



PRI Discussion Paper Series (No.22A-05)

**2010年代における所得税改革の所得再分配効果
—各税制改正が与えた影響のマイクロシミュレーション分析—**

財務省財務総合政策研究所特別研究官／慶應義塾大学経済学部教授
土居 丈朗

2022年12月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではありません。

財務省財務総合政策研究所総務研究部
〒100-8940 千代田区霞が関3-1-1
TEL 03-3581-4111（内線5489）

2010年代における所得税改革の所得再分配効果 —各税制改正が与えた影響のマイクロシミュレーション分析—^{*1}

土居 丈朗^{*2}

要 約

本稿では、わが国で2010年代に実施された所得税制の累次にわたる改正（所得税改革）が、所得格差に及ぼす影響について、「日本家計パネル調査(JHSP/KHPS)」の個票データを用いたマイクロシミュレーション分析によって明らかにする。本稿で分析対象とした所得税改革には、給与所得控除の上限引下げ、配当・譲渡所得課税の軽減税率廃止、所得税の最高税率の引上げ、配偶者控除・配偶者特別控除の見直し、基礎控除の拡充・逓減消失化と給与所得控除と公的年金等控除の縮小などがある。

一連の所得税改革によって、等価世帯可処分所得のジニ係数は0.3278から0.3253に低下し、所得格差が縮小したことが確認された。また、各税制改正のうち所得再分配効果が最も大きいのは、2020年所得に対する税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正で、2013年所得に対する税制改正が次に大きかった。また、一連の所得税改革を通じた所得再分配効果の要因としては、税率効果よりも課税ベース効果の方が大きかった。ただ、ジニ係数の低下が限定的だったのは、一連の所得税改革で税額控除は拡大させず所得控除の縮小にとどまったためと考えられる。

キーワード：所得税改革、個人所得課税、所得再分配効果、所得控除、マイクロシミュレーション

JEL Classification: : H24, D31, H31

I. 本稿の狙い

本稿では、わが国で2010年代（2011～2020年）に実施された所得税制の累次にわたる改正（所得税改革）が、所得格差に及ぼす影響について、家計の個票データを用いたマイクロシミュレーション分析によって明らかにする¹⁾。

^{*1} 本稿は、東京財団政策研究所における「所得税改革のマイクロシミュレーション分析」プロジェクトの2018年度報告書(2019年3月)を基に、大幅に加筆修正したものである。2010年代のほぼ連年にわたり実施された所得税改革が世帯等価世帯可処分所得の格差に与えた影響を初めて分析したのは、同報告書であるが未公開であった。ただ、この内容を発展・拡張して執筆した土居(2021)やDoi and Kurita (2019)が、同報告書の内容を引用しており、引用元となる同報告書の内容を精査して必要な修正を施したものが、本稿である。同報告書の加筆修正にあたり、東京財団政策研究所の研究プログラム「所得税改革の経済分析」の研究成果の一部も用いている。ディスカッション・ペーパー検討会議において、財務総合政策研究所の大野太郎総括主任研究官と上田淳二総務研究部長から有益なコメントを頂いた。また、井堀利宏東京大学名誉教授、八田達夫アジア成長研究所理事長、吉野直行慶應義塾大学名誉教授からも多くの示唆を頂いた。記して謝意を表したい。なお、本稿の内容や意見はすべて筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。本稿における過誤はすべて筆者個人に帰するものである。

^{*2} 財務省財務総合政策研究所特別研究官、慶應義塾大学経済学部教授、東京財団政策研究所研究主幹（客員）

¹⁾ 本稿では、所得税制と称する場合、国税の所得税だけでなく、地方税の個人住民税(市町村民税の個人均等割・所得割、道府県民税の個人均等割・所得割)も含むものとする。

わが国の所得税制において、2010年代はほぼ連年のように税制改正が行われた10年間だった。その端緒は、麻生太郎内閣の下で2009年3月21日に衆議院で再可決の後成立した、所得税法等の一部を改正する法律（平成21年法律第13号）の附則第104条第3項一にあるとあってよい。そこには、「個人所得課税については、格差の是正及び所得再分配機能の回復の観点から、各種控除及び税率構造を見直し、最高税率及び給与所得控除の上限の調整等により高所得者の租税負担を引き上げるとともに、給付付き税額控除（給付と税額控除を適切に組み合わせて行う仕組みその他これに準ずるものをいう。）の検討を含む歳出面も合わせた総合的な取組の中で子育て等に配慮して中低所得者世帯の負担の軽減を検討すること並びに金融所得課税の一体化を更に推進すること。」と明記された²⁾。

この法律には、後に2009年9月16日に成立する鳩山由紀夫内閣を構成することになる民主党（当時）等の政党は反対したものの、2009年12月21日に鳩山内閣が閣議決定した「平成22年度税制改正大綱」にこの附則第104条を引き継ぐ方向性が打ち出された。そこでは、「累次の改正により、税率の引下げ・その適用範囲（ブラケット幅）の拡大が行われるとともに、各種控除の累次にわたる拡充によって課税最低限の引上げが行われてきており、所得再分配機能や財源調達機能が低下している状況」にあるとの認識が示された。その上で、「格差が拡大する中、所得税には所得再分配機能の発揮が求められて」おり、「累進構造を回復させる改革を行って所得再分配機能を取り戻す必要」との改革の方向性が示された。そして、具体的には、「所得控除から税額控除・給付付き税額控除・手当へ転換を進め」る方策を同大綱で明記し、実行に移した。

まず、従前の（旧）児童手当を改編し、子ども手当として2010年度から1人当たり月額1.3万円を支給することを先行して行い、所得税と（個人）住民税において、2011年所得から、年少扶養控除を廃止するとともに、16～18歳までの特定扶養親族に対する扶養控除を縮小することとした³⁾。

2010年代における所得税改革は、ここに党派を超えてその必要性が共通して認識されたわけだが、2012年12月に自民党と公明党が政権を奪還して成立する第2次安倍晋三内閣以降の所得税改革でも引き続き採用されたのは、税額控除への転換ではなく所得控除の縮小・改変だった。

そこで、本稿で焦点を当てる所得税改革は、所得税の所得再分配機能に着目し、2010年代を通じて縮小した所得控除を中心とする。確かに、2009～2012年における民主党政権期には、所得税の税制改正だけでなく給付の新設・拡充も行われた。しかし、所得再分配効果を要因分解する上で、税制による格差縮小と給付などの社会保障制度による格差縮小とを分ける見方が多用されている。本稿では、その視点に立って、給付による所得再分配の影響は敢えて織り込まず、所得税改革による効果だけに絞って考察することを目的とする。これまで、わが国における所得再分配効果として、所得税による所得再分配効果が小さいと指摘されてきただけに、2010年代における所得税改革が果たした役割についてこの点に焦点を絞って考察することには意義が見出せよう。

その観点から、本稿では、家計の個票データを用いた所得税制のマイクロシミュレーション分析を試みる。特に、Kasten, Sammartino and Toder (1994)が先駆的に開発した、家計の個票データの基準年を固定して所得税制だけを変更させて可処分所得等の変化を計測するというfixed income approachを採用することで、前述の目的に忠実に分析することができる。つまり、本稿におけるマイクロシミュレーションでは、給付や社会保障の制度は個票データの基準年の制度で固定しつつ、ほぼ連年にわたり実施された所得税改革による制度変更だけを反映させて、所得格差に与えた影響を分析する。

これまでも、わが国の所得税制を対象としたマイクロシミュレーション分析を行った文献には、

²⁾ これと同様の文言は、2008年12月12日に決定した自由民主党の「平成21年度税制改正大綱」にも、税制抜本改革の全体像の一部として、明記されている。ただし、その文言の部分は、「平成21年度税制改正の要綱」としては閣議決定されていない。

³⁾ 通常、税制改正の年次は、同時進行で審議され閣議決定された予算案の年度で表される。しかし、閣議決定された税制改正大綱の年次を用いると税制改正が適用された所得を稼得した年とはずれることがあるため、本稿では、当該税制改正が適用された所得を稼得した年（実施年）で年次を表すこととする。ただし、個人住民税は、金融所得等以外は前年所得に課税される点に注意されたい。

田近・古谷(2003, 2005)、阿部(2003)、田近・八塩(2006a, 2006b, 2008)、土居(2010, 2016, 2017, 2021)、土居・朴(2011)、北村・宮崎(2012)、Miyazaki and Kitamura (2016)、Miyazaki (2016)、高山・白石 (2016, 2017)、川出(2016)、金田(2018)、Ohno, Sakamaki, and Kojima (2021)、大野・今堀・小嶋(2022)などがあり、主に所得税制の所得再分配機能に焦点が当てられてきた⁴⁾。

所得税改革の効果分析は、家計の個票データを用いることが多く、個票データに基づき、制度変更が行われた時にどのような効果が生じるかを分析する手法として、わが国でも、前掲のようにマイクロシミュレーションが用いられている。

わが国の所得税制は、所得再分配機能の回復が課題とされている。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か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先行研究等で指摘されている。事実、財務省(2022)によると、2020年度の総務省『市町村税課税状況等の調』に基づくと、所得税において総合課税の対象となる収入が約270兆円ある中で、課税所得は約120兆円にとどまる。その差異である約150兆円は所得計算上の控除を含む意味で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67兆円、公的年金等控除が約13兆円と大きな位置を占めている。他方、適用されている税額控除は、約0.4兆円である。

そこで、本稿では、2010年代に実施されたわが国の所得税改革に焦点を当てて、各所得税制改正の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。分析するデータに、日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)を用いるとともに、所得課税・社会保険料の負担額の推計には土居(2010, 2016, 2017, 2021)の手法を踏襲する。JHPS/KHPSのデータについて土居(2010, 2016, 2017, 2021)の手法で推計された可処分所得の個票データは、Luxembourg Income Study (LIS) DatabaseやCross-National Equivalent File (CNEF)に収録され、国際的に提供されている。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節において、2010年代に実施された所得税改革の内容を概説する。第3節では、本稿で用いるデータと分析手法について説明し、第4節で所得税改革のマイクロシミュレーション分析の結果について説明し、第5節で一連の所得税改革の所得再分配効果の要因分析を行い、その結果を説明する。最後に第6節で結論を述べる。

II. 2010年代に実施された所得税改革

日本の所得税制は、1990年代以降長年大きな改革を行わないでいた。その転機となったのは、2011年所得に対して年少扶養控除が廃止され、特定扶養控除が縮小されたことと、2013年所得に対して給与所得控除の上限が新設されたことである(以下では、2013年所得に対する税制改正を、2013年税制改正と呼ぶ)。それ以降、所得控除の見直しや所得格差縮小のための措置が追加的に実施されるようになった。それを踏まえて、本稿では、2010年代に実施された所得税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。

本稿の分析対象となる所得税改革は以下の通りである⁵⁾。ここでは、税制改正が適用された所得を稼得した年(実施年)で年次を表している。

- ・2013年税制改正: 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)、復興特別所得税の導入、復興財源確保法に基づく個人住民税均等割の1000円加算、退職所得等に係る個人住

