日本における税収弾性値の推定

宮﨑, 憲治 / 郡司, 大志 / 平賀, 一希

(出版者 / Publisher)
法政大学比較経済研究所 / Institute of Comparative Economic Studies, Hosei University

(雑誌名 / Journal or Publication Title)
比較経済研究所ワーキングペーパー

(巻 / Volume)
203

(開始ページ / Start Page)
1

(終了ページ / End Page)
23

(発行年 / Year)
2016-10-24

日本における税収弾性値の推定

郡司　大志[*]
大東文化大学

平賀　一希[**]
東海大学

宮﨑　憲治[***]
法政大学

本稿では、平均限界税率データを用いて1963～2011年の税収弾性値を推定する。多くの先行研究では期間平均を推定するだけであったが、本稿の方法では年ごとの推定が可能である。推定の結果、労働所得についても資本所得についても税収弾性値は1をやや上回る一方、社会保障税を含む労働所得では税収弾性値は1より低いことが明らかとなった。このように税収弾性値が1より大きくなったり小さくなったりする性質は、様々な税制によることを示した。

本稿の作成にあたり、青野幸平先生、石田良先生、佐藤主光先生、高尾築先生、濱秋純哉先生、林正義先生、宮崎智視先生、森宏之先生、森田裕史先生、および第８回マクロ政策分析研究会（青森大学）、日本経済学会2016年度秋季大会（早稲田大学）の出席者より貴重なコメントをいただいたことに感謝する。残された誤りについては著者らの責任である。

[*] （連絡先住所）〒175-8571　東京都板橋区高島平１－９－１　大東文化大学 経済学部
（E-mail）hgunji@ic.daito.ac.jp
[**] （連絡先住所）〒259-1292　神奈川県平塚市北金目４－１－１　東海大学 政治経済学部
（E-mail）khiraga581470@gmail.com
[***] （連絡先住所）〒194-0298　東京都町田市相原町４３４２　法政大学 経済学部
（E-mail）miya_ken@hosei.ac.jp

1. はじめに

日本の政府債務残高は対GDP比で230%を超えるなど、先進国で最も財政状況の悪い国となった。一般会計にしめる国債発行が占める割合も、2016年度当初予算ベースでも約35%程であり、国債依存度も高い。その上、一般会計における社会保障支出も毎年約1兆円ずつ増加しているため、税収の確保は急務であり、例えば「社会保障と税の一体改革」の中で、消費増税の必要性が議論されている他方で、景気が回復すれば税収も大幅に改善するということも考えられており、経済成長率が1%上昇することにより、税収が何%増加するかを表す税収弾性値の推定が盛んに行われてきた。

租税 (税収) 弾性値についての先行研究としては、石 (1976)、今永・鈴木 (1973)、van den Noord (2000)、経済企画庁 (1998)、西崎・中川 (2000)、吉野・羽方 (2007)、北浦・長嶋 (2007)、橋本・呉 (2009)、石橋(2010)、川出・石川 (2014) などが挙げられる[1]。石 (1976) および今永・鈴木 (1973) は、税目別税収と GNP との相関関係を租税関数とみなして推定を行った。租税関数の被説明変数には各税収の対数値、説明変数には所得の対数値を用い、所得税については1.1から1.3、間接税品目については−0.6から2という税収弾性値が推定された。一方、経済企画庁 (1998)、西崎・中川 (2000)、石橋 (2010) では、構造的財政収支の推計のために所得税と法人税の税収弾性値を推計しており、 多くの結果では 1 に近い値を取ることが分かった。吉野・羽方 (2007) や、北浦・長嶋 (2007)、橋本・呉 (2009) では税収の将来推計シミュレーションのために税収弾性値を推計し、川出・石川 (2014) では都道府県別の税収 (租税) 弾性値を推定しており、全ての研究において、税収弾性値が 1 に近い値となった。

しかし、これらの分析の推定方法には様々な問題がある。例えば、多くの分析で用いられている対数線形の回帰モデルでは内生性や系列相関等の問題が生じている可能性があるが、それらを解決するには十分な標本数が必要となる。ところが、時系列データには現在のところ限りがあり、これらの問題を解決するのは困難である。また、税収と所得との間の関係が対数線形とは限らないため、定式化の誤りがあるかもしれない。さらに、税制はしばしば変更されるため、毎年のように構造変化が生じる可能性もある。固定パラメータでの推定は税制改革を反映させることはできない上に、ダミー変数で対応しようとしても他の経済ショックからの影響と税制の変更の影響とを識別するのは極めて難しいであろう。

そこで本稿では、これらの推定を概観し問題点を指摘した上で、 Gunji and Miyazaki (2011) の限界税率の統計データを用いて租税弾性値を推定する。この方法は、より正確な推定値が得られるだけでなく、時系列での変化を見ることも可能となる。さらに、

[1] 他にも、2005～2011 年の内閣府『経済財政白書』の付注においても、税収弾性値の推計を経済企画庁(1998)の方法で行っていた。

税収弾性値がどのような場合に１となるのか、あるいはならないのかを理論的に考察する。

主な結果は下記のとおりである。第一に、平均限界税率を用いた我々の推定では、労働所得についても資本所得についても税収弾性値は 1 をやや上回る一方、社会保障税を含む労働所得では税収弾性値は１より低いことが明らかとなった。第二に、この原因は所得控除・税額控除や固定の社会保障支払いなどの税制が関係していることを示す。所得控除が存在する場合、税収弾性値は１を上回る。また、社会保険料の固定支払いの負担が増加するに従い、税収弾性値が低下してきたことが分かった。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、税収弾性値の推定について、先行研究の比較を行ったうえで、限界税率を用いた推定が望ましいことを示す。第3節では、租税弾性値が１にならない理由について、制度面の要因に着目した検証を行い、第4節で結論を述べる。

