析上もっとも好ましい時点だからである。告知時期に関しては、具体的には以下のようなになる。子ども手当（児童手当）に関しては、今回の分析対象としている 2012 年 1 月と 2013 年 1 月の間に支給額と支給対象世帯に関する制度変更があった。しかしながらその告知は、告知のなかでも決定的なものである、制度変更が明記された法律の可決・成立を以て行われたと考えるとしても、2011 年 8 月 26 日に「平成二十三年度における子ども手当の支給等に関する特別措置法」が成立しており、告知効果による生涯可処分所得の変化が 2012 年 1 月と 2013 年 1 月の消費の変化に与えた影響は排除して考えることができる。

次に、扶養控除制度の変更の告知であるが、それは 2009 年（平成 21 年）12 月 22 日に「平成 22 年度税制改正大綱」が閣議決定されたことを以て行われた。だから、2012 年 1 月より前に告知されたことになる。これは、告知のなかでも決定的に意味を持つものである、制度変更が明記された法律の可決・成立を以て行われたと考えるとしても、税制改正大綱を受けて 2010 年 3 月 24 日に「所得税法等の一部を改正する法律」および「地方税法等の一部を改正する法律」が成立しており、これも 2012 年 1 月より前に行われたものである。それゆえ、扶養控除制度変更の告知効果による生涯可処分所得の変化は分析上考慮しなくてよい。なお、公立高校無償化、高等学校等就学支援金の導入およびその制度変更についても分析上考慮しないこととする。公立高校無償化・高等学校等就学支援金は現物給付である。したがって、分析上どのような影響があるかは明確ではないうえ、分析対象とする 2012 年 1 月と 2013 年 1 月の間に制度変更は無かった。

また、徴税時期がデータから明確に把握できることから、分析の対象を、本章で「被用者世帯」とした世帯に限る。本章における「被用者世帯」の定義は、世帯のなかでもっとも収

入が多い世帯員が被用者であると回答しており、それが正しいとデータから正確に判断できる世帯である。被用者において、2011年の年間所得から適用される制度変更に伴う扶養控除の減額分は、所得税では2011年1月の源泉徴収による徴税から、個人住民税では2012年6月の徴税から反映される。扶養控除の制度変更は所得税に対しても行われているが、本章ではさらに、分析を個人住民税に限る。その理由は、所得税には年末調整や確定申告が存在し、1月分の「増税額」を確定的に算出できないためである。したがって、分析対象は「被用者世帯」の個人住民税となる。

3.5 分析に用いるデータの作成

まず、1月分の「増税額」は、以下のように算出した。個人住民税において、2011年の年間所得から適用される制度変更に伴う扶養控除の減額分は年少扶養控除廃止については（年間で）、15歳以下扶養親族1人当たり33万円、特定扶養控除縮減については16～18歳扶養親族1人当たり12万円となる⁶。また、個人住民税の「被用者世帯」における2011年の年間所得への徴税は2012年6月～2013年5月に行われる。したがって、政策実施後の第2期である2013年1月分の「増税額」は、それぞれの世帯におけるそれらの控除額が受けられなくなって生じた2011年の年間課税額の12等分である⁷。

また、控除額を算出するためには子どもの生年の情報を利用する必要があるが、個票データにおいては記入漏れや記入ミスが存在する恐れがある。そこで、JHPSの調査が開始されたJHPS2009からJHPS2014までの6か年の調査データを照合し、データクリーニングを行った。なお、扶養関係の判定や社会保険料負担額、所得税・個人住民税の控除額の算出などの方法は土居(2010,2016,2017)に従い、JHPSの調査項目から把握できる情報を用いて可能なかぎり課税実態と同様になるように推計している。

次に、支出額であるが、JHPSの調査項目のうち、非耐久消費財である「食料費」「外食・給食費」「光熱・水道代」「交通費」とそれら4つの支出額の合計額の計5種の支出を分析に用いた⁸。なお、2か年のうちいずれかで「光熱・水道代」「食料費」が0である家計は誤

⁶ 課税額は所得に10%を掛けたものであるため、得られなくなった控除額の10分の1が「増税額」となる。

⁷ ただし、2011年の年間所得が課税最低限以下の世帯の「増税額」は0である。なお、年間の「増税額」を12等分しなくても推定式においては係数の値が12倍になるだけで有意になるかどうかには影響を与えないが、推定式の定義にしたがってこのようにした。

⁸ 厳密には、食料費には冷凍食品等、交通費には定期代等の耐久消費財の性質を持つ支出が

記入か特殊な家計と判断して分析から除外した。そして、実際の分析では 2 か年で差分をとった変数を用いた。また、差分をとったそれぞれの支出額について、大きさと並べて上位と下位 1%の順位に当たる支出額（の差分）は異常値として除外した。

最後に、コントロール変数について説明する。なお、これらは計量分析においてどの推定式にもすべて入れているが、計量分析の結果を載せた表（表 3～5）では紙幅の都合上有意となっていない一部の変数の結果は記載していないことに注意されたい。

コントロール変数は下記の通りで、世帯主年齢、1 年以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数、1 か月以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数、2 か月以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数以外はすべて差分をとったものである。特に断りがないかぎり、データに用いた JHPS の調査時点である 1 月時点の情報を表す（前年世帯可処分所得は 1 月の直前の一年間の世帯可処分所得という意味である）。また、家族は、同居家族に単身赴任の家族、介護施設入居による別居家族を含めたものとして定義している。

コントロール変数は、前年世帯可処分所得、世帯主年齢、大人（20 歳以上）の家族人数、大人の家族人数の平方根、子ども（20 歳未満）の家族人数、子どもの家族人数の平方根、15 歳以下の家族人数、15 歳以下の家族人数の平方根、同居家族人数、同居家族人数の平方根、就業家族人数、就業家族人数の平方根、単身赴任者が世帯に戻った世帯を 1 とするダミー変数、単身赴任者が世帯から出た世帯を 1 とするダミー変数、就学家族人数、就学家族人数の平方根、家族人数、家族人数の平方根、1 月が誕生月の家族人数、1 月が誕生月で調査時に 5~70 歳である家族人数、1 月が誕生月で就学中か就労中である家族人数、1 年以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数、1 か月以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数、2 か月以内に引越しを行った世帯を 1 とするダミー変数、親と世帯統合した世帯で 1 をとるダミー変数、配偶者と別居をした世帯で 1 を取るダミー変数、である⁹。

コントロール変数では、世帯属性をコントロールしている¹⁰。これらのコントロール変数のうち、世帯主年齢、就業家族人数（の変化）は宇南山・原(2015)で用いられ、子どもの家族人数（の変化）、大人の家族人数（の変化）は Parker et.al(2013)でも用いられている。年齢で区別したコントロール変数は Cashin and Unayama(2016)でも用いられており、家族

含まれている恐れがあるが、データからそれらを除外することはできないため、それが分析にもたらす影響は明示的には考慮できていない。しかしながら、後述の異常値の除外や、コントロール変数である程度影響を除外できている可能性はある。

⁹ 世帯可処分所得の算出方法は土居(2010)や土居(2016)に倣った。

¹⁰ コントロール変数には、欠落変数バイアスを避ける役割も期待できる。

構成の違いをより厳密に考慮することができる。また、人数の平方根も含めているのは、人数が増えるほど財の購入時にまとめ買いによる値引きができたり、財のシェアが可能になったりと、コストが減る可能性を考慮したものである。

3.6 各変数の記述統計量

表1は、1月分の「増税額」の分析対象標本における分布表である。表1を見ると、分析対象標本では1月分の「増税額」がまったくない世帯が全体の約63%であることがわかる。また、表2は各変数の記述統計量である。

表1 分析対象標本の1月分の「増税額」の分布表

| 1月分の「増税額」 | 観測値数 | 割合(%) |
|-----------|------|-------|
| 0 | 524 | 63.67 |
| 0.1 | 31 | 3.77 |
| 0.2 | 7 | 0.85 |
| 0.275 | 72 | 8.75 |
| 0.375 | 29 | 3.52 |
| 0.475 | 2 | 0.24 |
| 0.55 | 118 | 14.34 |
| 0.65 | 6 | 0.73 |
| 0.825 | 30 | 3.65 |
| 1.1 | 4 | 0.49 |
| 合計 | 823 | 100 |

(注) (1) 1月分の「増税額」の単位は万円である。

(2) 1月分の「増税額」の平均は0.448万円、標準偏差は0.216である。

(ただし、1月分の「増税額」が0の世帯は含めず算出。)

表2 分析対象標本における各変数の記述統計量

| 調査年 | 変数 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|------|--------------------|------|---------|---------|---------|----------|
| 2012 | 食料費 | 772 | 5.582 | 3.102 | 0.3 | 25.0 |
| 2013 | 食料費 | 772 | 5.541 | 3.058 | 0.5 | 30.0 |
| 2012 | 外食・給食費 | 733 | 1.364 | 1.266 | 0.0 | 10.0 |
| 2013 | 外食・給食費 | 733 | 1.390 | 1.351 | 0.0 | 10.0 |
| 2012 | 光熱・水道代 | 778 | 2.515 | 1.255 | 0.1 | 12.0 |
| 2013 | 光熱・水道代 | 778 | 2.558 | 1.310 | 0.1 | 15.0 |
| 2012 | 交通費 | 717 | 1.464 | 1.490 | 0.0 | 9.4 |
| 2013 | 交通費 | 717 | 1.515 | 1.634 | 0.0 | 16.8 |
| 2012 | 4支出項目合計 | 697 | 11.218 | 4.933 | 2.4 | 33.0 |
| 2013 | 4支出項目合計 | 697 | 11.189 | 4.823 | 2.5 | 35.0 |
| 2012 | 前年世帯可処分所得 | 823 | 552.313 | 415.881 | -19.000 | 5458.483 |
| 2013 | 前年世帯可処分所得 | 823 | 518.046 | 314.846 | -14.888 | 2267.889 |
| 2013 | 世帯主年齢 | 822 | 53.566 | 14.372 | 24 | 91 |
| 2012 | 大人の家族人数 | 823 | 2.295 | 0.979 | 1 | 6 |
| 2013 | 大人の家族人数 | 823 | 2.287 | 0.976 | 1 | 6 |
| 2012 | 子どもの家族人数 | 823 | 0.772 | 1.047 | 0 | 8 |
| 2013 | 子どもの家族人数 | 823 | 0.751 | 1.047 | 0 | 7 |
| 2012 | 15歳以下の家族人数 | 823 | 0.616 | 0.958 | 0 | 6 |
| 2013 | 15歳以下の家族人数 | 823 | 0.589 | 0.948 | 0 | 5 |
| 2012 | 同居家族人数 | 823 | 3.047 | 1.387 | 1 | 10 |
| 2013 | 同居家族人数 | 823 | 3.009 | 1.390 | 1 | 10 |
| 2012 | 就業家族人数 | 823 | 1.510 | 0.901 | 0 | 5 |
| 2013 | 就業家族人数 | 823 | 1.513 | 0.908 | 0 | 6 |
| 2012 | 単身赴任が世帯に戻った世帯ダミー | 823 | 0.005 | 0.070 | 0 | 1 |
| 2013 | 単身赴任が世帯に戻った世帯ダミー | 823 | 0.009 | 0.092 | 0 | 1 |
| 2012 | 単身赴任が世帯から出た世帯ダミー | 823 | 0.009 | 0.092 | 0 | 1 |
| 2013 | 単身赴任が世帯から出た世帯ダミー | 823 | 0.005 | 0.070 | 0 | 1 |
| 2012 | 就学家族人数 | 823 | 0.738 | 1.010 | 0 | 7 |
| 2013 | 就学家族人数 | 823 | 0.744 | 1.020 | 0 | 6 |
| 2012 | 家族人数 | 823 | 3.072 | 1.381 | 1 | 10 |
| 2013 | 家族人数 | 823 | 3.047 | 1.382 | 1 | 10 |
| 2012 | 誕生月家族人数 | 823 | 0.304 | 0.558 | 0 | 4 |
| 2013 | 誕生月家族人数 | 823 | 0.304 | 0.554 | 0 | 4 |
| 2012 | 誕生月家族（5～70歳に限る）人数 | 823 | 0.245 | 0.501 | 0 | 4 |
| 2013 | 誕生月家族（5～70歳に限る）人数 | 823 | 0.241 | 0.496 | 0 | 4 |
| 2012 | 誕生月家族（就学・就労者に限る）人数 | 823 | 0.213 | 0.473 | 0 | 4 |
| 2013 | 誕生月家族（就学・就労者に限る）人数 | 823 | 0.213 | 0.481 | 0 | 4 |
| 2013 | 1年以内に転居した世帯ダミー | 823 | 0.040 | 0.196 | 0 | 1 |
| 2013 | 1か月以内に転居した世帯ダミー | 823 | 0.006 | 0.078 | 0 | 1 |
| 2013 | 2か月以内に転居した世帯ダミー | 823 | 0.009 | 0.092 | 0 | 1 |
| 2012 | 親と世帯統合した世帯ダミー | 823 | 0.002 | 0.049 | 0 | 1 |
| 2013 | 親と世帯統合した世帯ダミー | 823 | 0.001 | 0.035 | 0 | 1 |
| 2012 | 配偶者と別居した世帯ダミー | 823 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2013 | 配偶者と別居した世帯ダミー | 823 | 0.002 | 0.049 | 0 | 1 |

(注) (1) 各支出項目、前年世帯可処分所得の単位は万円である。

(2) 支出項目は千円単位までの回答となっているため、食料費、外食・給食費、光熱・水道代、交通費、4支出項目合計の最小値、最大値については小数点以下第1位までの値を載せている。

4 実証分析の結果

4.1 推定結果とその解釈

第3節で述べた定式化と対象データに基づく実証分析の結果を以下に示す。まず、流動性制約を考慮しない場合の結果は、表3の通りである。表3は、最小2乗法を用いた推定結果である。表3の1行目には、被説明変数として1月分の食料費の差分（「食料」と表記）、1月分の外食・給食費の差分（「外食・給食」と表記）、1月分の光熱・水道代の差分（「光熱・水道」と表記）、1月分の交通費の差分（「交通」と表記）、とそれら4つの支出額の合計額の差分（「合計」と表記）を示している。

表3 流動性制約を考慮しない場合の結果

| | 食料 | 外食・給食 | 光熱・水道 | 交通 | 合計 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1月分の「増税額」 | 0.471 [1.49] | 0.096 [0.52] | 0.063 [0.36] | -0.406 [-1.52] | -0.273 [-0.46] |
| 前年世帯可処分所得 | 0.001 [1.47] | 0.000 [0.32] | 0.000 [0.27] | 0.000 [0.10] | 0.001 [1.76]* |
| 世帯主年齢（差分なし） | -0.005 [-0.74] | 0.005 [1.37] | 0.001 [0.31] | -0.002 [-0.40] | -0.011 [-0.88] |
| 大人の家族人数 | 0.257 [0.11] | -1.263 [-1.34] | 0.037 [0.04] | 1.308 [0.66] | -2.509 [-0.54] |
| 大人の家族人数の平方根 | 0.428 [0.07] | 0.278 [0.11] | -0.993 [-0.41] | -3.072 [-0.60] | 1.642 [0.14] |
| 子どもの家族人数 | 0.065 [0.05] | -1.162 [-2.17]** | -0.225 [-0.49] | 0.304 [0.33] | -0.889 [-0.44] |
| 子どもの家族人数の平方根 | -0.314 [-0.27] | -0.413 [-0.57] | -0.298 [-0.61] | -0.169 [-0.17] | -3.573 [-1.77]* |
| 15歳以下の家族人数 | 0.070 [0.08] | 1.053 [2.75]*** | -0.006 [-0.01] | -0.693 [-1.34] | 0.729 [0.54] |
| 15歳以下の家族人数の平方根 | 0.267 [0.23] | -1.043 [-2.14]** | 0.124 [0.21] | 1.086 [1.77]* | -0.527 [-0.30] |
| 同居家族人数 | 1.067 [0.48] | 0.424 [0.40] | -0.376 [-0.54] | -1.115 [-1.03] | -2.672 [-1.18] |
| 同居家族人数の平方根 | -2.086 [-0.33] | -0.417 [-0.14] | 1.821 [0.80] | 1.627 [0.44] | 10.670 [1.51] |
| 就業家族人数 | -0.206 [-0.52] | -0.180 [-0.77] | -0.002 [-0.01] | -0.832 [-2.85]*** | -2.002 [-2.74]*** |
| 就業家族人数の平方根 | 0.232 [0.31] | 0.358 [0.80] | -0.006 [-0.02] | 1.737 [3.38]*** | 3.737 [2.46]** |
| 誕生月家族（就学・就労者に限る）人数 | 0.940 [2.49]** | -0.117 [-0.58] | -0.608 [-3.50]*** | -0.507 [-1.28] | -0.199 [-0.26] |
| 1年以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | -0.816 [-1.67]* | -0.136 [-0.69] | -0.203 [-0.95] | -0.654 [-1.56] | -1.514 [-1.87]* |
| 1か月以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | 2.494 [1.93]* | 1.026 [1.90]* | -1.467 [-2.74]*** | -0.033 [-0.03] | 1.254 [0.56] |
| 配偶者と別居した世帯ダミー | -1.775 [-2.08]** | -1.305 [-2.46]** | -0.374 [-0.73] | -2.433 [-2.46]** | -6.407 [-3.80]*** |
| 決定係数 | 0.073 | 0.037 | 0.067 | 0.073 | 0.071 |
| 観測値数 | 772 | 733 | 778 | 717 | 697 |

(注) (1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

(2) カッコ内はWhiteの不均一分散一致標準誤差を用いたt値。

(3) 紙幅の都合上、定数項とその他の説明変数の結果表記を省略。

この結果（表 3）を見ると、いずれの支出項目においても 1 月分の「増税額」の係数は有意ではなく、消費に影響を与えているという結果は得られていない¹¹。ただ、表 3 の結果には、流動性制約に直面している家計もそうでない家計も含まれる。無論、流動性制約に直面していると考えられる世帯であっても合理的であれば、第 2 節で述べたように、事前に流動性制約に直面することが予期できていた場合は消費を平準化していることが考えられる。

しかしながら、予期していない流動性制約への直面が起こった家計がいる可能性はあるし、流動性制約に直面している家計のみが、理論で想定していない何らかの要因で消費の平準化を行わないことは起こりうる。したがって、頑健性の確認として流動性制約に直面していると考えられる世帯について考慮した分析を行った。その結果が表 4 と表 5 である。表 4 は流動性制約に直面している可能性が高い家計の結果を示し、表 5 は流動性制約に直面していない可能性が高い家計の結果を示している。表 4 および表 5 は、最小 2 乗法を用いた推定結果である。表 4 および表 5 の 1 行目には、被説明変数として 1 月分の食料費の差分（「食料」と表記）、1 月分の外食・給食費の差分（「外食・給食」と表記）、1 月分の光熱・水道代の差分（「光熱・水道」と表記）、1 月分の交通費の差分（「交通」と表記）、とそれら 4 つの支出額の合計額の差分（「合計」と表記）を示している。

表 4 と表 5 において、流動性制約に直面している家計の判別は以下のように行った。流動性制約に直面している可能性が高い家計のグループは、第 1 期（2012 年 1 月）、第 2 期（2013 年 1 月）の両方とも、預貯金・有価証券の保有がないと答えた世帯とした。一方で、流動性制約に直面していない可能性が高いと考えられる家計のグループは第 1、2 期ともに預貯金と有価証券の合計の保有額が 100 万円以上の世帯とした。なお、前者に対しては預貯金・有価証券の保有がないとしても借入れは可能かもしれないことが留意点である。また、後者は JHPS で調査している預貯金・有価証券の保有額にはすぐに現金化できないもの（流動資産でないもの）も含まれている可能性があることに留意する必要がある。