⁴⁾ 日本の所得税制を意識して、諸外国の税制に倣いながら仮想的な税制改革の効果进行分析する形でもマイクロシミュレーション分析も多数存在するが、本稿では列挙を割愛する。

⁵⁾ 前述の通り、2011年所得から適用された年少扶養控除の廃止と特定扶養控除の縮小は、給付の増額とセットで実施されたことから本稿では対象としない。

民税の額から税額の10%を控除する措置の廃止

- ・2014年税制改正: 配当・譲渡所得課税の軽減税率廃止 (税率10%→20%)
- ・2015年税制改正: 所得税の最高税率引上げ (4000万円超で45%)
- ・2016年税制改正: 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年税制改正: 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年税制改正: 配偶者控除・配偶者特別控除の見直し
- ・2020年税制改正: 基礎控除と給与所得控除と公的年金等控除の見直し、青色申告控除の見直し、所得金額調整控除の創設、寡夫控除の廃止とひとり親控除の新設と寡婦控除の改正⁶⁾

給付等の変更を伴わない所得税改革が始まるのは、2013年税制改正以降である。これは、民主党政権期に企画され、決定したものであるが、実施された時には第2次安倍内閣になっていた。前述の民主党政権期に実施された子ども手当を新設する代わりに、年少扶養手当を廃止するとともに16～18歳までの特定扶養控除を縮小した税制改正は、所得税制単体の税制改正ではなく給付の拡充と所得税制改正のパッケージであったことから、本稿での分析対象とはしないこととする。

2013年税制改正以降、給与所得控除の縮小、金融所得課税の一体化(軽減税率の廃止)、最高税率の引上げなど、連年のように所得税制の改正行われた。さらに、多様な働き方に中立的な仕組みに改めようとする問題提起がなされる中、2016年12月には、働きたい女性が就業調整を意識しなくて済む仕組みを構築する観点から、配偶者控除・配偶者特別控除の見直しが盛り込まれた。また、特定の発注者との関係が強いことから雇用の要素が強い働き方をしながら契約上は自営である「雇用的自営」という働き方や、フリーランスや子育てをしながら在宅で仕事を請け負うなど様々な形で働く人が増え、働き方が多様化していることを受けて、働き方改革を後押しするとともに、所得の種類に応じた控除を見直すことを狙いとして、2017年12月に政府は、給与所得控除と公的年金等控除を縮小するとともに、高額所得者を除く納税者全員に適用する基礎控除を拡大する所得税改革を2020年所得から適用することを決めた。

加えて、寡婦・寡夫控除は、離婚・死別であれば適用されるが、同じひとり親であっても未婚の場合は適用されず、婚姻歴の有無によって控除の適用が異なっていた。また、男性のひとり親と女性のひとり親で控除額が異なるなど、男女の間でも扱いが異なっていた。これを、2020年税制改正では、婚姻歴の有無を問わず控除が適用され、男女間の差異を縮める形で、寡婦控除を見直し、ひとり親控除を新設した。

このように、2010年代におけるわが国の所得税改革には、中立性の観点を動機として実施されたものもある。ただ、これらも、垂直的公平性の観点、つまり何らかの所得再分配効果をもたらしたと考えられる。そこで、前掲した2013年税制改正から2020年税制改正までの所得税改革がもたらした所得再分配効果に焦点を当てて家計の個票データを用いて分析することとする。特に、前掲のようにほぼ連年のように実施された税制改正のうち、どの税制改正がどの所得層にどのように租税負担に影響を与えて、どの程度の所得格差縮小の効果があったかを明らかにする。

III. 分析手法

III-1. 日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)の概要と可処分所得の推計方法

本稿では、「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」の個票データを用いる。厳密にいうと、元来、「日

⁶⁾ 土居(2021)や Doi and Kurita (2019)では、寡婦・寡夫控除の改廃やひとり親控除の新設は分析対象としていない。また、これらの先行研究が執筆された当時、2020年税制改正は未実施だったが、「平成30年度税制改正大綱」で決定していたことから、基礎控除と給与所得控除と公的年金等控除の見直し、青色申告控除の見直し、所得金額調整控除の創設は分析対象としていた。

本家計パネル調査(JHPS)」と「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」が存在していた。KHPSは、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点（現慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター）が2004年から毎年個人を対象に継続して実施されてきた調査である。JHPSは、同研究拠点が2009年から毎年個人を対象とした調査を開始したものである。2014年に、これまで別個の調査として実施・管理してきた旧JHPSと旧KHPSを統合し、「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」と名称を変更した。

JHPS/KHPSでは、調査対象者や他の世帯員の前年1年間の課税前収入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。調査は個人単位で行われているが、世帯全体に関して回答を求めている。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/KHPS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⁷⁾。本稿では、2013年以降の改正された所得税制がもたらす所得再分配効果を分析するため、一連の所得税改革の直前である2012年の所得を対象とする。2012年所得は、2013年1月に行われた旧JHPSの第5回調査（JHPS2013）と旧KHPSの第10回調査（KHPS2013）でデータが得られる。したがって、本稿では、JHPS2013とKHPS2013の個票データ（以下、JHPS/KHPS2013と称する）を用いて、前掲したfixed income approachに基づくマイクロシミュレーション分析を行う。特に、本稿で用いる個票データの回答は、両調査で1点を除いて完全に同一の質問に対するものである。両調査で異なる質問形式のものは、世帯員に対する就学・就業状況についての質問であるが、回答の求め方が異なるだけで同じことを問うているものとなっているため、分析に用いるデータとして支障はない。

土居(2010, 2016, 2017, 2021)では、JHPS/KHPSの標本での回答に基づき、所得税、個人住民税、社会保険料（医療保険、介護保険、年金保険、雇用保険）を推計して、世帯可処分所得を推計している。本稿も、その手法を踏襲する。推計方法の概要は以下の通りである。

JHPS/KHPSにおける各世帯の標本は、同居・別居を問わず家族構成が回答されており、各世帯員の生年・性別・回答者との続柄・就学・就業状況などがわかる。さらに、収入状況については、回答者本人、（いる場合には）その配偶者、その他の世帯員全員という形で、勤め先の収入、自営・事業・内職収入、家賃・地代収入、利子・配当金、仕送り金・受贈金の受け取り、公的年金、企業年金・個人年金、失業給付・育児休業給付、児童手当・児童扶養手当、生活保護給付、その他の収入と、11種類の収入ごとに回答している⁸⁾。加えて、退職金収入と有価証券の売却損益についても回答を得ている。ただし、後二者はどの世帯員の収入かがわからないため、退職金収入については、配偶者が前年のJHPS/KHPSの回答では就業だったが当年の回答では非就業だったときのみ配偶者の収入とし、それ以外は回答者本人の収入と仮定する。有価証券の売却損益は、世帯主のものと仮定する。

児童手当については、該当する子がいるにもかかわらず、児童手当・児童扶養手当の回答がない世帯があるため、次のように推計した。2012年における年齢や世帯構成（第1子、第2子、第3子以降）や世帯の所得状況に基づき、2012年における支給額を推計するとともに、この金額以下の金額の回答（無回答を含む）があった世帯は、推計した手当の支給額を採用し、上回った金額があった世帯は、児童扶養手当等も支給されているとみられるため、推計した金額ではなく回答通りの金額を採用した。

土居(2021)では、これらの収入を、所得税法の所得分類に基づき、総合課税されるものと分離課税されるものに分け、総合課税されるものについては、所得計算上の控除（給与所等控除と公的年金

⁷⁾ その利点を本稿で生かした点は、パネルデータとしてではないものの、生年など経年で変化しない値だが、当該年の回答で欠落したものを補完した点である。

⁸⁾ 土居(2021)と同様に、その他世帯員全員の収入は、合計額しか回答されていないため、当該収入を得る世帯員として該当しない収入を含めないようにして、以下のように按分する。勤め先の収入と自営・事業・内職収入は同居して就業しているその他世帯員で、公的年金と企業年金・個人年金は60歳以上の同居するその他世帯員で、家賃・地代収入、利子・配当金、仕送り金・受贈金の受け取り、その他の収入は同居する世帯員で、原則として均等に按分する。ただし、回答者の父母のように同居夫婦の場合、ともに就業していれば、総務省『家計調査』の勤労者世帯における集計表で、妻の就業状態、世帯類型別1世帯当たり1か月間の収入と支出や世帯主の年齢階級別1世帯当たり1か月間の収入と支出などに基づき、夫と妻の収入の（平均的な）構成比を年齢階級別に推計し、その構成比を用いて収入を按分している。

等控除)や所得控除を推計し、課税所得を推計する。本稿で適用している所得控除は、2012年所得に対するものとして、基礎控除、扶養控除(特定扶養控除(19歳以上23歳未満)、一般扶養控除、老人扶養控除(70歳以上))、配偶者控除、配偶者特別控除、寡婦・寡夫控除、医療費控除、社会保険料控除、青色申告特別控除である。その際、人的控除は各世帯員の属性から扶養関係を割り出して推計し、医療費控除はJHPS/KHPSの標本で回答されている医療費支出を基に推計し、社会保険料控除は後述のように推計された社会保険料に基づき推計している。

分離課税される退職所得は、JHPS/KHPSの標本で回答されている退職金収入から所定の退職所得控除を差し引いたのちに、退職所得の税率表に基づいて所得税の納付税額を推計している。退職所得控除には、勤続年数が考慮される。その勤続年数は、当該年における厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の年齢階級別性別平均勤続年数を、該当者の年齢・性別に応じて適用した。また、JHPS/KHPSの標本で回答されている利子・配当金と有価証券の売却益は、分離課税されるものと仮定し、所定の税率で所得税の納付税額を推計している。その際、2012年所得については、利子所得に対しては税率が20%で、配当所得と譲渡所得は税率が10%であった(復興特別所得税を除く)。しかし、JHPS/KHPSにおける利子・配当金の回答では、利子と配当金の構成比はわからない。そこで、本稿では、JHPS/KHPSの標本で回答されている世帯の貯金残高と有価証券残高を基に、1年定期預金(預入金額300万円未満)と普通預金の平均金利(出典:日本銀行『預金種類別店頭表示金利の平均年利率等』)の平均を貯金残高に乗じた額と、東証1部加重平均株式利回り(出典:東京証券取引所『統計月報』)を有価証券残高に乗じた額とで按分して、利子と配当金の額とし、それぞれに税率20%(所得税率15%、住民税率5%)と10%で(所得税率7%、住民税率3%)で課税されるものとして推計する⁹⁾。

