

**Research Unit for Statistical  
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

日本における課税所得の弾力性と最適所得税率：  
全国消費実態調査の個票データによる分析

北村 行伸  
宮崎 毅

August 2010  
(Revised September 2010)

# 日本における課税所得の弾力性と最適所得税率：全国消費実態調査の個票データによる分析<sup>1</sup>

北村行伸\* 宮崎 毅†  
2010年8月

## 要旨

アメリカには課税所得の純税率弾力性を推定した研究が蓄積されているが、日本では個票データを用いた推定はほとんど行われていない。本稿では、『全国消費実態調査』の個票データを用い、1995年と1999年の税制改正に着目して処置群と比較群を定義して日本における課税所得の純税率弾力性を計測した。まず、Saez et al (2010) に従い、事前・事後推定、シェア分析で基礎的な推計を行った後に、性別、婚姻状況、年齢、地域トレンドなども考慮した差の差 (Difference-in-difference : DID) 推定で課税所得の弾力性の推計を行う。さらに、サンプルの範囲や就業形態の相違を考慮した推計や、所得税の限界税率への反応や課税所得ではなく所得金額の弾力性なども推計し、推計の頑健性を確認した。推計の結果、日本における課税所得の弾力性は0.2-0.28程度であることがわかった。一方で、サンプルの範囲や処置群と比較群の定義によって、弾力性が大きく異なることも明らかになった。また、非線形最適所得税の理論モデルで得られている結果をもとに、日本における課税所得の弾力性や所得分布のパレートパラメータの推定結果で最適最高税率を計算したところ、日本における高額所得者の最適所得税率は概ね50%より大きくなることが示された。

---

<sup>1</sup> 本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している全国消費実態調査(1994年、1999年、2004年)の秘匿処理済マイクロデータを用いて行った。総務省統計局のデータ提供に対して感謝したい。本研究に関連して、「日本における限界税率の所得弾力性の推定」に対して日本経済研究奨励財団より2010年度の助成を受けている。本研究は日本経済学会秋季大会(専修大学, 2009年10月11日)において発表し、討論者の岩本康志(東京大学)教授、座長の土居丈朗(慶應義塾大学)教授より有益なコメントをいただいた。また、本稿の作成段階で、国枝繁樹(一橋大学)教授より有益なコメントを頂いた。記して、感謝したい。

\* 一橋大学経済研究所、kitamura@ier.hit-u.ac.jp

† 明海大学経済学部 tmiyazaki@meikai.ac.jp

## 1. はじめに

アメリカを初めとする諸外国では、課税所得の弾力性 (elasticity of taxable income : ETI) に関して多くの研究が蓄積されつつある<sup>2</sup>。近年では申告所得のパネルデータを用いて、限界税率に反応する所得階層の高いグループを処置グループとした推定が主流となっている。Feldstein (1995) がパネルデータ分析の嚆矢となり、繰り返しクロスセクション分析やインカム・シフティング、所得のトレンドの問題点など、その後の研究の基礎となる概念を議論し、パネルデータによる分析が盛んに行われるようになった。

アメリカにおける個票データを用いた課税所得の弾力性の計測では、繰り返しクロスセクションデータで分析した Lindsey (1987) が 1.6-1.8、Goolsbee (1999) が約 1、小標本のパネル分析を行った Feldstein (1995) が 1-3 と、高い弾力性を得ている。一方、Auten and Carroll (1999) は上位所得者の少なくない割合が一時的に大きな所得を得ており、その後急激に所得が減少するという平均回帰 (mean reversion) の問題に対処した 2SLS で 0.57、Carroll (1998) は 0.38 という非常に小さい課税所得の弾力性を報告している。平均回帰を詳細に検討した Gruber and Saez (2002) では広義所得 (broad income) の弾力性が 0.12、課税所得の弾力性が 0.38 であることを示し、課税ベースの影響に着目した Kopczuk (2005) は限界税率よりも控除の適用範囲が広義所得の弾力性を決定すると主張している。このようにより洗練された推定が行われるようになって、最も信頼性の高い課税所得の弾力性は 0.12-0.4 程度であると考えられている (Saez et al (2009))。

一方、日本では課税所得の純税率弾力性の研究は、ほとんど行われていない。内閣府政策統括官 (2001) は、1995 年の税制改正を対象にした「国民生活基礎調査」の個票データによる分析で、課税所得の純税率弾力性は 0.074 であると推定している。八塩 (2005) は、『申告所得税の実態』(国税庁) における所得階層別の時系列データを用いて課税所得の弾力性の推定を試み、日本の事業所得者の弾力性は 0.1 以下で日本では弾力性が小さいと述べている。Moriguchi and Saez (2008) は日米のトップ 0.1% の限界税率と所得シェアの推移を比較し、日本では限界税率減少がシェアにほとんど影響していないことを示している。内閣府政策統括官 (2001) や八塩 (2005) は日本で弾力性を推定した先駆的な研究だが、個票データによる弾力性の研究はそれほど蓄積されていない。

そこで、本稿では 1994 年、1999 年、2004 年の『全国消費実態調査』(以降、『全消』) の個票データを用いて、日本における課税所得の弾力性の推定を試みる。日本では 1995 年と 1999 年に所得税が改正されて最高所得税率などが大きく変更されたが、本稿ではこの税制改正について所得税・住民税の限界税率変更が課税所得に及ぼす影響を調べる。最初に『全消』の個票データを用い、世帯の人数や年齢、世帯員の年収や職業分類などに基づいて世帯主の所得金額を計算する。計算された所得金額から控除を差し引いて課税所得、所得税額を計算し、住民税の税負担額と合算して所得税と住民税負担額を計算する。一方、

---

<sup>2</sup> 英語では、the elasticity of taxable income with respect to the net-of-tax rate と表記されるが、本稿では「課税所得の弾力性」、「課税所得の純税率弾力性」、「弾力性」などと表記する。

所得が一定割合増加した場合の所得税と住民税負担額も計算し、税負担額の増加分を所得の増加分で除することによって各世帯が直面する限界税率を計算する。

所得階層別に所得シェアと限界税率の変動を考察した後に、プログラム評価分析で用いられる事前・事後 (before and after) 推定やシェア分析、繰り返しクロスセクションデータによる差の差 (Differences-in-differences; 以下では DID 推定) 推定で弾力性を求める。1995 年と 1999 年の税制改正を制度変更とし、事前・事後推定は 1994 年 (事前) と 1999 年及び 2004 年 (事後) の所得と限界税率を利用して弾力性を求め、シェア分析は制度変更前と変更後のデータから所得シェアと所得税率の変化を比較する。DID 推定も、上記の制度改正について所得税改正の影響を受ける処置群 (treatment group) と影響を受けない比較群 (controlled group) を定義した上で、弾力性を推計した。なお、本研究では所得税の最高税率改正が対象となる政策なので、所得階層が上位 0.25%、0.5%、1% のグループを処置群、その下の上位 1-5%、1-50%、5-50% のグループを比較群とした。処置群と比較群の定義によって推定結果が異なる可能性があることから、それぞれ 3 つの処置群と比較群について分析を行った。

推定により、次のような結果が得られた。第 1 に、課税所得が 2,000 万円以上の個人が含まれる上位 0.25% を処置群とし、所得トレンドや世帯の属性等を考慮した推定では、比較群の定義に依存せず、純税率弾力性は 0.2-0.28 程度という結果を得た。一方、繰り返しクロスセクション分析では、弾力性の推定値がサンプルの取り方に強く依存することが示された。処置群と比較群の定義の仕方によって推定値は大きく変動し、また雇用者と自営業者で弾力性に大きな差がある。したがって、繰り返しクロスセクション分析では、対象とする税制改正と処置群の決め方、比較群の範囲 (上位何%にするのか、所得が何円以上を対象とするのか) を詳しく議論した上で、推定の枠組みを決定する必要がある。また、日本の高額所得者のパレートパラメータの推定結果等を用いて、Saez (2001) の最適所得税率を計算した。高額所得者の社会ウェイトや課税所得の弾力性に依存するものの、日本における高額所得者の最適所得税率は 50% より大きいことが分かった。

本稿の構成は、次の通りである。第 2 節で先行研究を紹介し、第 3 節で本稿で用いるデータと所得税・住民税の計算方法を述べる。第 4 節で推定方法と実証戦略を議論する。第 5 節が記述統計量で、第 6 節が推定結果、第 7 節で結論を述べる。

## 2. 先行研究の紹介

### 2.1 アメリカにおける課税所得の弾力性の推定

いくつかの先行研究を通して、限界税率に関する課税所得の弾力性における推定上の論点を紹介する<sup>3</sup>。課税所得の弾力性は、最初 Lindsey (1987) が繰り返しクロスセクショ

<sup>3</sup> なお、課税所得の弾力性を推定する際に必要な限界税率の算出方法については、Barro and Sahasakul (1983a)、Barro and Sahasakul (1983b) でも議論されている。Barro and Sahasakul (1983b) は政策の総生産や雇用等への影響をみるために、ウェイトの選択方法など、適切な平均限界税率の計算方法を議論している。Barro and Sahasakul

ンデータを用いて推定した。Lindsey は 1979 年における個人の課税申告サンプルを調整総所得 (Adjusted gross income : AGI) に基づいて順序付けし、同様に順序付けされた 1982 年の課税申告データを対応させて、DID 推定に似た手法で課税所得弾力性を推定した。1981-83 年の課税所得に対する減税の効果を研究していたが、推定から 1.6-1.8 という高い弾力性を計測した。また、高所得者階層ほど、弾力性が高いことも明らかにした。しかし、この分析手法では、ある所得階層にいる納税者が次期にも同じ所得階層にいると仮定されており、税制の変化とは別に所得分布が変化しないという仮定が必要であるという批判がある。

Feldstein (1995) は、両方の年における同じ所得階層は比較可能かという問題に対処するため、パネルデータを用いた推定を行った。個人の納税申告データによるパネルデータを用いることによって 1986 年の TRA1986 前後の同じ個人を比較でき、家計調査ではなく申告データを用いることによって課税所得への総合的な反応を調べられるという利点が強調されている。4,000 人の財務省パネルデータを用い、課税所得の弾力性が 1-3 という結果を得ている。

Auten and Carroll (1999) は、Feldstein (1995) よりも高所得者を多く含む SOI Tax Files を利用して、平均回帰や限界税率の内生性、所得トレンドの問題に対処した推定を行った。この研究以降、これらの問題に対処したパネルデータ推定が行われている。平均回帰の問題を避けるため、1985 年の段階で限界税率が 22%以下のサンプルを除き、1985 年の所得を説明変数に加えた。限界税率の操作変数として、1985 年の所得を 1989 年レベルにインフレ調整した所得に 1989 年の税制を適用した「合成純限界税率」と実際の 1985 年の純限界税率の差を操作変数として所得が限界税率に及ぼす影響を排除し、外生的な法律上の変化の影響だけを推定した。税制以外の要因として、資産、地域別の経済成長トレンド、人的資本形成を考慮している。所得の重み付き 2SLS 推定から、地域の経済トレンドと人的資本を考慮すると 0.57 という課税所得の弾力性を得ている。所得の重みをつけない推定では、Lindsey や Feldstein と同じように大きな弾力性が得られると述べている。

