

## 第5章 課税所得の税引き後率弾力性の推計：『全国消費実態調査 (1994-2004年)』による分析<sup>12</sup>

### 要旨

アメリカには課税所得の税引き後率（net-of-tax rate）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。本研究では、『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-Differences：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0.29-0.64程度という結果を得た。ただ、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、限界税率と課税所得シェアの関係など、想定と異なるケースもあり、分析結果の解釈には注意が必要だと思われる。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>本節は、北村・宮崎（2010）、書き換えたものである。ただし、本研究は、総務省統計局『全国消費実態調査』（1994-2004年）の調査票情報を用いて行った。総務省統計局のデータ提供に対して感謝したい。

<sup>2</sup>本節の元となる研究は2009年日本経済学会秋季大会（専修大学）、一橋大学において発表し、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）教授をはじめ、参加者より有益なコメントをいただいた。また、本研究の作成段階で、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。

## 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>3</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、繰り返しく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、繰り返しく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 (2010))。

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、本研究では 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、本研究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。特に、1994 年と 1999 年の比較を行う。

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

---

<sup>3</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、本研究では「課税所得の弾力性」、「課税所得の税引き後率弾力性」、「税引き後率弾力性」などと表記する。

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、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 : DID) 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 (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、純税率弾力性は 0.28-0.64 程度という結果を得た。ただし、弾力性の推定値が処置群と比較群の定義の仕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だろう。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。

本研究の構成は、次の通りである。第 2 節で先行研究を紹介し、第 3 節で本研究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、課税所得の税引き後率弾力性における推定上の論点を紹介する<sup>4</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ンデー

---

<sup>4</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 (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。

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「合成税引き後率」と実際の 1985 年の税引き後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>5</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>6</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

<sup>5</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>6</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。

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、その後税制改正によって、税率だけではなく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 (2010) 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

本研究では『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。『全消』では世帯員別の年収が完全にわからないため、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。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、可処分所得、課税後所得、平均税率、限界税率を求めている。なお、所得は2004年における平均修正当初所得（修正当初所得＝収入＋公的年金等＋利子・配当収入）を基準として、各年の平均修正当初所得に関して実質化している<sup>7</sup>。各種控除、控除の額および税率のブラケットも、同様に実質化している。

次に、世帯員の所得の計算方法を示す。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>8</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人以上いる世帯では、職業によって適切な収入を割り当てる<sup>9</sup>。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、本研究では60歳以上世帯主は除いた。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。

<sup>7</sup> 所得課税の影響を調べた研究（Kasten, et. al. (1994)、Gruber and Saez (2002)）では、所得のトレンドや成長を調整するために、各年の所得を基準年平均修正当初所得で基準化しており、本節でも同様の調整を行った。

<sup>8</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。

<sup>9</sup> 「常用労務作業、臨時及び日々雇労務作業、民間職員、官公職員、商人及び職人」には給与収入、「個人経営者、法人経営者、自由業者」には農林以外収入、「農林漁業従業者」には農林収入を割り当てる。内職収入は「パート」に割り当て、該当者がいなければ割り当てない。なお、各職業に2人以上いるなど、収入を割り当てられない場合は分析から除外する。

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（本研究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、本研究でも利子・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、 $z$  は税引き後率 $1 - \tau$  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：

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

所得の税引き後率弾力性は $e = [(1 - \tau)/z] \partial z / \partial(1 - \tau)$ なので、

$$\frac{dz}{z} = -e \frac{dt}{1 - e} \quad (1)$$

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

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

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。そこで推計では、この基本モデルを修正して特定化する。

### 3.2 処置群と比較群

本研究では、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、本研究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のかを本節で説明する。

最初に、本研究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>10</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>11</sup>。

<sup>10</sup> 対象は、所得金額が 0 円より大きい世帯である。

<sup>11</sup> 表 2 及び、図 1 を参照されたい。

### 3.3 事前・事後推定とシェア分析

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同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、税引き後率の対数を説明変数、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。本研究では、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。

