

所得課税における経済厚生分析^{†‡}

Economic Welfare Analysis in Income Taxation

金 田 陸 幸*

In Japan, there have been numerous attempts to reform the income taxation system. Such reforms affect labor supply and household consumption behavior as well as the tax burden. To evaluate tax reforms, the effects on economic welfare must be taken into account.

In this paper, I use Anonymized Data from the National Survey of Family Income and Expenditure, and from the Comprehensive Survey of Living Conditions to clarify the impact of past tax reforms and hypothetical tax reforms on economic welfare, by measuring economic welfare through microsimulation. The analysis results yielded the following three points.

First, under the income taxation system of 2004, economic welfare was highest. This is because from 1988 to 2004, the household tax burden decreased as a result of previous tax reforms.

Second, given that tax revenue remained unchanged after tax reform, economic welfare under the taxation system of 1988 and 1994 was higher than under the taxation system of 2004, though economic welfare under the tax system of 2012 became worse.

Third, economic welfare measurement using hypothetical tax reforms showed that most tax reforms contributed to the improvement of economic welfare, but that the economic welfare of high-income households decreased.

Takayuki Kaneda

† 本稿は、日本財政学会第 70 回大会（慶應義塾大学）において報告した論文を加筆修正したものである。本稿の作成過程において、学会討論者の林宏昭先生（関西大学）、匿名レフェリーを務めていただいた 2 名の先生方から数多くの貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。

‡ 本稿の分析で用いているデータセットは、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから総務省『全国消費実態調査』に関する匿名データを、厚生労働省から『国民生活基礎調査』に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・処理したものである。

* 関西学院大学大学院経済学研究科博士課程後期課程 2 年

JEL : H24

キーワード : 経済厚生、所得税、住民税、マイクロシミュレーション

Keywords : economic welfare, income tax, resident tax, microsimulation

1. はじめに

過去の税制改革により、所得税住民税の制度も変更がなされてきた。所得税住民税に関する制度変更は、家計の税負担を変化させる。しかし、税制改革は税負担だけではなく、家計の労働供給や消費行動にも影響を及ぼしうる。そのため、税制改革の評価を行う場合は、家計の行動の変化、およびそれに伴う経済厚生の変化も考慮に入れる必要がある。

これまで、日本の所得課税と経済厚生に関する研究は数多く蓄積されている(例えば、本間 他 (1987)、金子・田近 (1989)、上村 (2001) など)。しかしながら、これらの既存研究は集計データを用いているため、異質で様々な家計に対して税制改革がどのような影響を与えているかを明らかにすることはできていない。

1990 年代以降、コンピューターの高性能化やデータの整備が進んだことで、欧米を中心にマイクロデータを用いた税・社会保障制度改革の分析が盛んに行われている。

マイクロデータを用いる最大の利点は、実在する異質で様々な家計を想定し、制度改革の影響を分析することができる点にある。集計データを用いた研究はモデル世帯を対象に分析を行うが、この手法では、モデル世帯への影響しか把握できないという点で、一定の限界がある。そこで、マイクロデータを分析に使用することにより、各家計の収入、収入の種類、世帯類型などの世帯属性を考慮に入れた上で、制度改革の影響を把握することができ、世帯属性ごとの相対的な比較を行うことも可能となる。

マイクロデータを用いた研究成果をまとめたものとして、Gupta and Kapur (2000)、Mitton et al. (2000)、Zaidi et al. (2009) などがある。Paulus and Peichl (2009) では、EU の税・社会保障制度を分析対象とするマイクロシミュ

レーションモデル (EUROMOD) を用い、フラットタックスを導入した場合のジニ係数、税負担額の増減、限界実効税率の変化を各国間で比較している。

近年では、制度改革後の家計行動の変化を考慮に入れた behavior モデルを用いた研究が数多くなされている。例えば、Labeaga et al. (2008)、Immervoll et al. (2011) などがあげられる。

Labeaga et al. (2008) では、離散選択型モデルと算術的モデルを用いて、スペインで 1999 年に行われた所得税改革の影響と仮想的な税制である 2 種類のフラットタックス (basic income-flat tax: BIFT と vital minimum-flat tax: VMFT) 導入の影響を分析している。1999 年の制度改革は経済の効率性にあまり影響を与えないが、BIFT のシミュレーションでは、最も貧しい家計の厚生が大きく改善することを示している。

Immervoll et al. (2011) では、ユーロ圏の 15 カ国を対象に、一般的な非線形の税・社会保障制度のもとで、夫と妻の二人世帯の家計の効用を unitary モデルと collective モデルの場合に分けて、税・社会保障制度の最適化を分析している。

日本においても、マイクロデータを用いた研究が蓄積されつつある。所得税住民税の税制を対象としている既存研究としては、田近・古谷 (2005)、田近・八塩 (2006, 2008)、白石 (2010) などがあげられる。

例えば、田近・八塩 (2008) では、給付つき税額控除の還付を社会保険料負担の軽減で行う制度を導入すると、勤労世帯への所得の再分配が行われるという結果を得ている。さらに、若年の低所得者に対して還付を手厚くする制度を導入すると、低所得者の税負担額は減少するものの、税負担が高所得者に偏りすぎるといった問題点を指摘している。

日本のマイクロシミュレーションに関する既存研究では、公平性の観点から、税制改革による家計の税負担額、社会保険料、税収の変化を明らかにしてはいるが、税制改革前後で家計の労働供給や消費行動は変化しないという仮定を置いており、効用関数を用いて経済厚生を推計するような分析はおこなわれていない。しかし、実際には、税制改革は個々の家計の労働供給や消費行動に影響を与え、各家計の効用や経済厚生を変化させる可能性がある。

そこで本稿では、マイクロデータを用い、個々の家計の労働供給や現在、将来における消費行動等の変化を考慮に入れた上で、税制改革前後の厚生を計測することで、過去の税制改革を評価する。さらに、税率や控除額を限界的に変化させた仮想的な税制を適用することで、現行の税制からどのような改革を行うことで厚生が改善されるのかを検討する。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では本稿で用いるモデルの説明を行い、3 節では本稿で用いる総務省『全国消費実態調査』（以下、全消）、厚生労働省『国民生活基礎調査』（以下、基礎調査）匿名データの説明とデータの処理方法およびパラメータの設定方法を示す。4 節においては、モデルに 1988 年、1994 年、2004 年、2012 年の税制および仮想的な税制を適用し、シミュレーションを行うことで、効率性の観点から税制改革を評価する。最後に、本稿で得られた結果をまとめ、今後の課題について述べる。

2. モデル

本節では、本稿で用いるモデルについて説明する。本稿のモデルは上村 (2001) をもとに作成しているが、マイクロデータの多様性を活用するため、上村 (2001) では検討されていない年金収入および社会保険料をモデルに加えている。経済には、現在と将来の 2 期間生存する家計 ($m = 1, \dots, M$) が存在しているとす。家計の効用関数は以下のような CES 型を仮定する。

$$U = [(1 - \beta)H^{-\mu} + \beta(\bar{L} - L_H)^{-\mu}]^{-1/\mu} \quad (1)$$

$$H = [\alpha C_P^{-\eta} + (1 - \alpha)C_F^{-\eta}]^{-1/\eta} \quad (2)$$

$$C_P = \prod_{i=1}^3 X_{P_i}^{\lambda_i} \quad (3)$$

$$C_F = \prod_{i=1}^3 X_{F_i}^{\lambda_i} \quad (4)$$

(1) 式は家計の効用関数 U が時間の初期保有量 \bar{L} から労働供給 L_H を差し引いた余暇と合成消費 H に依存していることを示す。(2) 式は現在消費 C_P と将来消費 C_F からなる合成消費に関する効用関数 H である。 C_P は現在の 3 個 ($i = 1, 2, 3$) の個別消費財需要 X_{P_i} から構成される現在消費である。 C_F は将来の 3 個 ($i = 1, 2, 3$) の個別消費財需要 X_{F_i} から構成される将来消費で

ある。(1) 式の β と (2) 式の α はウェイトパラメータ、 $\varepsilon = 1/(1 + \mu)$ は合成消費 H と余暇 ($\bar{L} - L_H$) の代替の弾力性、 $\sigma = 1/(1 + \eta)$ は現在消費 C_P と将来消費 C_F の代替の弾力性である。(3) 式と (4) 式の式 λ_i は消費に占める第 i 消費財のウェイトパラメータである。なお、各家計の添字 m は省略している。