社会保険料(被保険者分)は、各世帯員の就業状態(経営組織、事業内容、従業員規模)や所得の稼得状況等を踏まえて、加入する社会保険制度を推定し、各社会保険料(医療保険、介護保険、年金保険、雇用保険)の料率等の算式に基づいて推計している。その際、JHPS/KHPSでは各世帯の居住市町村のデータが利用可能であるため、国民健康保険料、介護保険料(第1号被保険者)、後期高齢者医療保険料、協会けんぽ保険料(医療・介護)は、居住地における保険料(率)を用いて推計している。各市町村における国民健康保険料に関する賦課ベース(方式)や料率等の情報は、厚生労働省『国民健康保険事業年報』の保険者別データから得られる。国民健康保険料は世帯単位での納付のため、(擬制)世帯主か所得の多い被保険者がまとめて支払うものとする。健康保険組合の保険料は、当該世帯員が属する組合はJHPS/KHPSの回答からは判別できないため、健康保険組合連合会が公表している全組合の決算に基づいて計算された平均保険料率(被保険者分)を用いている。共済組合の保険料も、当該世帯員が属する組合はJHPS/KHPSの回答からは判別できないため、財務省『国家公務員共済組合事業年報』の国家公務員共済の各組合の掛金率を年間平均組合員数で加重平均した率を用いている。また、各種社会保険料に適用される保険料軽減・免除の措置は、JHPS/KHPSの回答に基づいてその要件を満たすか否かを推定し、それに基づいて該当する世帯員に対して適用している。厚生年金は、60歳以上70歳未満でも一定の条件を満たせば加入義務があるため、その条件を満たすとJHPS/KHPSの回答から推計される世帯員は支払う厚生年金保険料を推計する。ただし、国民年金の60歳以上の任意加入は適用していない。また、JHPS/KHPSの回答に基づき年間収入が130万円未満(60歳以上の場合180万円未満)でかつ被用者保険の被保険者である世帯員の年間収入の2分の1未満であるなどの要件を満たす世帯員は被扶養者と推定している。JHPS/KHPSの標本で生活保護給付の回答がある世帯は、受給世帯が脱退することとなっている社会保険には加入しない取り扱いをしている。

そうして求められた課税所得に対して、所得税の限界税率表を適用し、所得税の算出税額を推計する。さらに、JHPS/KHPSの標本で回答されている住宅の取得時期や延べ床面積や住宅ローン残高のデータを用いて、住宅借入金等特別控除の金額を、税額控除として推計している。そして、所得税の算

⁹⁾ ただし、2014年税制改正で利子・配当金にはともに同じ税率で課税されることとなるため、後述するマイクロシミュレーションにおいてそれ以降その按分は適用していない。

出税額から同税額控除を差し引いて、各世帯員の所得税の納付税額を推計している。

同様に、住民税も（所得計算上の控除を含む）所得控除額を適用して課税所得を推計し、住民税の税率を適用して、住民税の算出税額を推計している。その際、居住市町村・都道府県で個人住民税について標準税率を超える超過課税をしている世帯には、超過税率で住民税の算出税額を推計している。また、税源移譲の影響に伴う住民税の調整控除（個々の納税者の人的控除の適用状況に応じて、住民税の所得割額から一定の額を控除するもの）を適用するとともに、住宅借入金等特別控除の使い残しについては住民税での控除も適用している。そして、住民税の算出税額から調整控除と住宅借入金等特別控除の金額を差し引いて、各世帯員の住民税の納付税額を推計している。

分析対象となる各同居世帯員の可処分所得（つまり所得課税・社会保険料負担額）が網羅的に推計できる標本のみを分析に含めることとした。回答者本人以外の同居世帯員が収入を得ていることが就業状況や年齢などから推測できるにもかかわらず、収入に関する回答がない標本は、本稿の分析に含めていない。

III-2. 分析標本と比推定

本稿では、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、JHPS/KHPS2013の標本を扱うことから、2010年と2015年の総務省『国勢調査』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, 2021)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の世帯数で除した値となる。『国勢調査』では、2010年は5184万2307世帯、2015年は5333万1797世帯であることから、JHPS/KHPS2013が対象となる2012年は5251万2577世帯と推計される。

この調整によって、調整係数をかけたJHPS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推計する。

III-3. マイクロシミュレーション分析

所得税改革が各世帯に与える効果を見極めるために、本稿ではマイクロシミュレーション分析を用いる。本稿で行うマイクロシミュレーションは、前述の通りfixed income approachを採用し、ある時期の家計の世帯構成や課税前収入、就業等の状態が変化しないと仮定して、所得税制のみが変化した場合に、各世帯の租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。前年の所得に課税・賦課される個人住民税や一部の社会保険料については、実際には翌年に納税・賦課しているが当年に納税・賦課されたものとして租税負担額、社会保険料負担額及び可処分所得を推計する。

また、本稿では所得税改革によって生じる所得再分配効果を見極めたいため、所得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ず、社会保障制度は変更しないと仮定して分析する¹⁰⁾。ただし、所得税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。本稿では、所得税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、所得税改革に伴って生じたジニ係数の変化を計測し

¹⁰⁾ この目的に沿うようにすべく、所得税制における住宅借入金等特別控除と個人住民税における超過課税については、2013年以降各年（度）で改正されているものの、それは本稿のマイクロシミュレーションでは反映しない。つまり、マイクロシミュレーションでは、2012年所得に適用された住宅借入金等特別控除や超過課税は変更させないこととする。なぜなら、住宅借入金等特別控除や超過課税による効果が混じると、II節で挙げた本稿対象の税制改正の効果が判別しにくくなるからである。

て、所得再分配効果を考察することとする。この効果の推計に際しては、等価世帯可処分所得（可処分所得の世帯合計を同居世帯員の平方根で除する）を用いる。

IV. 所得税改革の所得再分配効果

IV-1. 所得税改革前の所得分布

マイクロシミュレーション分析を試みる前に、分析対象とする所得税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所得税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、2013年1月のJHPS/KHPS2013の標本（5550標本）を、本稿の分析で用いることとする。Doi and Kurita (2019)と土居(2021)では5474標本だったが、JHPS/KHPS2013では生年や続柄が不詳だった同居世帯員の属性が、後年のJHPS/KHPSで判明するなどして、同居世帯員の所得が網羅的に把握できるようになった標本が追加的に分析対象に含められたことによる。

III-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十分位に区分した各所得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1である。以下の分析では、fixed income approachを採用していることから、この各所得階級に属する世帯の階級を固定する。

表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、0.4837であった¹¹⁾。これは、2014年の厚生労働省『所得再分配調査』における等価当初所得のジニ係数0.4822と近似している。

表1 等価世帯可処分所得階級別世帯人員、世帯課税前収入、世帯可処分所得の階級平均
(JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	等価世帯可処分所得階級	世帯人員	世帯収入	世帯可処分所得
I	～126	1.77	111.72	98.26
II	126～176	2.02	237.24	207.93
III	176～212	2.33	328.75	284.12
IV	212～251	2.53	415.31	354.73
V	251～286	2.46	481.37	405.25
VI	286～323	2.56	557.26	465.11
VII	323～374	2.78	674.89	556.32
VIII	374～436	2.70	779.79	634.51
IX	436～555	2.78	981.87	786.66
X	555～8426	2.60	1676.13	1282.47
平均		2.45	624.71	507.75
単位	万円	人	万円	万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

そして、表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、0.3278であった。このジニ係数は、2014年の『所得再分配調査』における等価世帯可処分所得のジニ係数0.3159より若干高い。この差異は、等価世帯当初所得のジニ係数がわずかに高いことが影

¹¹⁾ 当初所得とは、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)の合計額をいい、社会保障給付を含まない。厚生労働省『所得再分配調査』の定義に基づく。

響していると思われる。土居(2010)でも説明されているように、JHPS/KHPSの調査対象世帯は、所得再分配調査や国民生活基礎調査よりも相対的に所得の高い層が対象となっており、全国消費実態調査（現・全国家計構造調査）の所得分布に近いとされている。

次に、表2は、2012年所得に適用された所得税制の下での各世帯における租税負担（所得税、住民税）、社会保険料負担を推計したものである。表2に示された租税・社会保険料負担を基に、表1に示された可処分所得が計算されている。

以下では、この表2に表された各世帯の租税負担、社会保険料負担が、分析対象とする所得税改革によってどのように変化し、等価世帯可処分所得のジニ係数がどう変動するかを考察する。

表2 等価世帯可処分所得階級別世帯所得税・住民税額、世帯社会保険料の階級平均
(JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料			
	所得税	住民税		医療介護	年金	雇用	
I	1.37	0.59	0.78	12.09	10.25	1.73	0.11
II	4.19	1.31	2.88	25.13	18.20	6.63	0.29
III	8.60	2.67	5.93	36.03	23.25	12.09	0.69
IV	14.37	4.49	9.89	46.20	28.63	16.71	0.86
V	20.75	6.74	14.01	55.37	30.88	23.25	1.24
VI	28.50	9.71	18.80	63.65	33.61	28.45	1.59
VII	41.11	15.30	25.81	77.46	38.83	36.67	1.97
VIII	56.51	23.35	33.15	88.78	42.07	44.15	2.55
IX	87.10	39.99	47.10	108.12	52.53	52.56	3.03
X	259.56	159.94	99.63	134.10	69.46	60.72	3.91
平均	52.24	26.43	25.81	64.72	34.78	28.31	1.62

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2. 税制改正後のジニ係数

JHPS/KHPS2013の標本を用いて、2013年に実施された所得税改革を行うと各世帯の租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について、マイクロシミュレーションを行った。改革の効果を見極めるため、表1と表2で表されたJHPS/KHPS2013における等価世帯可処分所得で十分位に区分した各所得階層に属する世帯は、各税制改正によって世帯可処分所得が変化するものの、税制改正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、後述する各年の税制改正の効果は、税制改正前に属する所得階級ごとに測って結果を示すものとする。

IV-2-1. 2013年税制改正

2013年の所得税改革（2013年税制改正）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、租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3である。ここでの十分位は、fixed income approachを採用していることから、JHPS/KHPS2013において2012年所得に適用される所得税制と社会保険料に基づき推計された等価世帯可処分所得を基に確定した所得階級で固定する。つまり、全ての世帯は表1で属した所得階級と同じ階級に属する形で表されている（以下同様）。

その結果変化する等価世帯可処分所得のジニ係数は、0.3272294であった（表4参照）¹²⁾。Reynolds and Smolensky (1977)に基づき、税制改正前のジニ係数とこのジニ係数との差である Reynolds-

¹²⁾ 当然ながら、このジニ係数は、JHPS/KHPS2013での等価世帯可処分所得ではなく、税制改正を反映して変化した後の等価世帯可処分所得の小さい順に並び替えて測ったジニ係数である。

Smolensky indexをとると、0.0005964となり、税制改正によって所得格差が縮まったことがわかる。Reynolds-Smolensky indexは、正の値で大きいほど、改正前に比べて改正後のジニ係数が大きく低下することを意味するから、その税制改正の所得再分配効果が大きいことを意味する。逆に、Reynolds-Smolensky indexが負になるときは、むしろ税制改正後に所得格差が拡大していることを意味する。

表3 2013年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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013: 比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.40	0.60	0.80	12.09
II	4.28	1.34	2.94	25.13
III	8.74	2.73	6.02	36.03
IV	14.58	4.58	9.99	46.20
V	21.01	6.88	14.13	55.37
VI	28.84	9.91	18.92	63.65
VII	41.57	15.62	25.95	77.46
VIII	57.14	23.84	33.30	88.78
IX	88.12	40.85	47.28	108.12
X	264.89	164.37	100.53	134.10
平均	53.10	27.09	26.00	64.72