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

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、処置群における税引き後率 (対数) の変化と同比較群における変化の差に対する、処置群の課税所得の変化と比較群の変化で、課税所得の純税率弾力性を求める。

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

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。

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

ただし、 $1_{it} = 1_{it}$  は政策変更後ダミー、 $1_{it} \in T$  は処置群ダミーであり、この 2 つの変数の交差項  $1_{it} = 1_{it} \in T$  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。(税制が変化していないとした時の) 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。本研究では主に、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、DID 推定に適切なのかを考察する。

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

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) の基本統計量である<sup>12</sup>。

所得金額と課税所得を比べると、1994 年には差が 110 万円程度だったが、99 年には 160 万円万円以上になり、2004 年には 100 万円程度に縮小している。したがって、1999 年には所得控除が拡大したことが分かる。なお、平均よりも中央値が小さく、右に歪んだ分布である。年度別の総限界税率を見ると、1994 年の最小値はそれぞれ 0.16 であったが、その後の税制改正や不景気の影響により 1999 年と 2004 年には 0.15、0.03 に減少している。この最小値は上位 50% の値であり、2004 年には所得税の税収確保機能が相当に弱まっていることが分かる。総限界税率の最大値はほぼ 1 に近いが、ブラケットや控除の境界上にいる納税者の税率を反映したものと思われる。

---

<sup>12</sup>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。

表 1 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%の課税所得シェアは、それぞれ 2.6%から 3.4%、4%から 5%、6.2%から 7.5%であり、上位 0.25%層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 年にかけて各階層のシェアが減少するが、1999 年から 2004 年にはどの階層でもシェアが拡大している。課税所得シェアの変化率は、1994 年と 1999 年を比べると上位 0.25%は 23%、0.5%は 20%、1%は 17%と大幅に減少しているが、1999 年から 2004 年には上位 0.25%が 11%、0.5%が 11%、1%が 3%と上昇していることが示されている。一方、5-50%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正となっており、この階層で所得者シェアが増加していることが示されている。なお、シェアが 50-95%の世帯では所得シェアが大幅に減少しているが、課税最低限の引き上げ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 を挿入。

限界税率の推移に注目すると、上位 0.25-50%の階層では、1994 年から 1999 年には限界税率が大幅に下落する一方、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 21%、上位 0.5%で 17%、上位 1%で 14%限界税率が減少しているが、一方で上位 5-10%階層では 30%減少するなど、どの階層でも下落幅が大きい。

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 年にかけて大幅に減少する一方、平均限界税率も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。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はほとんどなかったと思われるが、所得控除や給与所得控除の拡大により、階層によっては 1994 年から 1999 年にかけての平均限界税率は上位 1%以下の階層を上回る減少となっている。一方で、所得シェアの変化率は上昇している階層が多い。したがって、所得階層の平均を用いた分析では、限界税率の減少と所得シェアの関係は不明である。

上位 1-5%と上位 1%の限界税率に差があることと、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。ただ、その中でも、1999 年に限界税率が 50%、つまり課税所得が 2,000 万円以上の個人が含まれる上位 0.25%を、処置群の中心と考える。

一方、その下の階層である、上位 1-5%、5-50%、5-50%を比較群とする。なるべく頑健な推定を行うため、比較群を 3つの階層のうちの 1つに絞らず、全ての階層を比較群として推定を行う。

## 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負で、ほとんど有意にはならない。一方、比較群の推定値は-0.77 から-1.85 と絶対値で見ると大きく、すべて有意である。また、1994-2004 年のデータを用いた推定では、処置群の係数は負で有意とならず、推定値は 1994 年と 1999 年を比較したときよりも概ね絶対値で大きい。

表 3 を挿入。

一方、1994-2004 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、上位 0.25%や 0.5%の処置群の弾力性は正となったが、有意とはならなかった。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正となったのはバイアスが補正されたためかもしれない。特に、1994 年から 1999 年における高所得階層のシェア減少のうち、一部をトレンドで説明できた可能性がある。ただし、比較群の弾力性はすべて負で有意となる上、係数の絶対値も大きく、比較群においては異なるトレンドがコントロールされたのだろう。