Labeaga et al. (2008) 等の既存研究では、可処分所得を全額消費に使うという仮定を置いているため、税制改革後の消費の内訳の変化が不透明であるだけでなく、家計の貯蓄行動を考慮に入れていない。本稿のモデルでは、消費を3つの個別消費財に分類し、さらに可処分所得を現在消費と将来消費に分けることで、シミュレーション内で家計の労働供給だけでなく、各消費財への消費額および貯蓄額が内生的に変化することを考慮に入れたうえで税制改革を評価することができる。また、ウェイトパラメータ β と α については各家計によって異なる値が与えられ、それによって家計の異質性を考慮に入れることができる。

家計の予算制約は次のように与えられる。

$$p_H H = (1 - \tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1 - \tau_r)r\}A \quad (5)$$

ここで p_H は消費に関する効用関数 H の合成価格であり、 w は賃金率である。また、 B は年金収入、 τ_y は所得税住民税の限界実効税率、 G は実効課税最低限を示し、 τ_s は社会保険料率、 Z は定額社会保険料、 Q は給与収入および年金収入以外の収入である¹⁾²⁾。 A は家計が保有する金融資産、 τ_r は利子所得税率、 r は利子率を表している。ここでの金融資産 A は各家計が労働等によって稼得し、調査年時点で保有している貯蓄であり、ストックの資産である。 rA は税引き前金融資産の利子収入である。(1) 式と (5) 式に関する効用関数最大

1) wL_H 、 B 、 τ_y 、 G を用いると所得税住民税の負担額 T は $T = \tau_y(wL_H + B - G) = \tau_y wL_H + \tau_y B - \tau_y G$ と表される。同様に wL_H 、 B 、 τ_s 、 Z を用いると、社会保険料額は $\tau_s wL_H + \tau_s B + Z$ と表される。

2) 本稿では、社会保険料に関して、財務省の簡易計算方式を用いたものを社会保険料としている。具体的には、収入が900万円以下の者は収入に0.1を乗じた金額、収入が900万円超で1500万円以下の者は収入に0.04を乗じて54万円を加えた金額、収入が1500万円超の者は114万円となるように計算される。従って社会保険料の税率 τ_s はそれぞれ収入に応じて0.1、0.04、ゼロ、定額社会保険料 Z はゼロ、54万円、114万円の値のいずれかをとる。

化問題を解けば、

$$L_H = \frac{p_H^{(1-\varepsilon)} k \bar{L} \{(1-\tau_y - \tau_s)w\}^\varepsilon - [(1-\tau_y - \tau_s)B + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1-\tau_r)r\}A]}{(1-\tau_y - \tau_s)w + p_H^{(1-\varepsilon)} k \{(1-\tau_y - \tau_s)w\}^\varepsilon} \quad (6)$$

$$\text{ただし } k = \left(\frac{1-\beta}{\beta}\right)^\varepsilon \quad (7)$$

で示される労働供給関数を得る。次に効用関数 H に関する予算制約式は

$$p_P C_P + p_F C_F = [(1-\tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1-\tau_r)r\}A] \quad (8)$$

で与えられる。ここで、 p_P は現在消費に関する効用関数 C_P の合成価格、 p_F は将来消費に関する効用関数 C_F の合成価格を示している。(2) 式と (8) 式に関する効用最大化問題により

$$C_P = \frac{\alpha^\sigma [(1-\tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1-\tau_r)r\}A]}{p_P^\sigma \{p_P^{(1-\sigma)} \alpha^\sigma + p_F^{(1-\sigma)} (1-\alpha)^\sigma\}} \quad (9)$$

$$C_F = \frac{(1-\alpha)^\sigma [(1-\tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1-\tau_r)r\}A]}{p_F^\sigma \{p_P^{(1-\sigma)} \alpha^\sigma + p_F^{(1-\sigma)} (1-\alpha)^\sigma\}} \quad (10)$$

以上のように、現在消費 C_P と将来消費 C_F の需要関数を得る。次に、現在消費 C_P と将来消費 C_F の効用関数について予算制約式をそれぞれ次のように与える。

$$\sum_{i=1}^3 q_i X_{P_i} = (1-\tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1-\tau_r)r\}A - S \quad (11)$$

$$\sum_{i=1}^3 q_i X_{F_i} = S \{1 + (1-\tau_r)r\} \quad (12)$$

ここで q_i は税込の価格であり、 p_i を消費財価格、 τ_c を消費税率とすると

$$q_i = (1 + \tau_c) p_i \quad (13)$$

と表される。また、 S は家計の現在貯蓄を示し、 $p_F C_F$ は将来消費の価値であるので、 S に等しい。前述のとおり、金融資産 A はデータの調査年までに保有している貯蓄であり、ストックの資産であるのに対して、家計の現在貯蓄 S はシミュレーションによって可処分所得から消費額を差し引くことによって算

出できるフローの貯蓄である。(3)式と(11)式、(4)式と(12)式に関する効用最大化問題をそれぞれ解けば、

$$X_{Pi} = \frac{\lambda_i \{ (1 - \tau_y - \tau_s)(wL_H + B) + \tau_y G - Z + Q + \{1 + (1 - \tau_r)r\}A - S \}}{q_i} \quad (14)$$

$$X_{Fi} = \frac{\lambda_i S \{1 + (1 - \tau_r)r\}}{q_i} \quad (15)$$

以上のように第 i 財の需要関数 X_{Pi} 、 X_{Fi} を得ることができる。

家計の CES 型効用関数は、間接効用関数と支出関数を求めることが容易であり、総支出と総所得が等しいという条件を用いれば合成価格を算出することができる。以下にそれらの関係を示す。

$$p_P = \Pi_i^3 \left\{ \frac{q_i}{\lambda_i} \right\}^{\lambda_i} \quad (16)$$

$$p_F = \Pi_i^3 \left\{ \frac{q_i / \{1 + (1 - \tau_r)r\}}{\lambda_i} \right\}^{\lambda_i} \quad (17)$$

$$p_H = \left[\alpha^\sigma p_P^{(1-\sigma)} + (1 - \alpha)^\sigma p_F^{(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (18)$$

ここで、 p_P は現在における個別消費財の合成価格、 p_F は将来における個別消費財の合成価格、 p_H は p_P と p_F の合成価格である。

3. 全消匿名データとデータ処理の方法

本節では、本稿の分析に用いるデータと、分析のために必要なデータの処理方法について述べる。

本稿の分析では主に、2004 年の全消匿名データおよび、基礎調査匿名データを用いる。

匿名データとは、統計調査によって集められた調査表情報を特定の個人の識別が行われないように加工されたデータである。収入、消費支出額、世帯類型などの情報を世帯ごとに得る事ができる。

本稿のモデルでは、単一の主体が労働供給を選択すると仮定しているので、分析の対象を単身世帯に限定する。全消匿名データの単身世帯のサンプル数は 3,936 であるが、単身世帯であっても、主な収入が事業収入である世帯、予算

制約を満たしていない世帯を分析対象から除外する³⁾⁴⁾。その結果、分析対象世帯は 3,294 世帯 (M=3,294) となる。表 1 は分析対象世帯数および平均可処分所得を所得階級 10 分位と年齢階級ごとに示したものである。

以下、各データのデータ項目は「 」で表記する。なお、全消匿名データをそのまま分析に使用することはできないため、下記の処理を施した。

3.1 収入データの確定

まず家計の給与収入と年金収入について説明する。全消匿名データには、収入に関するデータとして、「年間収入」(年額)と、調査時期における平均の収入(2人以上世帯は9、10、11月の3か月平均、単身世帯は10月、11月の2か月平均の月額)である「収入総額」のデータが存在する。「年間収入」は年

表 1 階級別の分析対象世帯数および平均可処分所得

所得階級	世帯数	平均可処分所得 (万円)
I	329	70.80
II	329	116.99
III	330	152.24
IV	329	185.95
V	330	212.09
VI	329	248.66
VII	329	285.25
VIII	330	332.45
IX	329	400.01
X	330	570.49
年齢		
30歳未満	562	280.46
30～40歳	605	359.53
40～50歳	406	408.87
50～60歳	564	256.51
60歳以上	1,157	140.55
全体	3,294	242.73