Gruber and Saez (2002) は、1980 年代の税改正について、州と連邦双方の税を考慮したデータを用い、限界税率の所得効果と代替効果を区別した推定を行った。平均回帰と所得分布における他のトレンドをコントロールするため、初期時点の所得や初期所得による 10-piece スプライン回帰を行った<sup>4</sup>。また、キャピタルゲインを除いた課税所得を所得とする研究が多いが、大きな税制改正や最適税制を考慮した広義所得 (broad income) による推定も行った<sup>5</sup>。Auten and Carroll (1999) と同じように初期時点の所得が変化していないとしたときの実質税負担を操作変数とした重み付き 2SLS から、課税所得の弾力性は 0.4、広義所得の弾力性は 0.12 という結果を得ている。なお、申告所得に対する所得効果はほと

---

(1983a) は、社会保障負担も考慮した平均限界税率の推定を試みている。

<sup>4</sup> 所得水準によって所得の成長率などの影響が異なるため、多くの説明変数を入れるのが困難な 2 期間の分析において、10-piece スプラインで回帰を行っている。

<sup>5</sup> キャピタルゲインの税制上の扱いは特殊なので、ここでは除外している。

んど観察されず、補償された課税所得と補償されない課税所得の弾力性はほとんど同じである。

このようにパネルデータ分析における平均回帰の問題に明示的に取り組んだ研究が行われてきたが、その後税制改正に税率変更以外に課税所得の定義が変更される影響を考慮した分析が行われている。減税は各種控除の縮小に伴う課税所得の変更をもたらすことから、税制改正における課税所得の拡大や縮小が弾力性の計測にバイアスをもたらす可能性が指摘された。Saez (2003) は、課税所得の変更に対処するために、1970年代後半の高インフレ期におけるブラケット・クリープを利用した課税所得の弾力性の推定を行った。1979年から1981年のアメリカは年率10%という高インフレを経験したが、所得税が名目値だったために、税率区分 (tax bracket) の最上位者 (top-end) はブラケット・クリープしやすかった。そこで、個人の申告額とブラケット・クリープから操作変数を作成し、税率区分の最上位者とその他の差分から補償所得の弾力性を推定し、課税所得とAGIでは0.4で有意、賃金所得では0で有意でないという結果を得た。既存の研究では高所得納税者と低・中所得納税者を比較していたために不平等の拡大のような所得分布の変化が推定にバイアスをもたらす可能性があったが、この研究では所得が近いグループを比較しているために所得分布の変化に頑健な推定が可能となる。

一方、Kopczuk (2005) は、所得税申告額の弾力性が控除の適用範囲に依存することを考慮した推定を行った。これまで限界税率に対する弾力性は課税所得の定義の変化に影響を受けないと仮定してきたが、Gruber and Saez (2002) や Saez (2003) などでは課税ベースの変化による影響が疑われた。そこで、定義の変化しない広義所得を用い、理論モデルから課税ベースを加えた推定式を特定化して Gruber and Saez (2002) と同様の方法で操作変数を用いた推定を行い、TRA1986は徴税コストを下げたが、半分は課税ベースの拡大、半分は税率削減のためであるという結果を得た。なお、サンプル選択の方法や婚姻状態の相違により、推定結果が大きく変化することも指摘している。

Gierz (2007) は、既存の研究をもとに所得トレンドや平均回帰への対処、所得の定義の問題等を議論した後、Gruber and Saez (2002) の再現、CWHS (Continuous Work History Survey) や Full SOI (full Statistics of Income) というデータを変更した推定、サンプルを変更した推定、様々な特定化による推定等を行った。Gruber and Saez (2002) の使用したデータの秘匿版である CWHS は高所得納税者 (very-high-income filers) のデータが少ないという欠点があり、高所得納税者のサンプルが多い Full SOI によってこの欠点を補う。CWHS による推定の結果、1990年代の課税所得の弾力性は1980年代の半分であること、複雑な所得のコントロールを行うと、弾力性は1980年代には0.4、1990年代には0.26となること、1986年の課税ベースの縮小は弾力性の14-26%を説明することなどを明らかにした。なお、CWHS は高所得納税者の数が少なく、その推定結果は頑健性に欠けており、所得変化を規定する要素は複雑で、よく理解されていない特定化の仕方や時期のとり方によるばらつきがあると述べている。

Saez et al (2009) は、これまで蓄積された限界税率に関する課税所得の弾力性研究のサーベイを行っている。課税所得の弾力性に関する理論的な概念と理論上の争点を紹介した後、弾力性推定の識別における問題を中心に弾力性を推定する方法を紹介し、1993年の米国における高所得者の所得税率上昇を例にして弾力性の推定を試みている。アメリカだけではなく、カナダやニュージーランド等他国の実証分析も紹介している。

### 3. 所得と限界税率の計算方法

本稿では『全国消費実態調査』（以降、『全消』と表記する）を用いて世帯主の所得と所得税及び住民税の限界税率を計算する。同調査では世帯員別の年収が完全に分からないため、世帯員の属性と年収を一致させられないサンプルは推定から除いた<sup>6</sup>。求められた世帯員の年収や年齢などの属性を基にして、世帯主の所得税・住民税額を計算し、限界税率を求めた。最初に世帯員の所得の計算方法を示し、次に所得税・住民税額の計算方法を述べる。調査データでは年収等の観測誤差があるので、本来は申告所得データを用いるべきであるが（Gruber and Saez (2002)）、日本では申告所得の個票データを利用できない。そこで、分析には限界があるが、調査データである『全消』で推計を行った。

#### 世帯員に関する事項の分類

世帯員の属性に関しては、「続き柄、性別、満年齢、就業・非就業の別（普通、パート、雇用されている人以外）、勤務形態、在学者の学校の種類など」等のデータが、全ての世帯員について入手可能である。一方、年間収入に関する事項は各世帯員別にデータを入手することが出来ず、世帯主と配偶者については収入の種類別に収入金額が分かるが、他の世帯員については「他の世帯員（65歳以上）」、「他の世帯員（65歳未満）」にしか分類されていない<sup>7</sup>。そのため、世帯主と配偶者以外に、65歳以上世帯員で就業している者が2人以上いる世帯、或いは65歳未満世帯員で就業している者が2人以上いる世帯は分析から除外する。また、家計維持者が世帯主と異なる世帯もあるが、「家計を主に支える人」が世帯主以外の世帯は除外する。なお、先行研究で推定期間中に退職年齢（60歳）に達するサンプルを推定から除いていることから、本稿では60歳以上世帯主は除いた。

#### 所得税の計算方法

上記の方法で求めた世帯主、配偶者、その他の各世帯員の収入に基づいて、世帯主の所得金額（本稿では一時所得や譲渡所得が分からないことから、「総所得金額」と同じである）を計算した後、所得控除額を計算して課税所得を求め、課税所得に税率を掛けることで所

<sup>6</sup> 本稿では、一橋大学統計情報センターの試行データを用いているが、同データでは秘匿性の観点から世帯員全員の所得が特定できるようにはなっていない。

<sup>7</sup> 収入は「1 勤め先からの年間収入、2 農林漁業、3 農林漁業以外の事業収入、4 内職など、5 年金・恩給、6 親族からの仕送り、7 家賃・地代、8 利子・配当、9 その他、10 現物消費の見積額」に分類されており、各項目別に金額がわかる。

得税負担額を算出する。なお、利子・配当所得の課税方法は他の所得税と異なることから先行研究では利子・配当所得を除いた所得で推定しており、本稿でも利子・配当所得は全ての計算で除いている。また、極端に高所得な者が推定に与える影響が大きいことが指摘されている (Gruber and Saez (2002)、Giertz (2007)) ことから、Gruber and Saez (2002) が所得 100 万ドル以上の個人を推定から除外していることを参考にして、所得 1 億円以上のサンプルを除いた。なお、収入、控除と税率区分、控除額は、2004 年を基準にした所得で実質化している。パネルデータ分析では、婚姻状態の変化が課税ベースの定義に影響することを考慮して、期間中婚姻状態が変わるサンプルを推定から除いているが (Feldstein (1995)、Gruber and Saez (2002)) が、繰り返しクロスセクションデータ分析では婚姻状態の変化は分からないので、サンプルの選択ではなく婚姻状態に関するダミーを用いた推定で対処した。

なお、住民税は控除の要件や金額などが異なるが、基本的には所得税と同様の方法で計算される。また、所得税・住民税を計算する際には、各年度における制度を適用しており、特別減税も考慮している。具体的な計算方法は、付録 A を参照されたい。

### 3. 推定方法

#### 3.1 基本モデル

一般的な労働供給モデルでは、個人は効用関数  $u(c, l)$  を消費  $c$  と労働  $l$  に関して最大化する。このとき、個人の予算制約式は、 $w$  を外生的な賃金、 $\tau$  を限界所得税率、 $R$  を政府からの移転を含む仮想所得として、 $c = wl(1 - \tau) - R$  で表される。課税所得弾力性の文脈では、労働時間 (労働供給) は所得税に対する行動様式の変化であり、また賃金水準が個人の努力しだいであるとするれば賃金自体も税率に影響を受けると考える。人々は課税に対してキャリア選択や節税、脱税という形で反応することから、 $wl$  は申告所得とは異なる。

こうした個人の反応をモデル化して、効用は可処分所得 (消費)  $c$  と正、申告所得  $z$  と負の相関 (所得を獲得する活動は余暇の減少のように、コストがかかるから) があるとする (例えば、Feldstein (1999))。個人は予算制約  $c = z(1 - \tau) - R$  のもとで効用関数  $u(c, z)$  を最大にするように  $(c, z)$  を選択する。効用最大化から得られた個人の「申告所得」供給関数は  $z = z(1 - \tau, R)$  で、 $z$  は純税率  $1 - \tau$  と仮想所得  $R$  に依存する。所得効果がないと仮定すると、税率の変化が所得供給関数に影響する：

$$dz = -\frac{\partial z}{\partial(1 - \tau)} d\tau$$

所得の純税率弾力性は  $\epsilon = [(1 - \tau)/z] \partial z / \partial(1 - \tau)$  なので、

$$\frac{dz}{z} = -\epsilon \frac{d\tau}{1 - \tau} \quad (1)$$

となる。政策変更前の年を 0、変更後を 1 とすると、申告所得の変化  $dz$  は  $z_1 - z_0$  で、限界

税率の変化  $dt$  は  $T_1'(z_1) - T_0'(z_0)$  で表すことができる。ここで、大きな税率の変化には対数の変化で特定化するのが自然であり、先行研究の特定化に近いことから、(1)より推定式は

$$\ln\left(\frac{z_1}{z_0}\right) = -\epsilon \ln\left(\frac{1 - T_1'(z_1)}{1 - T_0'(z_0)}\right) + \epsilon$$

となる。

パネルデータを用いた既存の研究ではこの特定化で推定されることが多いが、本研究では繰り返しクロスセクション・データを用いて分析を行う。そこで、繰り返しクロスセクション・データを用いた事前・事後推定と DID 推定を行うことから、推定式はこの基本モデルを元にして修正して特定化する。