¹¹ なお、定数項はすべて 10%水準でも有意なものは無かった。

表 4 流動性制約に直面している可能性が高い家計の結果

| | 食料 | 外食・給食 | 光熱・水道 | 交通 | 合計 |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1月分の「増税額」 | 0.767 [1.32] | 0.284 [0.47] | -0.368 [-0.76] | 0.073 [0.11] | 1.225 [1.11] |
| 前年世帯可処分所得 | -0.003 [-1.36] | 0.001 [0.47] | -0.002 [-1.28] | -0.004 [-1.55] | -0.011 [-1.74]* |
| 世帯主年齢（差分なし） | 0.012 [0.98] | 0.003 [0.36] | -0.008 [-1.32] | -0.006 [-0.64] | 0.015 [0.67] |
| 大人の家族人数 | 4.127 [1.04] | -2.806 [-0.94] | -6.248 [-2.21]** | -14.786 [-2.33]** | -22.066 [-1.61] |
| 大人の家族人数の平方根 | -14.317 [-1.41] | 4.625 [0.61] | 14.772 [2.10]** | 34.998 [2.17]** | 44.707 [1.31] |
| 子どもの家族人数 | -5.031 [-2.90]*** | -0.354 [-0.27] | 0.491 [0.57] | -0.983 [-0.47] | -6.836 [-1.57] |
| 子どもの家族人数の平方根 | 6.020 [2.62]** | -1.963 [-0.99] | -1.425 [-1.88]* | -2.767 [-1.50] | 0.453 [0.12] |
| 15歳以下の家族人数 | -0.772 [-0.49] | -0.225 [-0.24] | -0.441 [-0.71] | -2.083 [-1.63] | -2.274 [-1.33] |
| 15歳以下の家族人数の平方根 | 1.141 [0.55] | 0.614 [0.52] | 0.423 [0.35] | 3.551 [2.74]*** | 4.798 [1.42] |
| 同居家族人数 | 17.876 [6.73]*** | -2.462 [-0.91] | -1.091 [-0.69] | -0.940 [-0.29] | 17.236 [2.63]** |
| 同居家族人数の平方根 | -37.991 [-5.38]*** | 6.965 [0.96] | 4.785 [1.11] | 2.096 [0.25] | -30.897 [-1.86]* |
| 就業家族人数 | -0.231 [-0.32] | -0.418 [-0.67] | 0.379 [1.11] | 0.270 [0.41] | -1.742 [-1.04] |
| 就業家族人数の平方根 | 0.630 [0.42] | 0.447 [0.53] | -0.821 [-1.34] | -0.133 [-0.12] | 2.489 [0.77] |
| 誕生月家族（就学・就労者に限る）人数 | 1.197 [1.98]** | 0.078 [0.23] | -0.538 [-2.60]** | 1.697 [2.39]** | 3.119 [3.02]*** |
| 1年以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | -1.625 [-2.95]*** | 0.508 [1.39] | 0.049 [0.28] | 1.158 [0.89] | -0.704 [-0.41] |
| 1か月以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | 2.057 [2.63]*** | 0.443 [0.93] | -0.613 [-3.16]*** | -1.975 [-1.26] | 0.238 [0.11] |
| 配偶者と別居した世帯ダミー | -2.118 [-3.64]*** | -1.509 [-2.75]*** | 0.912 [2.70]*** | -0.729 [-2.14]** | -3.482 [-5.32]*** |
| 決定係数 | 0.409 | 0.083 | 0.204 | 0.273 | 0.350 |
| 観測値数 | 140 | 128 | 137 | 123 | 120 |

(注) (1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

(2) カッコ内はWhiteの不均一分散一致標準誤差を用いたt値。

(3) 紙幅の都合上、定数項とその他の説明変数の結果表記を省略。

表5 流動性制約に直面していない可能性が高い家計の結果

| | 食料 | 外食・給食 | 光熱・水道 | 交通 | 合計 |
|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 1月分の「増税額」 | 0.492 [1.07] | -0.032 [-0.14] | 0.109 [0.53] | -0.297 [-0.87] | 0.066 [0.08] |
| 前年世帯可処分所得 | 0.000 [0.94] | 0.000 [-0.04] | 0.000 [0.36] | 0.000 [0.13] | 0.001 [1.56] |
| 世帯主年齢（差分なし） | -0.002 [-0.15] | 0.003 [0.58] | 0.008 [1.98]** | 0.000 [0.04] | 0.003 [0.15] |
| 大人の家族人数 | -1.742 [-0.58] | -1.982 [-1.56] | -1.480 [-1.45] | -0.808 [-0.42] | -12.096 [-2.45]** |
| 大人の家族人数の平方根 | 5.248 [0.64] | 2.415 [0.70] | 1.808 [0.63] | 2.981 [0.60] | 22.776 [1.82]* |
| 子どもの家族人数 | 0.077 [0.04] | -0.761 [-0.98] | -0.723 [-1.34] | 1.367 [1.36] | -1.253 [-0.47] |
| 子どもの家族人数の平方根 | -1.277 [-0.65] | -0.989 [-0.99] | -0.465 [-0.82] | -1.846 [-1.94]* | -7.486 [-2.95]*** |
| 15歳以下の家族人数 | -0.616 [-0.45] | 1.262 [2.04]** | 0.756 [1.65]* | -0.850 [-1.76]* | 1.206 [0.69] |
| 15歳以下の家族人数の平方根 | 0.418 [0.25] | -1.609 [-2.32]** | -0.650 [-1.11] | 1.089 [1.55] | -2.368 [-1.07] |
| 同居家族人数 | 4.141 [0.96] | -0.811 [-0.57] | -0.493 [-0.43] | -0.212 [-0.08] | -3.662 [-0.61] |
| 同居家族人数の平方根 | -11.233 [-0.83] | 3.355 [0.74] | 2.718 [0.71] | -0.985 [-0.11] | 18.072 [0.98] |
| 就業家族人数 | -0.456 [-0.72] | -0.014 [-0.04] | -0.227 [-1.08] | -0.791 [-2.10]** | -2.145 [-2.15]** |
| 就業家族人数の平方根 | 0.923 [0.70] | 0.052 [0.07] | 0.667 [1.54] | 1.549 [2.15]** | 3.828 [1.89]* |
| 誕生月家族（就学・就労者に限る）人数 | 0.886 [1.16] | -0.829 [-1.75]* | -0.722 [-4.31]*** | -1.117 [-1.52] | -0.846 [-0.62] |
| 1年以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | -0.732 [-0.95] | -0.218 [-0.83] | -0.444 [-1.16] | -1.064 [-2.11]** | -1.861 [-1.54] |
| 1か月以内に転居した世帯ダミー（差分なし） | 1.188 [1.34] | 0.389 [1.19] | -1.093 [-2.47]** | 2.496 [2.30]** | 4.600 [2.43]** |
| 配偶者と別居した世帯ダミー | -2.652 [-2.27]** | -0.418 [-0.77] | -1.108 [-2.21]** | -3.206 [-4.41]*** | -8.684 [-4.49]*** |
| 決定係数 | 0.083 | 0.047 | 0.100 | 0.110 | 0.109 |
| 観測値数 | 462 | 445 | 468 | 439 | 426 |

(注) (1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

(2) カッコ内はWhiteの不均一分散一致標準誤差を用いたt値。

(3) 紙幅の都合上、定数項とその他の説明変数の結果表記を省略。

この結果を見てみると、流動性制約の区別をしていない場合（表3）と、流動性制約に直面している可能性が高い家計のグループの場合（表4）、流動性制約に直面していない可能性が高い家計のグループの場合（表5）のいずれの支出項目においても1月分の「増税額」の係数は有意ではなく、消費に影響を与えているという結果は得られていない¹²。なお、流動性制約に直面している可能性が高い家計のグループで1月分の「増税額」の係数が有意にならなかったことは、予期していない流動性制約への直面が起こった家計の数が、分析に

¹² なお、表3と同様に、定数項はすべて10%水準でも有意なものは無かった。

影響を与えるほどではなかったことを意味していると考えられる。これらの結果は、家計が恒常所得仮説に従っている証拠にはならないが、家計が恒常所得仮説に従っていることを否定しない結果であるとは言える。

4.2 恒常所得仮説に関する先行研究との関連性

先行研究に挙げた宇南山・原(2015)、Cashin and Unayama(2016)では、流動性制約に直面していないとした家計においても流動性制約に直面しているとした家計においても、検証結果が恒常所得仮説で説明できるという結論を得ている。これらの検証結果は、本章での検証結果と矛盾していないという意味で整合的である。

海外に目を向けると、Romer(2011)で言及されているように、海外では恒常所得仮説に従わない結果を得た論文と共に、恒常所得仮説と整合的な研究結果が報告されている。Romer(2011)では、恒常所得仮説についての議論のなかで、恒常所得仮説と整合的な結果を得ているケースの共通点として、予想された所得変動が大きく、規則的である場合を挙げている。本章の分析対象はそのどちらでもないが、より根本的な要因として、所得の変動に備えるだけのインセンティブと十分な期間がある場合に家計は恒常所得仮説に従った行動をとることが考えられる。

本章の分析対象とした個人住民税の扶養控除廃止縮減による実質的な増税では、告知から増税の実施まで、2年以上の時間があった。さらに、宇南山・原(2015)で分析対象とした定額給付金は1回のみではあったが世帯員1人当たり1万2000~2万円が世帯ごとにまとめて支給され、Cashin and Unayama(2016)で分析対象とした消費増税については恒久的な3%の消費増税であり、両者ともに家計にとっては無視できない規模の所得の変動である。したがって、上記で述べたより根本的な要因を考慮すれば、海外の研究結果とも整合的な結果であると言及することができる。

5 結論と今後の課題

本章では、わが国の個人住民税における扶養控除廃止縮減による実質的な増税の実施前後の非耐久消費財への支出額を比較することで、扶養控除廃止縮減による実質的な増税が消費に与える影響を検証した。その結果、扶養控除廃止縮減による実質的な増税が消費に影響を与えていることを示す証拠は得られなかった。分析結果は、わが国の個人所得課税での控除見直しにおいて、恒常所得仮説が成り立つことに矛盾しないものであった。

ただし、本章の結論には留保すべき点があり、計量分析における欠落変数が結果にバイアスをもたらしている可能性が存在する。本章における分析では考えられるだけのコントロール変数を導入した。しかしながら、正確に扶養控除廃止縮減による影響を知るには、本来は恒常所得仮説を検証している Parker et al.(2013)で分析の対象となっている標本のよう
に、政策変更の影響を受けるグループは母集団からランダムに選ばなければならない。この点は今後の課題となる。

参考文献

- 宇南山卓・原亮太(2015)「日本における「裕福なその日暮らし」と消費刺激策」
PRI Discussion Paper Series(No.15A-3)。
- 財務省(2016)「平成 22 年度税制改正」2016. 11. 22 参照
<http://www.mof.go.jp/tax_policy/publication/brochure/zeisei10_pdf/10zeisei.pdf>。
- 児童手当制度研究会監修(2007)『児童手当法の解説 (4 訂)』中央法規出版。
- 中央法規出版編(2013)『児童手当法の解説 (5 訂)』中央法規出版。
- 高山憲之・白石浩介(2010)「子ども手当の所得に与える影響のマイクロシミュレーション」
ESRI Discussion Paper Series, No.245。
- 土居丈朗(2010)「子ども手当で導入に伴う家計への影響分析—JHPSを用いたマイクロ・シミュレーション—」『経済研究』第61巻第2号, 137-153頁。
- 土居丈朗・朴寶美(2011)「所得税制改革が家計に与える影響—平成23年度税制改正大綱に関するマイクロ・シミュレーション」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム 所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会, 133-152頁。
- 土居丈朗(2016)「所得税の税額控除新設試案に関するマイクロ・シミュレーション—所得控除から税額控除へ—」『三田学会雑誌』第109巻第1号, 61-86頁。
- 土居丈朗(2017)「わが国の所得税の控除が所得格差是正に与える影響—配偶者控除見直しに関するマイクロ・シミュレーション分析—」『経済研究』第68巻第2号, 150-168頁。
- Bessho S. (2018). Child benefit, tax allowances, and behavioral responses: The case of Japanese reform, 2010–2011. *Japanese Economic Review* **69**(4), pp.478-501.
- Cashin D. & Unayama T. (2016). The impact of a permanent income shock on consumption : Evidence from Japan's 2014 VAT increase. *RIETI Discussion Paper Series* 16-E-052.
- Parker J.A., Souleles N.S., Johnson D.S., & McClelland R. (2013). Consumer spending and the economic stimulus payments of 2008. *American Economic Review* **103**(6), pp.2530-2553.
- Romer D. (2011). *Advanced macroeconomics*, 4th ed., New York, McGraw-Hill.

第3章

扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響の分析

— 税引き後弾性値の推定 — *

<要約>

本章では、扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響を、最適課税論の中心的パラメータである ETI (the elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax rate) および EGI (the elasticity of gross income with respect to the net-of-tax rate) の形で表して検証した。データには日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey; JHPS) の個票パネルデータを用い、家計の異質性を十分に反映させながら推定を行った。その結果、ETI、EGI とともに、給与所得者で中高年者の場合は、ETI が -1.8 から -1.1 程度、EGI が -1.1 から -0.7 程度の値として、統計的に有意にゼロではなく推定された。これは、扶養控除額の変化が家計が直面する限界税率の変化を通じて所得決定に影響を与えていたことを示唆している。

* 本章は、日本財政学会叢書『財政研究』第15巻(2019年)に掲載された拙稿「扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響の分析——税引き後弾性値の推計」を基に、大幅に加筆修正したものである。

1 本章の意義・先行研究との位置付け

わが国の扶養控除は所得控除のひとつであり、その適用額によって課税所得が変化する。そのため、扶養控除額の変化は、直面する所得税の限界税率の変化という経路も通じて家計に影響を与える。

そこで本章では、2011年より実施された扶養控除制度の変更を用いて、扶養控除額の変化によってもたらされた限界税率の変化が家計の行動に与えた影響を検証する。このような効果は ETI : the elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax rate や EGI : the elasticity of gross income with respect to the net-of-tax rate と呼ばれる弾性値に集約されて表されると考えられており、最適課税論の中心的パラメータとして扱われている。ETI や EGI の値は、限界税率が適用される個人または世帯の、所得源を問わない合算した所得が限界税率の大きさによってどれだけ変化するかを捉えている。そのため、その値は限界税率の労働供給への影響のほかにも、節税行動への影響も反映することに特徴がある。

これまでも、扶養控除額の変化が家計の行動に与える影響について、2011年より実施された扶養控除制度の変更を用いて検証した研究はいくつか存在する。Bessho (2018) は 2002 年の総務省『就業構造基本調査』の個票データを用い、同時期の児童手当制度改正によって労働供給などにもたらされる効果を、離散選択型のモデルを推定して検証した。栗田 (2017) では日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey ; JHPS) の制度変更前後のデータを用いることで、消費への影響を分析している。

しかしながら、扶養控除額の変化が、累進的な所得税の限界税率を通じて家計に与える影響に着目し、ETI もしくは EGI の形で表して検証した研究は、筆者の知るかぎり国内外を問わず初めてである。加えて、ETI の研究としてとらえれば、本章はこれまでの蓄積を継承しながら、所得控除による家計の行動変化を捉えた ETI の新しい推定方法を提示する点や、2010 年代のデータで推定する点などで貢献がある。

ETI の研究は、Feldstein (1995) がパネルデータを用いて推定を行って以降、国際的に盛んに研究がなされており、主に推定方法や最適課税論での位置付けをめぐる進展している。近年では、Saez et al. (2012) によるサーベイ論文以降も進展が続いており、Weber (2014) は従来の研究で一般的に使われていた推定方法の問題点を指摘し、それを修正した上でより正確なアメリカの ETI の推定結果を 1979 年から 1990 年の Michigan IRS Tax Panel data を用いて示している。従来の研究で一般的であった推定方法は、2 段階最小 2 乗法を利用し、税制改正前後のデータで、仮想的に税制改正前の時点における所得が税制改正を受

けても変化していないとした場合に直面する税制改正後の限界税率と実際の税制改正前の限界税率の差を操作変数に用いたものであった。しかし、操作変数の作成に用いた所得の時点と被説明変数に用いている所得の時点が同一であり、誤差項と操作変数の相関が強くなってしまうおそれがあったため、Weber (2014) では操作変数に用いる所得についてラグを取ることでその問題を修正した。具体的に説明すると、次の通りとなる。

ETI は、

$$e = \frac{1 - \tau}{z} \cdot \frac{\partial z}{\partial (1 - \tau)} \quad (1)$$

と定義される。ここから推定式を次のように特定化する。

$$\Delta \ln Z_{i,t} = e \Delta \ln (1 - \tau_{i,t}) + \eta_{i,t} \quad (2)$$

これらの式において、税制変更後を t 期、税制変更 k 期前を $t-k$ 期と表し、 Δ はそれぞれの個人における t 期と $t-k$ 期の差分とする。ここで、 $Z_{i,t}$ は課税所得 (Taxable Income)、 e は ETI、 $\tau_{i,t}$ は限界税率、 $\eta_{i,t}$ は誤差項である。この(2)式を最小 2 乗法で推定すると、限界税率の多寡による課税所得の変化を知りたいにもかかわらず、税制上は課税所得が高ければ高いほど高い限界税率になるため、誤差項が変化すると課税所得が変化し、課税所得が変化することで限界税率が変化してしまう。このように誤差項と説明変数が相関してしまい、推定量にバイアスが生じる。そこで前述のように、Weber (2014) 以前の多くの先行研究では、2 段階最小 2 乗法を利用し、税制改正前後のデータで、仮想的に(synthetic に)、税制改正後の所得が税制改正前と等しいとした場合に直面する税制改正後の限界税率 $\tau_{i,t}^{synth}$ (すなわち、 $\tau_{i,t}^{synth}$ は、所得が $Z_{i,t-k}$ としてその所得に税制改正後の税制を適用して算出される) と実際の税制改正前の限界税率 $\tau_{i,t-k}$ の差を操作変数に用いる。しかし、操作変数の作成にも、被説明変数にも、共通して $Z_{i,t-k}$ が含まれており、誤差項と操作変数の相関が強くなってしまうおそれがあったため、Weber (2014) では操作変数に用いる所得についてラグを取り、 $Z_{i,t-k-1}$ や $Z_{i,t-k-2}$ とすることでその問題を修正した。

その傍ら、Burns and Ziliak (2017) は、1979 年から 2008 年のアメリカの Current Population Survey (CPS) と NBER の TXSIM プログラムを用い、Weber (2014) とは異なる方法で従来の操作変数の問題を修正した。Burns and Ziliak (2017) では、個人の属性ごとのグループを作成し、そのグループ内での平均値ごとに従来の操作変数を作成した。個人の $\Delta \ln Z_{i,t}$ にかかる攪乱項 $\eta_{i,t}$ が、グループごとの共通ショックと独立であると考えられることを利用している。つまり、grouping instrumental variables estimator と呼ばれているアイ

デアを取り入れている。そして、ETI の最適課税論での位置付けをめぐっては、Doerrenberg et al. (2017) が、所得控除の存在を組み込んだ最適課税論モデルによって、課税の厚生費用を測るためには ETI と EGI の両方が必要になりうることを理論的に示している。その上で、Doerrenberg et al. (2017) は Weber (2014) の推定方法を用いてドイツの 2001 年から 2008 年の税務データで ETI および EGI を推定している。