(出所) 全消匿名データ、基礎調査匿名データより作成。

- 3) ここで、「予算制約を満たしていない世帯」とは、消費額が可処分所得を上回る世帯を指す。つまり、借金をしてまで消費をする世帯を除外している。
- 4) 全消匿名データでは、自営業者や会社・団体等の役員に関しては、「収入総額」のデータ内に、事業収入や勤め先収入に関するデータが存在せず、年間収入が計算できないため、分析から除外する。

額のデータであるが、収入の内訳が不明である。そこで、本稿では、収入に関するデータとして、「収入総額」を用いた。

「収入総額」は調査時期における平均の収入であるため、「収入総額」の収入を年間収入に修正する処理を行う。まず、「年金収入」に関しては、「年金収入」に12を乗じることで年間年金収入とした。

「勤め先収入」は1ヶ月平均のデータであるため、賞与が含まれていない。しかしながら、所得税住民税の税負担額の算出には、年間の収入を用いるため、賞与を考慮に入れる必要がある。そこで、2004年の厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の産業大分類のデータと全消匿名データをマッチングさせることで年間賞与を計算した。

『賃金構造基本統計調査』では産業、年齢階級、男女別にデータを入手でき、全消匿名データには各世帯員の属性として、「産業符号」、「年齢5歳階級」、「性別」のデータが存在する。そこで、全消匿名データの世帯員の属性と『賃金構造統計調査』の産業、年齢階級、性別をマッチングさせ、全消匿名データの各世帯員に「きまって支給する現金給与額」と「年間賞与その他特別給与額」のデータを与える。

ここでは、「きまって支給する現金給与額」に対する「年間賞与その他特別給与額」の割合を算出し、「勤め先収入」にその割合を乗じたものを年間賞与とした。

$$\text{年間賞与} = \text{勤め先収入} \times \frac{\text{年間賞与その他特別給与額}}{\text{きまって支給する現金給与額}} \quad (19)$$

以上のマッチングによって、「勤め先収入」を得ている全ての世帯員に対して年間賞与を与える。「勤め先収入」のデータに12を乗じ、それに年間賞与を加えたものを年間給与収入とした。給与収入 wL_H には年間給与収入を、年金収入 B には年間年金収入を利用した。

給与収入および年金収入以外の収入 Q には、「本業以外の勤め先・事業・内職収入」、「他の社会保障給付」、「仕送り金」のデータに12を乗じたものを使用した。給与収入および年金収入以外の収入 Q は非課税とする。金融資産 A には「貯蓄現在高」のデータを用い、利率を0.001%（日本銀行『金融経済統計月報』より2004年の普通預金の金利データを使用）として家計の利子収入 rA を求めた。

3.2 税率と税額の計算

次に、収入のデータに各年の税制を適用することで、各世帯の所得税住民税の負担額を求める。

まず、個人の年間給与収入と年間年金収入を用いて、給与所得控除と公的年金等控除を計算する。年間給与収入と年間年金収入の和を年間収入とすると、年間収入から給与所得控除と公的年金等控除を差し引いたものが個人所得となる。

$$\text{個人所得} = \text{年間収入} - \text{給与所得控除} - \text{公的年金等控除} \quad (20)$$

次に個人所得から所得控除を差し引くことで、課税対象所得を求める。本稿では単身世帯を対象としているため、基礎控除、老年者控除（2004 年分をもって廃止）、社会保険料控除、医療費控除を用いた。

課税対象所得 = 個人所得

$$- (\text{基礎控除} + \text{老年者控除} + \text{社会保険料控除} + \text{医療費控除}) \quad (21)$$

課税対象所得に超過累進構造の税率を乗じることによって、所得税住民税の負担額 T を計算する⁵⁾。また、各家計が直面している所得税と住民税の限界税率の和を限界実効税率 τ_y とすると、年間収入、 T 、 τ_y より実効課税最低限 G を計算できる⁶⁾。所得税住民税の負担額 T の計算には、税率だけでなく、給与所得控除、公的年金等控除、所得控除を考慮に入れていることから、実効課税最低限 G は家計の各種控除や税率のブラケットの影響を表していることとなる。

年間収入から所得税、住民税、社会保険料を差し引いたものを課税後所得とする。各家計は課税後所得、その他の収入、金融資産、利子収入の合計を現在消費と貯蓄に振り分ける。また、利子所得税率 τ_r については分離課税方式に従い、一律 20%とした。

5) 住民税は前年課税であるが、前年と収入が変化していないと仮定して住民税額を算出した。

6) 脚注 1 の所得税住民税の負担額 T の式を用いると、実効課税最低限 G は $G = wL_H + B - \frac{T}{\tau_y}$ と表すことができる。ここで、年間収入 $wL_H + B$ はデータから入手可能であり、所得税住民税の税負担額 T および限界実効税率 τ_y は税負担額を求めるシミュレーションより値を得ることができるため、これらを用いると実効課税最低限 G を求めることができる。

本稿の分析では全消匿名データが存在する 2004 年税制に加えて、1988 年、1994 年、2012 年の所得税、住民税の税制を使用する。1980 年後半から 2000 年代前半にかけて所得税、住民税に関して多くの税制改革が行われており、分析対象とする年の間で税率の変化や控除額の大幅な変更がおこなわれている。つまり、本稿の分析対象としている 1988 年、1994 年、2004 年、2012 年はそれぞれの税制改革の特徴をとらえていると考えられるため、以上の年の税制を分析対象とした。ただし、1999 年から 2006 年にかけて、所得税、住民税ともに定率減税が実施されているが、定率減税は一時的な処置であるため、本稿の分析では扱わない。なお、表 2、3 はそれぞれ本稿の分析対象である 1988 年、1994 年、2004 年、2012 年の所得税、住民税の税制を示している。

表 2 分析対象の税制（所得税）

	1988年	1994年	2004年	2012年
給与所得 控除	165万円まで 40%	165万円まで 40%	180万円まで 40%	同左
	330万円まで 30%	330万円まで 30%	360万円まで 30%	
	600万円まで 20%	600万円まで 20%	660万円まで 20%	
	1,000万円まで 10%	1,000万円まで 10%	1,000万円まで 10%	
	1,000万円超 5%	1,000万円超 5%	1,000万円超 5%	
	最低控除額57万円	最低控除額65万円	最低控除額 65万円	
公的年金等 控除	定額控除 80万円 (65才未満 40万円)	定額控除 100万円 (65歳未満 50万円)	同左	定額控除 50万円
	定率控除	定率控除 同左	定率控除 同左	定率控除 同左
	360万円まで 25%			
	720万円まで 15%			
基礎控除	720万円超 5%			
	最低控除額120万円 (65才未満 60万円)	最低控除額140万円 (65才未満 70万円)	最低控除額 同左	最低控除額120万円 (65才未満 70万円)
老年者控除	33万円	35万円	38万円	同左
社会保険料 控除	50万円	同左	同左	廃止
医療費控除	支払額の全額	同左	同左	同左
税率	医療費のうち所得金 額の5%相当額と10 万円のいずれか低い 金額を超える金額	同左	同左	同左
	300万円まで 10%	300万円まで 10%	330万円まで 10%	195万円まで 5%
税率	600万円まで 20%	600万円まで 20%	900万円まで 20%	330万円まで 10%
	1,000万円まで 30%	1,000万円まで 30%	1,800万円まで 30%	695万円まで 20%
	2,000万円まで 40%	2,000万円まで 40%	1,800万円超 37%	900万円まで 23%
	5,000万円まで 50%	2,000万円超 50%		1,800万円まで 33%
	5,000万円超 60%			1,800万円超 40%