2. 税収弾性値の推定

この節では、税収弾性値の推定方法について概観しながら、それぞれの利点や問題点について述べることにする。また、日本のデータで税収弾性値を推定し、どのような値がもっともらしいのかについても議論する。

2.1. 変化率を使った推定

税収弾性値は所得が1%変化したときに税収が何%変化するかを表す指標であり、次のように定義される。

$$\varepsilon_t = \frac{dT_t}{dY_t} \times \frac{Y_t}{T_t} \tag{1}$$

ただし、 T_t は t 期における租税、 Y_t は t 期における所得である。内閣府 (2011) 等では前期からの変化率を用いて下記のように税収弾性値を推定している。

$$\varepsilon_t = \frac{\log(T_t/T_{t-1})}{\log(Y_t/Y_{t-1})} \tag{2}$$

労働所得 Y_l と資本所得 Y_k の推定のために、資本分配率を θ として、それぞれ国民純生産（NNP、つまり海外からの移転を含み、資本減耗を除く所得）を下記のように分割する。

$$Y_l = (1-\theta)\mathrm{NNP} \qquad Y_k = \theta\mathrm{NNP} \tag{3}$$

資本分配率 θ は、Gunji and Miyazaki (2011) と同様に、 $1-\theta$ を労働分配率として、

$$(1-\theta)\mathrm{NI} = 雇用者報酬 + (1-\theta)個人企業所得 \tag{4}$$

を θ について解いて推定する。労働所得税の社会保障税を除く総額 T_l は、

$$T_l = \text{所得税} + (1-\theta)\{\text{国税}\left(\text{所得税・資本税除く}\right) + \text{地方税}\left(\text{資本税除く}\right)\} \tag{5}$$

資本所得税の総額 T_k は、

$$T_k = \text{資本税}\left(\text{国税}\right) + \text{資本税}\left(\text{地方}\right) + \theta\left(\text{国税}\left(\text{所得税・資本税除く}\right) + \text{地方税}\left(\text{資本税除く}\right)\right) \tag{6}$$

とする。$T_l + T_k =$ 国税総額 $+$ 地方税総額になる。社会保障支出（社会支出）については国立社会保障・人口問題研究所『社会保障費用統計（平成25年度）』から得る。標本期間はデータが利用可能な 1963～2011年である。

図1は(2)を 1963 ～ 2011 年の日本のデータについて推定したものである。先行研究と同様に、推定された税収弾性値は 1990 年代以降大きく変動し不安定な値となっている。内閣府 (2011) はこの原因として分母が小さくなっているからだとして、数年分の期間平均をとっている。しかし、税収が $T_t = \tau Y_t$ であれば Y_t の値によらず常に $\varepsilon_t = 1$ になる。したがって、1990 年代以降に弾性値が不安定になっているのには別の理由があると考えられる。

今、 t期の税収T_tが、税率τ（一定）、所得Y_tとi.i.d.の撹乱項v_tからなると仮定する。

$$T_t = \tau Y_t \exp\left(v_t\right)$$

ただし、$v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$とする。この撹乱項は τと合わせることで確率的な税率$\tau \exp\left(v_t\right)$とみなすこともできる。また、税収が何らかの理由で$Y_t$と比例的にならない場合があると考えてもよい。例えば、法人税では損益がある場合に翌年以降控除がなされるし、何らかの理由で所得控除を使わない個人がいることも考えられる。いずれにしても、税収が何らかの確率的な要素を持つと仮定する。この両辺に自然対数をとると、

$$\log T_t = \log \tau + \log Y_t + v_t$$

となるため、税収弾性値は 1 である。

ここで、自然対数をとった所得が 1 階の自己回帰過程

$$\log Y_t = \mu + \rho \log Y_{t-1} + u_t$$

であると仮定する。ただし、撹乱項 u_t は i.i.d. で $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$ とする。Y_t の成長率は、

$$\log\left(Y_t / Y_{t-1}\right) = \mu + (\rho - 1)\log Y_{t-1} + u_t$$

となる。このとき、税収弾性値は

$$\varepsilon_t = \frac{log\left(Y_t/Y_{t-1}\right) + v_t - v_{t-1}}{log\left(Y_t/Y_{t-1}\right)}$$

$$= \frac{\mu + (\rho - 1)\, log\ Y_{t-1} + u_t + v_t - v_{t-1}}{\mu + (\rho - 1)\, log\ Y_{t-1} + u_t}$$

と表すことができる。

GDP は ρ が 1 か、あるいは 1 に非常に近いことが知られている。また、日本では

1990 年代以降、低成長が続いているため、 μ も非常に小さいと考えられる。そこで、$\log Y_t$ がランダム・ウォーク過程（ $\rho = 1$ ）であり、平均でゼロ%成長（ $\mu = 0$ ）と仮定すると、

$$\varepsilon_t = \frac{u_t + v_t - v_{t-1}}{u_t} \tag{7}$$

となる。このとき租税弾性値は以下の確率的特性をもつ。

命題 1. (7) は最頻値が 1、半値半幅が $\sqrt{2}\sigma_v/\sigma_u$ のコーシー分布に従う。
証明　補論を参照[2]。

この命題より、ε_tが不安定になるのはY_tのブレだけではなくて、T_tのブレが大きいことも要因の一つである。また、命題で最も重要なのは、最頻値が 1 であるので、この方法で税収弾性値を推定するともっともらしい結果が得られる可能性はあるが、コーシー分布は期待値が定義されないため、データをいくら集めて平均を求めても大数の法則には従わないという点である。そのため、データの平均値は非常に大きな値や小さな値をとりうることにも注意が必要である。従って、前期からの変化率を使った推定は、特に低成長の時期に誤った推定値をもたらす可能性が高い。