国内においても、それに呼応するように研究が蓄積されつつある。北村・宮崎(2013)では、本来ではパネルデータを用いるべきとしながらも、1994 年、99 年、2004 年の総務省『全国消費実態調査』を利用して事前・事後(before and after)推定やシェア分析、繰り返しクロスセクション分析による DID 推定を用いて ETI を推定した。繰り返しクロスセクション分析による DID 分析は、具体的には、政策変更後の 2 か年のクロスセクションデータをプールし、下記の推定式で、内生変数である $\ln(1 - \tau_{it})$ について、 $1(t = 1)$ と $1(i \in T)$ の交差項である $1(t = 1) \cdot 1(i \in T)$ を操作変数に用いて推定している。

$$\ln Z_{i,t} = e \ln(1 - \tau_{i,t}) + \alpha 1(t = 1) + \beta 1(i \in T) + \eta_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $Z_{i,t}$ は課税所得 (Taxable Income)、 e は ETI、 $\tau_{i,t}$ は限界税率、 $\eta_{i,t}$ は誤差項である。 $1(t = 1)$ は、政策変更後の年のみで 1 を取る政策変更後ダミーである。 $1(i \in T)$ は、処置群を 2 か年それぞれで仮定し、それぞれの年の処置群に 1 を取る処置群ダミーである。 α および β は係数である。このようにして、北村・宮崎(2013)では、「頑健性の高いものではなく、今後更なる検証が必要と思われる」としながらも、0.29 ~ 0.64 程度の ETI の値を報告している。

上村他(2016)では、2005 から 2010 年の厚生労働省『中高年者縦断調査』を用い、国内で初めてパネルデータを利用して、DID 推定によって ETI の推定を行った。上村他(2016)では、-11.908 ~ -2.544 程度の ETI の値を報告している。Ishida and Miyazaki(2016)は、1986 年から 1989 年のパネルデータである高額納税者の個票データを用いて、Weber (2014) の方法にならって ETI を推定している。Ishida and Miyazaki (2016) では、0.074 ~ 0.055 程度の ETI の値を報告している。

このように、国内外では多くの重要な ETI の研究がなされているが、ETI 推定において、扶養控除額を操作変数に用いたアプローチは筆者の知る限り存在しない。また、2010 年代のデータを用いて ETI の値を提供しているものはあまり存在しない。さらに、国内の研究においては、Doerrenberg et al. (2017) において重要性が指摘されている EGI には、まだほとんど着目されていない。そのため、本章は、扶養控除額を操作変数に用いた推定方法を

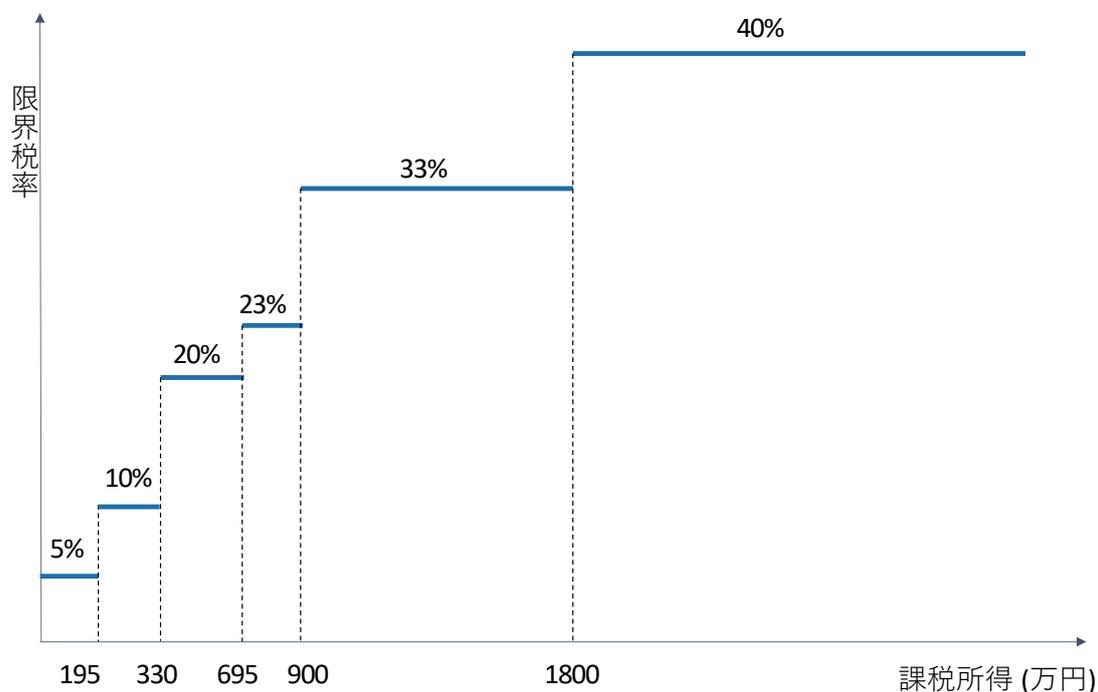
提示した上で、2010年代のデータによって ETI および EGI の推定を試みる。そして、同時にその ETI と EGI は、扶養控除額の変化が累進的な所得税の限界税率を通じて家計の行動に与える影響を表していることを示し、検証結果を議論することとする。

2 所得税における扶養控除制度

2.1 わが国の所得税の制度概要

わが国の所得税では、原則として総合課税が採用されており、申告納税額は次のように決まる。まず、課税所得の対象となる各種の収入を合算した額から、給与所得控除額、社会保険料控除額、人的控除額（基礎控除、扶養控除、配偶者控除など）、医療費控除額などが差し引かれ、課税所得が算出される。その課税所得に対して、超過累進税率図1)が適用され、所得税額が決まる。そして最後に、住宅耐震改修特別控除、認定長期優良住宅新築等特別税額控除などが差し引かれて申告納税額となる。

図1 わが国の所得税率



注1) 著者作成。

注2) 平成27年(2015年)分からは課税所得4000万円以上の限界税率45%が追加。

2.2 扶養控除制度とその変遷

所得税における扶養控除は、2010年の年間所得への適用分までは15歳までの扶養親族一人当たり38万円が控除される年少扶養控除、16歳～22歳までの扶養親族一人当たり63万円が控除される特定扶養控除、23歳～69歳までの扶養親族一人当たり38万円が控除される成年扶養控除、70歳以上の扶養親族一人当たり48万円（同居老親等加算適用の場合は58万円）が控除される老人扶養控除で構成されていた。その制度は、2011年の年間所得への適用分からは、年少扶養控除が廃止（控除なし）に、特定扶養控除のうち16歳～18歳までの扶養親族分が63万円から38万円に減額された。

なお、この扶養控除制度の変更は子ども手当制度導入、公立高校授業料無償制導入、主に私立高校が対象である高等学校等就学支援金制度導入と対応して導入されたものである。子ども手当は課税の対象外とされており、公立高校授業料無償制導入・高等学校等就学支援金制度導入は現物給付である。なお、子ども手当は導入にあたって、児童手当から名称が変更された。また、児童扶養手当は「ひとり親」世帯を対象としており、児童手当や子ども手当とは別の制度として、扶養控除制度の変更に対応した形での制度変更は行われていない。

3 検証の枠組み

本章での検証に用いる推定式は、Doerrenberg et al. (2017) で示されているものを用いる。まず、Doerrenberg et al. (2017) の EGI 推定で用いている GI ; Gross Income は、課税所得 (TI ; Taxable Income) の対象となる各種の収入を合算したもの、すなわち、「TI=GI - 所得控除」である¹。ここで、所得控除を増やす（減らす）行為によって正の（負の）外部性が発生し、かつ家計が限界税率に応じて所得控除を調整するとき、ETI は課税の厚生費用を過大（過少）に表してしまい、一定の条件のもとでは ETI よりも EGI のほうがより正確に課税の厚生費用をとらえた値となる。そのため、Doerrenberg et al. (2017) では ETI だけでなく EGI も推定している。従来のモデルでは所得控除による外部性の存在を考慮していなかったため、Doerrenberg et al. (2017) は最適税率を導く理論モデルを再構築した。推定式はその理論モデルと整合的に ETI および EGI を推定する特定化となっている。わが

¹ Doerrenberg et al. (2017) で用いられているデータはドイツの税務データ (administrative tax records) である。ドイツの個人所得課税は、わが国と同様に総合課税となっている。また、ドイツの個人所得課税には、わが国の給与所得控除に該当する "Income-related deductions" や、人的控除を含む各種の所得控除が存在する。

国においても ETI および EGI が最適税率の算出に役に立つ可能性がある。それゆえ、本章では Doerrenberg et al.(2017)に倣って ETI および EGI を推定することとする。

先に述べた通り、Doerrenberg et al. (2017) の EGI 推定で用いている GI ; Gross Income は、課税所得 (TI ; Taxable Income) の対象となる各種の収入を合算したもの、すなわち、「TI=GI-所得控除」である。本章では以後、Gross Income に「総合課税分収入」との訳語を当てる。

ただし、本章での ETI の推定において、課税所得 (TI) と総合課税分収入 (GI) の関係は、「TI = GI-扶養控除以外の所得控除」とし、税法上の課税所得 (TI) の定義 (「TI=GI-所得控除」) とは異なるものとした。扶養控除額の変化が直面する所得税の限界税率の変化という経路で家計に与えた影響を知るためには、TI は扶養控除の制度変更による課税ベースの変更の影響を受けないように定義する必要があるためである。したがって、本章では、扶養控除適用額変更の影響を除外した課税所得を見ることになる²。

Doerrenberg et al. (2017) で示されている ETI および EGI の推定式は、式(4)のとおりである。

$$\Delta \ln W_{i,t} = \epsilon_W \Delta \ln(1 - \tau_{i,t}) + f(GI_{i,t-k}) + \varphi X_{i,t} + \gamma_t + \eta_{i,t} \quad (4)$$

税制変更後を t 期、税制変更 k 期前を t-k 期と表し、 Δ はそれぞれの個人における t 期と t-k 期の差分とする。ここで、 $W_{i,t}$ は課税所得または総合課税分収入、 ϵ_W は ETI または EGI、 $\tau_{i,t}$ は限界税率、 $f(GI_{i,t-k})$ は税制変更 k 期前の総合課税分収入の関数、 $X_{i,t}$ はコントロール変数のベクトル (婚姻状態、年齢など)、 γ_t は年次固定効果である。なお、 $f(GI_{i,t-k})$ には、所得の大きさによって異なる後の期への所得変化のトレンドをコントロールする意味がある。また、内生性を避けるため、 $f(GI_{i,t-k})$ は t-k からさらに 1 期前の所得変数から作成されるが、先行研究に倣い、表記は $f(GI_{i,t-k-1})$ ではなく $f(GI_{i,t-k})$ とする。

所得を被説明変数、限界税率が説明変数である推定式においては、限界税率が労働供給の意思決定に影響すると同時に、累進的な所得税においては所得が限界税率を決定するため、逆の因果が発生して限界税率は内生変数となる。この問題に対して、先行研究においては操

² なお、厳密には、Doerrenberg et al. (2017) においても (TI ; Taxable Income) は税法上の課税所得の定義とは若干異なっている。Doerrenberg et al. (2017) の分析で用いている期間においては、限界税率とともに、課税ベースも改革され、課税所得の範囲が変わっているが、Doerrenberg et al. (2017) はその中でもっとも課税ベースが大きくなる時の税法上の課税所得を、若干の問題があるかもしれないとしつつも課税所得の定義として分析期間中統一して用いている。

作変数法が用いられてきた。したがって、ETI の分析では一般的に、所得税率が変更されたタイミングで、それを利用した操作変数が用いられる。ここで、本章では税率変更ではなく、扶養控除額の変化を捉えた操作変数を用いる。具体的には、「年少扶養控除・特定扶養控除を含んだ、所得税の全種扶養控除額の（t 年の制度による）t 年適用分と（t-k 年の制度による）t-k 年適用分の差」が操作変数となる。この操作変数は **instrument relevance** を満たす。なぜならば、扶養控除の適用額が減った（増えた）家計ほど、前の期に比べて限界税率が上がり（下がり）やすいためである。この操作変数はまた、**instrument exogeneity** も満たす。誤差項の値が変わり、被説明変数が変動したとしても、毎年の所得に応じ、節税対策のために扶養対象となる家族を増やしたり減らしたりすることは、容易なことではないと考えられるので、減った扶養控除の適用額は変えるのは困難である。モデルの前の時点ですでに確定している変数であり、外生的なものとなる。Weber (2014) などの先行研究の操作変数は所得の関数であり、被説明変数と相関しうるものであるが、この操作変数は所得と相関しないので、より **instrument exogeneity** が担保されている。

制度変更の対象となった年少扶養控除・特定扶養控除のみでなく全種扶養控除としているのは、制度変更の対象でない種類の扶養控除であっても、毎年扶養親族は歳を取ることで、適用される扶養控除の額が変わることがありうるためである。

弾性値 ϵ_w はマイナスの値を取りうる。なぜならば、限界税率の上昇は、代替効果だけでなく所得効果も発生させるためである。

なお、本研究において ETI と EGI の違いは、ETI には、限界税率が変化することで扶養控除以外の所得控除額が変わる効果も TI に反映されているが、EGI はそうではないということであると言える。例えば、限界税率が高くなるタイミングで、家計は医療費を以前に比べて増やし、医療費控除が増えるようにするかもしれない。また、限界税率が変化して家計が給与収入を変える場合、給与所得控除も連動して変化する。ETI は EGI と違い、これらの変化も TI に反映することでとらえた値となる。

4 利用データと作成変数について

4.1 日本家計パネル調査(JHPS)の概要

本章の分析では、前章と同様に「日本家計パネル調査(JHPS)」の個票データを用いる。JHPS は、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点が 2009 年から個人を対象とした調査を開

始したものである。日本の特定の層に焦点を当てるのではなく国民全体の人口構成を反映した調査である。2009年1月31日時点における満20歳以上の男女が調査対象となり、調査対象者は層化2段無作為抽出法により選定されている。調査初年である2009年に4022世帯を対象に調査がなされ、同一世帯を1年ごとに追跡している家計パネル調査である。

JHPSでは、調査対象者の前年1年間の本人の所得や他の世帯員の所得について問うている。その他には、調査対象者の世帯の構成や、世帯員の就業状態、消費、貯蓄、住居、健康状態などについての情報が得られる。これらの世帯情報は、大規模調査を行っている政府の基幹統計でも得られるが、JHPSでは世帯員ごとの所得の情報が毎年得られる点に利点がある。

4.2 Base year の設定と利用データについて

今回の分析での t 期（税制変更後）は2012年、 $t-k$ 期は2010年（ $t-2$ 期）とする。差を取る2か年を2010年と2012年に限るのは、2010年と2012年の間には扶養控除制度自体の大幅な変更があり操作変数が最も機能しやすくなり、弱操作変数の問題が発生しにくいためである。また、2年間の差を取る理由は、家計が税制改正を認識してから実際に所得を変えるまでに時間がかかる可能性があることと、2011年には東日本大震災の影響で家計の所得が特異な変動をしているおそれがあることを考慮したためである。

そのため、本章では、2011年1月に行われた第3回調査（JHPS2011）と2013年1月に行われたJHPSの第5回調査（JHPS2013）のデータを用いる。JHPS2011では2010年の年間所得を、JHPS2013では2012年の年間所得を調査している。

4.3 子ども手当の扱いについて

子ども手当は2011年より実施された扶養控除制度の変更に対応して改正され、支給額が増額されると同時に、給付対象も拡大した。また、子どもの年齢によって支給額が異なる。そのため、推定の際に考慮すべき存在である。一方で、子ども手当は課税の対象外とされ、子どもの数で決まる一括給付である。したがって、限界税率によって課税所得がどのように変化するかを表すパラメータであるETIの推定において、被説明変数のTIに含めない。また、課税所得の対象となる各種の収入にも含まれないので、被説明変数のGIにも含めない。

ただし、TIやGIは、限界税率とともに、子ども手当受給額の多寡によっても変わりうる。なぜならば、もし子ども手当を以前よりも多く受給できるようになるのであれば、所得

効果によって余暇消費が増加し、労働供給が減少するため、TI や GI を減らすことが考えられるためである。そこで、子ども手当の受給額をコントロール変数として説明変数に加えることとした。具体的には、2010年と2012年それぞれにおいて、子ども手当と児童扶養手当を合わせた世帯内年間合計受給額がデータから得られるため、その差分をコントロール変数に入れることで対処した。

4.4 公立高校授業料無償制、高等学校等就学支援金制度の扱いについて

公立高校授業料無償制・高等学校等就学支援金制度は、特定扶養控除の改正との対応で2010年4月より開始された、高校授業料を無償化もしくは減額する現物給付である。現物給付であっても一括給付金とみなすことができるため、子ども手当と同様に授業料負担の軽減分は、所得効果を生じさせ、TI や GI に影響を及ぼしうると言える。しかし、現物給付であるため、制度の導入によってどれくらい金銭的な負担が軽減され、実質的にどれくらいの一括給付金を受けたとみなせるかは明確ではない。制度が仮に導入されていなかった場合に学費がどうなったかは確実にはわからないためである。また、公立高校授業料無償制・高等学校等就学支援金制度は、就学先の高校によって給付される額が異なるが、今回の分析に用いる JHPS からは、公立高校に就学しているか、あるいは私立高校などに就学しているかなどの就学先の高校に関する情報は得られない。そのため、公立高校授業料無償制・高等学校等就学支援金制度は推定の際には考慮しないこととした。

4.5 対象とする GI および TI とその算出、社会保険料の扱いについて

本章では、給与所得者（給与所得を主たる所得とするものを指し、具体的な定義は後述する）を分析対象とし、GI および TI を算出した。日本において、給与所得者とそれ以外では、所得税や住民税、社会保険料の額の算出方法が異なり、限界税率に対する反応のメカニズムが変わってくる可能性がある。例えば、給与所得控除は給与所得者にしか存在しないし、給与所得者とそれ以外では基本的に社会保険料の算出方法も異なる。そのため、より明確な分析結果を得るために、本章では分析対象標本を給与所得者に限る。給与所得者の定義は、分析対象の2か年ともに、「勤め先年間収入」回答金額が「自営・事業収入・内職収入」「家賃・地代収入」「仕送り金・受贈金の受け取り金額」「公的年金」「企業年金・個人年金」「その他の収入」のすべてを足した額より大きい者とした。

その上で、GI は、「勤め先年間収入」「自営・事業収入・内職収入」「家賃・地代収入」「仕

送り金・受贈金の受け取り金額」「公的年金」「企業年金・個人年金」「その他の収入」の合計額とした。TI は、GI に対して、JHPS の調査票情報から計算できる給与所得控除、公的年金等控除、基礎控除、配偶者控除、配偶者特別控除、寡婦控除、寡夫控除、社会保険料控除、医療費控除を土居(2010,2016,2017)に倣って適用して得た。給与所得控除は、「勤め先年間収入」を給与収入とみなし、給与収入に応じて算出している。なお、扶養控除については、先に述べた通り TI には含まないが、後述のように、限界税率の計算には用いる。

社会保険料控除に用いる社会保険料は同じく土居(2010,2016,2017)に倣って法定の形式で医療保険料、年金保険料、介護保険料、雇用保険料を算出した。具体的には、医療保険料、年金保険料、介護保険料は報酬月額の種類ごとに（定額を）適用して、「月額」には「勤め先年間収入」を 12 分の 1 した額を用いた。雇用保険料は、「勤め先の収入」に職種に応じた（定率の）保険料率を乗じて保険料を算定した。なお、その際、本章で定義した給与所得者の中であっても会社の社会保険へ加入していない者については、加入保険についての回答情報や就業形態、職種等によって判断して予め分析対象標本から除外した。

4.6 分析対象世帯員の選択、扶養控除の適用・計算方法

JHPS は調査対象本人、調査対象本人の配偶者、その他の世帯員合計の 3 つの収入を調査している。世帯員のうち、分析対象者は、調査対象本人もしくは調査対象の配偶者のいずれかとし、その他世帯員は用いない³。調査対象者が有配偶者の場合、原則として、調査対象本人とその配偶者で GI が高いほうの者を分析対象者とし、限界税率を算出した。ただし、その際、夫婦共働き世帯で夫婦に扶養親族がいる場合、本研究においては夫婦のうち「総所得金額等」が高いほうに扶養控除を全額適用するようにしている⁴。それに伴い、調査対象本人とその配偶者がいて、いずれかに扶養控除が適用されているそのような場合は、例外的に、GI の大小にかかわらず、扶養控除が適用されているほうを分析対象者とした。この基準で 2010 年と 2012 年それぞれで分析対象世帯員を選定し、2010 年と 2012 年で分析対象