表 3B では、シェア分析を行った。1994 年と 99 年の比較では処置群の弾力性が負で有意とはならなかったが、1994 年と 2004 年を比較してもほぼ同じ結果となった。一方、比較群では所得階層によって結果が異なり、1994 年と 99 年の比較では上位 1-5%で負となるものの、それ以外では正となった。1994 年と 2004 年を比べると、1994 年と 99 年とは異なり、弾力性は小さくなる傾向がある。なお、1999 年から 2004 年にかけて、どの階層もほぼ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>13</sup>。

### 5.2 繰り返しクロスセクションデータによる Difference-in-Differences 推定量

<sup>13</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、本研究では分離トレンドを用いた推定は考慮しない。

次に、繰り返しクロスセクションデータによる弾力性の Difference-in-Differences (DID) 推定を行う。表 4 が、各推計において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 99 年の推定では、すべてのケースで弾力性が正でほぼ有意となったが、1994 年と 2004 年を比べると、すべての推定で弾力性が負で有意となった<sup>14</sup>。DID 推計を行うと、課税所得 2,000 万円以上が対象となる上位 0.25% では、どの比較群でも正で有意となり、弾力性の推計値は 0.3–0.56 で高い値となった。また、処置群が上位 0.5%、1% のケースでも、比較群が上位 1–5% を除いて有意な結果を得た<sup>15</sup>。次に、1994 年-2004 年までの 3 期間を用いた推定も行ったところ、表 4C にあるように、比較群が上位 1–50% というケース以外では係数は負となり、推計はすべて有意にならなかった。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だが、どの組み合わせでも表 4C よりも係数が小さいが、表 4C と同様に有意とはならなかった。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弾力性の推定である。表 4A 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。なお、表 4F は、その期間制度変更が行われなかった 1999 年と 2004 年を対象とした Placebo 効果の分析で、2004 年に制度変更があったとして推計を行っている。すべてのケースで弾力性が 2 を超え、なおかつ上位 0.25% を処置群としたケースでは有意な結果を得ている。ただ、2004 年は限界税率がほとんど変化しておらず、課税所得が少し変化するだけで弾力性が大きく推計されてしまう。そのため、この期間に大きな弾力性を推計したことは、推計上の問題を意味している可能性があり、結果の解釈には慎重になる必要があるだろう。したがって、説明変数を加えた推計では、1994 年と 99 年だけをそれぞれ比較群、処置群とした推計を行う。

表 4 を挿入。

表 5 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 4A 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)。

---

<sup>14</sup>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 (2010) 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もありうる。

<sup>15</sup> もちろん、この結果は減税を見越した所得実現の遅れの可能性もあり、Saez et al (2010) が指摘するように制度変更前後の 2 年間だけを用いる推定には問題があるかもしれない。表 4C は、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可能性もある。しかし、2004 年データは 99 年データから 5 年を経過しており、その間に所得分布等に変化があった可能性がある。また限界税率がほとんど変化していない年を加えると、課税所得が少し変化するだけで、弾力性が大きく影響を受ける可能性がある。したがって、2004 年を分析に加えることには問題があるかもしれない。

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0.29-0.64、上位0.5%では0.21-0.66、上位1%では-0.02-0.85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%、5-50%、1-50%の順に弾力性が高くなり、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、既婚者で8%課税所得が高く、課税所得は年齢のU字型になることが示されている。一方、上位1-50%、5-50%を比較群とすると、所得プロファイルは年齢に関してなだらかな逆U字型を描くことがわかる。このように比較群の選び方によって結果が異なるのは、観測値数が比較群によって異なるためと考えられる。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以下に縮小してしまい、推定が有意となりにくい。また、サンプルが少ないと上位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0.29-0.64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。なお、表6では、弾力性以外の推計結果は省略している。表6Aにあるように、比較群を上位1-5%とした推定では表5と同じ弾力性を得たほか、その他の推定でも有意な結果を得ている。

表6 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、本研究でも所得 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。表 6B が推定結果だが、すべてのケースで表 5 よりも大きな係数を得ている。