2.2. 回帰分析を使った推定

Groves and Kahn (1952) の先駆的な研究以来、多くの先行研究、例えば吉野・羽方 (2007) などが、対数線形の回帰モデルを用いて税収弾性値を推定している[3]。これは以下のような理由による。税収は税率 τ と所得 Y の関数 $T = T(\tau, Y)$ であるとする。τ が一定と仮定し、 $\log T$ を $\log Y$ について 1 次のテイラー近似をして定数をまとめると、

$$\log T_t = \beta_0 + \beta_1 \log Y_t + u_t \tag{8}$$

となる[4]。この場合、 β_1 が税収弾性値である。先行研究ではこの回帰式を用いている

---

[2] $\varepsilon_t = 1 + v_t'/u_t$ となるので、ε_t はコーシー分布に 1 を加えた値である。よって命題は自明と思われるが、標準正規分布でない正規分布に従う 2 変数の比がコーシー分布に従う場合、その分布の幅（半値半幅）を求めることと、コーシー分布に定数を加えたものもまたコーシー分布に従うということを示すために証明を行う。

[3] 目的は異なるかもしれないが、Nichols and Tosun (2008) はアメリカの州ごとの所得に対するカジノ収入の弾力性を対数線形回帰モデルで推定している。また、西崎・中川（2000）は租税弾性値の式を幾つかの弾性値に分解し、それらを時系列データからOLS推定している。

[4] Fox and Campbell (1984) はシンプルな構造モデルから誘導型として対数線形の回帰式を導出している。

ものが多い。短い期間の推定であれば税率 τ が一定であると仮定することは許容されるであろう。しかし、このような推定では時系列データを用いるため、サンプルは長期間になる。そのため、時系列データでこの回帰式を用いることは不適切である可能性が高い。

そこで、税率が毎年変更されることを想定し τ を変数とする。つまり、 $T = T(\tau, Y)$ で τ と Y がともに外生変数の場合は、自然対数をとってテイラー展開した

$$\log T_t = \beta_0 + \beta_1 \log \tau_t + \beta_2 \log Y_t + u_t \tag{9}$$

を 最小二乗法（OLS）で推定することで、 β_2 が税収弾性値 $\partial \log T_t / \partial \log Y_t$ の一致推定量になる。また、この定式化が正しければ(8)のOLS推定量はバイアスを持つことになる。ただし、この場合は Gunji and Miyazaki (2011) および 郡司・宮﨑 (2014) などのような税率の長期に亘る推定が必要となる。橋本・呉 (2009) は法人税収について、実効税率と法人所得を用いて対数線形の回帰式で税収弾性値を推定しているが、ほとんどの研究では税率が考慮されていない。

次に、 $Y = Y(\tau)$ のように τ は外生変数だが Y は内生変数と仮定すると、

$$\log T_t = \beta_0 + \beta_1 \log \tau_t + \beta_2 \log Y_t + u_t \tag{10}$$

$$\log Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log \tau_t + v_t \tag{11}$$

となり、どちらも識別不可能なのでOLS推定量は一致推定量とはならない。$\tau = \tau(Y)$ が内生変数である場合も同様である。さらに、 $Y = Y(\tau)$ も $\tau = \tau(Y)$ も内生変数であると仮定すると、

$$\log T_t = \beta_0 + \beta_1 \log \tau_t + \beta_2 \log Y_t + u_t \tag{12}$$

$$\log Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log \tau_t + v_t \tag{13}$$

$$\log \tau_t = \delta_0 + \delta_1 \log Y_t + v'_t \tag{14}$$

となり、これも識別不可能となってしまう。つまり、 Y か τ あるいは両方が内生変数である場合には、一致推定量が得られるような操作変数法などの別の推定を行わなければならない[5]。また、仮に適切な操作変数が見つかったとしても、（不偏性ではなく）一致性を保持するだけの十分な標本数を確保しなければならないことになる。

前節と同様のデータから、被説明変数を要素所得にかんする税収を要素所得に回帰した結果は、表1から3に示されている。表1は労働所得税について、表2社会保障を含む労働所得税について、表3は労働所得税についての税収弾性値である。それぞれの表の (1) は式(8)の、(2) は式(9)の、そして(3)は後述の二次近似式の推計結果であり、最下段に租税弾力性を示している。なおデータが年次で小標本のため、ロバスト標準誤差ではなく、不偏性のある通常の標準誤差を用いている。

先ず、所得のみを説明変数とした推定結果では、労働にかんする税収弾性値は 1.11、資本では 1.15 であった。これらは概ね吉野・羽方 (2007) の推定結果と整合的である。

[5] Brückner, Markus (2012) は対数線形の回帰モデルを操作変数法によって推定している数少ない例である。

しかし、社会保障を含む労働所得税では税収弾性値が 1.47 とかなり大きくなった。

租税弾性値は所得以外の要因を一定としたときの効果を計測するので、税率を一定と仮定しなければいけない。そこで限界税率 τ_l および τ_k を説明変数に加えた結果も表1に示す。税収弾性値は労働所得についても資本所得についても限界税率なしの場合よりも小さくなっている。社会保障を含む労働所得税については、依然として社会保障を含まない場合よりも税収弾性値が大きい。

後に見るように、控除や定額税を考慮する場合には非線形性を考慮する必要がある可能性もあるが、これも多くの先行研究でチェックされていない。そこで、２次のテイラー近似をおこない、定数をまとめると、

$$\log T_t = \beta_0 + \beta_1 \log Y_t + \beta_2 \log \tau_t + \beta_3 (\log Y_t)^2$$
$$+\beta_4 (\log \tau_t)^2 + \beta_5 (\log Y)(\log \tau_t) + u_t$$