(出所) 財務省財務総合政策研究所『財政金融統計月報：租税特集』より作成。

表 3 分析対象の税制（住民税）

	1988年	1994年	2004年	2012年
基礎控除	28万円	31万円	33万円	同左
老年者控除	24万円	48万円	同左	廃止
社会保険料控除	支払額の全額	同左	同左	同左
医療費控除	医療費のうち所得金額の5%相当額と5万円のいずれか低い金額を超える金額	医療費のうち所得金額の5%相当額と10万円のいずれか低い金額を超える金額	同左	同左
	道府県（標準税率）	道府県（標準税率）	道府県（標準税率）	道府県（標準税率）
	130万円まで 2%	550万円まで 2%	700万円まで 2%	一律 4%
	260万円まで 3%	550万円超 4%	700万円超 3%	
	260万円超 4%			
	市町村（標準税率）	市町村（標準税率）	市町村（標準税率）	市町村（標準税率）
住民税	60万円まで 3%	160万円まで 3%	200万円まで 3%	一律 6%
所得割	130万円まで 5%	550万円まで 8%	700万円まで 8%	
	260万円まで 7%	550万円超 11%	700万円超 10%	
	460万円まで 8%			
	950万円まで10%			
	1,900万円まで11%			
	1,900万円超 12%			

（出所）財務省財務総合政策研究所『財政金融統計月報：租税特集』より作成。

3.3 労働供給データのマッチング

本稿のモデルでは、パラメータ設定のために、労働供給のデータが必要であるが、全消匿名データには労働供給のデータが存在しない。一方、基礎調査匿名データには労働供給のデータとして「1週間の就業時間」が存在する。そこで、全消匿名データと基礎調査匿名データでマッチングを行い、全消匿名データの各家計に労働供給 L_H を与えた。

まず、全消匿名データからは「就業・非就業の別」のデータを用いて、就業している世帯だけを抽出する。基礎調査匿名データからは「1週間の就業時間」が正の値をとっている単身世帯のみを抽出する。次に、各家計について、以下の5つの項目が一致すれば、全消匿名データの家計に基礎調査匿名データの「1週間の労働時間」を与える。

マッチングの条件は次の通りである。①基礎調査匿名データの「総所得」と全消匿名データより算出した年間の給与所得との差が5万円未満、②年齢、③性別、④企業規模、⑤基礎調査匿名データの「勤めか自営かの別」のデータが

一般常雇者、あるいは契約の雇用者である世帯かどうか。

マッチングによって各家計に与えられた労働時間を家計の労働供給 L_H とし、各家計の賃金率 w を算出した。

3.4 パラメータの設定

以下ではパラメータの設定について述べる。

まず、全消匿名データの「食料」、「光熱・水道」に 12 を乗じたものをそれぞれ年間の食料、光熱・水道と定義する。また、「消費支出」から「食料」と「光熱・水道」を差し引いた支出額をその他消費と定義し、その他消費に 12 を乗じたものを年間のその他消費とする。本稿では消費財として、年間の食料、光熱・水道、その他消費の 3 財を使用し、家計はこの 3 財を消費するものとする⁷⁾。また、「消費支出」に 12 を乗じたものを年間の消費支出として考える。

(3) 式と (4) 式で用いているウェイトパラメータ λ_i は各家計の「消費支出」のうち、個別消費財 i に対する支出の割合を示し、 $\sum \lambda_i = 1$ が成立する。したがって、 λ_i は「食料」、「光熱・水道」、その他消費をそれぞれ「消費支出」で除することで求めることができる。

各消費財の税込価格 q_i は総務省『消費者物価指数年報』の「中分類指数」から、2004 年のデータを用いる。税込み価格 q_i が分かれば、(16) 式と (17) 式より現在における個別消費財の合成価格 p_P 、将来における個別消費財の合成価格 p_F を算出できる。

現在消費 C_P と将来消費 C_F の代替の弾力性 σ の値を外生的に与えるとウェイトパラメータ α は (9) 式および (10) 式より算出できる。また、効用関数 (1) 式に関する余暇と合成消費の代替の弾力性 ε の値を外生的に与えるとウェイトパラメータ β は (7) 式を用いることで設定される。ここでは既存研究にない、標準ケースとして σ を 0.2、 ε を 0.4 に固定することで、 α と β を求め

7) 全消匿名データには「食料」、「光熱・水道」の他にも消費に関するデータが多数存在するが、消費に関するすべてのデータは全消の調査期間（単身世帯の場合は 10 月、11 月）における平均額であり、いずれかの項目の消費額がゼロの世帯が多数存在する。これらの世帯をすべて分析対象から除外することでサンプル数が極端に小さくなってしまふことを防ぐために、本稿の分析では「食料」、「光熱・水道」以外の消費を合計することでその他の消費として用いた。

た⁸⁾。

家計により年間収入、消費支出、労働供給が異なるため、 α と β の値に関しても各家計によって異なる。ただし、労働供給がゼロの世帯では、 β はゼロとする。

4. シミュレーション分析

4.1 過去の税制改革の評価（純税収一定制約なし）

本項ではまず、2 節のモデルに 1988 年、1994 年、2004 年、2012 年の税制を適用し、シミュレーションを行うことで、税制改革による家計の効用、消費、労働供給の変化を分析する。

分析にあたって、分析対象の税制の中でもっとも過去の 1988 年税制のもとの効用、労働供給、合成消費を基準値とする。次に、その他の年の税制を用い、社会的厚生 W 、労働供給 L_H 、合成消費 H を算出し、所得階級別に税制の経年的な影響を比較する。本稿の厚生指標は相対的厚生変化 RWC の概念を用いた。

$$RWC = \frac{W^R - W^B}{|W^B|} \quad (22)$$

1988 年税制のもとの社会的厚生を W^B 、1988 年以外の税制のもとの社会的厚生を W^R として RWC を算出した。社会的厚生については、本間他 (1989)、上村 (2001) で用いられている以下の (23) 式を用いて算出する。

$$W_\rho = \frac{1}{\rho} \cdot \sum_{j=1}^m U_j^\rho \quad \text{ただし } \rho \neq 0 \quad (23)$$

ここで、 U_j は家計 j の効用、 m は世帯数、 ρ は不平等に対する社会的価値判断を示すパラメータである。 $\rho = 1$ のとき各家計の効用の総和となる功利主義的な社会的厚生関数に対応する。それに対して、 ρ の値が小さくなるとその社会の平等性への嗜好が高まることになる。本稿の分析では、社会的厚生関数の一例として、功利主義的な社会的厚生関数 ($\rho = 1$ の場合) と平等性への嗜

8) 異時点間の代替の弾力性 σ 、余暇と合成消費の代替の弾力性 ε については上村 (2001) を参考にした。また、それぞれの弾力性について 1%ずつ値を変化させたときの分析結果がほぼ変化しないことを確認している。

好が極めて高い場合の社会的厚生関数 ($\rho = -30$ の場合) の結果を示す。

また、厚生が変化する要因を明らかにするために、1988 年税制を基準とした労働供給と合成消費の変化率も同様に示す。

表 4 は所得階級別に *RWC*、労働供給、合成消費の変化率を示したものである。

ρ の値にかかわらず、各年の税制のほぼ全ての階級で 2004 年にかけて厚生が改善した後、2012 年税制のもとで厚生が悪化していることが分かる。つまり、2004 年税制の厚生が最大となる。これは、2004 年税制のもとで、給与所得控除、公的年金等控除を含んだ各種控除の総額がもっとも多く、所得税住民税の税率がフラットであるため、ほぼ全ての世帯で税負担額が最小となるためである。

$\rho = -30$ の場合、つまり平等性に重きを置く場合、全体の厚生は改善しない。この場合、低所得世帯の効用に対して大きなウェイトが与えられることになるが、低所得世帯においては、どの税制のもとでも所得が課税最低限を下回る世帯が存在するため、 $\rho = -30$ の場合の厚生は税制による影響を受けなかったと考えられる。

また、労働供給に関しては、労働供給が増加する階級と減少する階級が混在している。低所得階級については、所得が低く、2000 年代前半までの税率のフラット化による税負担の軽減が労働供給の増加に寄与しなかったことに加えて、1988 年以降の控除の増額が一種の補助金のような効果を持つことで、労働供給を減らしたと考えられる。

労働供給に関しては各世帯のウェイトパラメータ β の大きさにも依存するため、所得階級の労働供給の変化率が平均でプラスになっている階級内にも、労働供給を減少させる世帯が存在する可能性がある。第IX分位に関しては他の分位と比較して余暇に対するウェイトパラメータが大きい世帯が多く、全体として労働供給が減少したと考えられる。

合成消費はほぼ全ての階級で減少している。合成消費が減少する場合、労働供給が増加する階級はもちろん厚生が悪化するが、余暇が増加する階級でも厚生が悪化が見られることから、税負担額の増加による合成消費の減少の影響が