### 3.2 処置群と比較群

本稿では、1995年と1999年の税制改正を対象として、所得税と住民税の限界税率の変化が所得に及ぼす影響を調べる。税制改正の影響を調べる方法は、事前・事後推定、シェア分析、繰り返しクロスセクションデータによる DID 推定である。Feldstein (1995) 以降、パネルの個票データによる推定が蓄積されているが、本稿で用いるデータは繰り返しクロスセクションデータなので、多くの先行研究と異なる推定上の問題が生ずる可能性がある。こうした問題にどのように対処するするのかを本節で説明する。

最初に、本稿の分析における税率改正の影響を受ける処置群と、影響を受けない比較群の決定方法について述べる。本研究における制度変更は、1995年と1999年の税制改正、特に最高税率の改定である。1995年には所得税の最高税率 50%が適用される課税所得が 2,000 万円から 3,000 万円に引き上げられ、1999年には最高税率が 37%に引き下げられるとともに適用課税所得が 1,800 万円以上となり、住民税の最高税率も 13%に引き下げられた。したがって、課税所得 2,000 万円以上の納税者にとっては、1994年には適用される限界税率（所得税と住民税の合計）は 65%だったのが、1999年には 50%に大幅に減少することとなる。本研究では、各年において課税所得が上位 0.25%、0.5%、1%の世帯主を税制改正の影響を受ける処置群としている<sup>8</sup>。どの年でも、上位 0.25%の個人の課税所得は 2,000 万円以上であるが、上位 0.5%、1%の階層には 2,000 万円未満の個人も含まれる。平均的には上位 0.5%、1%の階層でも最高税率改定の影響はあるが、各階層に含まれるすべての世帯主が制度改正の影響を受けているのは上位 0.25%の階層のみである。また、上位 1-5%、1-50%、5-50%の階層を比較群としているが、後ほど説明するように、これらの階層では制度変更後の所得シェアや平均限界税率の変化が小さいことが比較群として選択した理由である<sup>9</sup>。

### 3.3 事前・事後推定とシェア分析

<sup>8</sup> 対象は、所得金額が 0 円より大きい世帯である。

<sup>9</sup> 表 2 及び、図 1 を参照されたい。

事前・事後 (before and after) 推定は、制度変更前と後の限界税率の差に対する制度変更前と後の課税所得の差の回帰で弾力性を推定している。推定方法は課税所得の対数を従属変数、純税率（「1-限界税率」で定義される）の対数を説明変数、1999 年以降 1 を取るダミー変数を操作変数とした所得の重み付き 2SLS で行う。

$$\ln z_{it} = e \ln(1 - \tau_{it}) + \varepsilon_{it}.$$

ただし、 $z_{it}$  は課税所得、 $\tau_{it}$  は限界税率、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。 $e$  は課税所得の弾力性を示す。なお、 $i$  は世帯を、 $t$  は年を表す指標である。1995 年と 1999 年の税制改正を税率に関する制度変更とすることから、1999 年以降に 1 をとるダミー変数を操作変数とした。事前・事後推定では制度変更の前後の所得の差分で制度変更の影響を測定するため、制度変更前後で制度変更を適用していない場合の所得が変化していないという仮定が必要である。しかし、一般的に所得が変化しない可能性はほとんどないことから、所得の成長を捉えるためのトレンドを説明変数に加えた分析も行う。

シェア分析では、所得税率の変更が各階層の所得シェアに及ぼす影響を推定する。本稿では、所得シェアの対数の事前と事後の差を純限界税率の差で除して、限界税率の所得弾力性を求めた。

$$e = \frac{\ln p_1 - \ln p_0}{\ln(1 - \tau_1) - \ln(1 - \tau_0)}.$$

ただし、 $p_t$  は各所得階層の課税所得シェア、 $\tau_t$  は各階層の（所得の重み付き）平均限界税率で、 $0$  は政策変更前の年、 $1$  は政策変更後の年を表している。この分析方法では、税制改正がなければ、各階層の所得シェアも変化しないという前提で分析が行われる。

### 3.4 繰り返しクロスセクションデータによる DID 推定

繰り返しクロスセクションデータによる DID 推定では、処置群の純税率（対数）の変化と比較群の純税率（対数）の差に対する、処置群の対数課税所得の変化と比較群の対数課税所得の変化で、課税所得の純税率弾力性を求める：

$$e = \frac{[E(\ln z_{12} | T) - E(\ln z_{10} | T)] - [E(\ln z_{12} | C) - E(\ln z_{10} | C)]}{[E(\ln(1 - \tau_{12}) | T) - E(\ln(1 - \tau_{10}) | T)] - [E(\ln(1 - \tau_{12}) | C) - E(\ln(1 - \tau_{10}) | C)]}.$$

ただし、 $T$  は処置群、 $C$  は比較群を表す。弾力性は、従属変数を課税所得の対数、内生変数である政策変数を純税率（1-限界税率）の対数、外生的説明変数を 1999 年以降 1 をとる政策変更後ダミー、処置群で 1 をとる処置群ダミー、この 2 つのダミー変数の交差項を操作変数とした、所得の重み付き 2SLS で推定される。

$$\ln z_{it} = e \ln(1 - \tau_{it}) + \alpha \mathbf{1}(t = 1) + \beta \mathbf{1}(i \in T) + \varepsilon_{it}.$$

ただし、 $\mathbf{1}(t = 1)$  は政策変更後ダミー、 $\mathbf{1}(i \in T)$  は処置群ダミーであり、この 2 つの変数の交差項  $\mathbf{1}(t = 1) \cdot \mathbf{1}(i \in T)$  が操作変数として使われる。この推定量が、所得の重み付き限界税率に関する所得弾力性の DID 推定量となる。また、労働供給分析の文脈で用いられる Wald 推定量でもある (Saez (2003))。

DID 推定では、税率変更の影響を受けない場合の処置群の課税所得の変化が比較群の課税所得の変化と等しいという、平行トレンド (parallel trend) を仮定しており、この仮定が満たされないと推定にバイアスが生じる。上位所得の成長が比較群の所得成長と異なれば、所得の不平等が変化するため平行トレンドの仮定が満たされない。本稿では、1999 年と 2004 年という制度変更後 2 期間のデータがあることから、1999 年から 2004 年にかけての制度変更後の所得のトレンドが処置群と比較群で異なるかどうかで、処置群と比較群のどの階層が DID 推定に適切なのかを考察する。なお、本来であれば階層ごとに所得の成長率が異なる可能性を考慮して階層別の所得トレンドを加えた推定が望ましいが、推定期間が 3 期間であるために階層別トレンドが各階層の固定効果に近い性質を持ち、うまく推定が行えない。そのため、本稿では階層別の所得トレンドを推定に加えていない。

また、各年の課税所得シェアを所得階層を分類するための閾値としているため、各所得階層に含まれる個人の属性が大きく変化する可能性がある。パネル分析では制度変更前の課税所得シェアで所得階層を決定するのでこのような問題は生じず、繰り返しクロスセクションデータに固有の重要な問題である。また、ある階層において限界税率の変化と関係ない所得変化が、限界税率と相関する可能性がある。一方、パネルデータでは処置群と比較群の所得階層が固定されているために特定の所得階層のみが分析に用いられるという問題や、上位所得者の少なくない割合が一時的に大きな所得を得ており、その後急激に所得が減少するという平均回帰 (mean reversion) の問題があるが、繰り返しクロスセクション分析ではこうした問題は回避される。

## 4. データ

### 4.1 記述統計量

全ての期間をプールしたデータと年度別クロスセクションデータの記述統計量は、表 1 である。所得金額、所得金額から計算した (利子・配当所得を含まない) 課税所得、課税所得から計算した所得税額、同様に計算した住民税額、及び所得金額の重み付きで計算した所得税の限界税率、総限界税率 (所得税と住民税の限界税率の合計) の基本統計量を載せている。所得金額が 0 よりも大きい世帯主を対象とし、所得金額が 1 億円を超える世帯、世帯主の年齢が 60 歳以上の世帯は除き、年収や控除等は 2004 年の所得で実質化している。

全期間の集計結果から、所得金額 444 万円に対して課税所得が 296 万円となっており、所得控除によって課税所得が約 150 万円減少していることが分かる。年度別所得金額の平均値は 1994 年から減少傾向にあるが、特に 1999 年から 2004 年にかけて約 44 万円も減少しており、この期間の不景気による所得の減少が示されている。なお、平均よりも中央値が小さく、右に歪んだ分布である。年度別の所得税率と総限界税率を見ると、1994 年の最大値はそれぞれ 0.5、0.65 であったが、その後の税制改正の影響により 1999 年と 2004 年には 0.37、0.5 に減少している。所得税の限界税率及び総限界税率の最大値は、ほぼ所

所得税の法定最高税率と住民税の法定最高税率の合算に等しくなる。

表 1：記述統計量 を挿入。

#### 4.2 限界税率と課税所得シェアの関係：税制改正の処置群と比較群

表 2 は、所得階層別の年度別課税所得シェアと限界税率の重み付き平均である。上位 0.25%、0.5%、1%の所得シェアは、それぞれ 2.8%から 2.8%、4.2%から 4.4%、6.4%から 6.8%であり、上位 0.25%はほとんど変化していないが、増加傾向にあることが分かる。しかし、もう少し詳しく見ると、1994 年から 1999 年にかけて 5-9%程度各階層のシェアが上昇するが、1999 年から 2004 年にはどの階層でも 5%程度減少している。課税所得シェアの変化率には、1994 年と 1999 年を比べると上位 0.25%は 17%、0.5%は 15%、1%は 14%と大幅に上昇しているが、1999 年から 2004 年には上位 0.25%が 14%、0.5%が 10%、1%が 6%と大幅に減少していることが示されている。また、1-50%の各階層の 1994 年から 1999 年における課税所得シェアの変化率は 1-4.2%でほとんど変化しておらず、上位 50%以上の階層に関しては、1994 年から 1999 年の課税所得シェアの上昇は上位 1%以内の階層に顕著であるといえる。なお、シェアが 50-95%の世帯では所得シェアが 8-82%と大幅に減少しているが、特別減税や不景気などにより下位所得階層の課税所得が小さくなっているためと考えられる。

表 2：課税所得シェアと限界税率の変化 を挿入。

限界税率の推移に注目すると、上位 0.25%、0.5%、1%の階層は 1994 年から 1999 年には限界税率が下落する一方、1999 年から 2004 年にかけてはほとんど変化していない。変化率を見ると、1994 年から 1999 年にかけて上位 0.25%で 20%、上位 0.5%で 14%、上位 1%で 12%限界税率が減少しているが、一方で 1999 年と 2004 年を比較すると上位 0.25%で 0.1%の上昇、上位 0.5%で 2.8%、上位 1%で 2.3%の減少となりほとんど変化していない。