となる。この場合、税収弾性値は $\beta_1 + 2\beta_3 \log Y_t + \beta_5 \log \tau_t$ となる。２次項を含めた結果を表1から3のそれぞれ (3) に示しており、労働・資本所得の税収弾性値はさらに低下する。一方、社会保障を含む労働所得の税収弾性値はそれを含まない税収弾性値よりも大きく、１を上回っている。この結果から、税率の変化をコントロールし、２次近似しても、社会保障を含む税収弾性値は１を上回ることがわかる。しかし、国民年金のような固定支払いの社会保障費がある場合、所得が増加しても社会保障収入は増加しにくいはずであり、これらの回帰分析の結果は直感に反する。この点については第３節で詳しく考察する。

時系列データを用いた回帰分析で注意すべき問題点は大きく２つ考えられる。第１に、多くの時系列分析による推定方法は十分な標本数が確保できない。仮に系列相関を考慮するとなると推定量の普遍性がなくなるが、十分な標本数のもとでならば一致性が得られる。また、内生性を克服するために操作変数法を用いる場合も同様である。さらに、時系列データでは単位根や共和分の存在を考慮する必要もある[6]。実際、例えば西崎・中川 (2000) は 16 年分の年次データで、石 (1976) については10年分で推定を行っている。これでは推定値の一致性が得られているとはいえない。

第２に、制度の変化を考慮するのが困難であるという点である。回帰分析では標本期間のすべての値がパラメータの推定値に反映されるため、税収弾性値の値が全期間のデータに依存してしまう。税制は小さなものも含めれば毎年のように改定されているため、税収弾性値も毎年変化すると考えるのが自然である。つまり、 t 期の税収弾性値は t 期の税制を所与として推定されるべきである。しかし、上記の方法では t 期の税収弾

[6] Bruce et al. (2006)、Wolswijk (2009)、小野 (2013)、およびFricke and Süssmuth (2014) は、共和分関係から長期の税収弾性値を、誤差修正モデルから短期の税収弾性値を推定している。Sobel and Holcombe (1996) は対数線形モデル、差分の対数線形モデル、および Dynamic OLS (DOLS) を推定して比較している。ただし、これらの研究も対数線形を仮定しており、非線形性の確認はしていない。

性値に他の期間の税制を考慮してしまっていることになる[7]。したがって、回帰分析による推定から得られる結果の解釈には十分な留意が必要である。

2.3. 平均限界税率を使った推定

この節では変化率を用いる方法や回帰分析による推定から生じる問題を回避するために、平均限界税率を用いて税収弾性値を推定する。この方法の（おそらく唯一の）先行研究であるGirouard and André (2005) は、OECD が 1999 年以降毎年公表している Taxing Wages[8] を用いて、平均限界税率から家計の税収弾性値を推計している。その結果、2003年の労働所得税および社会保障支払いの租税弾性値はそれぞれ1.9と0.9であった。この推定では社会保障支払いを労働所得税とは別にしているが、本稿と同じようにそれらをまとめれば租税弾性地は0.9から1.9に間に入ることになる[9]。つまり、前節の回帰分析から得た結果と矛盾してしまう。彼らの推定では短期間（２年分）の税収弾性値を推定しているが、本稿では長期の時系列の作成を試みることでどちらの結果がもっともらしいのかを確認する。

税収弾性値 (1) は次のように限界税率と平均税率で表すことができる。

$$\varepsilon_t = \frac{dT_t}{dY_t}\left(\frac{Y_t}{T_t}\right)^{-1} \tag{15}$$

ただし、T/Y は平均税率、 dT_t/dY_t は限界税率を表している。Gunji and Miyazaki (2011) は労働所得および資本所得に関する平均限界税率を推定しているので、要素所得ごとの税収弾性値 ε_{lt} および ε_{kt} を

$$\varepsilon_{lt} = MTRL_t \times \frac{Y_{lt}}{T_{lt}} \qquad \varepsilon_{kt} = MTRK_t \times \frac{Y_{kt}}{T_{kt}} \tag{16}$$

と定義することができる。ただし、 Y_l は総労働所得、 Y_k は総資本所得、 T_l は総労働所得税、T_k は総資本所得税である。また、労働所得の税収弾性値を $MTRL_t = dT_{lt}/dY_{lt}$、資本所得の税収弾性値を $MTRK_t = dT_{kt}/dY_{kt}$ と定義する。

日本の平均限界税率については Gunji and Miyazaki (2011) および郡司・宮﨑 (2014) によって推定が行われ、労働・資本所得別の限界税率が明らかになってきているため、本稿ではこれを用いることにする。彼らは Joines (1981) の方法を日本の税制度に合うように申告納税者と源泉徴収納税者とに分けて限界税率を推定した。申告所得税額をt^s

[7] 例外として、西﨑・中川 (2000) は対数線形の回帰式をカルマン・フィルターによる可変パラメータ・モデルとして推定し、税収弾性値が好況期には小さく、不況期には大きくなることを示している。
[8] http://www.oecd-ilibrary.org/taxation/taxing-wages-2016_tax_wages-2016-en
[9] このことは簡単な計算で確認できる。T_Lを労働所得税、T_Sを社会保障支払いとすると（$T = T_L + T_S$）、$dT/dY = dT_L/dY + dT_S/dY$となるので、両辺に$Y/T$をかけると$(Y/T)dT/dY = (T_L/T)(Y/T_L)dT_L/dY + (T_S/T)(Y/T_S)dT_S/dY$が得られる。右辺は労働所得税のみの租税弾性値と社会保障支払いのみの租税弾性値の加重平均であるので、それぞれ1.9と0.9である場合には両者を合わせた租税弾性値はその間の値になることが分かる。