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

2013年税制改正で格差が縮小した要因として、給与所得控除に上限が新設され、高所得者ほど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、改革前の租税負担と社会保険料負担と比較して、改革後の租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5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おり、正の値は負担増、負の値は負担減を意味する。表5に示されているように、2013年税制改正によって高所得層ほど増税額が大きい傾向があることがわかる。ただし、等価世帯可処分所得が低い所得階級でも、復興特別所得税（基準所得税額の2.1%）の創設と復興財源確保法に基づき住民税の均等割を1000円加算する措置により、租税負担が増えた世帯があったことがわかる。

表4 各税制改正後の等価世帯可処分所得のジニ係数とReynolds-Smolensky index

	ジニ係数	Reynolds-Smolensky index
JHPS/KHPS2013	0.3278194	—
2013年税制改正	0.3272229	0.0005964
2014年税制改正	0.3270772	0.0001457
2015年税制改正	0.3270204	0.0000568
2016年税制改正	0.3269205	0.0000999
2017年税制改正	0.3267965	0.0001240
2018年税制改正	0.3264893	0.0003071
2020年税制改正	0.3266790	-0.0001897
社会保障制度の改正後	0.3252849	0.0013941

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

表5 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

十分位	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	0.038	0.000	0.120	0.000	0.000	0.000	0.006	0.000
II	0.088	0.000	0.128	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
III	0.144	0.000	0.062	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
IV	0.202	0.000	0.285	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
V	0.260	0.000	0.213	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VI	0.333	0.000	0.312	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VII	0.462	0.000	0.269	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
VIII	0.638	0.000	0.554	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
IX	1.026	0.000	0.754	0.000	0.000	0.000	0.115	0.000
X	5.330	0.000	1.772	0.000	0.513	0.000	0.888	0.000
平均	0.853	0.000	0.447	0.000	0.051	0.000	0.101	0.000

十分位	2016→2017		2017→2018		2018→2020		社会保障制度 の改正後	
	税	保険料	税	保険料	税	保険料	税	保険料
I	0.004	0.000	0.011	0.000	-0.082	0.560	0.065	-1.309
II	0.000	0.000	-0.011	0.000	-0.205	1.043	0.123	-1.999
III	0.000	0.000	-0.092	-0.009	-0.193	0.960	0.154	-2.033
IV	0.000	0.000	-0.208	-0.040	-0.247	0.662	0.116	-1.840
V	0.000	0.000	-0.364	-0.040	-0.246	0.594	0.128	-1.457
VI	0.000	0.000	-0.359	-0.043	-0.230	0.539	0.108	-1.210
VII	0.004	0.000	-0.497	-0.022	-0.299	0.393	0.108	-0.988
VIII	0.060	0.000	-0.370	-0.009	-0.230	0.256	0.099	-0.765
IX	0.253	0.000	0.224	0.000	-0.070	0.253	0.095	-0.688
X	0.986	0.000	2.151	0.000	2.798	0.202	0.034	-0.313
平均	0.131	0.000	0.049	-0.016	0.100	0.546	0.103	-1.260

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2-2. 2014年税制改正

次に、配当・譲渡所得課税の軽減税率を廃止した2014年の所得税改革（2014年税制改正）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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表6である。この税制改正後の等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように0.3270772となり、2013年税制改正実施後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexは0.0001457と、2013年税制改正のときのそれよりは小さい。表5の“2013→2014”の列に示されているように、分離課税されている配当・譲渡所得の税率引き上げの影響をみると、配当・譲渡所得が多い高所得層ではより多く（階級平均でみて）増税となっているものの、中低所得層でも配当・譲渡所得がある世帯にも増税が及んでおり、2013年税制改正のときよりも租税負担増となっている中低所得層があることがわかる。その意味で、所得格差の縮小効果が弱まっているといえる。他方、配当・譲渡所得に対する所得課税が分離課税であり、社会保険料の賦課ベースや軽減・免除要件には影響を与えないことから、この税制改正に伴う社会保険料の増減は生じていない。これは、表5の“2013→2014”の列にある保険料の改正前後の変化額が全所得階級でゼロとなっていることに現れ

ている¹³⁾。

表6 2014年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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.52	0.70	0.83	12.09
II	4.40	1.44	2.97	25.13
III	8.81	2.78	6.03	36.03
IV	14.86	4.81	10.05	46.20
V	21.23	7.05	14.17	55.37
VI	29.15	10.16	18.99	63.65
VII	41.84	15.84	26.00	77.46
VIII	57.70	24.29	33.41	88.78
IX	88.88	41.45	47.42	108.12
X	266.67	165.79	100.88	134.10
平均	53.54	27.45	26.09	64.72

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2-3. 2015年税制改正

所得税の最高税率を引き上げた2015年の所得税改革(2015年税制改正)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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表7である。税制改正後の等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3270204となり、2014年税制改正実施後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexは0.0000568と2013年・2014年税制改正よりも小さいことがわかる。表5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、十分位での第X階級に限定されている。なお、本稿の分析に用いた標本において、引き上げられた最高税率に直面する標本は、5550世帯中6世帯(6名)であった。金融所得(利子・配当・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。他方、表5の“2014→2015”の列にある保険料の改正前後の変化額が全所得階級でゼロとなっており、この税制改正に伴う社会保険料の増減は生じていない。

¹³⁾ なお、表5の“2012→2013”の列にある保険料の改正前後の変化額は、全所得階級でゼロと表示されているが、厳密に言えばごく少額の正の値になっている。それは、給与所得控除の減少によってごく一部の世帯で社会保険料負担が増加していることによる。例えば、国民健康保険料の所得割で住民税額を算定基準にしている市区町村に居住する世帯は、控除の見直しにより総合課税される住民税額が変化すると、国民健康保険料が変化し、支払う社会保険料が変化する。

表7 2015年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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.52	0.70	0.83	12.09
II	4.40	1.44	2.97	25.13
III	8.81	2.78	6.03	36.03
IV	14.86	4.81	10.05	46.20
V	21.23	7.05	14.17	55.37
VI	29.15	10.16	18.99	63.65
VII	41.84	15.84	26.00	77.46
VIII	57.70	24.29	33.41	88.78
IX	88.88	41.45	47.42	108.12
X	267.18	166.30	100.88	134.10
平均	53.60	27.50	26.09	64.72

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2-4. 2016年税制改正

給与所得控除の上限を引き下げた2016年の所得税改革(2016年税制改正)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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表8である。等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3269205となり、2015年税制改正実施後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexは0.0000999で、給与所得控除の上限を新設した2013年税制改正の時のそれよりも小さいがわかる。これは、2013年税制改正では給与収入が1500万円超の給与所得者に対して税制改正以前に上限なく与えられていた給与所得控除を一挙に減らしたことによる控除の減少の方が、2016年税制改正で影響を受ける給与収入が1200万円超の給与所得者に対する控除の減少よりも大きかったことが作用していると考えられる。

表8 2016年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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.53	0.70	0.83	12.09
II	4.40	1.44	2.97	25.13
III	8.81	2.78	6.03	36.03
IV	14.86	4.81	10.05	46.20
V	21.23	7.05	14.17	55.37
VI	29.15	10.16	18.99	63.65
VII	41.84	15.84	26.00	77.46
VIII	57.70	24.29	33.41	88.78
IX	88.99	41.54	47.45	108.12
X	268.07	166.99	101.08	134.10
平均	53.70	27.58	26.11	64.72

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

また、表5の“2015→2016”の列に示されているように、この控除上限の引下げによって十分位での第I階級でも（階級平均でみて）増税となっている。これは、多くの給与収入がありながら有価証券の売却損があって世帯全体でみると世帯可処分所得が負となっている世帯（標本数で5550世帯中18世帯）があり、それらの世帯が第I階級に属しているからである。

IV-2-5. 2017年税制改正

給与所得控除の上限をさらに引き下げた2017年の所得税改革(2017年税制改正)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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表9である。等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3267965となり、2016年税制改正実施後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexは0.0001240で、同様に給与所得控除の上限を新設した2013年税制改正時のそれよりも小さいが、2016年税制改正時よりも大きいことがわかる。これは、2017年税制改正で給与収入が1000万円超の給与所得者が給与所得控除の上限引下げの影響を受けることとなり、その対象者が増えたことによるものと考えられる。表5の“2016→2017”の列に示されているように、この控除上限の引下げによって、“2015→2016”の列と同様に第I階級でも（階級平均でみて）増税となるとともに、第VI階級（表5では小数第4位を四捨五入してゼロだが0.00037）より高い所得層で増税となっていることにも現れている。他方、2016年税制改正時に（階級平均でみて）増税となったのは、第VIII階級（表5の“2015→2016”の列では小数第4位を四捨五入してゼロだが0.00033）より高い所得層だった。

表9 2017年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、世帯社会保険料の階級平均（JHPS/KHPS2013：比推定後）

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.53	0.70	0.83	12.09
II	4.40	1.44	2.97	25.13
III	8.81	2.78	6.03	36.03
IV	14.86	4.81	10.05	46.20
V	21.23	7.05	14.17	55.37
VI	29.15	10.16	18.99	63.65
VII	41.85	15.84	26.00	77.46
VIII	57.76	24.33	33.43	88.78
IX	89.24	41.72	47.53	108.12
X	269.05	167.73	101.32	134.10
平均	53.83	27.68	26.15	64.72

単位：万円

（出所）JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2-6. 2018年税制改正

配偶者控除と配偶者特別控除を見直した2018年の所得税改革(2018年税制改正)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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表10である。税制改正後の等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3264893となり、2017年税制改正実施後と比べて低下した。Reynolds-Smolensky indexは0.0003071となった。この値は、2013年税制改正時に次ぐ大きさであることがわかる。

2018年税制改正では、配偶者特別控除の対象を拡大するとともに、配偶者控除と配偶者特別控除について合計所得金額が900万円超から逡減して1000万円超では消失することとした。表5の“2017→

2018”の列をみると、このことによって、第Ⅱ階級から第Ⅷ階級の中低所得層で（階級平均でみて）減税になっている一方、第Ⅸ階級と第Ⅹ階級で増税となっていることがわかる。第Ⅰ階級は、前述の通り、世帯等価可処分所得は負だが合計所得金額が多い世帯が直面する効果が支配的となって、（階級平均でみて）増税となっている。

表10 2018年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、世帯社会保険料の階級平均（JHPS/KHPS2013：比推定後）

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.54	0.71	0.83	12.09
II	4.39	1.43	2.96	25.13
III	8.71	2.74	5.97	36.02
IV	14.65	4.74	9.91	46.16
V	20.86	6.93	13.94	55.33
VI	28.79	10.00	18.79	63.60
VII	41.35	15.63	25.72	77.44
VIII	57.39	24.14	33.25	88.77
IX	89.47	41.96	47.51	108.12
X	271.20	169.46	101.74	134.10
平均	53.88	27.80	26.08	64.70