## (3) 所得 100 万円以上をサンプルとした推定

表 6C は、所得 100 万円以上を推定のサンプルとした推定である。サンプルが 64,937 となり、上位 1-50%以上 (34,010 サンプル)、所得 300 万円以上 (43,024 サンプル) よりも大きい。推定の結果、処置群を上位 0.25%とした推定で弾力性が 4.0 となるなど、どの推計でも非常に大きな値が計測された。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 99 年にかけて大幅な所得シェアの減少を経験しているが、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。

## (4) 雇用者をサンプルとした推定

表 6D は、民営か官庁で働く「雇用者」を対象とした推定である<sup>16</sup>。すべての推計で、係数は表 5 よりも大幅に小さく、有意とならない。雇用者の所得は給与所得であり、限界税率に反応して所得を決定することが難しいため、課税所得の弾力性は小さくなるという議論があるが、本研究の結果はその結果と整合的である<sup>17</sup>。

## (5) 自営業者をサンプルとした推定

表 6E 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

<sup>16</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>17</sup> なお上位 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研究の分析では、課税への認識が雇用者の弾力性を大きくする可能性も考えられる。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 (2010) 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、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可能性もある。ただし、課税所得をコントロールする必要があり、雇用者の弾力性は小さくなるのが通常であろう。

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>18</sup>。表 6E が推定結果であるが、どの推定でも係数は正で有意となり、弾力性は 0.37–0.63 とかなり大きい。したがって、節税が容易であり、確定申告を行っている自営業者は、限界税率に反応して課税所得を増減させている可能性があるといえよう。

#### (6) 所得税の限界税率に対する反応

表 6F 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基本モデルよりも大きく、有意となった。一般に確定申告の際には所得税を計算するため、住民税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 6G 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ため、先行研究では広義所得 (broad income) や AGI の弾力性も推定されており (Saez (2003)、Giertz (2007) など)、本研究では利子・配当所得を含まない所得金額<sup>19</sup>についての弾力性を計測する。推定された弾力性は表 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。

#### (8) Placebo 効果の推計：1999 年と 2004 年

表 6H は、制度変更後のサンプルだけを用いた、Placebo 効果の推計である。1999 年と 2004 年は所得税の限界税率は変更されておらず、限界税率と課税所得には関係がないはずである。表 6H では、2004 年に税制変更が行われたとして、課税所得の弾力性を推計した。推計の結果、いずれのケースにおいても弾力性は 3 よりも大きくなった。表 2 で見たように、1999 年から 2004 年にかけて各階層の限界税率はほとんど変化しておらず、小さな課税所得の変化から、弾力性が大きく推計された可能性が高いだろう。したがって、表 6H の結果の解釈には慎重になる必要があるだろう。

#### (9) 代理変数による推計：Lindsey (1987) の推計

表 6I は、限界税率の計算において内生性の問題があることに対処して、合成限界税率を

<sup>18</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。

<sup>19</sup> 所得金額に特別減税を適用している。

用いた推計結果である。Lindsey (1987) は、制度実施後の限界税率を計算する際、1979年における個人の課税申告サンプルを所得 (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。本研究では、1994 年の所得と 99 年の税体系を用いて 99 年の限界税率を計算し、94 年と 99 年の所得で順序付けした上位 50%以上の個人を対応させて、99 年の合成限界税率を計算した。推計結果は正で有意となったものの、弾力性が 1 を超えることもあるなど、Lindsey (1987) 同様、大きい弾力性を得た。

## 6. 日本における高額所得者の最適所得税率

第 3 節の最適所得率の項目で議論したように、Saez (2001) は、生産性の分布がパレート分布 (パラメータは  $\alpha$ ) でよく近似できるとすると、高所得者の最適税率が

$$T^{\alpha} = \frac{1 - g}{1 - \alpha + \alpha + \alpha(\alpha - 1)}$$

となることを示した。

そこで、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  $g$ 、申告所得の税引き後率弾力性  $\epsilon$  を特定化し、高額所得者の最適所得税率を求める。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  $\alpha = 0$  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  $T^{\alpha} = 1/(1 + \alpha)$  となる。