源泉徴収税額をt^wとすると、それぞれは下記のように仮定される。

$$t^s(y_i) = \tau y_i + \tau_k y_{ki} + f(\tilde{y}_i)$$
$$t^w(y_i) = \tau y_i + \tau_k y_{ki} + \tau_k^w y_{ki} + \tau_l^w y_{l1i} + g(y_{l2i})$$

ただし、所得階層をiとして、y_{li}は労働所得、y_{ki}は資本所得、$y_i = y_{li} + y_{ki}$は総所得、τは総所得にかかる比例税率、τ_kは資本所得にかかる比例税率、τ_k^wは源泉所得税として新たに資本所得にかかる比例税率、τ_l^wは給与所得以外の労働所得にかかる比例税率、$f(\cdot)$は申告所得にかかる累進税関数、$\tilde{y}_i = \gamma_i y_i$は累進課税対象となる所得、$\gamma_i$は累進課税対象となる所得の割合、$g(\cdot)$は源泉徴収の給与所得にかかる累進税関数である。詳細は省略するが、ここから申告納税者と源泉徴収納税者ごとに労働・資本所得の平均限界税率を推定する。しかし、納税者には申告所得税のみ支払った人、源泉所得税のみ支払った人、両方を支払った人がいるため、これらを調整して加重平均をとる。さらに、社会保険料を含む労働所得の限界税率も推定する。

この方法には変化率による推定や、回帰分析による推定と比較して優れた点がいくつかある。第 1 に、低成長期あるいはゼロ成長期であっても安定した推定結果が得られる。平均税率は分子である Y_t も分母である T_t も常に正であり、かつ限界税率も適切に推定されれば常に正である。したがって、前期からの変化率を用いた推定方法では大きく変動してしまうような時期でも適切な推定が可能となる。第 2 に、期間ごとに限界税率が推定できれば、税制等の制度変更の影響を受けずに推定することが可能である。回帰分析ではダミー変数の回帰式への導入や推定期間の分断などによって制度変更のコントロールが行われてきた。しかし、それらは毎期生じる細かな制度変更を捉えているとは考えられず、十分な対処法ではない。もちろん、可変パラメータによる推定も考えられるが、多くの場合、漸近理論が適用できるほど十分な標本期間は確保できない。一方、1 年毎の限界税率が利用できれば平均税率との比を取るだけでこれらの問題は解決する。そのため、ここまでの方法の中で最も信頼できる結果が得られると考えられる。

推定結果は図2に表されている[10]。労働所得の税収弾性値は 1960 年代から 1990 年代にかけて大きく変動しながらも低下し、1990 年に底を打った。1990 年代以降は少しずつ上昇し、1.2 程度で安定している。つまり、労働所得の 1%の増加が労働所得税収を1.2%増加させることになる。労働所得税に社会保障税を含めた場合には、1991 年まで0.8 付近で安定していたが、その後は低下傾向が見られる。期間を通して、社会保障税を含めると税収弾性値は低くなることがわかる。このような傾向は、Girouard and André (2005) の推定結果とも整合的である。

一方、資本所得の税収弾性値は 1970 年前後に高い時期があったが 1980 年代に低下し、1991 年以降は労働所得の税収弾性値とほぼ同様の値で推移している。労働所得税、資本所得税とも、税収弾性値は 1990 年前後に底があり、それ以降は安定していることがわかる。

[10] データは筆者たちにリクエストすれば入手可能である。

3. なぜ税収弾性値は１にならないのか

前節では 1960 年代以降の日本のデータを用いて税収弾性値を推定したところ、労働・資本所得の税収弾性値は 1 を上回ることが明らかとなった。ただし社会保障を含む労働所得の税収弾性値はそれを含まない税収弾性値よりも低くなっている。総所得についても同様であった。社会保障を含む所得の増加に対して税収があまり増加しないことを示しており、多額の国債に依存する現在の日本においては深刻な結果である。それではなぜ税収弾性値が 1 を上回ることや下回ることがあるのであろうか。その理由について、この節では税制を考慮しながら考察する。

税収が比例税のみからなり（つまり、 $T=\tau Y$ ）、τ が外生ならば、

$$\frac{Y}{T}\frac{\partial T}{\partial Y}=\frac{Y}{\tau Y}\frac{\partial \tau Y}{\partial Y}=\frac{Y}{\tau Y}\tau\frac{\partial Y}{\partial Y}=1$$

となるため、税収弾性値は常に 1 である。このことから、

$$\frac{Y}{T}\frac{\partial T}{\partial Y}=1 \iff \frac{\partial T}{\partial Y}=\frac{T}{Y}$$

となる。つまり、限界税率と平均税率は等しいことになる。理論的には税率が外生であるかぎり、定常状態でもそうでなくても結果は同じである。

しかし、実際には様々な控除により実際の所得よりも課税所得は低くなる。また、労働・資本所得以外に社会保障支払いも存在する。そこで、税収が所得に比例する部分だけでなく、所得控除 $\bar{D}_1>0$ および税額控除 $\bar{D}_2>0$ がある場合

$$T=\tau(Y-\bar{D}_1)-\bar{D}_2$$

を考える。現行の税制度のもと、所得控除については基礎控除（38万円）、扶養控除（38～63万円）、配偶者控除（38～48万円）などが、税額控除については配当控除、住宅借入金等特別控除、政党等寄附金特別控除などがある。給与所得控除など所得に比例する控除については τ が低下することで考慮できる。このとき税収弾性値は、

$$\frac{Y}{T}\frac{\partial T}{\partial Y}=\frac{\tau Y}{\tau(Y-\bar{D}_1)-\bar{D}_2}>1$$

となる。したがって、控除がある場合には税収弾性値は 1 を上回る。これは、前節の（社会保障を含まない）推定結果を裏付けるものである。直観的に説明すると、控除が存在する経済において課税前所得が増加すると、所得のうち控除によって税収が減らされる割合が小さくなるため、所得の伸び率よりも税収の伸び率が大きくなる[11]。