余暇の増加の影響を上回っていることが分かる。

表 4 では、全世帯に対する過去の税制改革の影響を見たが、勤労世帯が多く収入が相対的に多いと考えられる 60 歳未満の世帯と年金世帯が多く収入が相対的に低いと考えられる 60 歳以上の世帯が混在している。そのため、税率の変化や給与所得控除、公的年金控除というような異なる収入に対して適用される控除額の変化がそれぞれの世帯にどのような影響を与えるかは不透明で

表 4 所得階級別のシミュレーション結果（全世帯：純税収一定制約なし）

	1994年税制		2004年税制		2012年税制		
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	
相対的厚生 指標	I	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	
	II	0.01%	0.00%	0.01%	0.00%	0.01%	0.00%
	III	0.02%	0.16%	0.03%	0.01%	0.02%	0.07%
	IV	0.03%	0.76%	0.04%	1.30%	0.03%	1.03%
	V	0.03%	6.15%	0.03%	6.46%	-0.01%	0.12%
	VI	0.04%	5.26%	0.04%	5.56%	-0.14%	-61.12%
	VII	0.12%	14.30%	0.13%	13.24%	-0.18%	-195.47%
	VIII	0.23%	15.73%	0.33%	25.29%	0.05%	24.55%
	IX	0.23%	16.39%	0.39%	24.98%	0.28%	24.35%
	X	0.27%	21.22%	0.57%	26.19%	0.52%	-21.55%
	全体	0.09%	0.00%	0.15%	0.00%	0.06%	0.00%
労働供給の 変化率	I	0.06%	0.06%	0.06%	0.06%	0.06%	
	II	-0.89%	-0.89%	-0.65%	-0.65%	-1.21%	-1.21%
	III	0.04%	0.04%	-0.17%	-0.17%	0.06%	0.06%
	IV	0.32%	0.32%	0.27%	0.27%	0.29%	0.29%
	V	1.01%	1.01%	0.95%	0.95%	0.94%	0.94%
	VI	0.54%	0.54%	0.43%	0.43%	0.51%	0.51%
	VII	0.33%	0.33%	0.92%	0.92%	0.82%	0.82%
	VIII	-0.40%	-0.40%	0.08%	0.08%	-0.04%	-0.04%
	IX	-0.02%	-0.02%	-0.34%	-0.34%	-0.33%	-0.33%
	X	0.39%	0.39%	1.29%	1.29%	1.31%	1.31%
	全体	0.16%	0.16%	0.42%	0.42%	0.40%	0.40%
合成消費の 変化率	I	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	
	II	0.00%	0.00%	0.01%	0.01%	-0.01%	-0.01%
	III	0.03%	0.03%	0.03%	0.03%	0.02%	0.02%
	IV	0.05%	0.05%	0.06%	0.06%	0.05%	0.05%
	V	0.09%	0.09%	0.09%	0.09%	0.04%	0.04%
	VI	0.11%	0.11%	0.11%	0.11%	-0.06%	-0.06%
	VII	0.24%	0.24%	0.38%	0.38%	0.07%	0.07%
	VIII	0.26%	0.26%	0.57%	0.57%	0.28%	0.28%
	IX	0.39%	0.39%	0.57%	0.57%	0.46%	0.46%
	X	0.49%	0.49%	1.25%	1.25%	1.20%	1.20%
	全体	0.16%	0.16%	0.42%	0.42%	0.40%	0.40%

(出所) 全消費名データ、基礎調査匿名データより作成。

ある。

そこで、表5、表6では、60歳未満の世帯と60歳以上の世帯に分けて分析の結果を確認する。表5では表4の結果と比較して、1988年以降の税制で相対的厚生指標が改善されていることが分かる。特に、1994年から2004年にかけては、給与所得控除が増額されたことに加えて、所得税、住民税の大幅なフラット化がおこなわれたこともあり、比較的大きく厚生が改善されている。

さらに、表4では2004年税制から2012年税制に変化した際に、 ρ の値に

表5 所得階級別のシミュレーション結果（60歳未満世帯：純税収一定制約なし）

	1994年税制		2004年税制		2012年税制		
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	
相対的厚生 指標	I	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	
	II	0.06%	10.18%	0.07%	12.11%	0.06%	10.69%
	III	0.04%	6.76%	0.06%	12.00%	0.05%	9.92%
	IV	0.07%	7.34%	0.10%	12.51%	0.09%	10.46%
	V	0.10%	13.08%	0.14%	17.19%	0.13%	15.55%
	VI	0.14%	12.33%	0.18%	14.82%	0.17%	13.82%
	VII	0.26%	11.50%	0.34%	14.69%	0.32%	13.89%
	VIII	0.27%	15.73%	0.48%	25.29%	0.47%	24.56%
	IX	0.23%	13.16%	0.43%	23.86%	0.42%	23.25%
	X	0.26%	11.94%	0.58%	25.77%	0.57%	25.43%
	全体	0.19%	0.00%	0.37%	0.00%	0.36%	0.00%
労働供給の 変化率	I	-0.01%		-0.01%		-0.01%	
	II	-1.44%		-1.30%		-1.52%	
	III	0.03%		-0.10%		0.35%	
	IV	0.27%		0.18%		0.21%	
	V	0.54%		0.43%		0.42%	
	VI	0.55%		0.44%		0.48%	
	VII	0.31%		1.00%		1.04%	
	VIII	-0.48%		0.01%		0.04%	
	IX	-0.08%		-0.41%		-0.39%	
	X	0.38%		1.28%		1.32%	
	全体	0.08%		0.37%		0.40%	
合成消費の 変化率	I	0.00%		0.00%		0.00%	
	II	-0.06%		-0.03%		-0.08%	
	III	0.07%		0.08%		0.14%	
	IV	0.18%		0.21%		0.20%	
	V	0.42%		0.46%		0.43%	
	VI	0.57%		0.61%		0.59%	
	VII	0.74%		1.30%		1.28%	
	VIII	0.28%		0.95%		0.93%	
	IX	0.40%		0.62%		0.61%	
	X	0.50%		1.30%		1.30%	
	全体	0.38%		0.84%		0.83%	

(出所) 全消費匿名データ、基礎調査匿名データより作成。

かわらず、厚生が悪化する所得分位が存在するが、表 5 では 2004 年税制と 2012 年税制を比較してもほとんど厚生が変化しない。2004 年から 2012 年にかけては、所得税の税率のブラケットが細分化された一方で、60 歳未満の勤労世帯に適用される控除額に増減がなく、住民税の税率のブラケットがフラット化されたために、所得税と住民税を合わせた税負担がほとんど変化しなかったことが原因だと考えられる。また、このことから、厚生が悪化したのは主に 60 歳以上の世帯であることが分かる。

表 6 所得階級別のシミュレーション結果 (60 歳以上世帯：純税収一定制約なし)

	1994年税制		2004年税制		2012年税制	
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$
相対的厚生 指標	I	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
	II	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
	III	0.02%	0.16%	0.02%	0.01%	0.02%
	IV	0.03%	0.00%	0.03%	0.00%	0.02%
	V	0.02%	6.14%	0.02%	6.43%	-0.03%
	VI	0.02%	3.66%	0.02%	3.46%	-0.18%
	VII	0.08%	14.36%	0.07%	13.21%	-0.31%
	VIII	0.21%	50.92%	0.21%	50.78%	-0.25%
	IX	0.24%	26.89%	0.26%	28.63%	-0.12%
	X	0.32%	23.94%	0.47%	26.31%	0.05%
	全体	0.04%	0.00%	0.05%	0.00%	-0.07%
労働供給の 変化率	I	0.17%	0.17%	0.17%	0.17%	0.17%
	II	0.06%	0.47%	0.47%	-0.67%	-0.67%
	III	0.04%	-0.27%	-0.27%	-0.40%	-0.40%
	IV	0.50%	0.57%	0.57%	0.56%	0.56%
	V	3.21%	3.35%	3.35%	3.31%	3.31%
	VI	0.47%	0.31%	0.31%	0.69%	0.69%
	VII	0.40%	0.32%	0.32%	-0.70%	-0.70%
	VIII	1.24%	1.36%	1.36%	-1.59%	-1.59%
	IX	1.52%	1.26%	1.26%	0.99%	0.99%
	X	0.77%	1.54%	1.54%	1.21%	1.21%
	全体	0.85%	0.90%	0.90%	0.36%	0.36%
合成消費の 変化率	I	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
	II	0.01%	0.01%	0.01%	0.01%	0.01%
	III	0.02%	0.02%	0.02%	0.02%	0.01%
	IV	0.04%	0.04%	0.04%	0.03%	0.03%
	V	0.04%	0.05%	0.05%	-0.01%	-0.01%
	VI	0.03%	0.03%	0.03%	-0.18%	-0.18%
	VII	0.08%	0.08%	0.08%	-0.32%	-0.32%
	VIII	0.23%	0.24%	0.24%	-0.31%	-0.31%
	IX	0.36%	0.38%	0.38%	-0.03%	-0.03%
	X	0.47%	0.85%	0.85%	0.30%	0.30%
	全体	0.06%	0.07%	0.07%	-0.06%	-0.06%