このように階層別、年別に所得シェアと平均限界税率の推移を調べると、上位 0.25%、0.5%、1%の所得シェアは 1994 年から 1999 年にかけて大幅に上昇する一方、平均限界税率は法定最高税率の引き下げを反映して大きく減少していることが分かる。所得階層上位 1-5%、5-10%、10-25%、25-50%では法定最高税率変更の影響がほとんどなかったために、1994 年から 1999 年にかけての平均限界税率は上位 5-10%を除いて上位 1%以下の階層よりも変化が小さく、また所得シェアの変化率は上位 1%以下の階層と比べてかなり小さい。このように、法定最高税率変更の影響を受ける上位 1%以下の階層で平均限界税率が大きく変化していることから、上位 0.25%、0.5%、1%の階層を税率変更の処置群とする。また、税制改正の影響をほとんど受けておらず、所得シェアに変化が見られない、上位 1-5%、

5-50%、5-50%の階層を税制改正の比較群とする。

図 1：処置群の限界税率と所得シェア を挿入。

図 2：比較群の限界税率と所得シェア を挿入。

次に、処置群と比較群の所得シェアと平均限界税率にどのような特徴があるのかを、図を用いて再確認したい。図 1 と図 2 は、それぞれ処置群と比較群の平均限界税率と所得シェアの関係である。処置群は、表 2 でも確認したように 1994 年から 1999 年にかけて平均限界税率が大きく減少する一方で、所得シェアが上昇している。1999 年から 2004 年には、税率はそれほど変化していないものの、不況の影響で所得シェアが減少している。一方、比較群のうち上位 1-5%の階層では、1994 年、1999 年、2004 年と年々平均限界税率が減少しているが、その他の階層では減少傾向にあるものの大きな減少は確認できない。また、どの階層でも所得シェアの変動は小さい。このように比較群でも限界税率や所得シェアは増減しているが、処置群ほどの大きな変動は示しておらず、税制改正の比較群として適切であると考えられる。ただし、頑健な推定を行うため、比較群を 3つの階層のうち 1つに絞らず、全ての階層を比較群とした推定を行う。同様に、処置群も 3つのうちの 1つに限定することはしない。

## 5. 推定結果

### 5.1 基礎的分析

表 3 は、処置群と比較群の制度変更前と制度変更後を比べた事前・事後推定とシェア分析である。表 3A より、1994 年と 1999 年を比べた場合、処置群では課税所得の弾力性は 0.29-0.47 と比較的高くなるが有意にはならない。一方、比較群の推定値は-0.56 から-0.88 と絶対値で見ても大きく、すべて有意である。また、1994 年、1999 年、2004 年のデータを用いた推定では、処置群の係数は正だが有意とならず、推定値は 1994 年と 1999 年を比較したときよりも小さい。この時期の所得トレンドは負であり、2004 年の所得は減少していることから、3 期間の分析では弾力性は小さく推定される。一般的に減税が予想される場合には、所得の実現を遅らせることが指摘されており (Saez et al (2009) など)、最高税率が適用される高所得者が 1999 年の最高税率引き下げを予想したために、1994 年と 1999 年を比較した推定では処置群の弾力性が大きく推定されている可能性がある。つまり、1994 年と 1999 年をサンプルとした推定では、短期的な反応を推定していると考えられる。

表 3：処置群と比較群の課税所得の弾力性 を挿入。

一方、1994年、1999年、2004年のデータを用い、線形トレンドを説明変数に加えた事前・事後推定では、処置群の弾力性は1.14-1.93と非常に大きく、有意な結果を得た。事前・事後推定では、制度変更がない場合に事前と事後で所得が変わらないという仮定が満たされないと推定にバイアスが生じるが、線形トレンドを考慮した推定で有意な結果を得たのはバイアスが補正されたためと考えられる。特に、1999年から2004年における高所得階層のシェア減少をトレンドで説明できた効果が大きいだろう。ただし、比較群の上位1-5%の弾力性は負で有意となる一方、上位1-50%と5-50%で弾力性が正で有意となっていることから、この推定結果の頑健性は小さいだろう。

表3Bでは、シェア分析を行った。1994年と1999年の比較では処置群の弾力性が0.55-0.93と大きく推定されたが、1994年と2004年を比較した場合には0.02-0.39と弾力性が低く推定された。

一方、比較群では1994年と1999年を比べるとどの階層でも弾力性は約0.58だが、1994年と2004年を比べると弾力性は小さくなる傾向がある。図2より比較群の限界税率は減っていたため、比較的大きな弾力性は減税を予測した所得実現の遅れの影響とも考えられるが、1999年から2004年にかけてはどの階層も同じ税率の変化に直面していたにもかかわらず、階層によって弾力性が異なることから、階層によって異なる所得のトレンドがあったのかもしれない<sup>10</sup>。

## 5.2 繰り返しクロスセクションデータによるDID推定量

次に、繰り返しクロスセクションデータによる弾力性のDID推定を行う。表4が年度別にすべての処置群と比較群について弾力性を推定した結果である。1994年と1999年の推定では、すべてのケースで弾力性が正で有意だが、1994年と2004年を比べると、有意とならない2つのケースを除いてすべての推定で弾力性が負という結果を得た。事前・事後推定等でも見てきたように、この結果は減税を見越した所得実現の遅れのためと考えられ、Saez et al (2009)が指摘するように制度変更前後の2年間だけを用いた推定の危険性を示していると言えよう。そこで、1994年-2004年までの3期間を用いた推定を行ったところ、表4Cにあるようにすべての組合せで係数が正、有意という結果を得られた。表4Aと比べるとすべての推定で弾力性が小さく、1994年と1999年の2期間による推定では弾力性の推定に上方バイアスがあったと考えられる。表4DはCと同じデータで説明変数に線形トレンドを加えた推定の結果である。どの組み合わせでも表4Cよりも係数が小さいが、表4Cと同様に有意な結果を得ている。したがって、2期間の推定にはバイアスが生じる可能性が高いことが明らかになるとともに、表4Dの推定結果は頑健性が高いと考えられそうである。表4Eは、課税所得ではなく、利子・配当所得を除いた所得金額の

<sup>10</sup> 本来なら、所得階層別の分離トレンドで推定すべきだが、観測期間が3期間なので、分離トレンドが各階層の固定効果となってしまう政策の効果を捕らえられなくなるため、本稿では分離トレンドを用いた推定は考慮しない。

弾力性の推定である。表 4D と比べて弾力性が非常に小さく、上位 0.25%では有意となっていない。

表 4：繰り返しクロスセクション分析による課税所得の弾力性 を挿入。

表 5：説明変数のあるモデルによる課税所得の弾力性 を挿入。

表 5 は、性別、婚姻状況、年齢、地域トレンドを考慮した繰り返しクロスセクションデータによる DID 推定の結果である。これらを説明する変数を推定式に加えた点だけが、表 4D の推定と異なる。多くの先行研究にしたがい、所得を説明する人口統計学要因として性別と婚姻状況を説明変数に加えた (Gruber and Saez (2002)、Giertz (2007) など)。賃金を説明するのに年齢と年齢の 2 乗や経験年数と経験年数の 2 乗が加えられることから、年齢と年齢の 2 乗を推定式に加えた (Auten and Carroll (1999))。Auten and Carroll (1999) が指摘しているように、地域経済の成長が地域の賃金水準に影響を及ぼす可能性があることから、地域トレンド (1：北海道・東北、2：関東、3：北陸・東海、4：近畿、5：中国・四国で、九州・沖縄がダミーなし地域) を説明変数に加えた。

推定結果から、処置群によって所得弾力性が大きく異なることが観察される。上位 0.25% を処置群とした推定では、弾力性は 0.2-0.28、上位 0.5%では 0.38-0.55、上位 1%では 0.65-0.9 となり、処置群の範囲が拡大すると弾力性が大きくなる。また、採用される比較群によって弾力性に一定の傾向があり、上位 1-5%、1-50%、5-50%の順に弾力性が高く、採用する比較群によって推定値が異なる。

なお、性別、婚姻状況、年齢のいずれの変数も処置群の違いが変数の変動に及ぼす影響は小さいが、比較群の選択によって各変数の係数が大きく異なる。上位 0.25%を処置群、1-5%を比較群とした推定では、女性で 7.5%、既婚者で 5%所得が高いことが示されているが、年齢は所得に影響を与えない。一方、上位 1-50%、5-50%を比較群とすると、男性の方が所得が高く、所得プロファイルはなだらかな逆 U 字型を描くことがわかる。地域トレンドは、比較群を上位 1-5%とすると有意にならないが、比較群の範囲を拡張すると正で有意となる。九州・沖縄地域と比べて、関東、近畿、北陸・東海の順に所得が高いことが示されている。このように比較群の選び方によって結果が異なるのは、第 1 に観測値数が比較群によって異なるからだろう。上位 1-5%を比較群とすると、他の比較群と比べてサンプルが 10 分の 1 程度に縮小してしまい、推定が有意となりにくい。また、サンプルが小さいと上位 5%までの世帯主しかサンプルの含まれず、特別な所得プロファイルとなっている可能性もある。

このように、処置群と比較群の選び方によって推定値が異なるが、処置群の間で弾力性の差が大きいため処置群の選択方法について議論する。結果の解釈については、どの処置群による推定がバイアスの少ないのかが問題となる。図表には載せていないが、どの年度

においても上位 0.25%の閾値は課税所得が 2,000 万円以上、上位 0.5%や上位 1%の閾値は 2,000 万円以下だったため、上位 0.25%の階層を最高法定税率変更の処置群とみなすのが適当と思われる。たとえ上位 0.25%でなくとも、なるべく上位の所得階層ほど処置群として望ましいだろう。したがって、上位 0.25%の階層の推定を元に結果を解釈すると、課税所得の純税率弾力性は 0.2-0.28 程度と考えられる。

### 5.3 推定の頑健性

#### (1) 地域トレンドのないモデル

表 5 では地域トレンドを加えた推定を行ったが、地域トレンドがないモデルで推定の頑健性を調べる。表 6(1)-(3)にあるように、比較群を上位 1-5%とした推定では表 5 とほとんど同じ弾力性を得られたが、その他の推定では弾力性が小さく有意にならない。人工統計学的要因に関しては、ほとんど同じ結果を得ている。表 5 の推定では比較群の範囲を広げると多くの地域トレンドが有意となっていたことから、地域トレンドを除いた推定では弾力性の推定にバイアスが生じて一致推定量が得られない可能性が示されている。

表 6. 説明変数モデルによる推定の拡張 を挿入。

#### (2) 所得 300 万円以上をサンプルとした推定

これまでは、最大でも所得が上位 50%までをサンプルとして推定を行ってきたが、いくつかの先行研究では所得 3 万ドル以上をサンプルとした推定も行っている (Auten and Carroll (1999)、Gierz (2007) など) から、本稿でも所得 300 万円以上をサンプルとした推定を行う。処置群はこれまでと同じように、上位 0.25%以上、0.5%以上、1%以上とすることから、残りのサンプルが比較群となる。全サンプル(所得が 0 円より大きい) 86,181 の約 68%を占めていることから、これまでの比較群と比べて対象範囲が拡大していることがわかる。表 6(4)-(6)が推定結果だが、すべてのケースで表 5 とほぼ同じ係数を得ることが出来、上位 0.25%を処置群とすると係数が有意とならないが、上位 0.5%、1%では有意な結果が得られた。上位 0.25%では、弾力性が 0.26 と小さいためと考えられる。なお、結婚しているサンプルでは所得が約 20%低いという結果が得られているが、これは配偶者控除など既婚者の所得控除が大きいためと考えられる。