³ JHPS において、調査対象本人、調査対象本人の配偶者に比べて、その他の世帯員について得られる情報は圧倒的に少ない。

⁴（所得計算上の控除である）「給与所得控除」「公的年金等控除」以外の（扶養控除を含む）所得控除が差し引かれる直前の所得が「総所得金額等」である。課税所得には累進税率が課されるため、同じ扶養控除額であれば、「総所得金額等」が大きい者ほど節税効果が大きくなる。この扶養控除の適用先の世帯員の設定は、そのように節税を行う合理的な家計の行動を前提としている。

世帯員が異なる場合は分析対象標本から除外した。扶養控除については調査票から得られる各世帯員の生年、就労、所得の情報を考慮しながら、年少扶養控除、特定扶養控除、成年扶養控除、老人扶養控除（同居老親等加算も必要に応じて算出）をその時点での制度に沿ってそれぞれ適用した。

また、外れ値を除くため、GI が 100 万円以上 1 億円未満である標本に限った。さらに、コントロール変数に入れた地域トレンドの効果を正確に測るため 2010 年から 2012 年の間に居住地に変化があった場合は標本から除外した。加えて、標本期間内に婚姻状態が変化していた場合も標本から除外した。

4.7 限界税率の定義と算出

家計が直面している限界税率は調査項目にはないので、データから算出する必要がある。本章では限界税率を次の 2 通りの方法で求めた。第一は、課税所得に対して所得税の税率表を照らし合わせて適用される法定限界税率に、住民税の所得割の税率 10%と社会保険料の雇用保険料率を足したものを限界税率とする方法である。この限界税率を本章では「表面限界税率」と呼ぶことにする。社会保険料においては、医療保険料、年金保険料、介護保険料は報酬月額等級ごとに定額が適用されるものであるため、表面限界税率へは雇用保険料率のみ反映した。ただし、医療保険料、年金保険料、介護保険料は、おおまかには（言い換えると報酬月額等級の存在を考えなければ）上限有りの定率とみなすことができる。そのため、医療保険料、年金保険料、介護保険料も限界税率に含めるべきかもしれないが、そうすると操作変数と限界税率の相関が弱くなり、一段階目の F 統計量が下がることから、重要な点ではあるがその限界税率の考え方は採用しないこととした。

第二は、「表面限界税率」にさらに、収入の増加に連動して増える給与所得控除額と社会保険料控除額を考慮した方法である。計算方法は次の通りであり、これを本章では「実効限界税率」と呼ぶ。

$$\text{実効限界税率} = (\text{表面限界税率} - \text{雇用保険料率}) \times (1 - (A + B)) + \text{雇用保険料率}$$

ここで、A は、給与所得控除による軽減率を表す。例えば、給与収入が 300 万円である場合、給与所得控除は給与収入の増分に対して 30%増えることから、A は 0.3 である。B は、社会保険料控除による軽減率を表す。社会保険料控除では社会保険料全額が控除されるから、B は雇用保険料率そのものである。

4.8 各変数と記述統計量

分析に用いる各変数とその記述統計量を表1に示した。

表1 分析対象標本における各変数の記述統計量

| 変数 | 観測値数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|----------------------------------|------|----------|---------|--------|-------|
| $\Delta \ln TI$ | 690 | 0.030 | 0.402 | -3.216 | 2.731 |
| $\Delta \ln GI$ | 690 | 0.028 | 0.228 | -2.185 | 1.184 |
| 2012年の表面限界税率 | 690 | 0.234 | 0.080 | 0.055 | 0.506 |
| 2010年の表面限界税率 | 690 | 0.218 | 0.079 | 0.056 | 0.506 |
| 2012年の実効限界税率 | 690 | 0.201 | 0.084 | 0.041 | 0.478 |
| 2010年の実効限界税率 | 690 | 0.187 | 0.082 | 0.046 | 0.478 |
| Δ 扶養控除適用額 | 690 | -36.972 | 44.010 | -242 | 96 |
| 2009年総合課税分収入250万円未満ダミー | 690 | 0.075 | 0.264 | 0 | 1 |
| 2009年総合課税分収入250万円以上500万円未満ダミー | 690 | 0.268 | 0.443 | 0 | 1 |
| 2009年総合課税分収入500万円以上750万円未満ダミー | 690 | 0.333 | 0.472 | 0 | 1 |
| 2009年総合課税分収入750万円以上1000万円未満ダミー | 690 | 0.194 | 0.396 | 0 | 1 |
| 2009年総合課税分収入1000万円以上1250万円未満ダミー | 690 | 0.080 | 0.271 | 0 | 1 |
| 2009年総合課税分収入1250万円以上1500万円未満ダミー | 690 | 0.030 | 0.172 | 0 | 1 |
| 年齢 | 690 | 44.825 | 9.675 | 24 | 65 |
| 年齢 ² 乗 | 690 | 2102.709 | 865.086 | 576 | 4225 |
| 政令指定都市・東京23区居住ダミー | 690 | 0.268 | 0.443 | 0 | 1 |
| 町村居住ダミー | 690 | 0.075 | 0.264 | 0 | 1 |
| Δ 就労家族人数 | 690 | 0.010 | 0.492 | -3 | 3 |
| 有配偶者ダミー | 690 | 0.772 | 0.420 | 0 | 1 |
| 分析対象者女性ダミー | 690 | 0.103 | 0.304 | 0 | 1 |
| Δ 子ども手当・児童扶養手当の世帯内合計額(万円) | 690 | -0.439 | 9.932 | -56 | 54 |

(注) (1) 「都道府県ダミー」は46個存在するので、紙幅の都合上記載していない。

(2) Δ は2か年の差分を表す。

(3) $\Delta \ln GI$ は $\Delta \ln$ (総合課税分収入) を指し、 $\Delta \ln TI$ は $\Delta \ln$ (総合課税分収入 - 扶養控除以外の所得控除) を表している。

5 推定結果

表面限界税率と実効限界税率のそれぞれにおいて、ETI および EGI を推定式(4)の通りに推定した。その結果が以下の表2から表5に示されている。被説明変数は、ETI を推定した表2と表4ではTIすなわち「総合課税分収入 - 扶養控除以外の所得控除」、EGI を推定した表3と表5ではGIすなわち総合課税分収入である。ここで、 $\Delta \ln(1 - \text{限界税率})$ の係数がETIもしくはEGIの値を示し、扶養控除額の変化によってもたらされた限界税率変化が家計の所得に関する意思決定に与えた影響を表す。

表 2 表面限界税率での ETI

| | 分析対象 全標本 | 有配偶 | 無配偶 | 男性 | 女性 | 50歳以上 |
|--------------------------------|----------------------|-------------------|--------------------|------------------|----------------------|--------------------|
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -0.185 (0.608) | -0.165 (0.564) | 0.139 (3.232) | 0.142 (0.650) | 130.204 (402.740) | -1.111* (0.612) |
| 観測値数 | 690 | 533 | 157 | 619 | 71 | 237 |
| 一段階目のF統計量 | 42.91 | 45.73 | 3.33 | 40.26 | 0.05 | 32.86 |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.760 | 0.770 | 0.966 | 0.827 | 0.746 | 0.069 |
| | 50歳以上 60歳以下 | 学歴 (大卒・院卒) | 政令指定都市・ 東京23区居住 | 世帯員変動 なし | 夫婦と子供 から成る世帯 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -1.533*** (0.521) | -0.708 (0.831) | -0.931 (0.901) | 0.707 (0.784) | 1.308 (1.186) | |
| 観測値数 | 208 | 250 | 185 | 525 | 424 | |
| 一段階目のF統計量 | 32.09 | 17.55 | 14.05 | 32.19 | 16.32 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.003 | 0.394 | 0.302 | 0.367 | 0.270 | |

(注) (1) 2SLSで推定。

(2) 括弧内の数値は不均一分散に頑健な標準誤差を表す。

(3) * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

(4) どの分析結果にも、 $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ 以外に以下の説明変数をすべて含んでいる。その説明変数は、2009年総合課税分収入の250万円ごとの階級別ダミー変数、年齢、年齢2乗、47都道府県それぞれで1を取るダミー変数、政令指定都市・東京23区居住ダミー、町村居住ダミー、2年間の就労家族人数の差、有配偶者ダミー、分析対象者女性ダミー、2年間の子ども手当・児童扶養手当の世帯内合計額の差、である。

(5) 「男性」「女性」「50歳以上」「50歳以上60歳以下」「学歴(大卒・院卒)」はすべて分析対象者本人の属性を指す。

(6) 「夫婦と子供からなる世帯」は、分析期間のいずれもその属性であった世帯である。

表 3 表面限界税率での EGI

| | 分析対象 全標本 | 有配偶 | 無配偶 | 男性 | 女性 | 50歳以上 |
|--------------------------------|----------------------|-------------------|--------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -0.105 (0.380) | -0.186 (0.344) | 0.571 (1.995) | 0.102 (0.416) | 49.302 (154.431) | -0.737* (0.395) |
| 観測値数 | 690 | 533 | 157 | 619 | 71 | 237 |
| 一段階目のF統計量 | 42.91 | 45.73 | 3.33 | 40.26 | 0.05 | 32.86 |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.782 | 0.589 | 0.775 | 0.807 | 0.750 | 0.063 |
| | 50歳以上 60歳以下 | 学歴 (大卒・院卒) | 政令指定都市・ 東京23区居住 | 世帯員変動 なし | 夫婦と子供 から成る世帯 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -0.978*** (0.325) | 0.009 (0.653) | -0.142 (0.568) | 0.415 (0.499) | 0.634 (0.634) | |
| 観測値数 | 208 | 250 | 185 | 525 | 424 | |
| 一段階目のF統計量 | 32.09 | 17.55 | 14.05 | 32.19 | 16.32 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.003 | 0.989 | 0.803 | 0.406 | 0.336 | |

(注) (1) 2SLSで推定。

(2) 括弧内の数値は不均一分散に頑健な標準誤差を表す。

(3) * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$ 。

(4) どの分析結果にも、 $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ 以外に以下の説明変数をすべて含んでいる。その説明変数は、2009年総合課税分収入の250万円ごとの階級別ダミー変数、年齢、年齢2乗、47都道府県それぞれで1を取るダミー変数、政令指定都市・東京23区居住ダミー、町村居住ダミー、2年間の就労家族人数の差、有配偶者ダミー、分析対象者女性ダミー、2年間の子ども手当・児童扶養手当の世帯内合計額の差、である。

(5) 「男性」「女性」「50歳以上」「50歳以上60歳以下」「学歴(大卒・院卒)」はすべて分析対象者本人の属性を指す。

(6) 「夫婦と子供からなる世帯」は、分析期間のいずれもその属性であった世帯である。

表 4 実効限界税率での ETI

| | 分析対象 全標本 | 有配偶 | 無配偶 | 男性 | 女性 | 50歳以上 |
|--------------------------------|----------------------|-------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -0.224 (0.730) | -0.199 (0.679) | 0.151 (3.512) | 0.175 (0.806) | 47.316 (56.007) | -1.295* (0.694) |
| 観測値数 | 690 | 533 | 157 | 619 | 71 | 237 |
| 一段階目のF統計量 | 32.57 | 35.72 | 2.90 | 30.10 | 0.41 | 26.53 |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.759 | 0.769 | 0.966 | 0.828 | 0.398 | 0.062 |
| | 50歳以上 60歳以下 | 学歴 (大卒・院卒) | 政令指定都市・ 東京23区居住 | 世帯員変動 なし | 夫婦と子供 から成る世帯 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -1.779*** (0.585) | -0.885 (1.016) | -1.233 (1.157) | 0.872 (0.988) | 1.603 (1.487) | |
| 観測値数 | 208 | 250 | 185 | 525 | 424 | |
| 一段階目のF統計量 | 26.02 | 12.52 | 9.19 | 24.46 | 12.85 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.002 | 0.384 | 0.287 | 0.377 | 0.281 | |

- (注) (1) 2SLSで推定。
(2) 括弧内の数値は不均一分散に頑健な標準誤差を表す。
(3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。
(4) どの分析結果にも、 $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ 以外に以下の説明変数をすべて含んでいる。その説明変数は、2009年総合課税分収入の250万円ごとの階級別ダミー変数、年齢、年齢2乗、47都道府県それぞれで1を取るダミー変数、政令指定都市・東京23区居住ダミー、町村居住ダミー、2年間の就労家族人数の差、有配偶者ダミー、分析対象者女性ダミー、2年間の子ども手当・児童扶養手当の世帯内合計額の差、である。
(5) 「男性」「女性」「50歳以上」「50歳以上60歳以下」「学歴（大卒・院卒）」はすべて分析対象者本人の属性を指す。
(6) 「夫婦と子供からなる世帯」は、分析期間のいずれもその属性であった世帯である。

表 5 実効限界税率での EGI

| | 分析対象 全標本 | 有配偶 | 無配偶 | 男性 | 女性 | 50歳以上 |
|--------------------------------|----------------------|-------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -0.126 (0.455) | -0.224 (0.411) | 0.620 (2.184) | 0.125 (0.516) | 17.916 (22.572) | -0.859* (0.448) |
| 観測値数 | 690 | 533 | 157 | 619 | 71 | 237 |
| 一段階目のF統計量 | 32.57 | 35.72 | 2.90 | 30.10 | 0.41 | 26.53 |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.781 | 0.585 | 0.777 | 0.808 | 0.427 | 0.055 |
| | 50歳以上 60歳以下 | 学歴 (大卒・院卒) | 政令指定都市・ 東京23区居住 | 世帯員変動 なし | 夫婦と子供 から成る世帯 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ | -1.136*** (0.363) | 0.011 (0.816) | -0.188 (0.744) | 0.511 (0.628) | 0.777 (0.828) | |
| 観測値数 | 208 | 250 | 185 | 525 | 424 | |
| 一段階目のF統計量 | 26.02 | 12.52 | 9.19 | 24.46 | 12.85 | |
| $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ P値 | 0.002 | 0.989 | 0.800 | 0.416 | 0.348 | |

- (注) (1) 2SLSで推定。
(2) 括弧内の数値は不均一分散に頑健な標準誤差を表す。
(3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。
(4) どの分析結果にも、 $\Delta \ln(1-\text{限界税率})$ 以外に以下の説明変数をすべて含んでいる。その説明変数は、2009年総合課税分収入の250万円ごとの階級別ダミー変数、年齢、年齢2乗、47都道府県それぞれで1を取るダミー変数、政令指定都市・東京23区居住ダミー、町村居住ダミー、2年間の就労家族人数の差、有配偶者ダミー、分析対象者女性ダミー、2年間の子ども手当・児童扶養手当の世帯内合計額の差、である。
(5) 「男性」「女性」「50歳以上」「50歳以上60歳以下」「学歴（大卒・院卒）」はすべて分析対象者本人の属性を指す。
(6) 「夫婦と子供からなる世帯」は、分析期間のいずれもその属性であった世帯である。

まず、分析対象の全標本を用いた結果が「分析対象全標本」に示されている。限界税率として表面限界税率を用いた場合、実効限界税率を用いた場合のいずれにおいても、 $\Delta \ln(1 - \text{限界税率})$ の係数が0である帰無仮説を棄却できない。この結果からは、扶養控除額の変化は、直面する所得税の限界税率の変化という経路で平均的には家計に影響を与えていたということはできない。

そこで、限界税率に強く反応する可能性がある特性をもつ標本に分割した分析を行った。第一に、分析対象者が有配偶者である場合と無配偶者である場合である。扶養は婚姻関係と密接に関連しているかもしれない。第二に、分析対象者の性別による違いである。わが国においては、依然、男性と女性で働き方が異なるなど、男女間で限界税率に対する反応の違いがあるかもしれない。第三に、年齢による違いである。ここでは、国内の先行研究である上村他(2016)の分析結果との比較を意識し、上村他(2016)で分析対象となっている者と年齢層が近い50歳以上(中高年者)に限った場合を行う。給与所得者は60歳を超えると就業形態が大きく変わるなどし、限界税率への反応の仕方に違いが生じることもありうるので、さらに50歳以上60歳以下に標本を限った分析も行う。第四に、分析対象者の学歴が大学卒もしくは大学院卒である場合を見る。高学歴であれば、より限界税率に対して合理的に反応するかもしれない。第五に、政令指定都市・東京23区在住者、すなわち、都市圏在住者の場合である。都市圏のほうが、働き方の柔軟性が高い等の理由で、所得を調整しやすいかもしれない。第六に、世帯員の変動がない世帯である。世帯員の変動があると、家計が労働供給行動などを大きく変化させる可能性も考えられる⁵。そして、「夫婦と子どもから成る世帯」である場合である。これは、国勢調査における家族類型の一つであり、日本の標準的な世帯ともいえるためである。

表2から表5に推定結果を示した。年齢を50歳以上に限った場合に、限界税率として表面限界税率・実効限界税率を用いたときのいずれにおいても $\Delta \ln(1 - \text{限界税率})$ の係数がマ

⁵ 「世帯員の変動がない」ことは次のように特定した。JHPSの調査データにおいて分析で変化を見ている2か年で世帯人数が変化しておらず、かつ2011年、2012年の1年間にそれぞれの世帯員の変動について、あなたの子どもが生まれた、あなたまたは配偶者の親を引き取った、世帯員が単身赴任から戻った、その他(それ以外の理由で世帯員が増えた)、世帯員が単身赴任で退出した、世帯員が転出して世帯員が減った、世帯員が死亡して世帯員が減った、その他(それ以外の理由で世帯員が減った)、あなたが結婚した、あなたが配偶者と離婚した、あなたが配偶者と別居した、あなた(とそのご家族)が親の家から出て独立した世帯を形成した、あなた(とそのご家族)が親の家に入って同居世帯を形成した、のすべてを提示されても「特に何もない」と回答した家計の場合である。

イナスの値で統計的に有意に推定された。さらに年齢が 60 歳を超える標本を除外し、年齢が 50 歳から 60 歳までの標本を用いると、同様に、 $\Delta \ln(1 - \text{限界税率})$ の係数がマイナスの値で有意水準 1% で統計的に有意となった。また、一段階目の F 統計量はどれも 10 を大きく超えており、操作変数は弱操作変数ではなかったと考えられる。したがって、分析対象者の年齢が 50 歳以上の場合においては、扶養控除額の変化は、直面する所得税の限界税率の変化という経路で家計に影響を与えていた可能性があり、さらに 50~60 歳であればその可能性は高いと考えられる。

他の結果に目を向けてみると、「分析対象全標本」と同様に、限界税率に表面限界税率を用いても実効限界税率を用いても、ETI と EGI のいずれにおいても、 $\Delta \ln(1 - \text{限界税率})$ の係数が 0 である帰無仮説を棄却できない。これらの結果は、平均的には、扶養控除額の変化は、直面する所得税の限界税率の変化という経路で家計に影響を与えていたとは言えないことを示唆している。

6 考察と課題

本章では、扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響を、最適課税論の中心的パラメータである ETI および EGI の形で表して検証した。第 5 節で詳しく見た通り、推定に用いた操作変数は弱操作変数でないと考えられ、ETI、EGI とともに、中高年者のケースでは、統計的に有意にゼロではない値が推定された。これは、扶養控除額の変化が家計が直面する限界税率の変化を通じて所得決定に影響を与えていたことを示唆している。ETI でマイナスの値を得たことは、上村他(2016)の結果とは整合的である。ETI・EGI がマイナスの値ということは、税率が高くなるほど、所得を増やすことを意味する。給与所得者の中高年者は、退職が近いため余暇をあまり重視しないか、職場の地位が高く賃金率が高いとすれば、それが要因として考えられる。