(出所) 全消費匿名データ、基礎調査匿名データより作成。

労働時間、合成消費については、表4と大きな違いはなく、ここでも1994年から2004年にかけて労働時間、合成消費ともに増加幅が大きいことが確認されることから、この間におこなわれた税率のフラット化の影響が大きいことが分かる。

表6は60歳以上の世帯について相対的厚生指標、労働供給の変化率、合成消費の変化率をまとめたものである。表4や表5と比較すると、 $\rho = 1$ 、 $\rho = -30$ のどちらの場合でも、税制の変化による厚生が増加が小さいだけでなく、2012年には1998年の水準を下回る結果となった。

60歳以上の世帯については収入の大部分が年金収入である。年金収入には公的年金等控除が適用されるが、表2に表した税制からもわかるとおり、公的年金等控除は給与所得控除と比較すると控除額が大きく、65歳以上の者にはさらに老年者控除が適用される。その結果、同程度の収入であっても勤労世帯より税負担額が小さくなるため、税制による影響が勤労世帯よりも小さい。

60歳以上の世帯における2004年から2012年にかけての厚生が悪化は、65歳以上の高齢者に対する公的年金等控除の減額と老年者控除の廃止によって65歳以上の税負担が大きく増加したためだと考えられる。

4.2 過去の税制改革の評価（純税収一定制約あり）

シミュレーションの結果、2004年税制のもとで厚生が最大になる結果を得たが、2004年税制のもとでは、全階級の税負担額、すなわち総税収がもつとも少なかった。このことから、2004年税制のもとで厚生が改善することはあらかじめ想定できる。総税収が異なる制度をそのまま比較することは、税制の評価として問題がある。

そこで、各年の税制で税収から給付を差し引いた金額を等しくする純税収一定制約を課して、同様のシミュレーションを行った。具体的には、2004年以外の税制でシミュレーションを行う際には、各世帯に一括補助金を支給することで、給付を差し引いた最終的な税収が2004年の税収と等しくなるように税収と給付金額を調整した。

表7は純税収一定制約を課す場合の相対的厚生指標、労働供給、合成消費の

変化率を所得階級別に示したものである。

純税収一定制約が無い場合と比較すると、1988 年税制以降の税制では、 $\rho = 1$ 、 $\rho = -30$ の場合のどちらについても厚生が悪化がみられる。つまり、1988 年税制のもとで厚生が最大となる。また、1994 年税制と 2004 年税制の厚生が逆転し、1994 年税制の方が 2004 年税制の場合よりも厚生が高い。2004 年税制では特に、低所得階級から中所得階級で厚生が悪化していることがわかるが、

表 7 所得階級別のシミュレーション結果（全世界：純税収一定制約あり）

	1994年税制		2004年税制		2012年税制		
	$\rho = 1$	$\rho = -30$	$\rho = 1$	$\rho = -30$	$\rho = 1$	$\rho = -30$	
相対的厚生 指標	I	-0.16%	-554.91%	-0.26%	-2318.96%	-0.17%	-668.48%
	II	-0.14%	-73.80%	-0.24%	-151.63%	-0.15%	-81.97%
	III	-0.09%	-42.74%	-0.16%	-81.37%	-0.10%	-47.16%
	IV	-0.07%	-33.61%	-0.14%	-62.14%	-0.09%	-36.57%
	V	-0.07%	-22.27%	-0.13%	-45.24%	-0.12%	-32.97%
	VI	-0.04%	-15.95%	-0.09%	-32.50%	-0.23%	-99.20%
	VII	0.03%	-3.30%	-0.02%	-18.22%	-0.28%	-259.36%
	VIII	0.14%	7.75%	0.17%	13.24%	-0.05%	16.68%
	IX	0.13%	9.61%	0.22%	14.77%	0.17%	17.69%
	X	0.20%	16.54%	0.46%	18.90%	0.45%	-29.15%
	全体	-0.02%	-551.72%	-0.03%	-2303.20%	-0.05%	-664.54%
労働供給の 変化率	I	0.79%		1.28%		0.85%	
	II	-0.07%		0.71%		-0.30%	
	III	0.60%		0.82%		0.66%	
	IV	0.78%		1.01%		0.78%	
	V	1.41%		1.61%		1.37%	
	VI	0.90%		1.07%		0.92%	
	VII	0.67%		1.46%		1.18%	
	VIII	-0.13%		0.52%		0.25%	
	IX	0.17%		-0.03%		-0.14%	
	X	0.51%		1.48%		1.43%	
	全体	0.45%		0.90%		0.71%	
合成消費の 変化率	I	-0.16%		-0.26%		-0.17%	
	II	-0.15%		-0.24%		-0.17%	
	III	-0.09%		-0.16%		-0.10%	
	IV	-0.05%		-0.12%		-0.07%	
	V	-0.01%		-0.07%		-0.06%	
	VI	0.02%		-0.03%		-0.16%	
	VII	0.15%		0.22%		-0.03%	
	VIII	0.15%		0.41%		0.17%	
	IX	0.28%		0.39%		0.35%	
	X	0.42%		1.14%		1.12%	
	全体	0.06%		0.15%		0.12%	

(出所) 全消費匿名データ、基礎調査匿名データより作成。

これらの階級にとっては、2004年までの控除の拡大や税率のフラット化の影響よりもその他の年の税制を適用した際に給付される一括補助金の厚生を改善させる効果が高いと言える。

一方で、高所得階級では、表4の純税収一定制約がない場合と同様の傾向がみられることから、一定の補助金よりも2004年までの控除額の拡大、税率のフラット化というような税制改革の恩恵を大きく受けていることが確認できる。

表4と異なり、 $\rho = -30$ の場合には1994年以降の税制で厚生が大きく悪化している。 $\rho = -30$ の場合、社会的厚生は低所得世帯の効用に大きく影響を受けることになるが、低所得世帯は所得が低いため、税制による影響を受けずに、一括給付の金額のみに影響を受けることになる。したがって、税収自体がもっとも多い、つまり一括給付の金額がもっとも多い1998年税制のもとで厚生が最大となり、給付額が減額されるその他の年の税制のもとでは、厚生が減少することとなる。

次に、前項の分析と同様に60歳未満世帯と60歳以上世帯の結果を表8と表9で示す。

表8の60歳未満世帯の結果を見ると、表7の全体の場合と比較して、 $\rho = 1$ の場合の全体の厚生が改善していることがわかる。第V分位までは厚生が悪化することは表7と同様であるが、60歳未満世帯では第VI分位以上の世帯が多くそれらの所得分位で厚生が改善していることが原因だと考えられる。

前項でも触れたが、厚生改善の最大の原因は、税率のフラット化であると考えられる。表2、表3からも分かるとおり、1988年から2004年にかけて所得税、住民税ともに大幅なフラット化がおこなわれてきた。このフラット化によって、一定以上の所得を得ている世帯の税負担額が大幅に減少したと考えられる。

結果として、60歳未満の世帯では、1988年や1994年税制のもとの一括補助金があったとしても2004年の税制が望ましいことになる。しかしながら、 $\rho = -30$ の場合については、1988年以降の税制のもとで厚生が悪化していることから、どの税制が望ましいかは社会的な判断にゆだねられることとなる。