次に、社会保障税 $\bar{T}^{SS}>0$ を考える。社会保障税には所得に比例するものが多いため、比例税のみのモデルで考察することが可能であり、その場合、税収弾性値は 1 とな

[11] 控除水準が一定の下で、Yが成長し続けると、長期的に租税弾性値は１に収束する。

る。しかし、年金制度の 1 階部分である国民年金は固定支払いである。所得税収入が 1 年で約 14 兆円に対し、国民年金勘定の保険料収入は約 1.6 兆円と規模としては比較的大きいため、これを考慮する必要がある。社会保障税を考慮した税収は、

$$T = \tau(Y - \bar{T}^{SS}) + \bar{T}^{SS}$$

となる。このとき、τは社会保険料の所得比例部分を含んだ所得税率である。課税所得から $\bar{T}^{SS}$ を引いているのは、社会保険料控除があるためである。このとき税収弾性値は、

$$\frac{Y}{T}\frac{\partial T}{\partial Y} = \frac{\tau Y}{\tau Y + (1-\tau)\bar{T}^{SS}} < 1$$

となり、1 より小さいことがわかる。つまり、前節で社会保障を含めた場合に税収弾性値が 1 を下回ったのは、このような固定支払いが存在するためだと考えられる。

さらに、控除や固定支払いの税がなかったとしても、累進課税がある場合には税収弾性値が 1 とはならない場合がある。所得階層 i ごとに所得 y_i に対して税率 $\tau(y_i)$ が課されるとすると、総税収は、

$$T = \sum_{i=1}^{N} \tau\,(y_i) y_i$$

となる。総所得を $Y = \sum_{i=1}^{N} y_i$ とすると、税収弾性値は、

$$\frac{Y}{T}\frac{\partial T}{\partial Y} = 1 + \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{N} \tau'\,(y_i) y_i$$

となり、累進課税なので $\tau'(y_i) > 0$ となり 1 を上回る。この直観は控除の場合とは逆の説明ができる。すなわち、課税前所得が増加すると、所得のうち定額負担部分の割合が小さくなるため、所得の伸び率よりも税収の伸び率が小さくなる[12]。

このように、税収弾性値は様々な税制上の理由により 1 から乖離しうることが分かる。税制は短期では変化が小さいかもしれないが、長期になるほど変動を考慮しなければならない。そのため、パラメータが一定の回帰分析のような手法では推定値に大きなバイアスが生じうる。さらに、税率は所得に対して累進的であるものが多く、その税制も変更する可能性があることを考えると、限界税率を用いるような期間ごとの推定のほうが優れていることは明らかである。

4. 結論

本稿は、3 つの税収弾性値の推定方法を考察し、その中で最も適切な推定方法として

[12] 脚注11と同様に、Yが成長し続けると、長期的に租税弾性値は 1 に収束する。

限界税率データを用いて税収弾性値を推定した。その結果、労働所得についても資本所得についても税収弾性値は 1 をやや上回る一方、社会保障税を含む労働所得では税収弾性値は 1 より低かった。この傾向は比率を使った推定や対数線形の回帰モデルでは見られない。また、税収弾性値が 1 とはならない制度的な条件を考察した。具体的には、所得控除や税額控除が存在する場合には税収弾性値は 1 を上回る一方、社会保障の固定支払いがあると 1 を下回ることが示された。

本稿から得られる政策的インプリケーションは、2点あげられる。1点目は、租税弾性値が控除や社会保険料など、税制や他の公的部門による影響に強く受けることである。すなわち、所得税制の制度が複雑化することにより、弾性値が 1 から乖離する可能性があることを示唆している。2点目は、わが国の租税弾性値は 1 を大きく上回るものではなく、社会保険料も含めて考えると、1 を下回ることから、経済成長にのみ依存した財政再建は必ずしも現実的ではないことが挙げられる。

本稿の分析には、いくつかの議論の余地が残されている。まず、現実の労働所得税制は累進課税となっており、累進的所得税の要因を考慮することが挙げられる。さらに、租税弾性値に関する議論を、動学的一般均衡 (DSGE) モデルなど経済理論を用いた検証を行うことである。税を含む DSGE モデルの多くは要素所得ごとの比例税を課している。現実の租税弾性値にマッチするように控除や定額税を組み込むことによってより正確な定量的性質を明らかにすることが期待できる。これらの発展可能性については、今後の課題としたい。

補論：命題 2.1 の証明

$v'_t \equiv v_t - v_{t-1}$ と定義すると、 $v'_t \sim N(0,2\sigma_v^2)$ である。$y_1 = (u_t + v'_t)/u_t,\ y_2 = u_t$ と定義すると、$u_t = y_2,\ v'_t = (y_1 - 1)y_2$ となる。u_t と v'_tの同時密度関数を $f(u_t, v'_t)$ とすると、 y_1 と y_2 の同時密度関数 $g(y_1, y_2)$ は、

$$
\begin{aligned}
g(y_1, y_2) &= f(u_t, v'_t)\left|\det\left(\frac{\partial[u_t, v'_t]}{\partial[y_1, y_2]}\right)\right| \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_u\sqrt{2}\sigma_v}\exp\left(-\frac{y_2^2/\sigma_u^2 + (y_1-1)^2 y_2^2/2\sigma_v^2}{2}\right)\left\|\begin{matrix} 0 & 1 \\ y_2 & y_1 - 1\end{matrix}\right\| \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_u\sqrt{2}\sigma_v}\exp\left(-\frac{1/\sigma_u^2 + (y_1-1)^2/2\sigma_v^2}{2}y_2^2\right)y_2
\end{aligned}
$$