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よう<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  $\alpha$  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 0.29 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、本研究では  $\alpha = 1.5, 2.1, 2.54$  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 を挿入。

最適最高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 30%以上、パレートパラメータによって 5-12%程度異なる。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、本研究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という結果となった<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、本研究では 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税引き後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、日本における課税所得の税引き後率弾力性は、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などを考慮すると、0.29-0.64 程度である。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。したがって、本研究の結果は、頑健性の高いものではなく、今後更なる検証が必要と思われる。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、概ね 50%より大きいことが分かった。

表 8 を挿入

一方、本研究の分析には課題も残されている。第 1 に、本研究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。

---

<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  $\frac{1}{1-t}$  となる。

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。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。また、本研究では所得階層上位 1%までを税率改定の処置群、上位 1-50%を比較群としたが、表 8 にあるように、1994 年と 99 年の間の税制改正では、所得税最高税率だけではなく所得控除も大幅に変更されている。したがって、表 2 にあるように、処置群以外の所得階層においても大幅に限界税率が減少しており、処置群と比較群の分類が適切ではない可能性もある。これらの点の考察は、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) にしたがって、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 巻、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,ö *NBER Working Paper Series*, No. 1214.
- Barro, Robert, and Chaipat Sahasakul (1983b) ``Measuring the Average Marginal Tax Rate from the Individual Income Tax,ö *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,ö *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 (2010) "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical View," *Journal of Economic Literature*.
- Salanie, Bernard (2003) *The Economics of Taxation*, MIT Press.

表 1. 記述統計量：上位 50%の世帯主

	平均	中央値	標準偏差	最小値	最大値	観測値数
1994年						
所得金額	579.84	505.78	336.18	290	7899	17260
課税所得	468.28	387.54	336.04	248	7719	17260
所得税額	63.84	41.20	116.56	19.80	3348	17260
住民税額	45.89	33.44	48.55	10.57	1132	17260
総限界税率	0.32	0.26	0.10	0.16	0.98	17260
1999年						
所得金額	568.01	518.71	292.38	230	8773	16750
課税所得	403.82	336.56	287.94	192	8582	16750
所得税額	46.17	30.03	78.61	15.33	2928	16750
住民税額	39.58	32.92	35.17	11.47	1104	16750
総限界税率	0.26	0.25	0.09	0.15	0.99	16750
2004年						
所得金額	591.87	525.30	304.71	307	6670	8101
課税所得	487.10	416.00	300.48	269	6594	8101
所得税額	56.51	40.16	81.31	21.48	2166	8101
住民税額	39.56	31.42	36.84	7.15	828	8101
総限界税率	0.27	0.25	0.09	0.03	1.00	8101

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。所得金額が0円より大きい世帯主のうち、上位50%を対象とする。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				0.276	0.224	0.231
上位0.25%	0.034	0.026	0.029	0.630	0.500	0.521
上位0.5%	0.050	0.040	0.044	0.589	0.491	0.504
上位1%	0.075	0.062	0.064	0.547	0.469	0.479
1-5%	0.126	0.124	0.098	0.424	0.360	0.356
5-10%	0.104	0.116	0.095	0.382	0.267	0.258
10-25%	0.225	0.258	0.227	0.282	0.254	0.256
25-50%	0.250	0.269	0.269	0.243	0.195	0.223
50-75%	0.157	0.142	0.179	0.173	0.162	0.157
75-90%	0.053	0.028	0.060	0.143	0.139	0.127
90-95%	0.008	0.000	0.007	0.123	0.052	0.124
変化率						
上位0.25%	-	-0.226	0.109	-	-0.207	0.042
上位0.5%	-	-0.199	0.110	-	-0.167	0.027
上位1%	-	-0.173	0.034	-	-0.143	0.022
1-5%	-	-0.015	-0.214	-	-0.152	-0.012
5-10%	-	0.112	-0.180	-	-0.300	-0.033
10-25%	-	0.145	-0.120	-	-0.100	0.011
25-50%	-	0.076	0.001	-	-0.197	0.142
50-75%	-	-0.092	0.261	-	-0.061	-0.033
75-90%	-	-0.473	1.130	-	-0.030	-0.088
90-95%	-	-0.999	650.798	-	-0.574	1.368