単位：万円

（出所）JHPS/KHPS2013より筆者作成

この税制改正によって、社会保険料負担が減少する世帯が現れた（標本数で5550世帯中18世帯）。それは、配偶者特別控除の適用額が改正前より増えたことにより、国民健康保険の保険料の賦課ベースが2012年当時市町村民税所得割となっていた市町村に居住し国民健康保険加入者がいる世帯で国民健康保険料の軽減が受けられるようになったり、国民年金の保険料（一部）免除が受けられるようになったりしたことによる。これは、表5の“2017→2018”の列にある保険料の改正前後の変化額が、第Ⅲ階級から第Ⅷ階級と中間所得層で負になっていることに現れている。この社会保険料負担の変化も、前掲の等価世帯可処分所得のジニ係数に効果として含まれている。この税制改正は、女性の就労に中立的な仕組みを構築する観点から見直しが行われたものだが、こうした所得再分配効果も生じていたと考えられる。

IV-2-7. 2020年税制改正

給与所得控除・公的年金等控除から基礎控除への振替、基礎控除の逡減・消失化、給与所得控除の上限引下げ、公的年金等控除の適正化を盛り込んだ2020年の所得税改革(2020年税制改正)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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表11である¹⁴⁾。税制改正後の等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3266790となり、2018年税制改正実施後と比べて上昇し、所得格差が拡大していることがわかる。Reynolds-Smolensky indexは-0.0001897と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減らすと、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

¹⁴⁾ 当然ながら、fixed income approachを採用している本稿では、現実の2020年所得を用いていない。したがって、新型コロナウイルス感染症の感染拡大に伴う経済活動の制約や1人一律10万円を支給した特別定額給付金の影響は、この結果には含まれない。

「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、社会保障制度を変更しない限り、対象者の社会保険料負担が増えることになる。

表11 2020年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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額		世帯社会保険料
	所得税	住民税	
I	1.46	0.68	12.65
II	4.19	1.36	26.17
III	8.52	2.67	36.98
IV	14.41	4.64	46.83
V	20.62	6.83	55.92
VI	28.56	9.91	64.14
VII	41.05	15.51	77.83
VIII	57.16	24.03	89.03
IX	89.40	41.96	108.37
X	274.00	171.63	134.30
平均	53.98	27.95	65.25

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

表5の“2018→2020”の列に示されているように、租税負担では、給与所得者や年金所得者以外にとっては基礎控除の増額による効果があることから、第X階級以外では(階級平均でみて)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。

ここで、第X階級で(階級平均でみて)増税となっているのは、2020年税制改正において、基礎控除について合計所得金額が2400万円超から逡減して2500万円超では消失することとしたことや、給与所得控除について850万円超の給与収入に対する控除上限を195万円に引き下げたこと(ただし、23歳未満の扶養親族等を有する者は所得金額調整控除を用いて事実上非適用)や、公的年金等控除にも控除上限が新設されたことが影響していると考えられる。高所得層に対する所得控除の縮小の効果は、表5からも観察される。

他方、社会保障制度を変更しないことを前提とした2020年税制改正に伴う社会保険料の負担増については、低所得層にも及んでいることが、表5に示されている。これが、所得格差を逆に拡大させる要因となっている。このように、所得税制と社会保障制度は、保険料算定や軽減・免除の要件などを通じて、密接に関わっていることがわかる。所得格差縮小を図るならば、所得税制と連動している社会保障制度も合わせて改正しなければならない。

現に、連動している社会保障制度の改正も行われた。それは、2020年税制改正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である。具体的には、本稿のマイクロシミュレーションと関係あるものとして、後期高齢者医療の保険料軽減措置の判定基準(所得の閾値、以下同様)、国民健康保険の保険料軽減の判定基準、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基準、国民年金保険料の免除の判定基準、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があり、それぞれ10万円引き上げられた。

表12 2020年税制改正に対応した社会保障制度の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、世帯社会保険料の階級平均 (JHPS/KHPS2013：比推定後)

十分位	世帯所得税・住民税額			世帯社会保険料
	所得税	住民税		
I	1.53	0.71	0.82	11.34
II	4.31	1.41	2.91	24.17
III	8.68	2.73	5.95	34.95
IV	14.52	4.69	9.83	44.99
V	20.75	6.88	13.87	54.47
VI	28.67	9.96	18.71	62.93
VII	41.16	15.55	25.61	76.84
VIII	57.26	24.07	33.18	88.26
IX	89.49	42.01	47.49	107.68
X	274.04	171.66	102.38	133.99
平均	54.08	27.99	26.09	63.99

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

2020年税制改正と合わせて上記のような社会保障制度の改正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、所得階級ごとの1世帯当たり平均として租税負担や社会保険料負担を示したものが、表12である。等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4が示すように、0.3252849となり、2018年税制改正実施後（2020年税制改正実施前）と比べても低下している。2020年税制改正実施後と比べたこのときのReynolds-Smolensky indexは0.0013941であり、2020年税制改正とあわせたReynolds-Smolensky index（2018年税制改正実施後と比べたReynolds-Smolensky index）は0.0012044となった。この値は、2013～2020年における各税制改正の中で最も大きいことがわかる。

表5の“社会保障制度の改正後”の列に示されているように、この社会保障制度の改正に伴い、2020年税制改正のみ実施したときと比べて社会保険料負担が減った一方、それにより社会保険料控除が減って所得税・住民税が増えるという効果が生じている。ここで、社会保険料負担が減っている主因は、給与収入や公的年金等収入以外が主な収入源となっている個人は、所得計算上の控除の減少に伴う効果はないものの、旧ただし書き所得の計算において控除が10万円増えたことで国民健康保険料等の賦課ベースが減ったことや、介護保険料の第1号保険料の所得段階区分の閾値が変更になって保険料が減ったことが挙げられる。他方、後期高齢者医療制度の保険料の賦課ベースで、所得計算上の控除が減ったものの高齢者特別控除は15万円のまま据え置かれたことなどが影響して、同保険料負担が増えた個人も存在していた。

2018年税制改正実施後と、2020年税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正が行われた後とを比較して、租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13の“2018→社会保障制度の改正後”の列である。これによると、租税負担は第VIII階級までが（階級平均でみて）減税で、第IX階級と第X階級では増税となっている。他方、社会保険料負担は全階級で負担減となっていて、低所得層ほど負担減が大きい傾向があることがわかる。2020年税制改正で所得税制の控除が増えた世帯で、減税になるとともに、社会保険料負担が賦課ベースとなる所得の減少に伴い減っており、その社会保険料負担の減少に伴う社会保険料控除の減少の影響よりも2020年税制改正による所得税制の控除の増加の影響が上回っていることが背景にあると考えられる。

このように、所得格差縮小のためには、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、連動している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。

表13 2020年税制改正と合わせた社会保障制度改正後と一連の所得税改革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

十分位	2018→社会保障制度 の改正後		2012→社会保障制度 の改正後	
	税	保険料	税	保険料
I	-0.017	-0.749	0.162	-0.749
II	-0.082	-0.956	0.123	-0.956
III	-0.039	-1.074	0.075	-1.082
IV	-0.131	-1.178	0.148	-1.217
V	-0.118	-0.864	-0.008	-0.904
VI	-0.122	-0.671	0.165	-0.714
VII	-0.191	-0.595	0.048	-0.617
VIII	-0.131	-0.508	0.752	-0.518
IX	0.024	-0.435	2.396	-0.435
X	2.832	-0.111	14.471	-0.111
平均	0.203	-0.714	1.834	-0.730

単位：万円

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

IV-2-8. 2010年代の所得税改革が各所得階級に与えた効果

最後に、これら一連の所得税改革を合計してみたときに、各所得階級に与えた効果を整理しよう。表13の“2012→社会保障制度の改正後”には、表5に記された各税制改正での租税負担と社会保険料負担の変化額を合計した金額が示されている。これが、一連の所得税改革前の状態から2020年税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正が行われた後とを比較した変化を捉えたものである。

表13の“2012→社会保障制度の改正後”の列をみると、租税負担は、第V階級を除いて（階級平均でみて）増税となっているが、第IX階級と第X階級は全階級平均（表13の最下行）よりも多く増税となっている。第V階級で減税となっているのは、表5によると、2018年税制改正において（階級平均でみて）減税幅が大きいことが作用していて、配偶者特別控除の対象拡大によって控除額が増えた世帯が多いことが考えられる。同様に、第VIII階級も2018年税制改正において（階級平均でみて）減税幅が大きく、表13において高所得層でありながら増税幅が小さい結果に影響を与えている。

一連の所得税改革が第X階級に与えた効果は、（階級平均でみて）14.471万円の増税だったことが、表13からわかる。それだけ最高所得層に集中的に広義の所得控除の減少を通じた増税が実施されたといえる。

一連の所得税改革によって、等価世帯可処分所得のジニ係数は、表4にあるように、改革前の0.3278193から0.3252849へと低下した。表4によると、各税制改正の中で所得再分配効果が最も大きかったのは、2020年税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正であった。その背景で作用した所得再分配効果は、IV-2-7節で述べた通りである。次いで所得再分配効果が最も大きかったのは、2013年税制改正だった。

しかし、このジニ係数の低下幅は0.0025345と大きいとはいえない。ジニ係数でみて小数第3位以下で現れる効果でしかない。確かに、一連の所得税改革は、所得格差を縮小する効果があったが、田近・八塩(2006a)や土居(2016)などの先行研究で所得格差縮小効果が大きいと指摘される税額控除への変換は行われず、広義の所得控除の変更が税制改正では主であったことから、その縮小効果は限定的なものにとどまったと考えられる。

V. 所得再分配効果の要因分解

前節では、各税制改正がもたらした所得再分配効果をジニ係数で測って示した。本節では、このジニ係数の変化が、どのような要因でどの程度生じたかを分析する¹⁵⁾。所得再分配効果の要因分解は、Pfähler (1990)と Lambert (2001)が提案した手法を用いる。この手法を用いた要因分解を用いた先行研究には、Kristjánsson (2013)やそれに倣った Miyazaki and Kitamura (2016)、Miyazaki (2016)などがある。

ただ、本稿では社会保障制度を原則不変として所得税制の所得再分配効果を分析しているため、再分配が所得税制と社会保険料を通じて起きていることを明示的に分けて、所得税制による再分配効果が峻別できるようにする必要がある¹⁶⁾。

そこでまず、Pfähler (1990)と Lambert (2001)が提案したように、再分配前所得 (X) のジニ係数 G_X と再分配後所得 (Z) のジニ係数 G_Z の差をとることで、再分配政策によるジニ係数の変化を表す Reynolds-Smolensky index を $\Pi_{Z,X}$ と表すと、

$$\Pi_{Z,X} = \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma} \Pi_{X-D-T,X-D} + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma} \Pi_{X-D-S,X-D} - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} \Pi_{X-D,X} + RR \quad (1)$$