本章の結果は、日本におけるいくつかの先行研究とは整合的ではないかもしれない。たとえば、北村・宮崎(2013)は暫定的な結果としてプラスの ETI 値を報告しているし、Ishida and Miyazaki (2016) では、超高所得者のデータを用いて同じくプラスの ETI 値を報告している。また、Bessho (2018) では、2010 年から 2011 年の子ども手当の導入と扶養控除制度の改正は家計の労働供給を減らしたとしている。Bessho (2018) の分析対象時期は本章と重なるため、TI や GI を労働供給とみなし、本章で分析対象とした全種の扶養控除額の変化と Bessho (2018) で分析対象とした扶養控除制度の変更がほぼ同じとみなせば、不整合な

結果とも言える。

海外に目を向けると、ドイツの所得データで検証した Doerrenberg et al. (2017) では ETI が 0.54 ~ 0.68 であり、EGI は ETI より総じて低い値であるが基本的にマイナスにはなっていない。米国の所得データで検証した Burns and Ziliak (2017) が 0.4 ~ 0.55 の推定値を報告しているなど、ETI や EGI でマイナスの値は一般的ではない。本章では、扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響を、日本のデータである JHPS を用いて ETI および EGI の形で表して検証した。その際に、扶養控除額が少なくなった家計ほど課税所得が増える経路があることにも留意しながら、扶養控除適用額の変化で ETI や EGI を推定する方法を示した。本章を足掛かりに、Doerrenberg et al. (2017) の理論モデルも活用しながら、頑健な ETI や EGI の値によって日本における最適税率を導出してみることは今後の課題となる。

参考文献

- 上村敏之・北村智紀・金田陸幸(2016)「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-」『経済学論究』第 69 巻第 4 号,1-16 頁。
- 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。
- 栗田広暁(2017)「扶養控除廃止縮減による実質的な増税が家計の消費行動に与えた影響の分析」『財政研究』第 13 巻,156-176 頁。
- 土居丈朗(2010)「子ども手当導入に伴う家計への影響分析 JHPS を用いたマイクロ・シミュレーション」『経済研究』第 61 巻第 2 号, 137-153 頁。
- 土居丈朗(2016)「所得税の税額控除新設試案に関するマイクロ・シミュレーション」『三田学会雑誌』第 109 巻第 1 号, 61-86 頁。
- 土居丈朗(2017)「わが国の所得税の控除が所得格差是正に与える影響—配偶者控除見直しに関するマイクロ・シミュレーション分析—」『経済研究』第 68 巻第 2 号, 150-168 頁。
- Burns S. & Ziliak J. (2017). Identifying the elasticity of taxable income. *The Economic Journal*, **127** (600), pp.297-329.
- Bessho S. (2018). Child benefit, tax allowances, and behavioral responses: The case of Japanese reform, 2010–2011. *Japanese Economic Review* **69**(4), pp.478-501.
- Doerrenberg P., Peichl A. & Siegloch S. (2017). The elasticity of taxable income in the presence of deduction possibilities. *Journal of Public Economics*, **151**, pp.41-55.
- 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* **103** (3), pp. 551-572.
- Ishida R. & Miyazaki T. (2016). Estimating the elasticity of taxable income: Evidence from top Japanese taxpayers. *Discussion Paper Series*, No 2016–3, Faculty of Economics, Kyushu University.
- Saez E., Slemrod J. & Giertz S.H. (2012). The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: a critical review, *Journal of Economic Literature*, **50**(1), pp.3-50.
- Weber C. (2014). Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences. *Journal of Public Economics*, **117**, pp.90–103.

第4章

わが国における2010年代の個人所得課税での一連の改革の所得再分配効果

— マイクロシミュレーションによる分析 — *

<要約>

本章では、2010年代に相次いで打ち出された、わが国における個人所得課税での一連の改革の所得再分配効果について、マイクロシミュレーションの手法を用いて分析した。一連の改革をそれぞれの年に行われた税制改正ごとのジニ係数の変化で比較すると、2018年度税制改正大綱における税制改正（2020年所得からの基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設）は、そこで見直される控除と連動して社会保障制度の調整を行うことで、他の年に行われた改正よりも高い所得再分配効果を得られるが、そのような個人所得課税の枠組みを超えた社会保障制度との整合性を確保する措置を行っていないならば、かえって所得格差を拡大させることが明らかになった。また、本章で分析対象とした2010年代に企図された個人所得課税の改革をすべて実施し、社会保障制度との整合性を確保する措置も付随して行ったとしても、ジニ係数は一連の改革前の0.325前後から約0.002低下する程度であり、2010年代の個人所得課税での一連の改革による所得再分配効果は限定的であることが明らかになった。

* 本章は主に、土居丈朗教授（慶應義塾大学経済学部）との共著論文 Doi and Kurita (2019a) を基に、分析を拡張した Doi and Kurita (2019b)にて独自に執筆した部分を再構成している。

はじめに

わが国の個人所得課税は、2010年代を通じて、所得再分配機能の回復が課題とされている。田近・八塩(2006,2008)、高山・白石・川嶋(2009)、北村・宮崎(2013)、土居・朴(2011)、土居(2016,2017)、金田(2018)、Kawade(2018)など、所得再分配機能を焦点としたわが国の所得税制の分析によって、所得控除が多用されているものの、税額控除がわずかしき用いられていないことから、所得再分配機能が弱くなっていることが示されている。事実、財務省によると、2016年において、所得税制において総合課税の対象となる収入が約250兆円ある中で、課税所得は約110兆円にとどまる。その差異である約150兆円(丸めの誤差あり)は広義の所得控除となるが、狭義の所得控除が約70兆円(うち人的控除が約30兆円)、所得計算上の控除等が約80兆円となっている。所得計算上の控除のうち給与所得控除が約63兆円、公的年金等控除が約13兆円と大きな位置を占めている。一方で、税額控除はわずか0.3兆円程度である。

これまでも、世代間格差の観点から、公的年金等控除は給与所得控除より手厚いため、所得税で格差是正を図ろうにも、公的年金収入に所得税を多く課すことができないという趣旨の批判があった。確かに、公的年金等控除の最低適用額(65歳以上は120万円)は、給与所得控除の最低適用額(65万円)よりも多い。ただ、この最低適用額を、両控除で同額にしても、問題が解決できるとは限らない。公的年金等控除の最低適用額を給与所得控除に合わせれば、他に何の手当もなければ、低所得の年金受給者を中心に増税となるだけである。給与所得控除の最低適用額を公的年金等控除に合わせれば、低所得の給与所得者には減税の恩恵が及ぶが、税収が減るという支障が出る。それに、そもそも所得控除が多用されて所得再分配機能を弱めているという問題を解決するものにはならない。

こうした背景があって、2010年代のわが国は、2013年の改正で給与所得控除の上限が新設されたことを皮切りに、個人所得課税の改革が続いた。そして、2018年12月に日本政府は、2018年度税制改正大綱として、給与所得控除と公的年金等控除を縮小するとともに、納税者全員が適用される基礎控除を拡大する個人所得課税の改革を2020年所得から適用することを決めた。これにより、両控除の併用が制限されるとともに、高所得者に対する所得控除の縮小に伴い、所得格差是正の効果が期待される。

そこで、本章では、上記で言及した個人所得課税の改革の所得再分配効果を、2010年代にわが国で行われた他の一連の個人所得課税の改革の効果と比べながら検証する。所得再

分配効果の検証は、土居(2010,2016,2017)の方法に従い、税額と社会保険料額を「日本家計パネル調査」から推計するとともにマイクロシミュレーション分析を行う。

本章は、Doi and Kurita (2019a)が端緒となり、それを基に拡張して Doi and Kurita (2019b)にて筆者が独自に執筆した部分を再構成したものである。筆者独自に分析した部分は、「日本家計パネル調査」の2014年データと2015年データを用いた部分である。

本章の構成は次の通りである。まず、第1節において、2010年代の個人所得課税での改革において制度変更がなされたものの一つであり、比較的制度が複雑である給与所得控除と公的年金等控除制度について、両者の関連もふまえながら前提知識として整理しておく。次に、第2節では分析に用いるデータについて説明する。そして、第3節ではマイクロシミュレーション分析を行うとともに結果について議論する。最後に第4節で本章のまとめと結論について述べる。

1 2010年代における給与所得控除と公的年金等控除の変遷

1.1 2018年度税制改正大綱に至るまでの給与所得控除と公的年金等控除

ここでは、2018年度税制改正大綱に至るまでの、2010年代における給与所得控除と公的年金等控除の制度について述べる。本節で言及している点において、所得税と個人住民税の制度は同一である。

まず、適用控除額には給与所得控除と公的年金等控除の両者に差異がある。税法上の税率表にある税率は、この控除額が差し引かれた後に適用される。

控除額は低所得者層において、公的年金等控除の額が給与所得控除の額より多くなっている。厳密に言えば、課税前収入が490万円未満では、公的年金等控除の額が給与所得控除の額より多くなっている。490万円以上となると、給与所得控除の方が多くなるが、多くなる額はわずかである。両控除の最低適用額の差は55万円なのに対し、課税前収入が490万円以上で給与所得控除が公的年金等控除を上回る差額が最も大きいのは、課税前収入が1000万円となるところで15万円と、かなり小さい。給与所得控除は、2012年度税制改正大綱によって、課税前給与収入が1500万円以上で245万円の適用上限が決められた(2013年所得から適用)。2014年度税制改正大綱においても、課税前給与収入が1000万円以上で220万円の適用上限が決まった(2016年所得は課税前給与収入1200万円超で控除上限230万円の適用上限とされたのち、2017年所得から適用)。他方、公的年金等控除には適用上限

額はない。

課税前収入から広義の所得控除が差し引かれて課税所得が計算され、その課税所得に税法上の税率表にある税率が乗じられる。広義の所得控除は、給与所得控除と公的年金等控除以外にも人的控除や社会保険料控除などの実額控除もあるが、他の控除が同じならば、給与所得控除と公的年金等控除の差は、課税所得の差となり、そのまま適用される税率の差にもつながる。つまり、所得税においては、累進課税の性質を踏まえると、これらの控除額が多いと、課税所得がより少なくなり、直面する限界税率がより低くなりえる。このような形で、給与所得控除と公的年金等控除は、所得税における直面する限界税率に影響を与えられ

それとともに、給与収入を得ながら公的年金を受給している者は、両控除が併用できる。つまり、最低控除額をみると、給与所得控除の 65 万円と公的年金等控除の 120 万円（65 歳以上）を同時に適用されて、計 185 万円の控除を受けることができる。これは、給与収入しか得られない勤労者には受けられない控除の恩典である。通常、人的控除は、同一の控除対象者を重複して控除を適用することはできない。しかし、給与所得控除と公的年金等控除は、所得計算上の控除であるため、併用が可能となる。

1.2 2018 年度税制改正大綱（2020 年所得からの改正）とそこでの給与所得控除と公的年金等控除の位置付け

2018 年度税制改正大綱では、所得控除が所得再分配効果を弱めていることを是正する必要があるとの観点や、働き方の多様化を踏まえ、特定の収入にのみ適用される給与所得控除や公的年金等控除から、どのような所得にでも適用される基礎控除に、負担調整の比重を移していくことが必要との観点から、次のような個人所得課税の改革が盛り込まれた。これらは 2020 年の年間所得から適用されるものである。本節で言及している制度変更の内容は、所得税と個人住民税で同一のものである。

給与所得控除は、2017 年の所得からは上限額が 245 万円（給与収入 1,500 万円超）から 220 万円（給与収入 1,000 万円超）に 25 万円引き下げられていたが、2018 年度税制改正大綱でも、この方針に沿って、給与所得控除の上限をさらに引き下げることが決まった。具体的には、給与所得控除の控除額は一律 10 万円引き下げるとともに、給与収入が 850 万円を超える場合の給与所得控除額を 195 万円に引き下げることとした。

公的年金等控除も、2018 年度税制改正大綱で、控除額を一律 10 万円引き下げるととも

に、公的年金等の収入金額が 1000 万円を超える場合の控除額は、195 万 5 千円の上限を設けることとした。加えて、公的年金等に係る雑所得以外の所得に係る合計所得金額が 1000 万円超 2000 万円以下である場合の控除額を、前述の改正後の控除額から一律 10 万円、公的年金等に係る雑所得以外の所得に係る合計所得金額が 2000 万円を超える場合の控除額を前述の改正後の控除額から一律 20 万円、それぞれ引き下げることにした。

そして、基礎控除は、控除額を一律 10 万円引き上げるとともに、合計所得金額が 2400 万円を超える個人にはその合計所得金額に応じて控除額を逡減させて、合計所得金額が 2500 万円を超える個人には基礎控除を適用しないことにした。

なお、2018 年度税制改正大綱（2020 年所得から適用される改正）において決まった主な個人所得課税の改革は以上の通りであるが、付随して他の人的控除の合計所得金額要件も見直された。配偶者控除は、同一生計配偶者の合計所得金額要件を、改正前の 38 万円以下から 48 万円以下に引き上げることとした。配偶者特別控除は、対象となる配偶者の合計所得金額要件を、改正前の 38 万円超 123 万円以下から、48 万円超 133 万円以下とし、その控除額の算定の基礎となる配偶者の合計所得金額区分を、それぞれ 10 万円引き上げることとした。扶養控除は、扶養親族の合計所得金額要件を、改正前の 38 万円以下から 48 万円以下に引き上げることとした。

2 分析に用いるデータについて

2.1 「日本家計パネル調査」の概要と税額等の推計

本章の分析では、「日本家計パネル調査」の個票データを用いる。「日本家計パネル調査」は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが 2004 年から日本国内に居住する 20 歳～69 歳の男女を対象として調査を開始した、家計を調査対象として 1 年ごとに追跡調査をするパネル調査である。これは、日本の特定の層に焦点を当てるのではなく国民全体の人口構成を反映した調査であり、調査対象者は層化 2 段無作為抽出法により選定されている。

「日本家計パネル調査」は、それぞれ似た別の調査が 2014 年より完全に統合された経緯があるため、JHPS と呼ばれるコホートと KHPS と呼ばれるコホートが存在する。したがって、名称は厳密には「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」となっている。第 2 章や第 3 章では JHPS コホートのみを用いていたが、本章では JHPS コホートと KHPS コホートの両方を用いる。そのため、以後、「日本家計パネル調査」を「日本家計パネル調査

(JHPS/KHPS)」もしくはJHPS/KHPSと表記する。JHPSとKHPSには、2013年までは調査項目に多少の違いがあるが、本章で必要とする調査項目は2013年であっても共通している。

「日本家計パネル調査」では、調査対象者の前年1年間の本人の所得や他の世帯員の所得について問うている。その他には、調査対象者の世帯の構成や、世帯員の就業状態、消費、貯蓄、住居、健康状態などについての情報が得られる。国の所得税、地方の個人住民税、医療・介護・年金・雇用の社会保険料、児童手当給付額が網羅的に推計可能となっており、世帯の可処分所得も推計できるデータベースである。これらの世帯情報は、大規模調査を行っている政府の基幹統計でも得られるが、「日本家計パネル調査」では世帯員ごとの所得の情報が毎年得られる点に利点がある。可処分所得のパネルデータの国際的なプラットフォームを提供しているLIS (Luxembourg Income Study)に日本を代表し登録されており、国際的にも信頼性が高いデータでもある。

税・社会保険料額を求める手法とプログラムは、土居(2017)に用いられたものを踏襲している。全ての標本は、当該年の税制や社会保障制度に基づいて税・社会保険料を推計している。前年の所得に課税される個人住民税については、実際には翌年に納税しているが当年に納税されたものとして税負担額を推計している。

本章では、厚生労働省「所得再分配調査」の結果と比較することを意図して、厚生労働省「所得再分配調査」で示されている「当初所得」を算出する。そもそも、厚生労働省「所得再分配調査」において「当初所得」は、「雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、財産所得、家内労働所得及び雑収入並びに私的給付（仕送り、企業年金、生命保険金等の合計額）の合計額」とされている。これに対応させつつ、本章で「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」から算出する「当初所得」は、JHPS/KHPSで調査されている「勤め先年間収入」、「自営・事業収入・内職収入（農林漁業収入も含む）」、「家賃・地代収入」、「利子・配当金」、「仕送り金・受贈金の受け取り金額」、「企業年金・個人年金」（による収入）の合計額とした。

Doi and Kurita (2019a, 2019b)では、こうして推計された可処分所得等のデータを用いて所得格差是正の度合いを分析している。そのうち、Doi and Kurita (2019a)では、JHPS2013のみを用いた分析となっている。これを拡張したDoi and Kurita (2019b)では、KHPSを分析標本に加えるとともに分析対象年を増やし、JHPS/KHPS2013、JHPS/KHPS2014、JHPS/KHPS2015のそれぞれを用いた分析を行っている。こうすることで、Doi and Kurita (2019b)において、Doi and Kurita (2019a)よりも精緻な結果を得る

とともに、様々な経済状況をもとにしているという意味においてより普遍的な形で税制改正の影響を考察している。分析結果の詳細は、後の節で詳述する。

2.2 分析標本と比推定

分析においては、2013年から2015年の「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」のうち、大きな記入漏れ等がなく税額等が十分に推計できる標本を用いる。そのため、分析に利用した標本は JHPS/KHPS2013 (2012 年年間所得を回答) が 5494 世帯、JHPS/KHPS2014 (2013 年年間所得を回答) が 5102 世帯、JHPS/KHPS2015 (2014 年年間所得を回答) が 4804 世帯となった。

本章では、課税の実態により近い形で税額等を推計できるようにするため、JHPS/KHPS の標本で分析可能となる世帯について比推定を行うこととする。比推定に際して、2013年から2015年における JHPS/KHPS の標本を扱うことから、総務省『国勢調査』2010、2015年を用いることとし、その間の年の値を線形補間することとした。土居(2017)と同様に、居住地(市部・郡部)別・世帯主年齢階級別・世帯主性別・世帯人数別に、世帯類型を分類し、その世帯数に従って調整した。つまり、各年における調整係数(ウエイト)は、世帯類型ごとに、国勢調査から導出された世帯数をその年における JHPS/KHPS の世帯数で除した値となる。この調整によって、調整係数をかけた JHPS/KHPS の世帯数の合計は国勢調査から導出した世帯数合計と同じとなる。次節以降、こうして与えられた標本(世帯)ごとの調整係数を用いて、税額等の分布状況を推計する。

3 マイクロシミュレーション分析

3.1 マイクロシミュレーションの手法

個人所得課税の改革が各世帯に与える効果を見極めるために、本章ではマイクロシミュレーション分析を用いる。本章で用いるマイクロシミュレーションは、ある時期の家計の世帯構成や所得・就業等の状態が変化しないと仮定して、所得税および個人住民税における税制のみが変化した場合に、各世帯の税負担や社会保険料負担や可処分所得がどう変化するかを分析するものである。所得税および個人住民税における税制の変化に連動して就業等で起きうる行動変容は織り込まないという意味で、静学的な分析であるといえる。

また、本章では個人所得課税の改革によって生じる所得再分配効果を見極めたいため、社会保障制度の変更はないと仮定して分析する。ただし、個人所得課税の改革によって生じた税法上定義される所得は変化しうる。そして、その所得の変化によって、社会保障制度が不変であっても、社会保険料負担が変化することが起こりうる。本章では、個人所得課税の改革によって生じた税法上の所得の変化によって生じた社会保険料負担の変化は、分析対象とする。つまり、この変化によって生じる追加的な所得再分配効果は、分析対象となる。

このマイクロシミュレーション分析によって、個人所得課税の改革に伴って生じたジニ係数（等価世帯可処分所得に基づく）の変化を計測して、所得再分配効果を考察することとする。