#### (3) 所得 100 万円以上をサンプルとした推定

表 6(7)-(9)は、所得 100 万円以上を推定のサンプルとした推定である。全サンプル 86,181 に対してサンプルが 83,155 で全サンプルの約 96%を占めている。したがって、ほぼ全サンプルによる推定と考えてよいだろう。推定の結果、処置群を上位 0.25%とした推定で 1.6、上位 0.5%の推定で 2.3、上位 1%の推定で 3.6 と非常に大きな弾力性が計測された。表 2 にあるように所得水準が 75%より低い世帯では、1994 年から 1999 年にかけて大幅な所得

シェアの減少を経験しており、これらの世帯がサンプルに加わることによってトレンドの係数が大幅に小さくなっていることがわかる。こうしたサンプルが比較群に加わることによって、処置群の弾力性が大幅に高く推定されたと考えられる。なお、八塩（2005）が指摘するように低所得層の所得シェア減少は、税制改正による所得控除の拡大だけでなく、特別減税の影響もあると思われる。

#### (4) 雇用者をサンプルとした推定

表 6(10)-(12)は、民営か官庁で働く「雇用者」を対象とした推定である<sup>11</sup>。上位 1-5%を比較群とすると弾力性は表 5 よりも大幅に大きくなるが、上位 1-50%を比較群とすると弾力性が小さくなる。上位 1-5%ではトレンドの係数が表 5(1)よりも小さく、この階層では雇用者で所得が減少していたために、弾力性が大きく推定されたと考えられる。

なお、雇用者の所得は給与所得なので課税所得の弾力性が小さくなるという議論もあるが、上位 0.25%の世帯は確定申告を行っており、比較群に源泉徴収が適用される納税者を多く含む本稿の分析では、課税への認識が雇用者の弾力性を大きくする可能性がある。つまり、上位 0.25%の世帯はどの年においても課税所得が 2,000 万円以上であり、年収が 2,000 万円を超えるので源泉徴収ではなく確定申告を行う必要がある。Saez（2003）や Saez et al（2009）で指摘されているように、納税者が所得水準の変更による限界税率の変化に気づきにくいと弾力性には下方バイアスが生じるが、日本では、年収 2,000 万円未満の給与所得者は、納税者が自分の税負担を正確に認識しにくい源泉徴収法で課税されるため<sup>12</sup>、雇用者をサンプルとすると処置群と比較群で限界税率の認識に差が生じて弾力性が大きくなることが考えられる。そのために、雇用者をサンプルとした推定でも弾力性が有意に推定できたのかもしれない。

#### (5) 自営業者をサンプルとした推定

表 6(13)-(15)は、自営業者を対象とした推定である。アメリカでは、法人税率と所得税率の差に対応した個人事業者のインカム・シフティングが重要であるという研究があり（Slemrod（2000））、先行研究の多くは TRA1986 などの税制改正前後に法人を設立したサンプルを除いて推定を行っている。一方、日本では、法人税と所得税の税率格差よりも給与所得控除の拡大が事業形態の選択に影響を及ぼしたという研究がある（田近・八塩（2005））一方、個人自営業者では限界税率と専従者給与の支払いによる節税行動に関係があるという研究もある（八塩（2006））。そこで、節税の比較的容易な自営業者だけをサンプルとした推定も行った<sup>13</sup>。表 6(13)-(15)が推定結果であるが、どの推定でも係数は負となり、弾力性は-0.4 前後と（絶対値で見ても）かなり大きい。田近・八塩（2005）が指摘す

<sup>11</sup> つまり、自営業者と無業者をサンプルから除外した推定となる。

<sup>12</sup> 2000 万円以下の所得でも複数の所得源がある場合には確定申告を行う必要がある。

<sup>13</sup> なお、八塩（2005）は課税所得の弾力性の推定に際し、事業所得者を対象としているが、富裕層の事業者は法人成りすることが多く事業所得者の数が少ないと指摘していることから、事業所得者と給与所得者という分類は行わなかった。

るように事業形態の選択に税率変更の影響は小さいことも考えられるが、所得階層の区分に雇用者も含まれていることから階層の作成方法が自営業者の所得トレンドを適切に反映していない可能性がある。また、自営業者の観測値数は上位 1-5%を比較群とすると 523 しかなく、サンプルが小さいという問題もあるかもしれない。

#### (6) 所得税の限界税率に対する反応

表 6(16)-(18)では、所得税と住民税ではなく、所得税の限界税率に対する弾力性を計測した。推定された弾力性は 0.27-0.33 で有意となり、特に表 5 の結果よりも 0.1 程度弾力性が大きく推定された。一般に住民税は控除の利用可能性が小さいため、住民税の変更よりも所得税の変更を参照して納税者が行動しているかもしれない。

#### (7) 所得金額の弾力性の推定

表 6(19)-(21)は、課税所得ではなく所得控除が適用される前の所得金額に関する弾力性の推定である。課税所得の定義は税制改正によって変更されることが多いことから先行研究では広義所得 (broad income) や AGI の弾力性も推定されていることから (Saez (2003)、Giertz (2007) など)、本稿では利子・配当所得を含まない所得金額<sup>14</sup>についての弾力性を計測する。推定された弾力性は 0.03-0.15 で、いずれの比較群についても表 5 と比べて低く、有意となっていない。課税所得よりも所得の方が額が大きいという技術的な問題 (mechanical effect) と、アメリカでは課税所得に項目別控除 (itemized deduction) が含まれているために、所得の弾力性は小さいという結果があるが (Gruber and Saez (2002))、日本の推定でも弾力性が小さくなることが示された。

## 6. 日本における高額所得者の最適所得税率

### 6.1 最適所得税

Diamond (1998) や Saez (2001) の研究で示されているように、本研究で推定した課税所得の弾力性を用いて最適所得税率を計算することができる。そこで、最初に Mirrlees (1971) のモデルによる最適所得税の理論を述べた後、いくつかの研究成果を用いながら日本における高額所得者の最適所得税率を求める。ただし、Mirrlees による一般的なモデルの分析では、結果の解釈が困難等の理由から、近年新しい最適所得税の議論で用いられている擬似線形 (quasi-linear) の効用関数による最適非線形所得税を紹介する<sup>15</sup>。

効用関数は擬似線形の効用関数とする。

$$U(C, L) = C - v(L)$$

ただし、 $C$  は消費、 $L$  は労働で、 $v(L)$  は厳密に凸関数とする。この効用関数では、労働供給

<sup>14</sup> 所得金額に特別減税を適用している。

<sup>15</sup> ここでの議論は、基本的に Salanie (2003, Chapter 4) に基づいている。

に対する所得効果をゼロとし、所得の限界効用を一定と仮定することになる。個人は次のような効用を最大にするように労働供給を決定する。

$$L(w) = \arg \max (wL - T(wL) - v(L))$$

ただし、 $L(w)$ は賃金(能力)が $w$ の個人の労働水準で、 $T(wL)$ は個人所得への課税である<sup>16</sup>。従って、賃金が $w$ の個人の効用関数は

$$U(w) = wL(w) - T(wL(w)) - v(L(w))$$

であり、一方政府の予算制約は

$$\int_0^{\infty} (wL(w) - T(wL(w)) - v(L(w))) dF(w) \geq R$$

となる。租税関数は連続微分可能であると仮定する。このとき、 $L > 0$ とすると、効用最大化の1階条件と包絡線定理より

$$U'(w) = (1 - T'(wL(w)))L(w) = \frac{L(w)v'(L(w))}{w}$$

である<sup>17</sup>。

このとき、政府は、予算制約

$$\int_0^{\infty} (wL(w) - T(wL(w)) - v(L(w))) dF(w) = R$$

と、限界効用制約

$$U'(w) = \frac{L(w)v'(L(w))}{w}$$

のもとで、ベルグソン=サムエルソン型社会的厚生関数

$$\int_0^{\infty} \Psi(U(w))f(w)dw$$

を最大にするように $U$ と $L$ を選択する。 $U(w)$ を状態変数、 $L(w)$ をコントロール変数として、この問題に対するハミルトニアンは、

$$\mathcal{H} = \Psi(U)f + \lambda(wL - U - v(L)) + \mu \frac{Lv'(L)}{w}$$

と記述できる。ただし、 $\lambda$ と $\mu(w)$ は乗数である。最大値原理より、

$$\frac{\partial \mathcal{H}}{\partial L} = \lambda(w - v') + \mu \frac{v' + Lv''}{w} \begin{cases} < 0 \\ = 0 \end{cases} \text{ if } L(w) > 0 \quad (2)$$

$$\mu' = (\lambda - \Psi'(U))f \quad (3)$$

$$\mu(0) = \lim_{w \rightarrow \infty} \mu(w) = 0 \quad (4)$$

となる。ただし、最後の2つの制約式は横断性条件であり、また以降の分析では $L(w) > 0$ となるような $w$ を考える。(3)式を積分すると

<sup>16</sup> 分析では所得税を考慮しているが、一般的に、社会保障のような主要な所得に対する負担も税に含まれる。

<sup>17</sup> 1階条件は、十分であると仮定する。

$$\mu(w) = \int_w^{\infty} (\Psi'(U(t)) - \lambda) f(t) dt$$

であり、横断性条件を用いると

$$\lambda = \int_0^{\infty} (\Psi'(U(t))) f(t) dt$$

となる。関数  $D$  を

$$D(w) = \frac{1}{1 - F(w)} \int_w^{\infty} \Psi'(U(t)) f(t) dt$$

で定義すると、 $\lambda = D(0)$  と

$$\mu(w) = (1 - F(w))(D(w) - D(0)) \quad (5)$$

を得る。また、納税者の純賃金を  $w_n = w(1 - T')$  と定義すると、 $v' = w(1 - T')$  なので、労働供給の弾力性は

$$\epsilon_L = \frac{\partial \log L}{\partial \log w_n} = \frac{w_n}{L v'} = \frac{w(1 - T')}{L v'} \quad (6)$$

となる。最後に、(2)、(5)、(6) と条件式  $v' = w(1 - T')$  より

$$\frac{T'(Y)}{1 - T'(Y)} = \left(1 + \frac{1}{\epsilon_L(w_Y)}\right) \frac{1 - F(w_Y)}{w_Y f(w_Y)} \left(1 - \frac{D(w_Y)}{D(0)}\right) \quad (7)$$

を得る<sup>18</sup>。

功利主義的社会厚生関数の場合には、限界税率は一律にゼロとなり、一括固定税でファースト・ベストを達成できる。また、 $L > 0$  である限り限界税率は 0 以上 1 未満であり、特に最も生産性の低い納税者の限界税率はゼロとなる。さらに、最大の生産性が有限であるとすると、(7) の第 2 項はゼロとなることから、最適税体系は一律に累進的ではない。しかし、シミュレーションでは高所得者ほど最適限界税率が高くなっており、また有限な生産性の仮定は適切ではないと考えられることから、この性質に焦点を当てるべきではないと思われる。