なので、 $y_1 = (u_t + v'_t)/u_t$ つまり ε の確率密度関数は、

$$
\begin{aligned}
g(y_1) &= \int_{-\infty}^{\infty} g\,(y_1, y_2)dy_2 \\
&= 2\int_0^{\infty} g\,(y_1, y_2)dy_2 \\
&= \frac{1}{\pi\sigma_u\sqrt{2}\sigma_v}\int_0^{\infty}\exp\left(-\frac{1/\sigma_u^2 + (y_1-1)^2/2\sigma_v^2}{2}y_2^2\right)y_2 dy_2 \\
&= \frac{1}{\pi\sigma_u\sqrt{2}\sigma_v}\left[-\frac{1}{1/\sigma_u^2 + (y_1-1)^2/2\sigma_v^2}\exp\left(-\frac{1/\sigma_u^2 + (y_1-1)^2/2\sigma_v^2}{2}y_2^2\right)\right]_0^{\infty} \\
&= \frac{1}{\pi}\frac{1}{\dfrac{\sqrt{2}\sigma_v}{\sigma_u}\left[1 + \left(\dfrac{y_1 - 1}{\sqrt{2}\sigma_v/\sigma_u}\right)^2\right]}
\end{aligned}
$$

よって、 ε は最頻値が 1、半値半幅が $\sqrt{2}\sigma_v/\sigma_u$ のコーシー分布に従う。□

参考文献

[1] Bruce, Donald, William F. Fox, and M. H. Tuttle (2006) “Tax Base Elasticities: A Multi-State Analysis of Long-Run and Short-Run Dynamics,” *Southern Economic Journal*, Vol. 73, No. 2, pp. 315–341.

[2] Brückner, Markus (2012) “An instrumental variables approach to estimating tax revenue elasticities: Evidence from Sub-Saharan Africa,” *Journal of Development Economics*, Vol. 98, No. 2, pp. 220–227, July.

[3] Fox, William F. and Charles Campbell (1984) “Stability of the State Sales Tax Income Elasticity,” *National Tax Journal*, Vol. 37, No. 2, pp. 201–212.

[4] Fricke, Hans and Bernd Süssmuth (2014) “Growth and Volatility of Tax Revenues in Latin America,” *World Development*, Vol. 54, pp. 114–138, February.

[5] Girouard, Nathalie and Christophe André (2005) “Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries,” OECD Economics Department Working Papers 434.

[6] Groves, Harold M. and C. Harry Kahn (1952) “The Stability of State and Local Tax Yields,” *The American Economic Review*, Vol. 42, No. 1, pp. 87–102.

[7] Gunji, Hiroshi and Kenji Miyazaki (2011) “Estimates of average marginal tax rates on factor incomes in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 25, No. 2, pp. 81–106, June.

[8] Nichols, Mark W. and Mehmet Serkan Tosun (2008) “The Income Elasticity of Gross Casino Revenues: Short-Run and Long-Run Estimates,” *National Tax Journal*, Vol. 61, No. 4, pp. 635–652.

[9] van den Noord, Paul (2000) “The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond,” OECD Economics Department Working Papers, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

[10] Sobel, Russell S. and Randall G. Holcombe (1996) “Measuring the Growth and Variability of Tax Bases over the Business Cycle,” *National Tax Journal*, Vol. 49, No. 4, pp. 535–52.

[11] Wolswijk, Guido (2009) “The short- and long-run tax revenue response to changes in tax bases,” *Economics Bulletin*, Vol. 29, No. 3, pp. 1960–1970, August.

[18] 石弘光 (1976) 『財政構造の安定効果—ビルトイン・スタビライザーの分析』, 勁草書房.

[12] 石橋英宣 (2010) 「所得課税における税収弾性値についての一考察」, 『財政政策と社会保障』, 第 5 巻, 373–400 頁.

[13] 今永伸二・鈴木芳夫 (1973)「経済予測とくに税収の予測とフィスカルポリシー」, 藤田晴（編）『財政政策』, 日本経済新聞社.

[14] 小野宏 (2013) 「バブル期以降の所得税制改正と税収弾性値」, 『大分大学経済

論集』，第 64 巻，第 5 ・ 6 合併号号，95–111 頁.

[15] 川出真清・石川達哉 (2014)「都道府県別税収弾性値の推計」, 日本財政学会（編）『「社会保障・税一体改革」後の日本財政 財政研究 第 10 巻』，有斐閣.

[16] 北浦修敏・長嶋拓人 (2007)「税収動向と税収弾性値に関する分析」，『 Business & economic review 』，第 17 巻，第 7 号，100–131 頁，7 月.

[17] 郡司大志・宮﨑憲治 (2014)「リーマンショック前後の日本の平均限界税率」，『経済志林』，第 81 巻，第 2 号，63–82 頁，3 月.

[18] 経済企画庁 (1998)「財政収支指標の作り方・使い方」，『エコノミック・リサーチ』，第 04 号，6–14 頁.

[19] 内閣府 (2011)「経済成長と財政健全化に関する研究報告書」，，第 3 回経済社会構造に関する有識者会議（10 月 17 日）資料２.

[20] 西崎健司・中川祐希子 (2000)「わが国における構造的財政収支の推計について」，日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ 00-16 .

[21] 橋本恭之・呉善充 (2009)「税収の将来推計 (抜本的税制改革のあり方)」，『国際税制研究』，第 22 号，61–70 頁–

[22] 吉野直行・羽方康恵 (2007)「税の所得弾力性の変化とそのマクロ経済への影響に関する実証分析」, 日本財政学会（編）『格差社会と財政—財政研究〈第 3 巻〉』，有斐閣，東京.