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	▼ -0.051 ▼ (0.215)	▼ -0.201 ▼ (0.243)	▼ -0.414* ▼ (0.235)	▼ -0.765*** ▼ (0.054)	▼ -1.781*** ▼ (0.041)	▼ -1.850*** ▼ (0.042)
1994年-2004年	▼ -0.268 ▼ (0.193)	▼ -0.340 ▼ (0.213)	▼ -0.393* ▼ (0.213)	▼ -0.486*** ▼ (0.047)	▼ -1.069*** ▼ (0.044)	▼ -0.956*** ▼ (0.045)
1994年-2004年 線形トレンドあり	▼ 0.342 ▼ (0.333)	▼ 0.063 ▼ (0.393)	▼ -0.457 ▼ (0.374)	▼ -1.655*** ▼ (0.192)	▼ -3.504*** ▼ (0.091)	▼ -3.830*** ▼ (0.100)
B. シェア分析						
1994年と1999年	-0.852	-1.035	-1.198	-0.144	1.052	1.476
1994年と2004年	-0.594	-0.628	-1.123	-2.273	-0.355	0.374

注: 数値は税引き後率に対する課税所得の弾力性。( )内は標準誤差。ただし、税引き後率は「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 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%	0.298*** (0.115)	0.557*** (0.131)	0.483*** (0.090)
	上位0.5%	0.262 (0.207)	0.676*** (0.177)	0.555*** (0.119)
	上位1%	0.113 (0.382)	0.825*** (0.247)	0.619*** (0.162)
B. 1994年と2004年				
処置群	上位0.25%	-1.229*** (0.204)	-1.171*** (0.126)	-1.257*** (0.093)
	上位0.5%	-1.441*** (0.334)	-1.288*** (0.152)	-1.399*** (0.112)
	上位1%	-1.561** (0.662)	-1.260*** (0.202)	-1.430*** (0.141)
C. 1994年-2004年				
処置群	上位0.25%	-0.143 (0.104)	0.027 (0.111)	-0.061 (0.078)
	上位0.5%	-0.199 (0.186)	0.076 (0.145)	-0.061 (0.099)
	上位1%	-0.223 (0.370)	0.227 (0.201)	-0.001 (0.132)
D. 1994年-2004年、トレンドあり				
処置群	上位0.25%	-0.164 (0.103)	-0.044 (0.107)	-0.133* (0.074)
	上位0.5%	-0.236 (0.184)	-0.031 (0.138)	-0.166* (0.094)
	上位1%	-0.297 (0.361)	0.094 (0.191)	-0.124 (0.125)
E. 1994年、1999年: 所得の弾力性				
処置群	上位0.25%	0.088 (0.102)	0.019 (0.093)	-0.067 (0.067)
	上位0.5%	-0.043 (0.182)	-0.134 (0.118)	-0.257*** (0.086)
	上位1%	-0.305 (0.329)	-0.391*** (0.151)	-0.559*** (0.110)
F. 1999年、2004年: Placebo効果の分析				
処置群	上位0.25%	3.271*** (1.267)	6.153*** (1.766)	6.944*** (1.596)
	上位0.5%	3.430* (1.911)	9.360** (4.108)	11.543*** (4.476)
	上位1%	2.212 (1.873)	12.472 (8.674)	18.566 (13.531)

注: 数値は税引き後率に対する課税所得の弾力性。( )内は標準誤差。ただし、税引き後率は「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. 課税所得の弾力性：説明変数ありモデル