## 6.2 高所得者の最適税率

次に、(7) をもとにして高所得者の限界税率を導出する。まず、ある生産性  $w_0$  を超えると生産性の分布がパレート分布 (パラメータは  $a$ ) でよく近似できるとする<sup>19</sup>。このとき(7) の第 2 項は、

$$\frac{1 - F(w_Y)}{w_Y f(w_Y)} = \frac{1}{a} \quad \text{for } w > w_0$$

となる。また、最高所得者の社会的ウェイトを

<sup>18</sup> 2 階の条件が満たされない可能性があるが、その時は最適な限界税率が  $Y$  について非連続になる。

<sup>19</sup> Saez (2001) は、アメリカの納税データを用いて、賃金所得が 150,000 ドル以上の高所得者のパレートパラメータは 2 で一定となることを示した。

$$\xi = \frac{\Psi'(\infty)}{E(\Psi)}$$

で定義すると、 $g = D(\infty)/D(0)$ となることが分かる。これらの結果を用いると、(7)式より、高所得者の限界税率が

$$T'(\infty) = \frac{(1 + \epsilon_L)(1 - g)}{\alpha \epsilon_L + (1 + \epsilon_L)(1 - g)}$$

となる。 $\epsilon_L$ は労働供給の弾力性だが、 $L$ には租税回避努力が含まれることがあることがある。

このとき、Saez (2001) は高所得者の最適税率が

$$T'(\infty) = \frac{1 - g}{1 - g + \epsilon + \epsilon(\alpha' - 1)} \quad (8)$$

となることを示している。ただし、 $\alpha'$ は所得分布のパレートパラメータ、 $\epsilon$ は申告所得の純税率弾力性である。したがって、所得分布のパレートパラメータ $\alpha'$ 、最高所得者の社会的ウェイト $g$ 、申告所得の純税率弾力性 $\epsilon$ が分かれば、(8)より高額所得者の最適所得税率を求めることができる。ロールズの社会厚生関数（政府が税収最大化を目的とするケース）を想定すると、最高所得者については $g = 0$ となることから、最高所得者の限界税率すなわち、最高限界税率は $T'(\infty) = 1/1 + \alpha'\epsilon$ となる。

## 6.2 日本の最適所得税率

次に、本研究の推定結果を用いて、高所得者の最適税率とその政策インプリケーションを議論してみたい<sup>20</sup>。高所得者では所得分配を考慮する必要は小さくなり、社会的ウェイト $g$ は小さくなると考えられることから、0と0.25のケースを考える。所得の弾力性は、内閣府(2001)の0.074、八塩(2005)の0.053、本研究で得られた推定値0.2と0.28を用いる。また、日本には高所得者の個票データを用いたパレートパラメータの推定も存在することから、先行研究の推定結果を分析に用いる。溝口(1987)は1975年から1982年の高額所得者のデータを用いて、 $\alpha'$ が2.176から2.743の間となることを示しており、国枝(2007)は $\alpha'$ の値として2.5406を用いている。一方、『国民生活基礎調査』の総所得を用いてパレートパラメータを推定した岩本・濱秋(2008)では大体 $\alpha'$ は1.5ぐらいだが、高所得者の観測値数が少ないためかSaez(2001)ほど水平な形状とならないと述べている<sup>21</sup>。国枝(2009)はいわゆる高額納税者番付の推定課税所得を用いて、パレートパラメータを推定して $\alpha' = 2.1$ という結果を得ている。そこで、本稿では $\alpha' = 1.5, 2.1, 2.54$ について最適最高税率の計算を行う。

<sup>20</sup> なお、国枝(2009)でも日本における高所得者の最適税率を計測しており、本論文では国枝(2009)を参考にしている。

<sup>21</sup> 国枝(2009)は、岩本・濱秋(2008)の1.5はハザードレートで $\alpha'$ は3ではないかと述べており、このケースについては今後検討したい。

表 7. 高額所得者の最適税率 を挿入。

(8)式に基づいて最適税率を計算した結果が、表 7 である。弾力性とパラメータによる最適税率の変動の幅が大きく、弾力性によって最適税率は約 30%、パレートパラメータによって 5-12%程度最適税率は異なる。ただし、八塩 (2008) の弾力性を用いると最適税率は最低でも 80%以上、本稿の結果を用いても税率は 50%以上であり、現在の所得税最高税率よりも最適税率が下回るとは考えにくい<sup>22</sup>。

## 7. 結論

アメリカでは、主に申告所得の個票データを用いて課税所得の弾力性の推定が行われており、推定方法などの違いにより多くの研究蓄積されている。繰り返しクロスセクションデータとパネルデータの相違、所得の定義、インカム・シフティング、平均回帰の考慮などにより推定結果が異なることが示されてきた。一方、日本ではわずかに個票データと集計データによる弾力性の推定が行われているものの、個票データによる課税所得の弾力性の研究は蓄積されていない。

そこで、本稿では 1994 年、1999 年、2004 年の『全国消費実態調査』の個票データを用いて、日本において課税所得の純税率弾力性を推定した。1995 年と 1999 年の最高税率変更に着目し、所得階層別に課税所得と限界税率の推移を比べることで政策変更の処置群と比較群を定義した。定義に基づいて、事前・事後推定、シェア分析、繰り返しクロスセクションデータによる DID 推定を行い、日本における課税所得の弾力性を議論した。

推定から、次のような結果が得られた。まず、日本における限界税率の所得弾力性は 0.2-0.28 程度である。最高税率改正の影響を受けるのは課税所得 2,000 万円以上の世帯であることを考慮して、推定結果を議論すると、日本の弾力性は 0.2-0.28 程度であることが示された。一方、繰り返しクロスセクション分析では、処置群と比較群の定義の仕方で推定結果が大きく異なることが分かった。特に、比較群の範囲を広げると、推定される弾力性が大きくなる傾向にあることが示された。また、日本の高額所得者のパレートパラメータの推定結果等を用いて最適所得税率を計算したところ、日本における高額所得者の最適所得税率は 50%より大きいことが分かった。

一方、本稿の分析には課題も残されている。第 1 に、本稿では申告所得のパネルデータではなく、調査データの繰り返しクロスセクションデータを用いて分析を行っている。Feldstein (1995) 等が指摘するように、本来ならパネルデータを用いるべきであり、繰り返しクロスセクション分析では限界税率の変更と関係のない所得の変化が限界税率と相関したり、所得階層の構成員が政策の前後で変化する場合、推定結果にバイアスが生じる。

<sup>22</sup> ただし、消費と余暇の選択に影響を及ぼす他の税制がある場合には、その分を考慮する必要がある。例えば、消費税が  $t$  であれば、最適所得税率は  $(1-t)\tau$  となる。

また、申告所得ではなく調査データを用いているため、申告所得の観測誤差が考えられる。一方、パネル分析で問題となる平均回帰の問題は回避される。この点は、今後の課題としたい。

## 付録A 限界税率の計算方法

1999年を例とした、所得税・住民税の計算方法は次の通りである。最初に、給与所得控除、公的年金控除、青色申告特別控除を計算して総所得金額を求める。八塩（2009）にしたがい、事業所得には青色申告特別控除のイ（不動産所得又は事業所得を生ずる事業を営み、正規の簿記の原則により記帳している者が対象）が適用されているとする。内職収入はすべて事業所得と仮定し、内職の家内労働所得の必要経費の特例は反映していない。なお、『全消』の事業収入は経費を控除した額だが、不動産所得（「家賃・地代」で定義）の必要経費は特に控除されていない。

次に、所得控除等を計算して、総所得金額から課税所得を求め、課税所得に累進税率を適用して税額を計算する。所得控除のうち、基礎控除、配偶者控除、配偶者特別控除、扶養控除、医療費控除、社会保険料控除、勤労学生控除、老年者控除、特別減税は所得控除の計算に反映させるが、生命保険料控除、損害保険料控除、小規模企業共済等掛金控除、障害者、寡婦、寡婦、寄付金控除は考慮していない。世帯主と配偶者以外の世帯員が扶養なのか分からない場合があるが、『全消』では世帯員は一緒に住んでいる者のみなので、所得が基準以下の親族なら扶養とする。世帯主の扶養親族を対象とし、同居人は扶養親族には含めない。『全消』の社会保険料支払い（3か月分）×4から、社会保険料控除額とする。なお、世帯主が配偶者控除、配偶者特別控除、扶養控除を適用され、社会保険料は全て世帯主が支払っているとする。

次に個人住民税を計算するが、住民税は前年の所得に課税されるため、次年度の制度が適用されるとする。均等割は市町村規模によって異なるが、すべての市町村で人口5-50万人未満の金額が適用されるとする。所得税額と住民税額の合計から所得税を計算する。

最後に、合計所得と所得税額や住民税額から、限界税率を計算する。Cabinet of Budget Officeがアメリカの限界税率の計算方法を紹介しており、基本的に同じ考え方で限界税率を計算する。所得が0.01%増加したと仮定し、課税負担の変化分を所得の増分で除して限界税率を求める。収入がない個人への対応として、所得の増加が10円以下なら0とする。不連続な課税負担のジャンプ、つまり「段階（notch）」の影響を避けるため、限界税率が1よりも大きい、或いはマイナスになる世帯は分析から除いている。

## 参考文献

岩本康志・濱秋純哉(2008)、「租税・社会保障制度による再分配の構造の評価」『季刊・社

- 会保障研究』第 44 卷、266-277。
- 国枝繁樹 (2007) 「最適所得税理論と日本の所得税制」『租税研究』4 月、69-82。
- 国枝繁樹 (2009) 「新しい最適所得税理論と日本の所得税制：アップデート」未定稿。
- 田近栄治・八塩裕之 (2005) 「税制と事業形態選択－日本のケース」『財政研究』第 1 巻、177-194。
- 内閣府政策統括官 (2001) 「1990 年代における所得税制改正の効果について」政策効果分析レポート No.9。
- 溝口敏行 (1987) 「日本の高額所得者の分布」『経済研究』第 38 巻第 2 号、130-138。
- 八塩裕之 (2005) 「所得税の限界税率変化が課税所得に与える効果－日本の事業所得者のケース－」PRI Discussion Paper Series (No.05A-04)、財務省財務総合研究所。
- 八塩裕之 (2005) 「個人自営業者の所得分散行動に関する実証分析－節税動機は専従者給与分配に影響を与えるか」『財政研究』第 2 巻、179-199。
- Auten, Gerald. and Robert Carroll (1999) ``The Effect of Income Taxes on Household Behavior." *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 681-693.
- Barro, Robert, and Chaipat Sahasakul (1983a) ``Average Marginal Tax Rates from Social Security and the Individual Income Tax," *NBER Working Paper Series*, No. 1214.
- Barro, Robert, and Chaipat Sahasakul (1983b) ``Measuring the Average Marginal Tax Rate from the Individual Income Tax," *NBER Working Paper Series*, No. 1060.
- Carroll, Robert (1998) ``Tax Rates, Taxpayer Behavior, and the 1993 Tax Act." Office of Tax Analysis working paper, U.S. Department of the Treasury.
- Diamond, Peter (1998) ``Optimal Income Taxation: An Example with a U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates," *American Economic Review*, 88, 83-95.
- Feldstein, Martin (1995) ``The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act." *Journal of Political Economy*, 103(3), 551-572.
- Feldstein, Martin (1999) ``Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax," *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 674-680.
- Giertz, Seth (2007) ``The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s," *National Tax Journal*, 60(4), 743-768.
- Goolsbee, Austan (1999) ``Evidence on the High-Income Laffer Curve from Six Decades of Tax Reform", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1-47.
- Goolsbee, Austan (2000) ``What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation," *Journal of Political Economy*, 108(2), 352-378.
- Gruber, Jonathan and Emmanuel Saez (2002) ``The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications," *Journal of Public Economics*, 84, 1-32.
- Kopczuk, Wojciech (2005) ``Tax Bases, Tax Rates and the Elasticity of Reported Income." *Journal of Public Economics*, 89(11-12), 2093-2119.