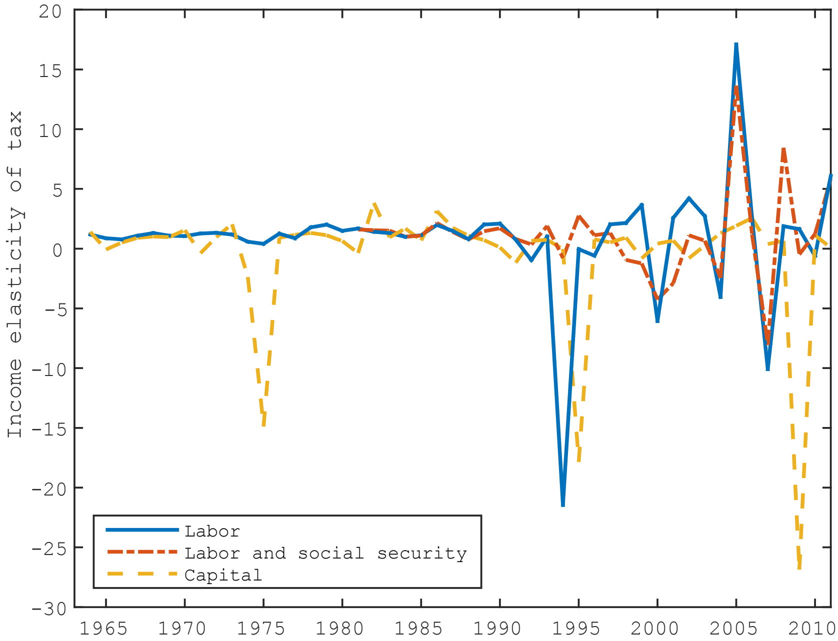

図1. 変化率を使った税収弾性値の推定

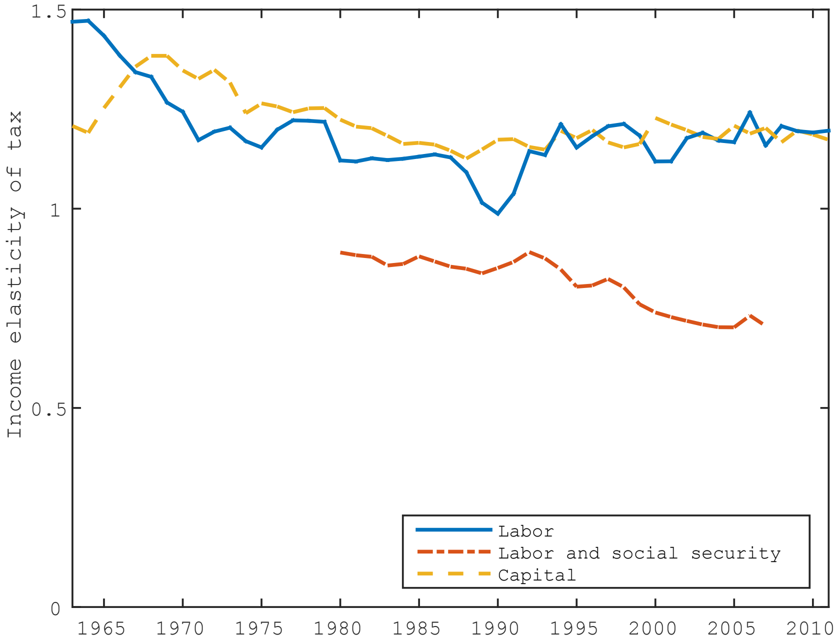

図 2. 要素所得ごとの税収弾性値

表1 労働所得における租税弾性値

	労働所得税収入		
	(1)	(2)	(3)
log(Y)	1.112***	1.075***	2.562***
	(0.012)	(0.010)	(0.418)
log(tau)		0.788***	-1.175
		(0.121)	(5.422)
$\log(Y)^2$			-0.057***
			(0.013)
$\log(tau)^2$			-0.267
			(1.133)

交差項			0.116
			(0.177)
定数項	-3.253***	-1.440***	-11.237*
	(0.139)	(0.296)	(6.579)
観測値数	49	49	49
R^2	0.995	0.997	0.998
Adjusted R^2	0.995	0.997	0.998
租税弾性値	1.112	1.075	1.001

注: *** は10%で ** は5%で *** は1%で**有意である

表2 社会保障を含む労働所得における租税弾性値

	社会保障を含む労働所得税収入		
	(1)	(2)	(3)
log(Y)	1.467***	1.289***	-17.513
	(0.089)	(0.100)	(39.019)
log(tau)		0.664	148.140
		(0.476)	(150.275)
$\log(Y)^2$			0.413
			(1.217)
$\log(tau)^2$			24.467
			(20.255)

交差項			-7.213
			(8.508)
定数項	-6.775***	-3.795**	200.228
	(1.112)	(1.745)	(321.211)
観測値数	32	28	28
R^2	0.901	0.959	0.962
Adjusted R^2	0.898	0.956	0.954
租税弾性値	1.467	1.289	1.338

注: * は**10%**で ** は**5%**で *** は**1%**で有意である

表3 資本所得における租税弾性値

	資本所得税収入		
	(1)	(2)	(3)
log(Y)	1.150***	1.028***	0.064
	(0.019)	(0.009)	(0.214)
log(tau)		1.153***	0.457
		(0.059)	(1.180)
$log(Y)^2$			0.046***
			(0.008)
$log(tau)^2$			-0.546
			(0.344)

交差項			-0.006
			(0.073)
定数項	-2.576***	-0.380***	4.417***
	(0.209)	(0.133)	(1.494)
観測値数	49	49	49
R^2	0.987	0.999	0.999
Adjusted R^2	0.987	0.999	0.999
租税弾性値	1.150	1.028	1.053

注: * は**10%**で ** は**5%**で *** は**1%**で有意である