また、 $\rho = 1$ の時、2004年と比較して2012年税制の厚生が改善しているの

は、純税収一定制約による一括補助金の影響である。表 5 でも示したとおり、2004 年税制から 2012 年税制への変化は 60 歳未満の世帯に対してほとんど影響を与えない。しかしながら、この間に公的年金等控除の減額、老年者控除の廃止といった 65 歳以上の世帯の税負担が重くなる改革があったため、税収自体は 2012 年税制の方が多く、一括給付が存在する。したがって、60 歳未満の世帯については、税負担がほとんど変化することなく、一括給付が支給される

表 8 所得階級別のシミュレーション結果 (60 歳未満世帯：純税収一定制約あり)

	1994年税制		2004年税制		2012年税制		
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	
相対的厚生 指標	I	-0.11%	-107.44%	-0.18%	-238.91%	-0.12%	-120.44%
	II	-0.07%	-7.54%	-0.15%	-18.83%	-0.08%	-8.56%
	III	-0.05%	-15.06%	-0.10%	-24.63%	-0.05%	-13.10%
	IV	-0.06%	-14.16%	-0.12%	-23.56%	-0.06%	-12.22%
	V	-0.05%	-3.68%	-0.11%	-10.84%	-0.04%	-2.20%
	VI	0.01%	2.34%	-0.05%	-1.63%	0.02%	3.18%
	VII	0.11%	3.47%	0.08%	1.63%	0.15%	5.39%
	VIII	0.13%	7.75%	0.24%	13.23%	0.31%	16.69%
	IX	0.12%	6.52%	0.25%	14.04%	0.30%	16.84%
	X	0.19%	7.91%	0.47%	20.13%	0.50%	21.68%
全体	0.09%	-71.79%	0.20%	-147.90%	0.25%	-79.75%	
労働供給の 変化率	I	0.63%		1.04%		0.68%	
	II	-0.50%		0.27%		-0.48%	
	III	0.60%		0.96%		0.97%	
	IV	0.73%		0.93%		0.70%	
	V	0.94%		1.10%		0.86%	
	VI	0.92%		1.07%		0.89%	
	VII	0.67%		1.56%		1.40%	
	VIII	-0.22%		0.46%		0.33%	
	IX	0.10%		-0.10%		-0.19%	
	X	0.49%		1.47%		1.44%	
全体	0.36%		0.83%		0.70%		
合成消費の 変化率	I	-0.10%		-0.16%		-0.11%	
	II	-0.18%		-0.22%		-0.20%	
	III	-0.03%		-0.07%		0.03%	
	IV	0.05%		0.00%		0.06%	
	V	0.27%		0.20%		0.26%	
	VI	0.41%		0.35%		0.42%	
	VII	0.59%		1.03%		1.10%	
	VIII	0.14%		0.71%		0.77%	
	IX	0.27%		0.42%		0.47%	
	X	0.42%		1.18%		1.22%	
全体	0.28%		0.66%		0.71%		

(出所) 全消費名データ、基礎調査匿名データより作成。

ため、2004年よりも厚生が改善している。

表9は60歳以上の世帯の所得階級別のシミュレーション結果である。

傾向としては表7と同様に1998年以降の税制において厚生が悪化していることがわかる。また、厚生の下下の程度も大きいことから、低所得世帯が多い60歳以上世帯では、2004年までの公的年金等控除の増額や税率のフラット化の影響よりも一括補助金の方が厚生を改善する影響を持つ。

表9 所得階級別のシミュレーション結果（60歳以上世帯：純税収一定制約あり）

	1994年税制		2004年税制		2012年税制		
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	
相対的厚生 指標	I	-0.16%	-554.91%	-0.27%	-2318.96%	-0.18%	-668.48%
	II	-0.15%	-73.80%	-0.25%	-151.63%	-0.16%	-81.97%
	III	-0.10%	-42.74%	-0.17%	-81.37%	-0.11%	-47.16%
	IV	-0.07%	-36.29%	-0.14%	-67.45%	-0.09%	-39.92%
	V	-0.07%	-22.32%	-0.13%	-45.33%	-0.13%	-33.05%
	VI	-0.05%	-21.03%	-0.10%	-41.07%	-0.26%	-127.61%
	VII	0.00%	-3.47%	-0.05%	-18.74%	-0.39%	-266.24%
	VIII	0.14%	41.72%	0.11%	34.84%	-0.32%	-216.02%
	IX	0.18%	19.93%	0.17%	17.21%	-0.18%	-20.51%
	X	0.28%	19.14%	0.39%	18.53%	0.00%	-44.46%
	全体	-0.06%	-551.72%	-0.13%	-2303.20%	-0.18%	-664.54%
労働供給の 変化率	I	1.05%		1.67%		1.13%	
	II	0.67%		1.46%		0.02%	
	III	0.59%		0.61%		0.18%	
	IV	0.96%		1.33%		1.06%	
	V	3.59%		3.99%		3.72%	
	VI	0.72%		1.04%		1.18%	
	VII	0.69%		0.79%		-0.40%	
	VIII	1.48%		1.78%		-1.34%	
	IX	1.72%		1.58%		1.21%	
	X	0.87%		1.72%		1.32%	
	全体	1.24%		1.56%		0.80%	
合成消費の 変化率	I	-0.16%		-0.27%		-0.18%	
	II	-0.15%		-0.24%		-0.17%	
	III	-0.10%		-0.17%		-0.12%	
	IV	-0.07%		-0.13%		-0.09%	
	V	-0.05%		-0.11%		-0.10%	
	VI	-0.05%		-0.10%		-0.26%	
	VII	0.01%		-0.04%		-0.40%	
	VIII	0.17%		0.14%		-0.37%	
	IX	0.31%		0.29%		-0.10%	
	X	0.43%		0.77%		0.25%	
	全体	-0.05%		-0.11%		-0.18%	

(出所) 全消費名データ、基礎調査匿名データより作成。

また、 $\rho = 1$ の場合、2012 年税制のもとで、第 X 分位を除くすべての世帯において厚生が悪化がみられることから純税収一定制約がない場合と同様に公的年金等控除、高齢者控除の減額が 60 歳以上世帯の厚生に負の影響を与えたことが読み取れる。このことから過去の税制改革は 60 歳以上の世帯については望ましいものではなかったことがわかる。

4.3 税制改革の方向性

ここまで、過去の税制を適用するシミュレーションを行うことで、過去の税制改革が経済厚生、労働供給、合成消費に与えた影響を明らかにした。

所得税の税制改革は税率の変化と控除の変化に分けられるが、今後の税制改革を考えるにあたって、所得税の税率や控除の変化が家計の労働供給あるいは経済厚生にどの程度の影響を与えるかを把握することは極めて重要である。以下では、税率と控除を限界的に変化させた仮想的な税制のシミュレーションを行うことで、今後の所得税制改革の方向性について検討する。

税率と控除を限界的に変化させる仮想的な税制として、2012 年の所得税制を基準として、表 2 で示した所得税率の第 1 ブラケットから第 3 ブラケットまでの税率を 1% 引き上げる税制と基礎控除額を 1 万円減額する税制の 4 つの税制を考える⁹⁾¹⁰⁾。また、前項のシミュレーションと同様に、2012 年税制との税収の差を調整するために、一括補助金を用いて、純税収一定制約を課した場合の結果も示す。

表 10 は、2012 年税制から仮想的な税制に変更した際の、所得階級別の厚生の変化を定量的に示したものである。純税収一定制約を課さない場合、税率の引き上げ、控除の減額を伴う税制改革は税負担額を増加させるのみであるので、厚生は悪化する。ただし、所得が課税最低限以下である世帯は税制の限界的な変更の影響をほぼ受けないため、低所得者のウェイトが大きい $\rho = -30$ の場合は全体に対する負の影響はほとんどない。

9) 具体的には、195 万円以下（第 1 ブラケット）の金額について税率を 6% にする税制、195 万円から 330 万円まで（第 2 ブラケット）の税率を 11% にする税制、330 万円から 695 万円まで（第 3 ブラケット）の税率を 21% にする税制、基礎控除額を 37 万円に減額する税制を適用する。

10) 本稿の分析では、単身世帯を対象にしているため、所得分布が低所得世帯に偏っている。これらの世帯に対して第 4 ブラケット以降の税率の変化はきわめて限定的な影響しか及ぼさないため、本稿では第 1 ブラケットから第 3 ブラケットの税率の変化に焦点を当て、分析をおこなった。