が成り立つ。ここで、 D は広義の所得控除、 T は所得課税負担額 (所得税・住民税)、 S は社会保険料負担額で、 RR は順位移動効果である¹⁷⁾。 $X-D$ は課税所得、 $X-D-T$ は課税所得から所得課税負担額を控除したもの、 $X-D-S$ は課税所得から社会保険料負担額を控除したものを意味する。 g は課税前収入に対する所得課税負担額の比率、 σ は課税前収入に対する社会保険料負担額の比率、 δ は課税前収入に対する課税所得の比率である。 $\Pi_{X-D-T,X-D}$ は課税所得のジニ係数 G_{X-D} と所得課税負担額控除後の課税所得 G_{X-D-T} の差を表す Reynolds-Smolensky index、 $\Pi_{X-D-S,X-D}$ は G_{X-D} と社会保険料負担額控除後の課税所得 G_{X-D-S} の差を表す Reynolds-Smolensky index、 $\Pi_{X-D,X}$ は再分配前所得のジニ係数 G_X と課税所得 G_{X-D} の差を表す Reynolds-Smolensky index である。(1)式の導出は、本稿補論を参照されたい。

本稿では、先行研究に従い、(1)式右辺の第1項と第2項を税率効果 (rate effect)、第3項を課税ベース効果 (base effect) と呼ぶ。つまり、税制改正による所得再分配効果は、税率の変更に伴う効果と、課税ベースの変更に伴う効果とに分けられるということである。ただ、本稿では税率効果を、所得課税と社会保険料に分解しているため、(1)式右辺の第1項を所得課税の税率効果 (略して所得税率効果)、第2項を保険料率効果と呼ぶこととする。IV-2-1節で言及した Reynolds-Smolensky index の意味からして、所得税率効果も保険料率効果も、正の値は再分配によって所得格差縮小、負の値は格差拡大を意味する。他方、課税ベース効果は、Reynolds-Smolensky index にかかる係数の符号が負であることに注意すると、正の値は課税所得で格差が拡大するが、これにより累進課税されてより大きく再分配後所得の格差が縮小することを意味し、負の値はその逆で再分配後所得の格差が拡大することを意味する。

(1)式を基に、一連の所得税改革前の2012年所得と、各税制改革が実施された後とで、これらの効果がどう変化したかを推計した。その結果は、表14の通りである。本稿では fixed income approach を採っているため、再分配前所得のジニ係数はいずれも JHPS/KHPS2013 の課税前収入のジニ係数で、0.3523191 である。

¹⁵⁾ この節の分析は、東京財団政策研究所「所得税改革のマイクロシミュレーション分析」プロジェクトの2018年度報告書や Doi and Kurita (2019)には含まれていない。

¹⁶⁾ Kristjánsson (2013)、Miyazaki and Kitamura (2016)、Miyazaki (2016)は、所得課税と社会保険料の効果は分けずに分析している。他方、これらの先行研究では、所得再分配効果に税額控除効果 (credit effect) が含まれているが、本稿での分析対象とした所得税改革では税額控除の変更はなかったため、(1)式には含めていない。

¹⁷⁾ ここで、 $RR \equiv -R_Z + \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma} (R_{X-D-T} - R_{X-D}) + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma} (R_{X-D-S} - R_{X-D}) - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} R_{X-D}$ と定義される。

表14 所得再分配効果の要因分解

	$\Pi_{z,x}$	所得税率効果	保険料率効果	課税ベース効果	順位移動効果
JHPS/KHPS2013	0.0244998	0.0092512	-0.0337088	0.0497564	-0.0007991
2013年税制改正	0.0250962	0.0094538	-0.0338123	0.0502791	-0.0008245
2014年税制改正	0.0252419	0.0093437	-0.0338460	0.0505450	-0.0008009
2015年税制改正	0.0252987	0.0093809	-0.0338488	0.0505678	-0.0008011
2016年税制改正	0.0253986	0.0094192	-0.0338917	0.0506810	-0.0008098
2017年税制改正	0.0255226	0.0094619	-0.0339498	0.0508320	-0.0008216
2018年税制改正	0.0258298	0.0094709	-0.0344905	0.0516761	-0.0008269
2020年税制改正	0.0256401	0.0099711	-0.0356479	0.0518641	-0.0005814
社会保障制度の改正後	0.0270342	0.0100438	-0.0328639	0.0506988	-0.0008727

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

表14によると、全体の所得再分配効果 $\Pi_{z,x}$ は、第4節でみたように、税制改正を重ねるごとに所得再分配効果が大きくなっていることを示している。つまり、各税制改正の効果が累積してゆく姿が、表14には現れている。

ただ、その効果を分解すると、まず保険料率効果は一貫して負となっている。それは、逆進的になる定額保険料が設けられている社会保険料を通じた再分配は、再分配後の所得格差縮小効果を弱める方向に作用していることがわかる。本稿でのマイクロシミュレーション分析では、社会保険料率(額)は2012年所得に課されたものをそのまま固定しているが、税制改正によって g (課税前収入に対する所得課税負担額の比率)が変化することを通じて保険料率効果が変化する影響が、ここに現れている。ただ、一連の所得税改革前(JHPS/KHPS2013)と比べると、2020年税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正後の保険料率効果は負だがその絶対値は小さくなっており、再分配後の所得格差縮小効果がわずかに強まっていることがわかる。

所得税率効果は、税制改正を重ねるにつれて所得格差を縮小させる方向で作用していることが確認できる。ただ、配当・譲渡所得課税の軽減税率を廃止した2014年税制改正では、所得税率効果がわずかに弱まっている。これは、IV-2-2節で述べたように、中低所得層でも配当・譲渡所得課税の軽減税率の廃止の影響が及んでいることが考えられる。

課税ベース効果は、一貫して正となっており、その絶対値が各効果の中で最も大きい。順位移動効果は、一貫して負となっている。概していえば、わが国の所得税制と社会保険料を通じた所得再分配効果は、主として課税ベース効果で生じていて、その一部が社会保険料の逆進性に起因して保険料率効果によって減殺されるという構図であるといえる。

表14に表されている所得再分配効果は、各税制改正の積み重ねによる累積的な効果が表されている。そこで、これを基にして税制改正ごとに税率効果や課税ベース効果に分解することを考える。(1)式に表された各税制改正時の所得再分配効果を、その改正前と改正後とで(1)式の辺々を差し引くことで、税制改正ごとの要因分解が可能となる。つまり、改正前(t 年)の等価世帯可処分所得のジニ係数を $G_{z,t}$ 、改正後($t+1$ 年)の同ジニ係数を $G_{z,t+1}$ と表せば、表4に示したReynolds-Smolensky indexは $G_{z,t+1} - G_{z,t}$ と表せる。だから、(1)式の左辺でいえば、 t 年におけるReynolds-Smolensky indexを $\Pi_{z,x,t} \equiv G_x - G_{z,t}$ と表す(再分配前所得のジニ係数はいずれも同じ)と、

$$G_{z,t} - G_{z,t+1} = \Pi_{z,x,t+1} - \Pi_{z,x,t}$$

が成り立つ。だから、表14の各行の値について、改正前の値との差をとることで、税制改正ごとに所得再分配効果を所得税率効果、保険料率効果、課税ベース効果、順位移動効果に分解できる。

これを踏まえて、各税制改正における所得税率効果、保険料率効果、課税ベース効果、順位移動効

果の差を示したのが、表15である。

表15 各税制改革における所得税率効果、保険料率効果、課税ベース効果、順位移動効果

	Reynolds-Smolensky index (再掲)	所得税率効果	保険料率効果	課税ベース効果	順位移動効果
2012→2013	0.0005964	0.0002026	-0.0001035	0.0005227	-0.0000254
2013→2014	0.0001457	-0.0001101	-0.0000337	0.0002660	0.0000235
2014→2015	0.0000568	0.0000372	-0.0000029	0.0000228	-0.0000002
2015→2016	0.0000999	0.0000383	-0.0000429	0.0001132	-0.0000087
2016→2017	0.0001240	0.0000427	-0.0000580	0.0001510	-0.0000116
2017→2018	0.0003071	0.0000091	-0.0005407	0.0008442	-0.0000054
2018→2020	-0.0001897	0.0005002	-0.0011573	0.0001879	0.0002796
社会保障制度の改正後	0.0013941	0.0000727	0.0027839	-0.0011653	-0.0002973
2018→社会保障制度の改正後	0.0012044	0.0005729	0.0016266	-0.0009774	-0.0000177
2012→社会保障制度の改正後	0.0025345	0.0007926	0.0008448	0.0009424	-0.0000453

(出所) JHPS/KHPS2013より筆者作成

表15では、所得税率効果、保険料率効果、課税ベース効果、順位移動効果の合計が、全体の所得再分配効果として表されるReynolds-Smolensky index (表4の値の再掲)となる。表15によると、2018年税制改正までは2015年税制改正を除いて、課税ベース効果が最も大きく所得格差縮小に寄与している。課税ベース効果は、課税ベースが改正前後で変化しなければ $\Pi_{X-D,X}$ は同じ値となるが、税制改正に伴い所得課税負担額が変化するのに伴い g が変化するため、 $\Pi_{X-D,X}$ の前にかかる係数が改正前後で変化する。ただ、所得税の最高税率を引き上げた2015年税制改正は、所得控除を変化させていないため課税所得は変化しておらず、 $\Pi_{X-D,X}$ が改正前後で同じ値であることから、その分課税ベース効果は小さくなっている。2014年税制改正でも課税ベースは変化していないが、税制改正に伴い所得課税負担額が2015年税制改正より大きく増えたことで、課税ベース効果が相当程度生じている。他方、2014年税制改正では、所得税率効果が負となっており、前述のように配当・譲渡所得課税の軽減税率廃止に伴う所得税率効果は、所得格差を拡大させる方向に作用したといえる。

保険料率効果は、2018年税制改正まではいずれも所得格差縮小を弱める方向に寄与していることが確認できる。

2020年度税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正の効果(表15の“2018→社会保障制度の改正後”の列)をみると、所得税率効果は所得格差縮小に作用したものの、保険料率効果が最も大きく所得格差縮小に作用している。他方、課税ベース効果は負となっており、所得格差を拡大させる方向に作用したことがわかる。それは、高所得層で広義の所得控除を縮小させたものの、社会保険料負担が軽減されたことで社会保険料控除が減った効果が上回ったためと考えられる。順位移動効果は、各税制改正においていずれも絶対値は小さい。

最後に、これら一連の所得税改革を合計してみたときに、所得再分配効果の各効果を整理しよう。表15の“2012→社会保障制度の改正後”の値によると、課税ベース効果、保険料率効果、所得税率効果の順に、所得再分配効果が大きいことがわかる。これら3つの効果はいずれも所得格差を縮小させる方向に作用していた。

VI. 分析結果のまとめと今後の課題

本稿では、2010年代にほぼ連年にわたり行われた日本の所得税改革の所得再分配効果を、日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)の個票データを用いたマイクロシミュレーション分析の結果を基に考察した。2010年代に実施された一連の所得税改革によって、等価世帯可処分所得のジニ係数は0.3278から0.3253に低下し、所得格差を縮小させたことが確認できた。また、各税制改革の個別に見た結果から、2020年所得に対して実施された税制改正とそれに連動している社会保障制度の改正が、所得再分配効果が最も大きかったことがわかった。この制度改正の中でも、基礎控除の逡減・消失化と給与所得控除の上限引下げと公的年金等控除の上限新設が高所得層への課税強化につながったのに加えて、基礎控除の引上げに伴う社会保険料の軽減・免除の判定基準(所得の閾値)の引上げが給与所得者と年金所得者以外の被保険者に対して特に低所得層での社会保険料軽減につながったことが作用したと考えられる。