3.2 マイクロシミュレーション分析の対象となる個人所得課税の改革

日本の所得税制は、1990年代以降長年大きな改革を行わなかった。その転機となったのは、2012年度税制改正大綱において決定され、2013年所得から実施された改正で給与所得控除の上限が新設されたことである¹。それ以降、所得控除の見直しや所得格差是正のための措置が追加的に実施されるようになり、2018年度税制改正大綱によって2020年所得から実施された改正が決まった。それを踏まえて、本章では、2010年代に企図された一連の個人所得課税の改革が与える所得再分配効果について、マイクロシミュレーション分析を試みる。分析対象となる個人所得課税での一連の改革は以下の表1の通りである。

¹ その前に、子ども手当創設に伴い2011年所得から年少扶養控除の廃止と特定扶養控除の縮小が実施されている。しかし、手当の増額とパッケージとなった控除の見直しであって、個人所得課税単独の制度変更ではないため、本章では分析対象に含めなかった。ただ、本章と同様の手法でその効果を分析した文献として、土居(2010)などがある。

表 1 分析対象となる個人所得課税での一連の改革

| 適用開始 | 内容 |
|-------|--|
| 2013年 | 給与所得控除の上限設定（給与収入1500万円超で控除上限245万円） 復興特別所得税と復興特別住民税の導入 退職所得等に係る個人住民税の額から、税額の10%を控除する措置の廃止 |
| 2014年 | 譲渡所得課税の軽減税率廃止（税率10%→20%） |
| 2015年 | 最高税率引上げ（4000万円超で45%） |
| 2016年 | 給与所得控除の上限引下げ（給与収入1200万円超で控除上限230万円） |
| 2017年 | 給与所得控除の上限引下げ（給与収入1000万円超で控除上限220万円） |
| 2018年 | 配偶者控除と配偶者特別控除の見直し |
| 2020年 | 基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設 |

3.3 分析対象とする個人所得課税の改革以前の状況について

マイクロシミュレーション分析を試みる前に、分析対象とする個人所得課税の改革が行われる前の状況を見ておこう。2013年所得から分析対象となる個人所得課税の改革の影響を受けることから、その直前である2012年所得を調査した、JHPS/KHPS2013の標本(5494世帯)を本章の分析で用いる。また、2013年所得を調査したJHPS/KHPS2014の標本(5102世帯)、2014年所得を調査したJHPS/KHPS2015の標本(4804世帯)も併せて見ておく。

2.2節で説明した方法に基づいてJHPS/KHPS2013の標本の比推定を行った上で、等価世帯可処分所得で区分した10分位の各階級における平均世帯人員数、平均世帯収入、平均世帯可処分所得を示したのが、表2-1である。

表 2-1 JHPS/KHPS2013 における各所得階級平均の世帯人員、世帯収入、世帯可処分所得
(比推定後)

| 等価世帯可処分所得階級 (万円) | 世帯人員 (人) | 世帯収入 (万円) | 世帯可処分所得 (万円) | |
|---------------------|-------------|--------------|-----------------|---------|
| I | ~130 | 1.75 | 119.08 | 103.32 |
| II | 130~179 | 2.00 | 245.42 | 213.36 |
| III | 179~217 | 2.38 | 340.12 | 291.10 |
| IV | 217~254 | 2.53 | 424.84 | 360.37 |
| V | 254~290 | 2.47 | 489.50 | 411.83 |
| VI | 290~327 | 2.55 | 566.01 | 468.73 |
| VII | 327~377 | 2.77 | 684.64 | 565.28 |
| VIII | 377~442 | 2.73 | 796.68 | 647.10 |
| IX | 443~556 | 2.81 | 991.44 | 794.13 |
| X | 556~8426 | 2.65 | 1701.08 | 1296.12 |

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 2-1 に示された JHPS/KHPS2013 の比推定後のデータで、課税前の等価世帯当初所得のジニ係数を算出すると、0.4592 であった。これは、2014 年に実施された厚生労働省「所得再分配調査」で報告されている等価（世帯）当初所得のジニ係数 0.4822 よりもやや低い値である。そして、表 2-1 に示された JHPS/KHPS2013 の比推定後のデータにおける等価世帯可処分所得のジニ係数は、0.3245 であった。このジニ係数は、2014 年の「所得再分配調査」にて報告されている等価（世帯）可処分所得のジニ係数 0.3159 より若干高い。ただし、JHPS/KHPS2013 は 2012 年の年間所得を調査しているのに対し、2014 年に実施された「所得再分配調査」は 2013 年の年間所得を調査している。

2.2 節で説明した方法に基づいて JHPS/KHPS2014 の標本の比推定を行った上で、等価世帯可処分所得で区分した 10 分位の各階級における平均世帯人員数、平均世帯収入、平均世帯可処分所得を示したのが、表 2-2 である。なお、JHPS/KHPS2014 を用いた表 2-2 と、後に示す JHPS/KHPS2015 を用いた表 2-3 は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

表 2-2 JHPS/KHPS2014 における各所得階級平均の世帯人員、世帯収入、世帯可処分所得
(比推定後)

| 等価世帯可処分所得階級 (万円) | 世帯人員 (人) | 世帯収入 (万円) | 世帯可処分所得 (万円) | |
|---------------------|-------------|--------------|-----------------|---------|
| I | ~139 | 1.81 | 133.68 | 116.15 |
| II | 139~183 | 2.05 | 253.59 | 221.32 |
| III | 183~217 | 2.18 | 331.51 | 284.04 |
| IV | 217~251 | 2.42 | 413.57 | 349.12 |
| V | 251~288 | 2.51 | 488.69 | 410.47 |
| VI | 288~331 | 2.75 | 594.22 | 491.53 |
| VII | 331~380 | 2.65 | 677.63 | 555.43 |
| VIII | 380~444 | 2.71 | 808.53 | 654.41 |
| IX | 444~569 | 2.83 | 1020.04 | 814.13 |
| X | 570~4605 | 2.45 | 1697.54 | 1293.16 |

出典：筆者作成

表 2-2 に示された JHPS/KHPS2014 の比推定後のデータで、課税前の等価世帯当初所得のジニ係数を算出すると、0.4656 であった。これは、2014 年に実施された厚生労働省「所得再分配調査」で報告されている等価（世帯）当初所得のジニ係数 0.4822 よりやや低い値である。そして、表 2-2 に示された JHPS/KHPS2013 の比推定後のデータにおける等価世帯可処分所得のジニ係数は、0.3263 であった。このジニ係数は、2014 年の「所得再分配調査」にて報告されている等価（世帯）可処分所得のジニ係数 0.3159 より若干高いが近い値である。

2.2 節で説明した方法に基づいて JHPS/KHPS2015 の標本の比推定を行った上で、等価世帯可処分所得で区分した 10 分位の各階級における平均世帯人員数、平均世帯収入、平均世帯可処分所得を示したのが、表 2-3 である。

表 2-3 JHPS/KHPS2015 における各所得階級平均の世帯人員、世帯収入、世帯可処分所得
(比推定後)

| 等価世帯可処分所得階級 (万円) | 世帯人員 (人) | 世帯収入 (万円) | 世帯可処分所得 (万円) | |
|---------------------|-------------|--------------|-----------------|---------|
| I | ~140 | 1.75 | 132.05 | 116.67 |
| II | 140~186 | 2.09 | 261.10 | 228.18 |
| III | 186~218 | 2.13 | 329.01 | 281.76 |
| IV | 218~256 | 2.54 | 428.27 | 363.63 |
| V | 256~295 | 2.63 | 512.39 | 428.56 |
| VI | 295~337 | 2.65 | 598.48 | 494.71 |
| VII | 337~383 | 2.51 | 668.10 | 546.73 |
| VIII | 383~453 | 2.69 | 810.86 | 655.48 |
| IX | 453~579 | 2.67 | 1007.05 | 799.95 |
| X | 580~4676 | 2.49 | 1670.60 | 1272.72 |

出典：筆者作成

表 2-3 に示された JHPS/KHPS2015 の比推定後のデータで、課税前の等価世帯当初所得のジニ係数を算出すると、0.4550 であった。これは、2014 年に実施された厚生労働省「所得再分配調査」で報告されている等価（世帯）当初所得のジニ係数 0.4822 よりやや低いに近い値である。そして、表 2-2 に示された JHPS/KHPS2015 の比推定後のデータにおける等価世帯可処分所得のジニ係数は、0.3200 であった。このジニ係数は、2014 年の「所得再分配調査」にて報告されている等価（世帯）可処分所得のジニ係数 0.3159 より若干高いに近い値である。

表 3-1、表 3-2、表 3-3 は、JHPS/KHPS2013、JHPS/KHPS2014、JHPS/KHPS2015 のそれぞれにおいて、現行制度の下での各世帯における税負担、社会保険料負担を推計し、各等価世帯可処分所得階級平均で示したものである。表 3-1、表 3-2、表 3-3 に示された税・社会保険料負担を基に、表 2-1、表 2-2、表 2-3 に示された可処分所得が計算されている。なお、JHPS/KHPS2014 を用いた表 3-2 と、JHPS/KHPS2015 を用いた表 3-3 は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

以下の 3.4 節からは、この表 3-1、表 3-2、表 3-3 に表された各世帯の税負担、社会保険料負担が、分析対象とする個人所得課税の改革によってどのように変化し、ジニ係数がどう変動するかを考察する。

表 3-1 JHPS/KHPS2013 における各所得階級平均の税・社会保険料負担（比推定後）

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.89 | 0.86 | 1.03 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.05 | 1.54 | 3.51 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.12 | 3.28 | 6.84 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.69 | 4.78 | 10.91 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.09 | 7.33 | 14.76 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.12 | 10.72 | 20.40 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.13 | 16.19 | 26.94 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 59.48 | 24.76 | 34.71 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 89.24 | 40.86 | 48.39 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 274.27 | 170.95 | 103.32 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 3-2 JHPS/KHPS2014 における各所得階級平均の税・社会保険料負担（比推定後）

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.73 | 0.63 | 1.10 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.04 | 1.63 | 3.41 | 27.23 | 19.17 | 7.73 | 0.33 |
| III | 9.89 | 3.10 | 6.79 | 37.58 | 25.46 | 11.55 | 0.57 |
| IV | 15.96 | 5.07 | 10.90 | 48.48 | 29.18 | 18.28 | 1.03 |
| V | 21.89 | 7.43 | 14.47 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 33.04 | 12.00 | 21.05 | 69.64 | 37.74 | 30.10 | 1.80 |
| VII | 43.44 | 17.13 | 26.31 | 78.76 | 40.46 | 36.24 | 2.06 |
| VIII | 62.34 | 26.89 | 35.45 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 93.17 | 43.90 | 49.26 | 112.75 | 57.01 | 52.63 | 3.11 |
| X | 272.15 | 170.40 | 101.75 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 3-3 JHPS/KHPS2015 における各所得階級平均の税・社会保険料負担（比推定後）

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.48 | 0.54 | 0.93 | 13.90 | 10.70 | 3.06 | 0.14 |
| II | 5.02 | 1.66 | 3.36 | 27.89 | 19.90 | 7.71 | 0.29 |
| III | 9.68 | 3.02 | 6.66 | 37.57 | 24.58 | 12.42 | 0.58 |
| IV | 15.58 | 4.94 | 10.64 | 49.05 | 30.55 | 17.56 | 0.94 |
| V | 23.38 | 7.69 | 15.69 | 60.45 | 33.32 | 25.74 | 1.39 |
| VI | 33.99 | 12.49 | 21.51 | 69.78 | 37.93 | 30.16 | 1.68 |
| VII | 43.62 | 16.88 | 26.74 | 77.75 | 38.41 | 37.10 | 2.25 |
| VIII | 62.76 | 26.89 | 35.87 | 92.62 | 48.18 | 42.01 | 2.43 |
| IX | 96.23 | 46.69 | 49.54 | 110.87 | 54.36 | 53.18 | 3.32 |
| X | 266.38 | 165.57 | 100.81 | 131.50 | 72.82 | 54.63 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

3.4 税制改正後のジニ係数

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）の標本を用いて、2013年所得から実施された個人所得課税の改革を行うと各世帯の税負担や社会保険料負担がどう変化し、その結果として世帯可処分所得がどう変化するかをマイクロシミュレーションした。2014年所得から実施された個人所得課税の改革についてはJHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）の標本を、2015年所得から実施された個人所得課税の改革についてはJHPS/KHPS2015（2013年所得を調査）の標本における結果も併せて見てみる。ここでのマイクロシミュレーションは、世帯構成や課税前収入が変わらないと仮定した上で、所得税および個人住民税のみが変更された場合に、税負担や社会保険料負担がどう変化するかを見たものである。制度が改革されるのは所得税および住民税のみで、社会保障制度は変更しないと仮定している。しかし、それと連動して社会保障制度において用いられる所得金額が変更になることから、社会保険料負担が変わりうる。本章の分析では、所得税および個人住民税の変更と連動して変化する社会保険料負担までは分析対象としている。

また、改革の効果を見極めるため、表 2-1 および表 3-1 で表された JHPS/KHPS2013 における等価世帯可処分所得で区分した 10 分位の各階級に属する世帯、表 2-2 および表 3-2 で表された JHPS/KHPS2014 における等価世帯可処分所得で区分した 10 分位の各階級に属する世帯、表 2-3 および表 3-3 で表された JHPS/KHPS2015 における等価世帯可処分所得で区分した 10 分位の各階級に属する世帯は、改革によって世帯可処分所得が変化するものの、改革前に属する所得階級でその改革効果を測ることとする。したがって、後述する各年の個人所得課税の改革の効果は、改革前に属する階級ごとに測って結果を示すものとする。

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において2013年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表 4 である。2013年所得から適用される個人所得課税の改革のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2013年税制改正後」と呼ぶことにする。その結果変化する等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、0.3239393 であった（表 5 参照）。改革前のジニ係数とこのジニ係数との差である Reynolds-Smolensky index は 0.0005727 となり、税制改革によって所得格差が縮まったことがわかる。その要因として、給与所得控除に上限が新設され、高所得者でも多く受けていた給与所得控除が縮小された分だけ、高所得層で増税になったことが考えられる。

また、改革前の税負担と社会保険料負担と比較して、改革後の税負担と社会保険料負担がどのように増減したかを示したのが、表 6-1 の“2012→2013”の列である。その変化額を各所得階級内平均で表している。正の値だと負担増、負の値だと負担減を意味する。表 6-1 に示されているように、2013 年所得から実施された個人所得課税の改革は、高所得層ほど増税額が大きい傾向がある。

表 4 JHPS/KHPS2013 における 2013 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.94 | 0.88 | 1.06 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.15 | 1.57 | 3.58 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.28 | 3.35 | 6.93 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.91 | 4.88 | 11.03 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.38 | 7.48 | 14.89 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.48 | 10.94 | 20.54 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.62 | 16.53 | 27.09 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 60.16 | 25.28 | 34.88 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 90.30 | 41.72 | 48.57 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 279.35 | 175.24 | 104.11 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 5 各税制改正の適用前と適用後の等価世帯可処分所得に基づくジニ係数および

Reynolds-Smolensky index

| | JHPS/KHPS 2013 | | JHPS/KHPS 2014 | | JHPS/KHPS 2015 | |
|------------|----------------|--------------------------|----------------|--------------------------|----------------|--------------------------|
| | ジニ係数 | Reynolds-Smolensky index | ジニ係数 | Reynolds-Smolensky index | ジニ係数 | Reynolds-Smolensky index |
| 税制改正前 | 0.3245120 | — | 0.3262686 | — | 0.3200423 | — |
| 2013年税制改正後 | 0.3239393 | 0.0005727 | — | — | — | — |
| 2014年税制改正後 | 0.3237927 | 0.0001466 | 0.3252649 | 0.0010037 | — | — |
| 2015年税制改正後 | 0.3235188 | 0.0002739 | 0.3252251 | 0.0000398 | 0.3200338 | 0.0000085 |
| 2016年税制改正後 | 0.3234281 | 0.0000907 | 0.3251006 | 0.0001245 | 0.3199306 | 0.0001032 |
| 2017年税制改正後 | 0.3233143 | 0.0001138 | 0.3249533 | 0.0001473 | 0.3198034 | 0.0001272 |
| 2018年税制改正後 | 0.3230030 | 0.0003113 | 0.3246688 | 0.0002845 | 0.3195075 | 0.0002958 |
| 2020年税制改正後 | 0.3230953 | -0.0000923 | 0.3246729 | -0.0000042 | 0.3195385 | -0.0000310 |
| 社会保障制度の調整後 | 0.3223393 | 0.0007559 | 0.3239878 | 0.0006851 | 0.3189071 | 0.0006314 |

出典：筆者作成

表 6-1 JHPS/KHPS2013 における各税制改正後の等価世帯可処分所得階級別世帯所得税・住民税額の変化額、世帯社会保険料の変化額の階級平均

| | 2012→2013 | | 2013→2014 | | 2014→2015 | | 2015→2016 | |
|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | 0.05 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 |
| II | 0.10 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| III | 0.17 | 0.00 | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| IV | 0.22 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| V | 0.28 | 0.00 | 0.04 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| VI | 0.36 | 0.00 | 0.04 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| VII | 0.50 | 0.00 | 0.07 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| VIII | 0.68 | 0.00 | 0.10 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| IX | 1.05 | 0.00 | 0.13 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.10 | 0.00 |
| X | 5.09 | 0.00 | 1.01 | 0.00 | 1.48 | 0.00 | 0.85 | 0.00 |

| | 2016→2017 | | 2017→2018 | | 2018→2020 | | 社会保障制度の調整後 | |
|------|-----------|------|-----------|-------|-----------|------|------------|-------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | 0.01 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | -0.10 | 0.28 | 0.03 | -0.65 |
| II | 0.00 | 0.00 | -0.02 | 0.00 | -0.26 | 1.08 | 0.11 | -1.35 |
| III | 0.00 | 0.00 | -0.11 | -0.02 | -0.20 | 0.93 | 0.11 | -1.08 |
| IV | 0.00 | 0.00 | -0.21 | -0.10 | -0.29 | 0.67 | 0.08 | -0.83 |
| V | 0.00 | 0.00 | -0.38 | -0.02 | -0.28 | 0.79 | 0.12 | -0.97 |
| VI | 0.00 | 0.00 | -0.39 | -0.05 | -0.24 | 0.50 | 0.09 | -0.62 |
| VII | 0.01 | 0.00 | -0.47 | -0.01 | -0.31 | 0.54 | 0.10 | -0.65 |
| VIII | 0.06 | 0.00 | -0.33 | -0.01 | -0.30 | 0.47 | 0.07 | -0.54 |
| IX | 0.26 | 0.00 | 0.13 | 0.00 | -0.27 | 0.50 | 0.10 | -0.62 |
| X | 0.92 | 0.00 | 2.17 | 0.00 | 2.57 | 0.34 | 0.07 | -0.36 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 6-2 JHPS/KHPS2014 における各税制改正後の等価世帯可処分所得階級別世帯所得税・住民税額の変化額、世帯社会保険料の変化額の階級平均

| | 2013→2014 | | 2014→2015 | | 2015→2016 | | 2016→2017 | |
|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | 0.05 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| II | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| III | 0.07 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| IV | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| V | 0.13 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| VI | 0.21 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| VII | 0.35 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 |
| VIII | 0.63 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.08 | 0.00 |
| IX | 1.07 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.14 | 0.00 | 0.24 | 0.00 |
| X | 6.78 | 0.00 | 0.32 | 0.00 | 1.03 | 0.00 | 1.12 | 0.00 |

| | 2017→2018 | | 2018→2020 | | 社会保障制度の調整後 | |
|------|-----------|-------|-----------|------|------------|-------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | -0.01 | 0.00 | -0.12 | 0.32 | 0.03 | -0.62 |
| II | -0.02 | -0.02 | -0.26 | 0.86 | 0.11 | -1.14 |
| III | -0.12 | -0.01 | -0.26 | 0.98 | 0.14 | -1.17 |
| IV | -0.24 | -0.01 | -0.19 | 0.79 | 0.09 | -0.87 |
| V | -0.23 | 0.00 | -0.20 | 0.69 | 0.10 | -0.79 |
| VI | -0.45 | -0.04 | -0.31 | 0.62 | 0.10 | -0.75 |
| VII | -0.45 | -0.03 | -0.25 | 0.52 | 0.08 | -0.63 |
| VIII | -0.51 | 0.00 | -0.29 | 0.50 | 0.07 | -0.59 |
| IX | 0.25 | 0.00 | -0.15 | 0.46 | 0.10 | -0.54 |
| X | 2.02 | 0.00 | 2.98 | 0.40 | 0.07 | -0.39 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 6-3 JHPS/KHPS2015 における各税制改正後の等価世帯可処分所得階級別世帯所得税・住民税額の変化額、世帯社会保険料の変化額の階級平均

| | 2014→2015 | | 2015→2016 | | 2016→2017 | | 2017→2018 | |
|------|-----------|------|-----------|------|-----------|------|-----------|-------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| II | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.05 | -0.03 |
| III | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.12 | -0.06 |
| IV | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.22 | -0.03 |
| V | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.39 | 0.00 |
| VI | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.45 | -0.01 |
| VII | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | -0.31 | 0.00 |
| VIII | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.08 | 0.00 | -0.47 | 0.00 |
| IX | 0.00 | 0.00 | 0.13 | 0.00 | 0.33 | 0.00 | 0.19 | 0.00 |
| X | 0.07 | 0.00 | 0.88 | 0.00 | 0.96 | 0.00 | 1.99 | 0.00 |

| | 2018→2020 | | 社会保障制度の調整後 | |
|------|-----------|------|------------|-------|
| | 税 | 保険料 | 税 | 保険料 |
| I | -0.11 | 0.42 | 0.04 | -0.71 |
| II | -0.22 | 0.73 | 0.07 | -0.95 |
| III | -0.24 | 0.83 | 0.11 | -1.06 |
| IV | -0.23 | 0.78 | 0.09 | -1.00 |
| V | -0.33 | 0.55 | 0.08 | -0.72 |
| VI | -0.45 | 0.71 | 0.15 | -0.93 |
| VII | -0.22 | 0.49 | 0.07 | -0.57 |
| VIII | -0.23 | 0.53 | 0.10 | -0.63 |
| IX | -0.01 | 0.45 | 0.08 | -0.52 |
| X | 2.07 | 0.62 | 0.12 | -0.68 |