- Lindsey, Lawrence (1987) "Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982-1984, with Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate." *Journal of Public Economics*, 33, 173-206.
- Moriguchi, Chiaki and Emmanuel Saez (2008) "The Evolution of Income Concentration in Japan, 1885-2005: Evidence from Income Tax Statistics", *Review of Economics and Statistics*, 90(4), 713-734.
- Slemrod, Joel (1998) "Methodological Issues in Measuring and Interpreting Taxable Income Elasticities," *National Tax Journal*, 51(4), 773-788.
- Saez, Emmanuel (2003) "The Effect of Marginal Tax Rates on Income: A Panel Study of 'Bracket Creep'", *Journal of Public Economics*, 87, 1231-1258.
- Saez, Emmanuel (2004) "Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implication.", in James Poterba, ed., *Tax Policy and the Economy*, 18, 117-174.
- Saez, Emmanuel, Joel Slemrod and Seth Giertz (2009) "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical View," mimeo.
- Salanie, Bernard (2003) *The Economics of Taxation*, MIT Press.

表1. 記述統計量

全期間	平均	中央値	標準偏差	変動係数	最小値	最大値	観測値数
所得金額	443.98	389.70	308.53	0.69	0.16	9732	85458
課税所得	295.68	236.52	301.25	1.02	0	9540	85458
所得税額	34.37	18.92	75.44	2.19	0	3936	85458
住民税額	24.97	16.46	35.03	1.40	0	1304	85458
所得税の限界税率	0.15	0.15	0.08	0.55	0	0.50	85458
総限界税率	0.24	0.25	0.10	0.43	0	0.65	85458

1994年	平均	中央値	標準偏差	変動係数	最小値	最大値	観測値数
所得金額	456.86	395.40	310.35	0.68	0.16	9127	30003
課税所得	315.55	254.35	304.07	0.96	0	8945	30003
所得税額	39.09	20.35	85.67	2.19	0	3936	30003
住民税額	26.45	17.46	37.91	1.43	0	1304	30003
所得税の限界税率	0.16	0.15	0.09	0.54	0	0.50	30003
総限界税率	0.26	0.25	0.11	0.44	0	0.65	30003

1999年	平均	中央値	標準偏差	変動係数	最小値	最大値	観測値数
所得金額	457.08	399.30	324.60	0.71	0.80	9732	29896
課税所得	294.29	230.18	317.96	1.08	0	9540	29896
所得税額	33.91	18.41	77.19	2.28	0	3274	29896
住民税額	25.75	17.11	36.08	1.40	0	1217	29896
所得税の限界税率	0.14	0.15	0.08	0.55	0	0.37	29896
総限界税率	0.23	0.25	0.10	0.42	0	0.50	29896

2004年	平均	中央値	標準偏差	変動係数	最小値	最大値	観測値数
所得金額	413.55	363.60	284.00	0.69	1	6670	25559
課税所得	273.98	219.96	275.17	1.00	0	6480	25559
所得税額	29.37	17.60	58.23	1.98	0	2124	25559
住民税額	22.32	14.34	29.73	1.33	0	815	25559
所得税の限界税率	0.13	0.15	0.07	0.54	0	0.37	25559
総限界税率	0.22	0.25	0.09	0.41	0	0.50	25559

注: 所得税の限界税率と総限界税率の平均は、所得金額のウェイト付き平均。

所得金額から住民税額までの単位は万円。総所得が0円より大きい世帯主を対象とする。

観測値は世帯主だけを対象としている。所得税額は総合課税額。

総限界税率は所得税と住民税の限界税率。

所得金額が1億円より大きい世帯、世帯主が60歳以上の世帯を除く。

表2. 課税所得シェアと限界税率の変化

	課税所得シェア			限界税率		
	1994	1999	2004	1994	1999	2004
全平均				0.262	0.234	0.221
上位0.25%	0.028	0.033	0.028	0.623	0.499	0.500
上位0.5%	0.042	0.049	0.044	0.582	0.499	0.484
上位1%	0.064	0.073	0.068	0.541	0.474	0.463
1-5%	0.121	0.125	0.123	0.429	0.393	0.341
5-10%	0.108	0.112	0.110	0.372	0.277	0.254
10-25%	0.236	0.246	0.247	0.272	0.251	0.252
25-50%	0.258	0.261	0.267	0.240	0.213	0.195
50-75%	0.157	0.145	0.148	0.162	0.157	0.143
75-90%	0.050	0.036	0.035	0.124	0.124	0.124
90-95%	0.006	0.001	0.001	0.123	0.059	0.050
95-99%	1.E-04	0	0	0.031	0	0

変化率

上位0.25%	-	0.169	-0.140	-	-0.200	0.001
上位0.5%	-	0.153	-0.093	-	-0.144	-0.028
上位1%	-	0.135	-0.064	-	-0.124	-0.023
1-5%	-	0.037	-0.020	-	-0.084	-0.132
5-10%	-	0.040	-0.013	-	-0.255	-0.083
10-25%	-	0.042	0.004	-	-0.076	0.003
25-50%	-	0.010	0.021	-	-0.116	-0.081
50-75%	-	-0.074	0.019	-	-0.025	-0.090
75-90%	-	-0.276	-0.016	-	0.000	-0.002
90-95%	-	-0.816	-0.249	-	-0.522	-0.149
95-99%	-	-1.000	0.000	-	-1.000	0.000

注：所得金額が0を超える世帯を対象とする。所得区分の閾値は課税所得で計算。

表3. 処置群と比較群の課税所得の弾力性

	処置群			比較群		
	上位0.25%	上位0.5%	上位1%	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
A. Before and After (BA) 推定						
1994年と1999年	0.288 (0.249)	0.415 (0.315)	0.470 (0.326)	-0.561*** (0.072)	-0.849*** (0.074)	-0.877*** (0.065)
1994年-2004年	-0.062 (0.205)	-0.046 (0.235)	-0.041 (0.237)	-0.764*** (0.036)	-1.174*** (0.050)	-1.269*** (0.047)
1994年-2004年 線形トレンドあり	1.142*** (0.431)	1.747** (0.705)	1.925** (0.779)	-2.835*** (0.490)	0.813** (0.349)	0.560*** (0.204)
B. シェア分析						
1994年と1999年	0.548	0.781	0.934	0.596	0.581	0.574
1994年と2004年	0.021	0.216	0.390	0.111	0.448	0.572

注: 数値は純限界税率に対する課税所得の弾力性。( )内は標準誤差。

ただし、純限界税率は「1-限界税率」で計算。

\*は10%水準、\*\*は5%水準、\*\*\*は1%水準で有意を示す。

BA推定は1999年以降に制度変更が行われたとした推計。トレンドの係数は省略。

シェア分析は、課税所得シェアの純限界税率弾力性を計算。

表4. 繰り返しクロスセクション分析による課税所得の弾力性

		比較群		
		上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
A. 1994年と1999年				
処置群	上位0.25%	0.511*** (0.108)	0.534*** (0.128)	0.529*** (0.092)
	上位0.5%	0.851*** (0.214)	0.869*** (0.189)	0.855*** (0.136)
	上位1%	1.169*** (0.370)	1.168*** (0.246)	1.141*** (0.179)
B. 1994年と2004年				
処置群	上位0.25%	-0.291** (0.144)	-0.261** (0.127)	-0.264*** (0.091)
	上位0.5%	-0.137 (0.286)	-0.161 (0.156)	-0.172 (0.110)
	上位1%	0.476 (0.980)	0.017 (0.208)	-0.019 (0.143)
C. 1994年-2004年				
処置群	上位0.25%	0.283*** (0.109)	0.242** (0.111)	0.228*** (0.080)
	上位0.5%	0.573*** (0.215)	0.442*** (0.150)	0.412*** (0.107)
	上位1%	1.065** (0.442)	0.697*** (0.198)	0.638*** (0.140)
D. 1994年-2004年、トレンドあり				
処置群	上位0.25%	0.260** (0.105)	0.231** (0.110)	0.218*** (0.079)
	上位0.5%	0.546*** (0.207)	0.431*** (0.149)	0.402*** (0.106)
	上位1%	1.031** (0.427)	0.686*** (0.197)	0.629*** (0.139)
E. 1994年-2004年、トレンドあり、所得の弾力性				
処置群	上位0.25%	0.168* (0.098)	0.093 (0.085)	0.076 (0.063)
	上位0.5%	0.402** (0.192)	0.229** (0.116)	0.196** (0.085)
	上位1%	0.787** (0.389)	0.391** (0.152)	0.334*** (0.111)

注: 数値は純限界税率に対する課税所得の弾力性。( )内は標準誤差。

ただし、純限界税率は「1-限界税率」で計算。

\*は10%水準、\*\*は5%水準、\*\*\*は1%水準で有意を示す。

表5. 説明変数のあるモデルによる課税所得の弾力性

処置群 比較群	上位0.25%			上位0.5%			上位1%		
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
弾力性	0.283*** (0.106)	0.216** (0.102)	0.203*** (0.074)	0.554*** (0.207)	0.409*** (0.139)	0.382*** (0.100)	0.899** (0.403)	0.745*** (0.190)	0.648*** (0.133)
トレンド	-0.137*** (0.013)	-0.111*** (0.006)	-0.096*** (0.005)	-0.151*** (0.020)	-0.117*** (0.007)	-0.099*** (0.005)	-0.150*** (0.029)	-0.124*** (0.008)	-0.101*** (0.006)
性別	-0.079** (0.036)	0.094*** (0.014)	0.055*** (0.011)	-0.096** (0.046)	0.094*** (0.015)	0.054*** (0.012)	-0.190*** (0.061)	0.085*** (0.016)	0.042*** (0.013)
結婚	0.050* (0.026)	0.003 (0.010)	-0.020*** (0.008)	0.056* (0.034)	0.005 (0.011)	-0.018** (0.008)	0.072* (0.043)	0.010 (0.012)	-0.016* (0.009)
年齢	0.001 (0.007)	0.036*** (0.003)	0.036*** (0.002)	-0.010 (0.009)	0.038*** (0.003)	0.039*** (0.002)	-0.004 (0.011)	0.043*** (0.003)	0.043*** (0.002)
年齢2乗	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
地域トレンド1	0.002 (0.009)	0.006 (0.004)	0.010*** (0.003)	0.001 (0.012)	0.006 (0.004)	0.009*** (0.003)	-0.028* (0.015)	0.001 (0.005)	0.004 (0.004)
地域トレンド2	-0.000 (0.007)	0.056*** (0.004)	0.037*** (0.003)	-0.009 (0.009)	0.055*** (0.004)	0.035*** (0.003)	-0.032*** (0.011)	0.052*** (0.004)	0.030*** (0.003)
地域トレンド3	0.002 (0.008)	0.027*** (0.004)	0.017*** (0.003)	-0.011 (0.010)	0.025*** (0.004)	0.014*** (0.003)	-0.028** (0.012)	0.023*** (0.004)	0.011*** (0.003)
地域トレンド4	0.009 (0.008)	0.038*** (0.004)	0.029*** (0.003)	0.005 (0.010)	0.037*** (0.004)	0.028*** (0.003)	-0.015 (0.012)	0.035*** (0.004)	0.025*** (0.003)
地域トレンド5	-0.009 (0.009)	0.004 (0.004)	0.004 (0.003)	-0.002 (0.011)	0.004 (0.004)	0.005 (0.003)	0.002 (0.014)	0.005 (0.005)	0.006 (0.004)
観測値数	3635	42091	38671	3848	42304	38884	4274	42730	39310