次いで所得再分配効果が大きかったのは、2013年所得に対して実施された給与所得控除の上限新設だった。これらことから、高所得者に対する所得計算上の控除を含む意味で広義の所得控除が、所得格差縮小に寄与していることがわかる。

ただ、本稿のマイクロシミュレーション分析においては、2015年に実施された最高税率の引上げ(40%から45%)の所得再分配効果は、各税制改正の中では最も小さかった。これは、本稿の分析で用いたJHPS/KHPS2013の標本では、等価世帯可処分所得が最も高い世帯でも8426万円であったことから、引き上げられた最高税率に直面する世帯が現実より少ないことが結果に影響を与えた可能性があり、今後さらなる検討が必要であろう。

わが国では、所得税制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、所得税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年税制改正で、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、本稿の分析で確認された。社会保険料負担を低所得者層で軽減する方策は、より大きな所得再分配効果をもたらすといえる。

ただ、本稿で分析対象とした一連の所得税改革は、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租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4にも示されたように、等価世帯可処分所得のジニ係数は0.3278から0.3253に低下する程度で、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と推計された。

日本の所得税制において、所得再分配効果をさらに強化するには、田近・八塩(2006a)や土居(2016)や土居(2016)などの先行研究を踏まえると、多用されている所得控除を税額控除に変換することなどが必要である。所得税制で税額控除に変換する改革は、日本では依然着手されていない。こうした所得税改革は今後の課題として残されている。

本稿の分析は、2012年所得を固定した上でのfixed income approachを採用したマイクロシミュレーション分析であった。本稿で用いたJHPS/KHPSはパネルデータとして、2010年代にリアルタイムで家計の個票データを毎年継続して収集してきた。このパネルデータを生かして、本稿が対象とした2010年代の所得税改革の効果を、複数の同一家計の経年変化を捉えることで分析することは可能である。加えて、社会保障制度も保険料率を含め2010年代に大きく改正されている。こうした制度改正が所得再分配効果に与えた影響の分析については、今後の研究課題としたい。

参考文献

- 阿部彩(2003)「児童手当と年少扶養控除の所得格差是正効果のマイクロ・シミュレーション」『社会保障研究』第39巻, pp.70-82
- 大野太郎・今堀友嗣・小嶋大造(2022)「所得税・住民税における収入通増的控除の負担軽減効果および再分配効果」, *PRI Discussion Paper Series*, No.22A-03
- 金田陸幸(2018)『個人所得課税の公平性と効率性』日本経済評論社
- 川出真清(2016)「経済格差と税・社会保障負担に関するマイクロシミュレーション」『フィナンシャル・レビュー』第127号, pp.31-48
- 北村行伸・宮崎毅(2012)「所得不平等と税の所得再分配機能の評価—1984~2004年—」『経済研究』第63巻第1号, pp.56-69
- 財務省(2022)「所得税の課税ベース及び諸控除のイメージ」
<https://www.mof.go.jp/tax_information/images/image15.pdf> 2022年10月20日閲覧
- 高山憲之・白石浩介(2016)「配偶者控除見直しに関するマイクロシミュレーション(I)」『年金研究』No.05, pp.1-25
- 高山憲之・白石浩介(2017)「配偶者控除見直しに関するマイクロシミュレーション(II)」『年金研究』No.06, pp.1-37
- 田近栄治・古谷泉生(2003)「税制改革のマイクロ・シミュレーション分析」, 小野善康・中山幹夫・福田慎一・本多佑三編『現代経済学の潮流 2003』第7章, 東洋経済新報社
- 田近栄治・古谷泉生(2005)「年金課税の実態と改革のマイクロ・シミュレーション分析」『経済研究』第56巻第4号, pp.304-313
- 田近栄治・八塩裕之(2006a)「税制を通じた所得再分配: 所得控除にかわる税額控除の活用」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配: 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.85-110
- 田近栄治・八塩裕之(2006b)「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, pp.175-202
- 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, pp.291-306
- 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, pp.137-153
- 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』, pp.135-166
- 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, pp.61-86
- 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, pp.150-168
- 土居丈朗(2021)「所得税改革が世代間格差に与えた影響に関するマイクロシミュレーション分析」『三田学会雑誌』第113巻第4号, pp.35-48
- Doi, T and H. Kurita (2019), “Income redistribution effects of sequential personal income tax reforms: A microsimulation analysis in Japan”, presented at the 75th Annual Congress of the International Institute of Public Finance in Glasgow, Scotland, UK
- Kasten, R., F. Sammartino, and E. Toder (1994), “Trends in federal tax progressivity: 1980-93”, in J. Slemrod (ed), *Tax Progressivity and Income Inequality*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

- Kristjánsson, A.S. (2013), “Redistributive Effects in a Dual Income Tax System”, *FinanzArchiv*, Vol.69 No.2, pp.148–166
- Lambert, P.J. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, third edition, Manchester University Press
- Miyazaki, T. (2016), “Measurement of redistributive effect of tax rates from a longitudinal perspective: An application of the fixed taxable income approach”, *Applied Economics Letters*, Vol.23 No.8, pp.588–591
- Miyazaki, T. and Y. Kitamura (2016), “Decomposition of Redistributive Effects of Japanese Personal Income Tax, 1984–2009”, *FinanzArchiv*, Vol.72 No.3, pp.334–368
- Ohno, T., J. Sakamaki, and D. Kojima (2021), “Effects of Distributions on the Tax Burden Reduction and the Redistribution of the Income and Resident Taxes”, *PRI Discussion Paper Series*, No.21A-2
- Pfähler, W. (1990), “Redistributive effect of income taxation: Decomposing tax base and tax rates effects”, *Bulletin of Economic Research*, Vol.42 No.1, pp.121–129
- Reynolds, M. and E. Smolensky (1977), *Public Expenditures, Taxes, and the Distribution of Income: The United States, 1950, 1961, 1970*, Academic Press

補論

第5節の(1)式の導出過程は次の通りである。N人の個人がいて、連続的に所得が分布する状態を考え、個人の課税前収入 $x > 0$ が、分布関数 $F_X(x)$ 、確率密度関数 $f_X(x)$ と表される形で分布しているとす。 μ_X をこの平均課税前収入とする。累積度数 $p \in (0, 1)$ は、 $p = F_X(y)$ となる所得水準 y がただ一つ存在するものとする。このとき、ローレンツ曲線 $L_X(p)$ は、

$$L_X(p) = \int_0^y x f_X(x) dx / \mu_X$$

と定義される。そして、ジニ係数 G_X は、

$$G_X = 1 - 2 \int_0^1 L_X(p) dp = -1 + 2 \int_0^\infty \frac{y F_X(y) f_X(y) dy}{\mu_X}$$

と定義される。

そして、再分配政策が施された結果、各個人の再分配後の所得を z とし、その分布関数 $F_Z(z)$ 、確率密度関数 $f_Z(z)$ と表される形で分布しているとす。 μ_Z をこの平均（再分配後）所得とする。累積度数 $q \in (0, 1)$ は、 $q = F_Z(w)$ となる所得水準 w がただ一つ存在するものとする。このとき、ローレンツ曲線 $L_Z(p)$ は、

$$L_Z(q) = \int_0^w z f_Z(z) dz / \mu_Z$$

と定義される。そして、再分配後所得のジニ係数 G_Z は、

$$G_Z = 1 - 2 \int_0^1 L_Z(q) dq$$

と定義される。

そこで、再分配前所得のジニ係数 G_X と再分配後所得のジニ係数 G_Z の差をとることで、再分配政策によるジニ係数の変化の度合いを測ることができる。ジニ係数の差は、Reynolds-Smolensky index (II) として、

$$\Pi_{Z,X} \equiv G_X - G_Z$$

と定義される。Reynolds-Smolensky index の意味は、IV-2-1節で述べた通りである。

そして、本稿で分析対象とした一連の所得税改革が実施され、各個人の所得課税（所得税・個人住民税）の負担額が所得の関数として、 $t(x)$ と表せるとす。その平均純負担額を μ_T とす。と、所

得課税収入合計額 T は

$$T = N\mu_T = N \int_0^w t(x) f_X(x) dx$$

と表せる¹⁸⁾。そこで、課税前収入総額（全員の課税前収入の合計額） X に対する所得課税収入合計額 T の比率 g は、

$$g \equiv \frac{T}{X} = \frac{N\mu_T}{N\mu_X} = \frac{\mu_T}{\mu_X} = \int_0^w t(x) f_X(x) dx / \mu_X$$

と表せる。したがって、課税前収入のローレンツ曲線 $L_X(p)$ と同様に、所得課税負担額のローレンツ曲線 $L_T(p)$ を定義すると、

$$L_T(p) = \int_0^y t(x) f_X(x) dx / \mu_T$$

となる。このとき、

$$L_T(p) = \int_0^y t(x) f_X(x) dx / (g\mu_X)$$

が成り立つ。

そして、所得課税負担額の集中度係数 C_T は、

$$C_T = 1 - 2 \int_0^1 L_T(p) dp$$

と定義される。この集中度係数は、再分配前所得の順位で並べられた所得課税負担額のジニ係数ということもできる。

同様に、各個人の社会保険料（年金・医療・介護・雇用）の負担額が所得の関数として、 $s(x)$ と表せるとするとし、その平均純負担額を μ_S とすると、社会保険料収入合計額 S は

$$S = N\mu_S = N \int_0^w s(x) f_X(x) dx$$

と表せる。そこで、課税前収入総額 X に対する所得課税収入合計額 S の比率 σ は、

$$\sigma \equiv \frac{S}{X} = \frac{N\mu_S}{N\mu_X} = \frac{\mu_S}{\mu_X} = \int_0^w s(x) f_X(x) dx / \mu_X$$

と表せる。したがって、社会保険料負担額のローレンツ曲線 $L_S(p)$ を定義すると、

$$L_S(p) = \int_0^y s(x) f_X(x) dx / \mu_S = \int_0^y s(x) f_X(x) dx / (\sigma\mu_X)$$

と表せる。

そして、社会保険料負担額の集中度係数 C_S は、

$$C_S = 1 - 2 \int_0^1 L_S(p) dp$$

と定義される。この集中度係数は、再分配前所得の順位で並べられた社会保険料負担額のジニ係数ということもできる。

ここで、 x と z の間の関係は、 $z = x - t(x) - s(x)$ と表せる。これを踏まえると、 $\mu_Z = \mu_X - \mu_T - \mu_S$ が成り立つから、再分配後所得 z について、再分配前所得の順位で並べられたローレンツ曲線 $L_{X-T-S}(p)$ を定義すると、

$$\begin{aligned} L_{X-T-S}(p) &= \int_0^y [x - t(x) - s(x)] f_X(x) dx / (\mu_X - \mu_T - \mu_S) \\ &= \int_0^y [x - t(x) - s(x)] f_X(x) dx / \{(1 - g - \sigma)\mu_X\} \end{aligned}$$