一方で、純税収一定制約を課す場合、高所得階級では厚生が悪化するが、低所得階級、中所得階級では、厚生が改善する。また、第1、第2ブラケットの税率を変化させる改革と控除額を減額する改革では、全体の厚生が改善することが明らかとなった。

第3ブラケットの税率を引き上げる改革においては、全体への影響は負の値をとっている。これは、第3ブラケットの税率の引き上げだけでは、税収が十分に得られず、一括補助金による他の階級へのプラスの影響よりも、税負担額が増加することによる第X階級へのマイナスの影響が大きいためである。

第1、第2ブラケットの税率の引き上げ、もしくは控除額を減額させる税制改革は、高所得階級の厚生を悪化させるが、全体の厚生を改善させるため、経済厚生を改善するという観点からは、現行の税制よりも望ましいと言える。

表 10 税制改革後の所得階級別の厚生の変化（全世界帯）

	第1ブラケット		第2ブラケット		第3ブラケット		控除額の減額		
	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	$\rho=1$	$\rho=-30$	
純税収 一定 制約無し	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%	0.00%	0.00%
	III	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
	IV	-0.01%	-0.72%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.05%
	V	-0.01%	-0.78%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.10%
	VI	-0.02%	-4.05%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.62%
	VII	-0.05%	-8.52%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.55%
	VIII	-0.08%	-9.19%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-0.25%
	IX	-0.10%	-7.79%	-0.02%	-1.04%	0.00%	0.00%	-0.01%	-0.37%
	X	-0.07%	-4.73%	-0.04%	-0.43%	-0.03%	-0.06%	-0.01%	-0.20%
全体	-0.03%	0.00%	-0.01%	0.00%	-0.01%	0.00%	-0.01%	0.00%	
純税収 一定 制約あり	I	0.07%	57.27%	0.01%	15.55%	0.00%	4.33%	0.00%	5.37%
	II	0.06%	21.30%	0.01%	4.61%	0.00%	1.23%	0.00%	1.53%
	III	0.05%	14.27%	0.01%	2.99%	0.00%	0.79%	0.00%	0.98%
	IV	0.04%	11.43%	0.01%	2.50%	0.00%	0.66%	0.00%	0.77%
	V	0.03%	10.03%	0.01%	2.21%	0.00%	0.58%	0.00%	0.63%
	VI	0.01%	5.22%	0.01%	1.82%	0.00%	0.48%	0.00%	-0.02%
	VII	-0.01%	0.24%	0.01%	1.64%	0.00%	0.43%	0.00%	-0.01%
	VIII	-0.04%	-5.17%	0.01%	0.73%	0.00%	0.19%	0.00%	-0.01%
	IX	-0.06%	-4.38%	-0.02%	-0.40%	0.00%	0.16%	-0.01%	-0.16%
	X	-0.04%	-2.16%	-0.04%	0.06%	-0.03%	0.06%	-0.01%	-0.05%
全体	0.01%	57.23%	0.01%	15.54%	-0.01%	4.32%	0.01%	5.36%	

(出所) 全消費匿名データ、基礎調査匿名データより作成。

5. おわりに

本稿では、全消匿名データの単身世帯のデータおよび基礎調査匿名データと社会的厚生関数を用いて厚生分析を行うことで、過去の所得税住民税の税制が家計の厚生に与えた影響と、仮想的な税制を適用した場合の厚生の変化を明らかにした。本稿での分析結果をまとめ、今後の課題を述べることで結びとする。

第一に、1988 年、1994 年、2004 年、2012 年の税制の中で、もっとも厚生が高い税制は 2004 年税制であった。これは、1988 年から 2004 年にかけて各種の控除が拡大されてきたことと、所得税住民税の税率がフラット化されたため、多くの世帯で税負担額が減少したことが原因だと考えられる。

分析結果を 60 歳未満の世帯と 60 歳以上の世帯に分けたところ、60 歳未満の世帯については、主に 2004 年までの税率のフラット化によって、厚生が改善されていること、2004 年から 2012 年にかけては所得税の税率のブラケットは細分化されたが、住民税の税率がフラット化された影響で税負担額に大きな違いがないため、全体への影響とは異なり、厚生が悪化がみられないことを確認した。

一方で、60 歳以上の世帯は低所得世帯が多く、60 歳未満の世帯ほど税制改革による影響を受けないこと、2004 年から 2012 年にかけての公的年金等控除の減額、高齢者控除の廃止によって、中高所得の分位の多くで厚生が悪化していることがわかった。

第二に、純税収一定制約を課したうえで、同様の分析を行った結果、1988 年税制と比較すると 1994 年以降の税制のもとで厚生は悪化するという結果を得た。特に、低所得階級から中所得階級で厚生が悪化しているが、これらの階級にとっては、2004 年までの控除の拡大や税率のフラット化の影響よりもその他の年の税制を適用した際に給付される一括補助金の厚生を改善させる効果が高いためである。

また、60 歳未満の階級と 60 歳以上の階級では、各税制の影響は異なっていることには留意が必要である。60 歳未満の世帯に限定すると、 $\rho = 1$ の場合、過去の税制改革によって、厚生が改善されてきている。これは、他の年の税制のもとで、一括給付を受けるよりも 2004 年までの税率のフラット化によ

る厚生改善の影響が大きいためである。しかし、60歳未満の世帯の場合でも $\rho = -30$ の場合は厚生が悪化するため、どの税制が望ましいかは社会的な判断にゆだねられることになる。

第三に、所得税の税率、控除額を変化させた仮想的な税制を適用したところ、第3ブラケットの税率を引き上げる税制以外の税制において、全体の厚生の改善が見られた。しかし、どの改革においても、高所得階級の厚生は悪化する。また、全体の厚生が改善する改革の中でも、階級によって厚生への影響が異なるため、政策目的に応じて、税制改革を進める必要がある。

本稿に残された課題は以下の通りである。

第一に、単身世帯に限定して分析を行っている点である。社会全体の厚生を評価するためには、単身世帯以外の世帯類型も考慮に入れたモデルの構築が必要である。

第二に、全消費匿名データでは「年間収入」が1,500万円以上の世帯はサンプルから除外されているため、高所得階級に関する効果が不十分である可能性もある。

第三に、所得階級第IX分位の労働供給変化のように、本稿の分析ではシミュレーション結果がウェイトパラメータによって大きく影響を受けている可能性があるため、結果の解釈については留意が必要な点がある。

これらの点に関しては、今後の課題としたい。

参考文献

- 上村敏之（2001）『財政負担の経済分析：税制改革と年金政策の評価』関西学院大学出版会。
- 金子能宏・田近栄治（1989）「勤労所得税と間接税の厚生コストの計測：勤労者標準世帯の場合」『フィナンシャルレビュー』第15号，pp.94-129。
- 白石浩介（2010）「給付付き税額控除による所得保障」『会計検査研究』第42号，pp.11-28。
- 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.304-316。

- 田近栄治・八塩裕之 (2006) 「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 (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, pp.291-306.
- 本間正明・跡田直澄・井堀利宏・中正之 (1987) 「最適税制」『経済分析』第 109 号.
- 本間正明・跡田直澄・橋本恭之 (1989) 「竹下税制改革の厚生分析」『季刊理論経済学』第 40 号第 4 巻, pp.336-347.
- Gupta, A. and Kapur, V. (2000), *Microsimulation in Government Policy and Forecasting*, Amsterdam, North Holland.
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C.T. and Verdelin, N. (2011), “Optimal Tax and Transfer Programs for Couples with Extensive Labor Supply Responses”, *Journal of Public Economics*, Vol.95 Issue 11, pp.1485-1500.
- Labeaga, J. M., Oliver, X. and Spadaro, A. (2008), “Discrete Choice Models of Labour Supply, Behavioural Microsimulation and the Spanish Tax Reforms”, *Journal of Economic Inequality*, Vol.6 Issue 3, pp.247-273.
- Mitton, L., Sutherland, H. and Weeks, M. (2000), *Microsimulation Modelling for Policy Analysis : Challenges and Innovations*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Paulus, A. and Peichl, A. (2009), “Effects of Flat Tax Reforms in Western Europe”, *Journal of Policy Modeling*, Vol.31 Issue 5, pp.620-636.
- Zaidi, A., Harding, A. and Williamson, P. (2009), *New Frontiers in Microsimulation Modelling, England*, Ashgate Publishing.