単位：万円

出典：筆者作成

次に、JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において、譲渡所得課税の軽減税率を廃止した2014年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表7-1である。また、JHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）においてこの2014年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表7-2である。2014年所得から適用される個人所得課税の改革（まで）のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2014年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表7-2は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5（前掲）が示すように、2014年税制改正後はJHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3237927、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3252649となり、2013年税制改正後（KHPS2014の場合は税制改正前）と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexはJHPS/KHPS2013を用いた場合は0.0001466、JHPS/KHPS2014を用いた場合は0.0010037と、税制改革によって所得格差が縮小したことがわかる。また、表6-1および表6-2（各前掲）の“2013→2014”の列に示されているように、分離課税されている譲渡所得課税の税率引上げの影響を受けるのは、譲渡所得がある高所得層に限定されていることがわかる²。ただし、2013年はアベノミクスが始まり、株価が大幅に上昇しているやや特殊な年である。JHPS/KHPS2013を用いた場合とJHPS/KHPS2014を用いた場合で影響の規模が異なるのは、各年の株式市場の状況を反映しているためと考えられる。譲渡所得課税の所得再分配効果の規模としては、2012年所得に基づくJHPS/KHPS2013のほうが参考になる結果と思われる。

² JHPS/KHPS2014を用いた表6-2は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。なお、JHPS/KHPS2015を用いた表6-3も同様に、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

表 7-1 JHPS/KHPS2013 における 2014 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.94 | 0.88 | 1.06 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.15 | 1.57 | 3.58 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.32 | 3.37 | 6.94 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.91 | 4.89 | 11.03 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.42 | 7.52 | 14.90 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.52 | 10.97 | 20.55 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.69 | 16.59 | 27.11 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 60.26 | 25.36 | 34.89 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 90.43 | 41.83 | 48.60 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 280.36 | 176.05 | 104.31 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位:万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 7-2 JHPS/KHPS2014 における 2014 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.79 | 0.68 | 1.11 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.07 | 1.65 | 3.42 | 27.23 | 19.17 | 7.73 | 0.33 |
| III | 9.96 | 3.16 | 6.80 | 37.58 | 25.46 | 11.55 | 0.57 |
| IV | 16.05 | 5.14 | 10.91 | 48.48 | 29.18 | 18.28 | 1.03 |
| V | 22.02 | 7.53 | 14.49 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 33.25 | 12.16 | 21.09 | 69.64 | 37.74 | 30.10 | 1.80 |
| VII | 43.79 | 17.41 | 26.38 | 78.76 | 40.46 | 36.24 | 2.06 |
| VIII | 62.97 | 27.40 | 35.58 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.23 | 44.76 | 49.47 | 112.75 | 57.01 | 52.63 | 3.11 |
| X | 278.93 | 175.85 | 103.08 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位:万円

出典：筆者作成

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において、所得税の最高税率を引き上げた2015年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表8-1である。また、JHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）においてこの2015年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表8-2である。JHPS/KHPS2015（2014年所得を調査）においてこの2015年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表8-3である。2015年所得から適用される個人所得課税の改革（まで）のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2015年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表8-2と、JHPS/KHPS2015を用いた表8-3は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5が示すように、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3235188、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3252251、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.3200338となり、2014年税制改正後（KHPS2015の場合は税制改正前）と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexはJHPS/KHPS2013を用いた場合で0.0002739、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.0000398、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.0000085と総じて小さいことから、本章で用いたデータが超高所得者の所得分布を適切に反映しているとすれば、所得再分配効果は比較的小さいと考えられる。表6-1、表6-2、および表6-3（各前掲）の“2014→2015”の列に示されているように、最高税率引上げにより増税となるのは、第10十分位に限定されている。最高税率引上げによる所得再分配効果は、中低所得層には増税にならないようにしつつ限られた高所得層にだけ増税になるようにすることを通じて、所得格差を是正するという形で生じると考えられる。譲渡所得は、分離課税されているから、この最高税率の引上げ（総合課税される所得が対象）の影響は受けない。

表 8-1 JHPS/KHPS2013 における 2015 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.94 | 0.88 | 1.06 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.15 | 1.57 | 3.58 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.32 | 3.37 | 6.94 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.91 | 4.89 | 11.03 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.42 | 7.52 | 14.90 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.52 | 10.97 | 20.55 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.69 | 16.59 | 27.11 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 60.26 | 25.36 | 34.89 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 90.43 | 41.83 | 48.60 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 281.84 | 177.53 | 104.31 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位: 万円

出典: Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 8-2 JHPS/KHPS2014 における 2015 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.79 | 0.68 | 1.11 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.07 | 1.65 | 3.42 | 27.23 | 19.17 | 7.73 | 0.33 |
| III | 9.96 | 3.16 | 6.80 | 37.58 | 25.46 | 11.55 | 0.57 |
| IV | 16.05 | 5.14 | 10.91 | 48.48 | 29.18 | 18.28 | 1.03 |
| V | 22.02 | 7.53 | 14.49 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 33.25 | 12.16 | 21.09 | 69.64 | 37.74 | 30.10 | 1.80 |
| VII | 43.79 | 17.41 | 26.38 | 78.76 | 40.46 | 36.24 | 2.06 |
| VIII | 62.97 | 27.40 | 35.58 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.23 | 44.76 | 49.47 | 112.75 | 57.01 | 52.63 | 3.11 |
| X | 279.25 | 176.18 | 103.08 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位: 万円

出典: 筆者作成

表 8-3 JHPS/KHPS2015 における 2015 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.48 | 0.54 | 0.93 | 13.90 | 10.70 | 3.06 | 0.14 |
| II | 5.02 | 1.66 | 3.36 | 27.89 | 19.90 | 7.71 | 0.29 |
| III | 9.68 | 3.02 | 6.66 | 37.57 | 24.58 | 12.42 | 0.58 |
| IV | 15.58 | 4.94 | 10.64 | 49.05 | 30.55 | 17.56 | 0.94 |
| V | 23.38 | 7.69 | 15.69 | 60.45 | 33.32 | 25.74 | 1.39 |
| VI | 33.99 | 12.49 | 21.51 | 69.78 | 37.93 | 30.16 | 1.68 |
| VII | 43.62 | 16.88 | 26.74 | 77.75 | 38.41 | 37.10 | 2.25 |
| VIII | 62.76 | 26.89 | 35.87 | 92.62 | 48.18 | 42.01 | 2.43 |
| IX | 96.23 | 46.69 | 49.54 | 110.87 | 54.36 | 53.18 | 3.32 |
| X | 266.45 | 165.64 | 100.81 | 131.50 | 72.82 | 54.63 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

JHPS/KHPS2013(2012年所得を調査)において、給与所得控除の上限を引き下げた2016年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表9-1である。また、JHPS/KHPS2014(2013年所得を調査)においてこの2016年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表9-2である。JHPS/KHPS2015(2014年所得を調査)においてこの2016年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表9-3である。2016年所得から適用される個人所得課税の改革(まで)のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2016年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表9-2と、JHPS/KHPS2015を用いた表9-3は、Doi and Kurita(2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5が示すように、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3234281、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3251006、JHPS/KHPS2015を

用いた場合で 0.3199306 となり、2015 年税制改正後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky index は JHPS/KHPS2013 を用いた場合で 0.0000907、JHPS/KHPS2014 を用いた場合で 0.0001245、JHPS/KHPS2015 を用いた場合で 0.0001032 となり、同様に給与所得控除の上限を新設した 2013 年から適用の個人所得課税の改革の時のそれよりは、小さかった。

表 9-1 JHPS/KHPS2013 における 2016 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.95 | 0.89 | 1.06 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.15 | 1.57 | 3.58 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.32 | 3.37 | 6.94 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.91 | 4.89 | 11.03 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.42 | 7.52 | 14.90 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.52 | 10.97 | 20.55 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.69 | 16.59 | 27.11 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 60.26 | 25.36 | 34.90 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 90.53 | 41.90 | 48.62 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 282.69 | 178.18 | 104.51 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 9-2 JHPS/KHPS2014 における 2016 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.79 | 0.68 | 1.11 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.07 | 1.65 | 3.42 | 27.23 | 19.17 | 7.73 | 0.33 |
| III | 9.96 | 3.16 | 6.80 | 37.58 | 25.46 | 11.55 | 0.57 |
| IV | 16.05 | 5.14 | 10.91 | 48.48 | 29.18 | 18.28 | 1.03 |
| V | 22.02 | 7.53 | 14.49 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 33.25 | 12.16 | 21.09 | 69.64 | 37.74 | 30.10 | 1.80 |
| VII | 43.79 | 17.41 | 26.38 | 78.76 | 40.46 | 36.24 | 2.06 |
| VIII | 62.98 | 27.40 | 35.58 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.37 | 44.86 | 49.51 | 112.75 | 57.01 | 52.63 | 3.11 |
| X | 280.29 | 176.98 | 103.31 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 9-3 JHPS/KHPS2015 における 2016 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.48 | 0.54 | 0.93 | 13.90 | 10.70 | 3.06 | 0.14 |
| II | 5.02 | 1.66 | 3.36 | 27.89 | 19.90 | 7.71 | 0.29 |
| III | 9.68 | 3.02 | 6.66 | 37.57 | 24.58 | 12.42 | 0.58 |
| IV | 15.58 | 4.94 | 10.64 | 49.05 | 30.55 | 17.56 | 0.94 |
| V | 23.38 | 7.69 | 15.69 | 60.45 | 33.32 | 25.74 | 1.39 |
| VI | 33.99 | 12.49 | 21.51 | 69.78 | 37.93 | 30.16 | 1.68 |
| VII | 43.62 | 16.88 | 26.74 | 77.75 | 38.41 | 37.10 | 2.25 |
| VIII | 62.76 | 26.89 | 35.88 | 92.62 | 48.18 | 42.01 | 2.43 |
| IX | 96.36 | 46.79 | 49.57 | 110.87 | 54.36 | 53.18 | 3.32 |
| X | 267.33 | 166.32 | 101.01 | 131.50 | 72.82 | 54.63 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において、給与所得控除の上限を更に引き下げた2017年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表10-1である。また、JHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）においてこの2017年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表10-2である。JHPS/KHPS2015（2014年所得を調査）においてこの2017年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表10-3である。2017年所得から適用される個人所得課税の改革（まで）のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2017年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表10-2と、JHPS/KHPS2015を用いた表10-3は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5が示すように、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3233143、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3249533、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.3198034となり、2016年税制改正後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexはJHPS/KHPS2013を用いた場合で0.0001138、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.0001473、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.0001272となり、給与所得控除の上限を新設した2013年所得から適用の個人所得課税の改革（ただし、復興特別所得税と復興特別住民税の導入、退職所得等に係る個人住民税の額から税額の10%を控除する措置の廃止も併せて実施）の時のそれよりも小さいが、2016年所得から適用した給与所得控除の上限の引き下げの時のそれよりは大きいことがわかる。2016年と2017年の二度にわたり給与所得控除の上限を給与収入1000万円超で220万円まで引き下げたときのReynolds-Smolensky indexの合計は、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.0002045、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.0002718、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.0002304となり、これと比較しても2013年所得からの個人所得課税の改革のReynolds-Smolensky indexは大きかった。

表 10-1 JHPS/KHPS2013 における 2017 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.96 | 0.90 | 1.06 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.15 | 1.57 | 3.58 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.32 | 3.37 | 6.94 | 38.91 | 26.09 | 12.18 | 0.63 |
| IV | 15.91 | 4.89 | 11.03 | 48.77 | 30.13 | 17.70 | 0.95 |
| V | 22.42 | 7.52 | 14.90 | 55.58 | 31.33 | 22.97 | 1.28 |
| VI | 31.52 | 10.97 | 20.55 | 66.16 | 34.82 | 29.70 | 1.64 |
| VII | 43.70 | 16.59 | 27.11 | 76.24 | 40.38 | 33.91 | 1.96 |
| VIII | 60.32 | 25.41 | 34.92 | 90.11 | 44.46 | 43.02 | 2.63 |
| IX | 90.78 | 42.08 | 48.70 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 283.61 | 178.87 | 104.74 | 130.69 | 70.57 | 56.27 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 10-2 JHPS/KHPS 2014 における 2017 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.79 | 0.68 | 1.11 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.07 | 1.65 | 3.42 | 27.23 | 19.17 | 7.73 | 0.33 |
| III | 9.96 | 3.16 | 6.80 | 37.58 | 25.46 | 11.55 | 0.57 |
| IV | 16.05 | 5.14 | 10.91 | 48.48 | 29.18 | 18.28 | 1.03 |
| V | 22.02 | 7.53 | 14.49 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 33.25 | 12.17 | 21.09 | 69.64 | 37.74 | 30.10 | 1.80 |
| VII | 43.80 | 17.42 | 26.38 | 78.76 | 40.46 | 36.24 | 2.06 |
| VIII | 63.06 | 27.46 | 35.60 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.62 | 45.04 | 49.58 | 112.75 | 57.01 | 52.63 | 3.11 |
| X | 281.40 | 177.82 | 103.59 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 10-3 JHPS/KHPS2015 における 2017 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.48 | 0.54 | 0.93 | 13.90 | 10.70 | 3.06 | 0.14 |
| II | 5.02 | 1.66 | 3.36 | 27.89 | 19.90 | 7.71 | 0.29 |
| III | 9.68 | 3.02 | 6.66 | 37.57 | 24.58 | 12.42 | 0.58 |
| IV | 15.58 | 4.94 | 10.64 | 49.05 | 30.55 | 17.56 | 0.94 |
| V | 23.38 | 7.69 | 15.69 | 60.45 | 33.32 | 25.74 | 1.39 |
| VI | 33.99 | 12.49 | 21.51 | 69.78 | 37.93 | 30.16 | 1.68 |
| VII | 43.63 | 16.89 | 26.74 | 77.75 | 38.41 | 37.10 | 2.25 |
| VIII | 62.84 | 26.94 | 35.90 | 92.62 | 48.18 | 42.01 | 2.43 |
| IX | 96.69 | 47.02 | 49.66 | 110.87 | 54.36 | 53.18 | 3.32 |
| X | 268.28 | 167.03 | 101.25 | 131.50 | 72.82 | 54.63 | 4.05 |

単位:万円

出典：筆者作成

JHPS/KHPS2013 (2012 年所得を調査) において、配偶者控除と配偶者特別控除を見直した 2018 年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの 1 世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表 11-1 である。また、JHPS/KHPS2014 (2013 年所得を調査) においてこの 2018 年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表 11-2 である。JHPS/KHPS2015 (2014 年所得を調査) においてこの 2018 年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表 11-3 である。2018 年所得から適用される個人所得課税の改革 (まで) のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2018 年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014 を用いた表 11-2 と、JHPS/KHPS2015 を用いた表 11-3 は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表 5 が示すように、JHPS/KHPS2013 を用いた場合で 0.3230030、JHPS/KHPS2014 を用いた場合で 0.3246688、JHPS/KHPS2015 を

用いた場合で 0.3195075 となり、2017 年税制改正後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky index は JHPS/KHPS2013 を用いた場合で 0.0003113、JHPS/KHPS2014 を用いた場合で 0.0002845、JHPS/KHPS2015 を用いた場合で 0.0002958 となった。この値は、2016 年と 2017 年の 2 度にわたり給与所得控除の上限を引き下げたときのよりも大きいことがわかる。

表 11-1 JHPS/KHPS2013 における 2018 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.98 | 0.92 | 1.07 | 13.87 | 10.94 | 2.81 | 0.12 |
| II | 5.13 | 1.56 | 3.57 | 27.02 | 19.37 | 7.32 | 0.33 |
| III | 10.21 | 3.34 | 6.87 | 38.88 | 26.09 | 12.16 | 0.63 |
| IV | 15.71 | 4.82 | 10.89 | 48.68 | 30.12 | 17.61 | 0.95 |
| V | 22.04 | 7.40 | 14.64 | 55.56 | 31.33 | 22.95 | 1.28 |
| VI | 31.13 | 10.82 | 20.31 | 66.11 | 34.81 | 29.66 | 1.64 |
| VII | 43.24 | 16.35 | 26.88 | 76.24 | 40.38 | 33.90 | 1.96 |
| VIII | 59.99 | 25.25 | 34.74 | 90.10 | 44.46 | 43.01 | 2.63 |
| IX | 90.91 | 42.26 | 48.65 | 108.07 | 54.54 | 50.49 | 3.03 |
| X | 285.78 | 180.66 | 105.12 | 130.69 | 70.57 | 56.26 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 11-2 JHPS/KHPS2014 における 2018 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.78 | 0.68 | 1.11 | 15.79 | 12.34 | 3.33 | 0.13 |
| II | 5.05 | 1.65 | 3.40 | 27.21 | 19.17 | 7.71 | 0.33 |
| III | 9.84 | 3.12 | 6.72 | 37.57 | 25.46 | 11.54 | 0.57 |
| IV | 15.81 | 5.05 | 10.76 | 48.47 | 29.18 | 18.27 | 1.03 |
| V | 21.79 | 7.43 | 14.36 | 56.32 | 33.14 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 32.80 | 11.97 | 20.83 | 69.61 | 37.74 | 30.06 | 1.80 |
| VII | 43.35 | 17.24 | 26.11 | 78.73 | 40.46 | 36.20 | 2.06 |
| VIII | 62.55 | 27.20 | 35.35 | 91.78 | 47.41 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.86 | 45.32 | 49.54 | 112.75 | 57.01 | 52.62 | 3.11 |
| X | 283.42 | 179.46 | 103.96 | 132.23 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 11-3 JHPS/KHPS2015 における 2018 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.48 | 0.54 | 0.93 | 13.90 | 10.70 | 3.06 | 0.14 |
| II | 4.97 | 1.64 | 3.33 | 27.86 | 19.90 | 7.68 | 0.29 |
| III | 9.56 | 2.98 | 6.58 | 37.51 | 24.58 | 12.36 | 0.58 |
| IV | 15.36 | 4.86 | 10.50 | 49.02 | 30.55 | 17.53 | 0.94 |
| V | 22.99 | 7.55 | 15.45 | 60.44 | 33.32 | 25.74 | 1.39 |
| VI | 33.54 | 12.30 | 21.25 | 69.77 | 37.93 | 30.15 | 1.68 |
| VII | 43.32 | 16.73 | 26.58 | 77.75 | 38.41 | 37.10 | 2.25 |
| VIII | 62.37 | 26.69 | 35.69 | 92.62 | 48.18 | 42.01 | 2.43 |
| IX | 96.87 | 47.25 | 49.63 | 110.86 | 54.36 | 53.18 | 3.32 |
| X | 270.27 | 168.64 | 101.63 | 131.50 | 72.82 | 54.63 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において、2020年所得から適用される個人所得課税の改革が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表12-1である。また、JHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）においてこの2020年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表12-2である。JHPS/KHPS2015（2014年所得を調査）においてこの2020年所得から適用される個人所得課税の改革が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表12-3である。2020年所得から適用される個人所得課税の改革（まで）のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「2020年税制改正後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表12-2と、JHPS/KHPS2015を用いた表12-3は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5が示すように、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3230953、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3246729、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.3195385となり、2018年税制改正後と比べて上昇し、所得格差が拡大していることがわかる。Reynolds-Smolensky indexは負の値となっている。