注: 所得は課税所得、弾力性は「1-限界税率」で計算。( )内は標準誤差。\*は10%水準、\*\*は5%水準、\*\*\*は1%水準で有意を示す。

性別は男性で1をとるダミー変数、結婚は既婚者で1をとるダミー変数である。地域トレンドは、1:北海道・東北、2:関東、3:北陸・東海、4:近畿、5:中国・四国で、九州・沖縄がダミーなし地域である。

表6. 説明変数モデルによる推計の拡張

モデル 処置群 比較群	地域トレンドなし			所得300万円以上			所得100万円以上		
	上位0.25%			上位0.25%	上位0.5%	上位1%	上位0.25%	上位0.5%	上位1%
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%	所得300万円以上のその他の世帯			所得100万円以上のその他の世帯		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
弾力性	0.265** (0.105)	0.142 (0.099)	0.157** (0.073)	0.296 (0.193)	0.538** (0.242)	0.993*** (0.297)	1.592** (0.646)	2.368*** (0.807)	3.645*** (0.973)
トレンド	-0.135*** (0.012)	-0.078*** (0.005)	-0.074*** (0.004)	-0.063*** (0.011)	-0.069*** (0.012)	-0.073*** (0.013)	-0.318*** (0.037)	-0.341*** (0.040)	-0.368*** (0.043)
性別	-0.079** (0.036)	0.100*** (0.014)	0.060*** (0.011)	0.159*** (0.028)	0.169*** (0.028)	0.155*** (0.029)	1.161*** (0.078)	1.198*** (0.082)	1.229*** (0.086)
結婚	0.050* (0.026)	0.001 (0.010)	-0.021*** (0.008)	-0.189*** (0.020)	-0.200*** (0.020)	-0.214*** (0.021)	-0.461*** (0.054)	-0.475*** (0.054)	-0.496*** (0.056)
年齢	0.001 (0.007)	0.033*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.027*** (0.005)	0.031*** (0.005)	0.040*** (0.005)	0.114*** (0.013)	0.126*** (0.014)	0.147*** (0.016)
年齢2乗	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
地域トレンド1				0.011 (0.007)	0.016** (0.007)	0.009 (0.007)	0.060*** (0.022)	0.066*** (0.022)	0.058*** (0.022)
地域トレンド2				0.105*** (0.007)	0.105*** (0.007)	0.098*** (0.007)	0.432*** (0.023)	0.441*** (0.025)	0.446*** (0.025)
地域トレンド3				0.053*** (0.007)	0.048*** (0.007)	0.042*** (0.007)	0.325*** (0.022)	0.325*** (0.022)	0.324*** (0.023)
地域トレンド4				0.068*** (0.007)	0.070*** (0.007)	0.066*** (0.007)	0.352*** (0.022)	0.362*** (0.023)	0.367*** (0.024)
地域トレンド5				0.019** (0.007)	0.018** (0.007)	0.017** (0.007)	0.140*** (0.022)	0.142*** (0.022)	0.141*** (0.023)
観測値数	3635	42091	38671	58235	58235	58235	82465	82465	82465

注：所得は課税所得、弾力性は「1-限界税率」で計算。( )内は標準誤差。\*は10%水準、\*\*は5%水準、\*\*\*は1%水準で有意を示す。

性別は男性で1をとるダミー変数、結婚は既婚者で1をとるダミー変数である。地域トレンドは、1:北海道・東北、2:関東、3:北陸・東海、4:近畿、5:中国・四国で、九州・沖縄がダミーなし地域である。

表6. 続き

モデル 処置群 比較群	雇用者			自営業者			所得税の限界税率			所得金額		
	上位0.25%			上位0.25%			上位0.25%			上位0.25%		
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%									
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
弾力性	0.469*** (0.134)	0.199 (0.129)	0.226** (0.096)	-0.390 (0.283)	-0.310 (0.199)	-0.434*** (0.139)	0.413*** (0.156)	0.353** (0.167)	0.338*** (0.124)	0.201** (0.098)	0.086 (0.078)	0.070 (0.058)
トレンド	-0.155*** (0.016)	-0.113*** (0.007)	-0.092*** (0.005)	-0.124*** (0.032)	-0.090*** (0.018)	-0.119*** (0.015)	-0.140*** (0.014)	-0.113*** (0.007)	-0.096*** (0.005)	-0.121*** (0.013)	-0.117*** (0.005)	-0.109*** (0.004)
性別	-0.042 (0.044)	0.120*** (0.015)	0.068*** (0.011)	-0.162* (0.089)	-0.060 (0.050)	-0.063 (0.040)	-0.081** (0.037)	0.094*** (0.014)	0.056*** (0.011)	-0.089*** (0.034)	0.061*** (0.011)	0.031*** (0.009)
結婚	0.037 (0.028)	-0.013 (0.010)	-0.030*** (0.008)	0.105 (0.078)	0.096** (0.039)	0.040 (0.031)	0.050* (0.026)	0.003 (0.010)	-0.020*** (0.008)	0.104*** (0.024)	0.163*** (0.008)	0.154*** (0.006)
年齢	-0.007 (0.008)	0.036*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.015 (0.019)	0.005 (0.010)	0.020** (0.009)	0.001 (0.007)	0.036*** (0.003)	0.037*** (0.002)	0.021*** (0.007)	0.069*** (0.002)	0.072*** (0.002)
年齢2乗	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
地域トレンド1	0.023** (0.010)	0.010** (0.004)	0.010*** (0.003)	-0.038* (0.023)	0.003 (0.013)	0.008 (0.011)	0.001 (0.009)	0.007 (0.004)	0.010*** (0.003)	-0.003 (0.008)	0.001 (0.003)	0.004 (0.003)
地域トレンド2	0.014* (0.008)	0.065*** (0.004)	0.041*** (0.003)	-0.026 (0.018)	0.002 (0.010)	0.005 (0.008)	-0.000 (0.007)	0.056*** (0.004)	0.037*** (0.003)	0.003 (0.007)	0.044*** (0.003)	0.029*** (0.002)
地域トレンド3	0.012 (0.009)	0.032*** (0.004)	0.020*** (0.003)	-0.014 (0.019)	0.008 (0.011)	0.002 (0.009)	0.002 (0.008)	0.028*** (0.004)	0.018*** (0.003)	-0.001 (0.007)	0.018*** (0.003)	0.010*** (0.002)
地域トレンド4	0.022** (0.009)	0.045*** (0.004)	0.032*** (0.003)	-0.004 (0.021)	-0.002 (0.012)	0.010 (0.010)	0.009 (0.008)	0.038*** (0.004)	0.029*** (0.003)	0.011 (0.007)	0.033*** (0.003)	0.027*** (0.002)
地域トレンド5	0.012 (0.010)	0.006 (0.004)	0.004 (0.003)	-0.041** (0.020)	-0.013 (0.012)	-0.003 (0.010)	-0.009 (0.009)	0.004 (0.004)	0.004 (0.003)	-0.013 (0.008)	-0.004 (0.003)	-0.004* (0.002)
観測値数	3104	38512	35530	517	3466	3041	3635	42091	38671	3635	42091	38671

注: 表6と同じ。(10)-(12)では民営と官庁の雇用者を対象とし、(13)-(15)では自営業者だけを対象としている。(16)-(18)は所得税の限界税率に対する弾力性を推計し、(19)-(21)は所得金額を従属変数とした推計である。

表7. 高額所得者の最適税率

	所得の純税率弾力性			
	八塩(2008)	内閣府(2001)	北村・宮崎(2010)	
	0.053	0.074	0.2	0.28
A. 高額所得者の社会的ウェイト $g=0$				
パレートパラメータ				
1.5	0.926	0.900	0.769	0.704
2.1	0.900	0.866	0.704	0.630
2.54	0.881	0.842	0.663	0.584
B. 高額所得者の社会的ウェイト $g=0.25$				
パレートパラメータ				
1.5	0.904	0.871	0.714	0.641
2.1	0.871	0.828	0.641	0.561
2.54	0.848	0.800	0.596	0.513

注: 最適税率の計算式は(8)である。

図1: 処置群の限界税率と課税所得シェア

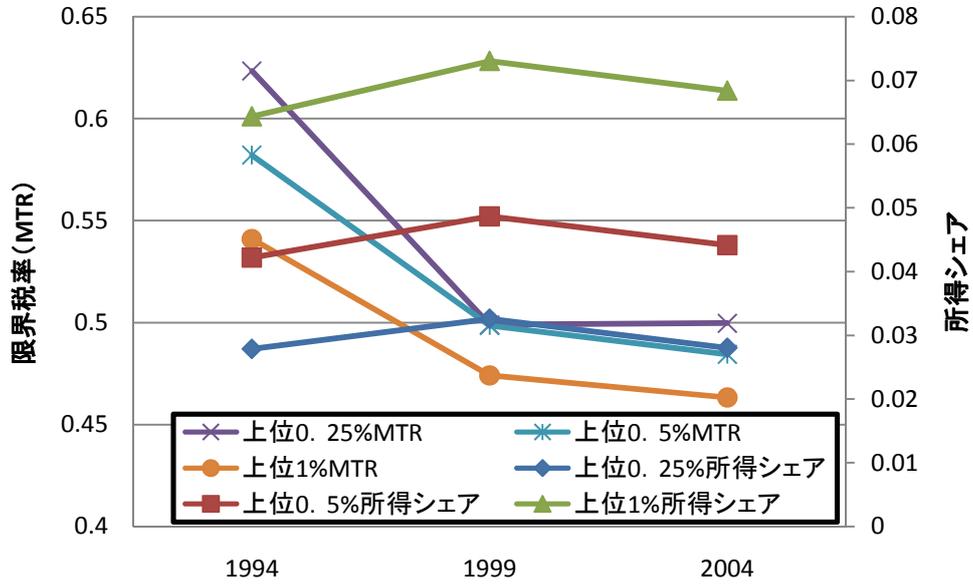


図2: 比較群の限界税率と課税所得シェア