¹⁸⁾ ここで μ_T は、Lambert (2001) に基づくと、個人の中で最も高い課税前収入を得た人の課税前収入に相当する。

と表せる。そして、再分配後所得の集中度係数 C_{X-T-S} は、

$$C_{X-T-S} = 1 - 2 \int_0^1 L_{X-T-S}(p) dp$$

と定義される。

これらを踏まえ、Lambert (2001) に基づくと、 $L_X(p)$ 、 $L_T(p)$ 、 $L_S(p)$ 、 $L_{X-T-S}(p)$ の間の関係として、

$$\begin{aligned} L_X(p) &= \int_0^y x f_X(x) dx / \mu_X \\ &= \int_0^y [x - t(x) - s(x)] f_X(x) dx / \mu_X + \int_0^y t(x) f_X(x) dx / \mu_X + \int_0^y s(x) f_X(x) dx / \mu_X \\ &= (\mu_X - \mu_T - \mu_S) \int_0^y \frac{[x - t(x) - s(x)] f_X(x) dx}{(\mu_X - \mu_T - \mu_S) \mu_X} + \mu_T \int_0^y \frac{t(x) f_X(x) dx}{\mu_T \mu_X} + \mu_S \int_0^y \frac{s(x) f_X(x) dx}{\mu_S \mu_X} \\ &= (1 - g - \sigma) L_{X-T-S}(p) + g L_T(p) + \sigma L_S(p) \end{aligned} \quad (2)$$

が成り立つ。

加えて、各個人の所得課税負担額と社会保険料負担額を合わせた所得課税・社会保険料負担額 $t(x) + s(x)$ について、再分配前所得の順位で並べられたローレンツ曲線 $L_{T+S}(p)$ を定義すると、

$$L_{T+S}(p) = \int_0^y [t(x) + s(x)] f_X(x) dx / (\mu_T + \mu_S) = \int_0^y [t(x) + s(x)] f_X(x) dx / \{(g + \sigma) \mu_X\}$$

と表せる。そして、所得課税・社会保険料負担額の集中度係数 C_{T+S} は、

$$C_{T+S} = 1 - 2 \int_0^1 L_{T+S}(p) dp$$

と定義される。そして、 $L_T(p)$ 、 $L_S(p)$ 、 $L_{T+S}(p)$ の間の関係として、

$$\begin{aligned} (g + \sigma) L_{T+S}(p) &= \int_0^y [t(x) + s(x)] f_X(x) dx / \mu_X \\ &= \int_0^y t(x) f_X(x) dx / \mu_X + \int_0^y s(x) f_X(x) dx / \mu_X \\ &= g \int_0^y t(x) f_X(x) dx / (g \mu_X) + \sigma \int_0^y s(x) f_X(x) dx / (\sigma \mu_X) \\ &= g L_T(p) + \sigma L_S(p) \end{aligned} \quad (3)$$

が成り立つ。(2)式と(3)式より、

$$\begin{aligned} L_X(p) &= (g + \sigma) L_{T+S}(p) + (1 - g - \sigma) L_{X-T-S}(p) \\ \Leftrightarrow L_X(p) - L_{T+S}(p) &= \frac{1 - g - \sigma}{g + \sigma} [L_{X-T-S}(p) - L_X(p)] \end{aligned} \quad (4)$$

が成り立つ。

また、各個人に適用された所得控除額（所得計算上の控除も含む）が所得の関数として、 $d(x)$ と表せるとするとし、その平均を μ_D とすると、課税前収入総額 X に対する全個人の所得控除合計額 $D = N\mu_D$ の比率 $\delta \equiv N\mu_D/N\mu_X = \mu_D/\mu_X$ となる。このとき、所得控除額のローレンツ曲線 $L_D(p)$ は、

$$L_D(p) = \int_0^y d(x) f_X(x) dx / \mu_D = \int_0^y d(x) f_X(x) dx / (\delta \mu_X)$$

と表せる。そして、所得控除額の集中度係数 C_D は、

$$C_D = 1 - 2 \int_0^1 L_D(p) dp$$

と定義される。

同様に、各個人の課税所得は $x - d$ と表されるから、その平均は $\mu_X - \mu_D$ となる。したがって、課税所得について、再分配前所得の順位で並べられたローレンツ曲線 $L_{X-D}(p)$ は、

$$L_{X-D}(p) = \int_0^y [x - d(x)] f_X(x) dx / (\mu_X - \mu_D) = \int_0^y [x - d(x)] f_X(x) dx / \{(1 - \delta) \mu_X\}$$

と表される。これらを踏まえると、前述と同様に、 $L_X(p)$ 、 $L_D(p)$ 、 $L_{X-D}(p)$ の間の関係として、

$$L_X(p) = (1-\delta)L_{X-D}(p) + \delta L_D(p) \quad (5)$$

が成り立つ。また、 $L_{X-D-T}(p)$ 、 $L_T(p)$ 、 $L_{X-D}(p)$ の間の関係として、

$$\begin{aligned} (1-\delta-g)L_{X-D-T}(p) &= \int_0^y [x-d(x)-t(x)]f_X(x)dx / \mu_X \\ &= \int_0^y [x-d(x)]f_X(x)dx / \mu_X - \int_0^y t(x)f_X(x)dx / \mu_X \\ &= (1-\delta)L_{X-D}(p) - gL_T(p) \end{aligned} \quad (6)$$

が成り立つ。そして、同様に、

$$\begin{aligned} (1-\delta-\sigma)L_{X-D-S}(p) &= (1-\delta)L_{X-D}(p) - \sigma L_S(p) \\ \Leftrightarrow L_{X-D}(p) - L_S(p) &= \frac{1-\delta-\sigma}{\sigma} [L_{X-D-S}(p) - L_{X-D}(p)] \end{aligned} \quad (7)$$

も成り立つ。

そこで、(5)式の両辺から $L_{T+S}(p)$ を引いた上で、(3)式を用いると、

$$\begin{aligned} L_X(p) - L_{T+S}(p) &= L_{X-D}(p) - L_{T+S}(p) + \delta[L_D(p) - L_{X-D}(p)] \\ &= L_{X-D}(p) - \frac{g}{g+\sigma}L_T(p) - \frac{\sigma}{g+\sigma}L_S(p) - [L_{X-D}(p) - L_X(p)] \\ &= \frac{g}{g+\sigma}[L_{X-D}(p) - L_T(p)] + \frac{\sigma}{g+\sigma}[L_{X-D}(p) - L_S(p)] - [L_{X-D}(p) - L_X(p)] \end{aligned}$$

が成り立つ。この式に、(4)、(6)、(7)式を代入すると、

$$\begin{aligned} \frac{1-g-\sigma}{g+\sigma}[L_{X-T-S}(p) - L_X(p)] &= \frac{g}{g+\sigma} \frac{1-g-\delta}{g} [L_{X-D-T}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad + \frac{\sigma}{g+\sigma} \frac{1-\sigma-\delta}{\sigma} [L_{X-D-S}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad - [L_{X-D}(p) - L_X(p)] \\ \Leftrightarrow L_{X-T-S}(p) - L_X(p) &= \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} \frac{1-g-\delta}{g+\sigma} [L_{X-D-T}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad + \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} \frac{1-\sigma-\delta}{g+\sigma} [L_{X-D-S}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} [L_{X-D}(p) - L_X(p)] \\ &= \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma} [L_{X-D-T}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma} [L_{X-D-S}(p) - L_{X-D}(p)] \\ &\quad - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} [L_{X-D}(p) - L_X(p)] \end{aligned}$$

が成り立つ。そこで、両辺を p について 0 から 1 まで積分して 2 倍すると、

$$\begin{aligned} 2 \int_0^1 [L_{X-T-S}(p) - L_X(p)] dp &= \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma} 2 \int_0^1 [L_{X-D-T}(p) - L_{X-D}(p)] dp \\ &\quad + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma} 2 \int_0^1 [L_{X-D-S}(p) - L_{X-D}(p)] dp \\ &\quad - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma} 2 \int_0^1 [L_{X-D}(p) - L_X(p)] dp \end{aligned} \quad (8)$$

となる。このとき、(8)式の左辺は、

$$2\int_0^1 [L_{X-T-S}(p) - L_X(p)] dp = 1 - 2\int_0^1 L_X(p) dp - \left\{ 1 - 2\int_0^1 L_{X-T-S}(p) dp \right\}$$

$$= G_X - C_{X-T-S}$$

と表される。(8)式の右辺についても同様に計算することで、(8)式は

$$G_X - C_{X-T-S} = \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma}(C_{X-D} - C_{X-D-T}) + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma}(C_{X-D} - C_{X-D-S}) - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma}(G_X - C_{X-D}) \quad (9)$$

となる。

いま、再分配後所得について、ジニ係数 G_Z と集中度係数（再分配前所得の順位で並べられた場合の再分配後所得のジニ係数） $C_Z = C_{X-T-S}$ の差 $R_Z \equiv G_Z - C_Z$ をとると、これは順位移動効果(reranking effect)と呼ばれる。順位移動効果とは、再分配前所得でみた個人の順位と再分配後所得でみた世帯の順位が入れ替わる効果を表しており、 R_Z の値が大きいほど再分配政策の前後で所得の多寡の順位が入れ替わる度合いが大きいことを意味する。

ここで、(9)式の左辺にて再分配後所得のジニ係数 G_Z を引いて足すと、

$$G_X - C_{X-T-S} = G_X - G_Z + G_Z - C_{X-T-S} = \Pi_{Z,X} + R_Z$$

となる。(9)式の右辺についても、順位移動効果を同様に定義し、これと同様に計算すると、

$$\begin{aligned} \Pi_{Z,X} + R_Z &= \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma}(G_{X-D} - G_{X-D-T} + G_{X-D-T} - C_{X-D-T} - G_{X-D} + C_{X-D}) \\ &\quad + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma}(G_{X-D} - G_{X-D-S} + G_{X-D-S} - C_{X-D-S} - G_{X-D} + C_{X-D}) \\ &\quad - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma}(G_X - G_{X-D} + G_{X-D} - C_{X-D}) \\ &= \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma}(\Pi_{X-D-T,X-D} + R_{X-D-T} - R_{X-D}) \\ &\quad + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma}(\Pi_{X-D-S,X-D} + R_{X-D-S} - R_{X-D}) \\ &\quad - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma}(\Pi_{X-D,X} + R_{X-D}) \end{aligned}$$

となる。上式を整理すると、

$$\begin{aligned} \Pi_{Z,X} &= \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma}\Pi_{X-D-T,X-D} + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma}\Pi_{X-D-S,X-D} - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma}\Pi_{X-D,X} \\ &\quad - R_Z + \frac{1-g-\delta}{1-g-\sigma}(R_{X-D-T} - R_{X-D}) + \frac{1-\sigma-\delta}{1-g-\sigma}(R_{X-D-S} - R_{X-D}) - \frac{g+\sigma}{1-g-\sigma}R_{X-D} \end{aligned} \quad (10)$$

となる。この式が、(1)式となる。