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)
課税所得の弾力性	0.285** (0.116)	0.643*** (0.128)	0.518*** (0.086)	0.208 (0.206)	0.663*** (0.167)	0.523*** (0.112)	-0.020 (0.369)	0.850*** (0.239)	0.604*** (0.155)
1999年ダミー	-0.090*** (0.018)	-0.228*** (0.013)	-0.188*** (0.008)	-0.065** (0.027)	-0.226*** (0.016)	-0.184*** (0.010)	-0.039 (0.044)	-0.239*** (0.022)	-0.187*** (0.013)
処置群ダミー	1.568*** (0.043)	2.471*** (0.070)	2.539*** (0.050)	1.265*** (0.062)	2.164*** (0.079)	2.240*** (0.057)	0.925*** (0.083)	1.906*** (0.094)	1.958*** (0.067)
性別	-0.046 (0.039)	0.006 (0.018)	0.020 (0.013)	-0.013 (0.047)	0.009 (0.018)	0.023* (0.014)	0.075 (0.049)	0.015 (0.019)	0.032** (0.015)
結婚	0.079** (0.031)	0.015 (0.014)	-0.009 (0.010)	0.045 (0.037)	0.012 (0.014)	-0.012 (0.010)	-0.018 (0.040)	0.008 (0.015)	-0.018 (0.011)
年齢	-0.025*** (0.008)	0.041*** (0.003)	0.042*** (0.003)	-0.018* (0.010)	0.044*** (0.004)	0.045*** (0.003)	-0.009 (0.010)	0.048*** (0.004)	0.048*** (0.003)
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)
観測値数	2930	33507	30741	3092	33669	30903	3432	34010	31244

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。所得金額が0円より大きい世帯のうち、上位50%を対象とする。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 6. 説明変数モデルによる推計の拡張

処置群 比較群	A. 地域トレンドなし			B. 所得300万円以上		
	上位0.25%			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		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
弾力性	0.286** (0.114)	0.585*** (0.125)	0.492*** (0.085)	1.209*** (0.270)	1.402*** (0.331)	1.961*** (0.430)
観測値数	2930	33507	30741	43024	43024	43024
処置群 比較群	C. 所得100万円以上			D. 雇用者		
	上位0.25%	上位0.5%	上位1%	上位0.25%		
	所得100万円以上のその他の世帯			上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
弾力性	3.962*** (0.802)	5.213*** (0.985)	7.726*** (1.263)	0.057 (0.147)	0.194 (0.162)	0.190 (0.118)
観測値数	64937	64937	64937	2359	30239	27957
処置群 比較群	E. 自営業者			F. 所得税の限界税率		
	上位0.25%			上位0.25%		
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
弾力性	0.371* (0.221)	0.625*** (0.215)	0.527*** (0.142)	0.424** (0.173)	1.005*** (0.199)	0.815*** (0.134)
観測値数	536	3063	2613	2930	33507	30741
処置群 比較群	G. 所得金額			H. Placebo効果:1999年と2004年		
	上位0.25%			上位0.25%		
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
弾力性	0.061 (0.102)	0.042 (0.088)	-0.078 (0.062)	3.584** (1.537)	8.286*** (2.587)	7.833*** (1.830)
観測値数	2930	33507	30741	1959	24518	22672
処置群 比較群	I. 代理変数による推計					
	上位0.25%					
	上位1-5%	上位1-50%	上位5-50%			
	(25)	(26)	(27)			
弾力性	0.866* (0.482)	1.696*** (0.434)	1.263*** (0.255)			
観測値数	2930	33507	30741			

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。(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。

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。所得金額が0円より大きい世帯主のうち、上位50%を対象とする。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 7. 高額所得者の最適税率

課税所得の税引き後率弾力性			
	八塩(2008)	内閣府(2001)	本研究
	0.053	0.074	0.29
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	0.697
2.1	0.900	0.866	0.622
2.54	0.881	0.842	0.576
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	0.633
2.1	0.871	0.828	0.552
2.54	0.848	0.800	0.505

表 8. 主な税制改正項目：1994－2004 年

	1994年	1999年	2004年
所得控除等の変更	定率減税導入	給与所得控除の改定、基礎控除・配偶者控除の拡充、配偶者特別控除の拡充、扶養控除の拡充	老年者控除の廃止
最高所得税率	50% 2,000万円	37% 1,800万円	37% 1,800万円
最高住民税率	11% 550万円	10% 700万円	10% 700万円

注：筆者作成。