その原因は、控除見直しに伴い「所得」が変動するからである。基礎控除を増やして給与所得控除や公的年金等控除を増やすと、課税所得は変わらないものの、社会保険料を計算する際に用いられる「所得」が変動する。「所得」には、給与所得控除と公的年金等控除は反映されるが、基礎控除等の所得控除は反映されない。給与所得控除や公的年金等控除が10万円減ると、社会保険料を計算する際の所得が10万円増えることになり、社会保険料負担が増えることになる。

表6-1、表6-2、表6-3の“2018→2020”の列に示されているように、税負担では第10十分位以外では減税となっているのにもかかわらず、社会保険料負担ではその減税額を上回る負担増になっている。特に、社会保険料の負担増は低所得層にも及んでいる。これが、所得格差を逆に拡大させる要因となっている。

そこで、2020年所得から適用の個人所得課税の改革で見直された控除と連動して、社会保険料を計算する際に用いられる「所得」が変動しないように、社会保障制度で調整する措置を追加して実施した場合を考える。ここでは、国民健康保険と後期高齢者医療の保険料軽

減措置の判定に用いられる所得、国民健康保険等の保険料算定に用いられる旧ただし書き所得、児童手当の所得制限の判定に用いられる所得、国民年金保険料の免除の判定に用いられる所得、介護保険第1号被保険者の保険料の所得段階区分の閾値を、それぞれ10万円引き上げるという内容である。

JHPS/KHPS2013（2012年所得を調査）において、上記のような社会保障制度の措置が更に実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、所得階級ごとの1世帯当たり平均として税負担や社会保険料負担を示したものが、表13-1である。また、JHPS/KHPS2014（2013年所得を調査）においてこの社会保障制度の措置が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表13-2である。JHPS/KHPS2015（2014年所得を調査）においてこの社会保障制度の措置が実施されたものとしてマイクロシミュレーションを試みた結果、同様に税負担と社会保険料負担の各階層平均を示したものが、表13-3である。この社会保障制度の措置（まで）のマイクロシミュレーションが実施された後の状態を「社会保障制度の調整後」と呼ぶことにする。なお、JHPS/KHPS2014を用いた表13-2と、JHPS/KHPS2015を用いた表13-3は、Doi and Kurita (2019b)において筆者が独自に分析した部分である。

等価世帯可処分所得で測ったジニ係数は、表5が示すように、JHPS/KHPS2013を用いた場合で0.3223393、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.3239878、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.3189071となり、2018年税制改正後と比べて低下した。所得格差是正のためには、基礎控除と給与所得控除・公的年金等控除の見直しのみならず、社会保障制度の見直しも合わせて行うことが重要であることがわかる。2020年税制改正後とあわせたReynolds-Smolensky indexはJHPS/KHPS2013を用いた場合で0.0006637、JHPS/KHPS2014を用いた場合で0.0006809、JHPS/KHPS2015を用いた場合で0.0006004となった。このReynolds-Smolensky indexの値は、JHPS/KHPS2014における2014年税制改正後を除けば、2013年から2018年における各税制改正後の中で最も大きく、2020年所得から適用の個人所得課税の改革は、社会保障制度の見直しも合わせて行った場合では、他の年に行われた改正よりも高い所得再分配効果を得ることがわかった。

表 12-1 JHPS/KHPS2013 における 2020 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.88 | 0.89 | 1.00 | 14.15 | 11.20 | 2.82 | 0.12 |
| II | 4.87 | 1.48 | 3.39 | 28.10 | 20.15 | 7.62 | 0.33 |
| III | 10.01 | 3.26 | 6.75 | 39.81 | 26.79 | 12.39 | 0.63 |
| IV | 15.42 | 4.72 | 10.69 | 49.35 | 30.64 | 17.76 | 0.95 |
| V | 21.76 | 7.30 | 14.46 | 56.35 | 31.88 | 23.19 | 1.28 |
| VI | 30.88 | 10.72 | 20.16 | 66.60 | 35.21 | 29.75 | 1.64 |
| VII | 42.93 | 16.22 | 26.70 | 76.78 | 40.79 | 34.03 | 1.96 |
| VIII | 59.69 | 25.10 | 34.59 | 90.58 | 44.80 | 43.15 | 2.63 |
| IX | 90.64 | 42.14 | 48.50 | 108.57 | 54.87 | 50.66 | 3.03 |
| X | 288.35 | 182.69 | 105.66 | 131.03 | 70.83 | 56.34 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 12-2 JHPS/KHPS2014 における 2020 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.66 | 0.64 | 1.02 | 16.12 | 12.59 | 3.40 | 0.13 |
| II | 4.79 | 1.56 | 3.23 | 28.07 | 19.78 | 7.95 | 0.33 |
| III | 9.58 | 3.03 | 6.55 | 38.55 | 26.22 | 11.76 | 0.57 |
| IV | 15.63 | 5.00 | 10.63 | 49.26 | 29.80 | 18.43 | 1.03 |
| V | 21.59 | 7.34 | 14.25 | 57.02 | 33.66 | 22.09 | 1.27 |
| VI | 32.50 | 11.84 | 20.65 | 70.23 | 38.14 | 30.29 | 1.80 |
| VII | 43.10 | 17.12 | 25.98 | 79.25 | 40.87 | 36.31 | 2.06 |
| VIII | 62.25 | 27.06 | 35.20 | 92.28 | 47.80 | 41.98 | 2.50 |
| IX | 94.71 | 45.29 | 49.42 | 113.21 | 57.36 | 52.73 | 3.11 |
| X | 286.40 | 181.76 | 104.63 | 132.63 | 71.04 | 57.57 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 12-3 JHPS/KHPS2015 における 2020 年税制改正後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.37 | 0.51 | 0.86 | 14.32 | 10.96 | 3.21 | 0.14 |
| II | 4.75 | 1.58 | 3.17 | 28.59 | 20.46 | 7.84 | 0.29 |
| III | 9.32 | 2.90 | 6.41 | 38.35 | 25.26 | 12.50 | 0.58 |
| IV | 15.13 | 4.79 | 10.34 | 49.81 | 31.21 | 17.65 | 0.94 |
| V | 22.66 | 7.44 | 15.22 | 61.00 | 33.76 | 25.85 | 1.39 |
| VI | 33.10 | 12.13 | 20.97 | 70.48 | 38.36 | 30.43 | 1.68 |
| VII | 43.10 | 16.64 | 26.47 | 78.24 | 38.74 | 37.25 | 2.25 |
| VIII | 62.14 | 26.59 | 35.56 | 93.15 | 48.64 | 42.08 | 2.43 |
| IX | 96.87 | 47.29 | 49.58 | 111.32 | 54.70 | 53.29 | 3.32 |
| X | 272.34 | 170.28 | 102.06 | 132.12 | 73.17 | 54.90 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 13-1 JHPS/KHPS2013 における社会保障制度の調整後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.91 | 0.90 | 1.02 | 13.50 | 10.71 | 2.67 | 0.12 |
| II | 4.98 | 1.52 | 3.46 | 26.74 | 19.16 | 7.25 | 0.33 |
| III | 10.12 | 3.30 | 6.82 | 38.73 | 25.99 | 12.11 | 0.63 |
| IV | 15.49 | 4.76 | 10.74 | 48.52 | 30.01 | 17.55 | 0.95 |
| V | 21.88 | 7.34 | 14.54 | 55.38 | 31.20 | 22.90 | 1.28 |
| VI | 30.97 | 10.75 | 20.22 | 65.99 | 34.73 | 29.62 | 1.64 |
| VII | 43.03 | 16.26 | 26.77 | 76.13 | 40.29 | 33.88 | 1.96 |
| VIII | 59.76 | 25.14 | 34.63 | 90.04 | 44.40 | 43.01 | 2.63 |
| IX | 90.74 | 42.18 | 48.56 | 107.95 | 54.47 | 50.44 | 3.03 |
| X | 288.42 | 182.73 | 105.69 | 130.67 | 70.54 | 56.26 | 3.86 |

単位：万円

出典：Doi and Kurita (2019a)を基に筆者修正

表 13-2 JHPS/KHPS2014 における社会保障制度の調整後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.69 | 0.65 | 1.04 | 15.50 | 12.10 | 3.27 | 0.13 |
| II | 4.90 | 1.60 | 3.30 | 26.92 | 18.98 | 7.61 | 0.33 |
| III | 9.72 | 3.08 | 6.65 | 37.38 | 25.34 | 11.47 | 0.57 |
| IV | 15.72 | 5.03 | 10.69 | 48.39 | 29.12 | 18.25 | 1.03 |
| V | 21.69 | 7.37 | 14.32 | 56.22 | 33.05 | 21.91 | 1.27 |
| VI | 32.60 | 11.88 | 20.72 | 69.48 | 37.64 | 30.04 | 1.80 |
| VII | 43.18 | 17.15 | 26.02 | 78.63 | 40.37 | 36.19 | 2.06 |
| VIII | 62.32 | 27.09 | 35.23 | 91.69 | 47.33 | 41.87 | 2.50 |
| IX | 94.81 | 45.32 | 49.48 | 112.66 | 56.93 | 52.62 | 3.11 |
| X | 286.47 | 181.80 | 104.67 | 132.24 | 70.78 | 57.43 | 4.03 |

単位：万円

出典：筆者作成

表 13-3 JHPS/KHPS2015 における社会保障制度の調整後の各所得階級平均の租税・社会保険料負担

| | 世帯所得税・住民税額 | | | 世帯社会保険料 | | | |
|------|------------|--------|--------|---------|-------|-------|------|
| | 合計 | 所得税 | 住民税 | 合計 | 医療介護 | 年金 | 雇用 |
| I | 1.41 | 0.52 | 0.88 | 13.60 | 10.46 | 3.01 | 0.14 |
| II | 4.83 | 1.60 | 3.22 | 27.64 | 19.73 | 7.62 | 0.29 |
| III | 9.43 | 2.94 | 6.49 | 37.29 | 24.42 | 12.28 | 0.58 |
| IV | 15.22 | 4.82 | 10.40 | 48.80 | 30.37 | 17.49 | 0.94 |
| V | 22.75 | 7.47 | 15.28 | 60.28 | 33.17 | 25.72 | 1.39 |
| VI | 33.24 | 12.17 | 21.07 | 69.55 | 37.77 | 30.10 | 1.68 |
| VII | 43.17 | 16.67 | 26.51 | 77.67 | 38.34 | 37.08 | 2.25 |
| VIII | 62.24 | 26.63 | 35.62 | 92.52 | 48.10 | 41.99 | 2.43 |
| IX | 96.95 | 47.33 | 49.62 | 110.80 | 54.30 | 53.18 | 3.32 |
| X | 272.46 | 170.33 | 102.13 | 131.44 | 72.75 | 54.63 | 4.05 |

単位：万円

出典：筆者作成

4 まとめと結論

本章では、2010年代に連続して行われたわが国の個人所得課税の改革の所得再分配効果を、マイクロシミュレーション分析を用いて考察した。

一連の改革をそれぞれの年に行われた税制改正ごとのジニ係数の変化で比較すると、2020年所得から適用の個人所得課税の改革（2018年度税制改正大綱で決まった2020年所得からの基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設）は、そこで見直される控除と連動して社会保障制度の調整を行うことで、他の年に行われた改正よりも高い所得再分配効果を得られるが、そのような個人所得課税の枠組みを超えた社会保障制度との整合性を確保する措置を行っていないならば、かえって所得格差を拡大させることが明らかになった。わが国では、個人所得課税で定義される所得が社会保険料の計算にも用いられていることから、個人所得課税の改革の影響が社会保障制度にも及ぶことを意識すべきである。特に、2020年所得から適用の個人所得課税の改革では、給与所得控除と公的年金等控除が減額される影響が社会保障制度に及ぶことから、その影響を調整しないと逆に所得格差を拡大させることが、本章の分析で示唆された。そうしたことから、2020年所得から適用の個人所得課税の改革を実施する際には、同時に社会保障制度での調整も必要である。

本章で分析対象とした2010年代に企図された個人所得課税の改革は、大半が所得控除の見直しだった。所得控除は、高所得者により多く税負担を軽減する効果が及ぶ。それらを縮小することで所得再分配効果を強めることはできる。しかし、表5にも示されたように、2010年代に企図された個人所得課税の改革をすべて実施し、社会保障制度との整合性を確保する措置も付随して行ったとしても、ジニ係数は0.325前後から約0.002低下する程度であり、所得再分配効果があるとはいえどもジニ係数の小数第3位以下で現れる効果でしかない。

わが国の個人所得課税において、所得再分配効果を強化するには、多用されている所得控除を税額控除に変えることが必要である。所得控除は、限界税率が適用される前の所得に適用されるため高所得者により多く税負担を軽減する効果が及ぶが、税額控除であれば限界税率が適用された後の所得から控除されるため、そのようなことが生じない。個人所得課税において所得控除を税額控除に変換する改革は、わが国では依然着手されていない。所得再分配効果を高めるためには、こうした個人所得課税改革は今後の課題として残されている。

参考文献

- 金田陸幸(2018)『個人所得課税の公平性と効率性：マイクロシミュレーションによる実証分析』日本経済評論社。
- 北村行伸・宮崎毅(2013)『税制改革のマイクロ実証分析』岩波書店。
- 高山憲之・白石浩介・川嶋秀樹(2009)「日本版 EITC の暫定試算」一橋大学世代間問題研究プロジェクトディスカッションペーパーNo.422.
- 田近栄治・八塩裕之(2006)「日本の所得税・住民税負担の実態とその改革について」,貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『経済格差の研究：日本の分配構造を読み解く』中央経済社,175-202 頁。
- 田近栄治・八塩裕之(2008)「所得税改革—税額控除による税と社会保険料負担の一体調整—」『季刊社会保障研究』第 44 巻第 3 号,291-306 頁。
- 土居丈朗(2010)「子ども手当で導入に伴う家計への影響分析—JHPS を用いたマイクロ・シミュレーション—」『経済研究』第 61 巻第 2 号,137-153 頁。
- 土居丈朗・朴寶美(2011)「所得税制改革が家計に与える影響—平成23年度税制改正大綱に関するマイクロ・シミュレーション」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム—所得格差に与える税社会保障制度の効果』慶應義塾大学出版会, 133-152頁。
- 土居丈朗(2016)「所得税の税額控除新設試案に関するマイクロ・シミュレーション」『三田学会雑誌』第 109 巻第 1 号,61-86 頁。
- 土居丈朗(2017)「わが国の所得税の控除が所得格差是正に与える影響—配偶者控除見直しに関するマイクロ・シミュレーション分析—」『経済研究』第 68 巻第 2 号,150-168 頁。
- Doi T. & Kurita H. (2019a). Income redistribution effect of sequential personal income tax reforms—A microsimulation analysis in Japan—, 75th Annual Congress of the International Institute of Public Finance (於：University of Glasgow)、2019 年 8 月。
- Doi T. & Kurita H. (2019b). Income redistribution effect of sequential personal income tax reforms—A microsimulation analysis in Japan—, 日本財政学会第 76 回大会 (於：横浜国立大学)、2019 年 10 月。
- Kawade M. (2018). National burden and economic inequality: Micro-simulation analysis. *Public Policy Review* vol.14, pp.245-265.

Ohno T., Nakazawa M., Kikuta K. & Yamamoto M. (2015). Comparison of taxes and social insurance premium burdens in household accounts, *Public Policy Review* vol.11, pp.547-571.

第5章 おわりに

本論文は、2010年代のわが国における個人所得課税改革について、第1章で全体を概観したのち、第2章から第4章で、それぞれの観点から経済学的な分析を行った。

第2章では、わが国の個人住民税における扶養控除廃止縮減による実質的な増税の実施前後の非耐久消費財への支出額を比較することで、扶養控除廃止縮減による実質的な増税が消費に与える影響を検証した。その結果、扶養控除廃止縮減による実質的な増税が消費に影響を与えていることを示す証拠は得られなかった。恒常所得仮説で説明できない行動は確認されなかったため、分析結果は恒常所得仮説と矛盾していないものであった。分析結果は、わが国の個人所得課税での控除見直しにおいて、恒常所得仮説が成り立つことに矛盾しないものであった。

第3章では、扶養控除額の変化が所得税の限界税率を通じて家計に与えた影響を、最適課税論の中心的パラメータであるETI (the elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax rate) およびEGI (the elasticity of gross income with respect to the net-of-tax rate) の形で表して検証した。その結果、ETI、EGIともに、給与所得者で中高年者の場合は、ETIが-1.8から-1.1程度、EGIが-1.1から-0.7程度の値として、統計的に有意にゼロではなく推定された。これは、扶養控除額の変化が家計が直面する限界税率の変化を通じて所得決定に影響を与えていたことを示唆している。

第4章では、2010年代に相次いで打ち出された、わが国における個人所得課税での一連の改革の所得再分配効果について、マイクロシミュレーションの手法を用いて分析した。一連の改革をそれぞれの年に行われた税制改正ごとのジニ係数の変化で比較すると、2018年度税制改正大綱における税制改正(2020年所得からの基礎控除、給与所得控除、公的年金等控除の見直し、所得金額調整控除の創設)は、そこで見直される控除と連動して社会保障制度の調整を行うことで、他の年に行われた改正よりも高い所得再分配効果を得られるが、そのような個人所得課税の枠組みを超えた社会保障制度との整合性を確保する措置を行っていないければ、かえって所得格差を拡大させることが明らかになった。また、本章で分析対象とした2010年代に企図された個人所得課税の改革をすべて実施し、社会保障制度との整合性を確保する措置も付随して行ったとしても、ジニ係数は一連の改革前の0.325前後から約0.002低下する程度であり、2010年代の個人所得課税での一連の改革による所得再分配効果は限定的であることが明らかになった。

このように、本論文では、2010年代のわが国における個人所得課税の効果について経済学的な分析を重ねていった。しかしながら、これまでの章で言及してきたように、本論文には今後の課題が多く残されている。わが国における個人所得課税は、基幹税の役割を担っており、社会的に果たしている役割は大きい。2020年代には、新型コロナウイルス感染症による影響も踏まえた個人所得課税のあり方が問われることになろう。本論文に残されている今後の課題を意識しながら、研究を続けていくことが重要である。