

# 所得税の限界税率変化が課税所得に与える効果<sup>1)</sup>

—日本の事業所得者のケース—

## 八 塩 裕 之

### 1 はじめに

所得税の高い限界税率が労働供給のインセンティブを阻害しており、それをひき下げれば労働供給を刺激してかえって税収が増えるのではないかという「ラッファー・カーブ」の概念が、1970、80年代に注目された。しかし税が労働供給に与える影響は小さい（Pencavel [1986]）一方で、租税回避行動に与える影響が大きいことが示されると（Sloan and Adamache [1986], Lang et al. [1997] など）、この概念の検証としては、これらの行動をすべて反映した、所得税の税率変化に対する課税所得の弾力性（以下では単に「課税所得の弾力性」とよぶ）の計測がより重要と考えられるようになった。

特にアメリカの1980年代の2回の減税の効果は注目された。この減税によって所得税の最高税率は70%から28%に下げられ、その直後に減税対象であった富裕階層の課税所得が急増したのである（Lindsey [1987], Feenberg and Poterba [1993]）。このときの課税所得の弾力性は1以上（Feldstein [1995]）、0.6（Auten and Carroll [1999]）などの大きな値が計測され、またFeldstein (1999)はこの値を使って所得税がひきおこす死加重を計測し、税が経済に深刻な非効率性を引き起こしていることを論じた。さらに1993年の税制改革の分析でも大きな課税所得の弾力性が計測された（Feldstein and Feenberg [1995]）。

これを契機に多くの研究が、様々な税制改革について課税所得の弾力性を計測し、税制改革の効果を検証した。例えばアメリカの1980、90年代の税制改革をすべて網羅した分析（Gruber and Saez [2004]）やアメリカのそれ以外の税制改

革を扱った分析 (Goolsbee [1999]), インフレによるブラケット・クリーブを利用した分析 (Saez [2000]), カナダ (Sillamaa and Veall [2001]), ノルウェー (Aarbu and Thoresen [2001]), イギリス (Blow and Preston [2002]) を扱った分析などがある。計測結果はさまざまで、これらから統一的な政策的含意が得られているわけではなく、また弾力性が大きいことが所得税の非効率性を表すとの主張自体に問題があるとの指摘もある (Slemrod [1995], Goolsbee [2000])<sup>2)</sup>。しかし所得税が人々の行動に及ぼす影響や税制改革の効果を検証する手段として、課税所得の弾力性の計測は重要な分析であると考えられてきた。

一方で、日本では課税所得の弾力性はこれまで分析されてこなかった。しかし日本でも1999年に課税所得3000万円以上に対する所得税・住民税の最高税率が65%から50%に大きく下げられた。本稿の目的はこの減税時のデータを使って弾力性を計測し、減税が人々の行動に与えた影響について考察することである。

欧米の研究で用いられた手法は difference-in-differences アプローチ (以下 diff-in-diff とよぶ) であった。diff-in-diff では減税前後の期間において、減税で税率を下げられた所得階層の課税所得が、税率を下げられなかった階層の課税所得よりもどれだけ大きく増加したかを計測する。そしてこれを減税の効果とみなして、弾力性を計算するのである。

日本で今まで弾力性の分析がなされてこなかった大きな理由は、こうした分析に必要な課税所得のパネル・データが、日本では入手できないことであった。しかし Goolsbee (1999) や Feldstein and Feenberg (1995) はパネル・データが使えないケースで、クロス・セクションの所得階層別の累計所得データを使って分析をおこなった。本稿でもこれにならい同じ形式のデータを使用する。用いるのは『税務統計から見た申告所得税の実態』(国税庁)である。ただしこのデータの対象は国民全体ではなく申告納税をした個人であり、よって本稿の分析対象は事業所得者に限定される。

diff-in-diff には1つ問題が指摘されている。本稿でみるように、近年日本の事業所得者の富裕階層では所得格差拡大のトレンドが発生していると考えられる

が、diff-in-diff ではトレンドによる所得上位階層の課税所得増大を減税の効果と混同してしまい、弾力性を過大に計測してしまうのである (Goolsbee [2000])。パネル・データの場合 Auten and Carroll (1999) や Aarbu and Thoresen (2001), Gruber and Saez (2004) などがこの問題に対処しているが、累計所得データの場合はこれらが用いた方法をとることはできない。

このため、分析では diff-in-diff の拡張である second-order difference-in-differences アプローチ (以下 2 diff-in-diff とよぶ) を用いる。この方法では減税のあった期間だけでなくそれに隣接する期間をも分析対象とする。そして 2 つの期間それぞれにおいて、diff-in-diff と同様に、減税対象の所得階層とそれ以外の階層における課税所得変化の差を計測する。トレンドがあったとしても、それが 2 期間であまり変化しなかったとすると、2 つの期間における課税所得変化の差の違いは 1 つの期間だけで減税がなされたことで引き起こされたといえ、2 diff-in-diff ではこれを使って弾力性を計測するのである。この方法には、分析期間がやや長くなり税制以外の経済変化が結果に影響を与えるなどの問題もあるが、トレンドによるバイアスの問題を緩和する手段としてこの方法を用いる。

次に分析結果を説明する。まず diff-in-diff を用いると、0.3前後と、Feldstein (1995) らに比べると小さいものの無視できない大きさの弾力性が計測された。しかし次に 2 diff-in-diff を使うとそれは 0.1以下となり、diff-in-diff で計測された弾力性の大部分が実はトレンドによるバイアスと考えられることが示された。

弾力性が 0.3と 0.1以下では減税の効果に対する評価は大きく異なる。例えば税率が 65%から 50%に下げられた課税所得 5000万円の個人の場合、弾力性が 0.3ならば減税によって課税所得が大きく増大し、減税後も税額がほとんど減少しないのに対し、0.1以下ならば減税によっても課税所得はあまり変化せず、税額は大きく減少する。本稿の分析結果は、トレンドの問題が、課税所得の弾力性計測による税制改革の評価において非常に重要であることを、あらためて示唆している。

以上の分析によると、日本で減税は事業所得者の富裕階層の課税所得に大きな変化を及ぼさなかったと考えられる。つまり減税が人々の行動を変化させ、か

えて税収が増大するという「ラッファー・カーブ」の現象は日本ではおきなかったということである。これが本稿で得られたひとつの結論である。

租税回避の機会も多く、課税所得の弾力性が比較的大きいと考えられる事業所得者（Sillamaa and Veall [2001]）において、こうした結論が得られた理由については、今後さらなる研究が必要である。例えば租税回避行動は増税には敏感に反応する一方で、それが一旦うまくいくと、減税されてもそれをもとには戻さない、といった興味ある仮説もある（Giles et al. [2001]）。日本の事業所得者の租税回避実態と所得税の関係はこれまでほとんどあきらかにされていず、こうした仮説の検証も含め、今後さらなる分析が必要である。

本稿の構成を説明する。まず第2節で日本の1999年の減税及び使用するデータを説明し、次に第3節で所得格差拡大のトレンドについて述べる。続いて第4節で課税所得の弾力性を計測する。最後に第5節で議論を総括する。

## 2 分析対象とデータ

### 2.1 日本の1999年の所得税・住民税限界税率引き下げ

表1は1990年以降の日本の所得税・住民税の税率変遷を示す。所得税・住民税の税率は90年代で2回引き下げられたが、特に1999年には課税所得3000万円以上の所得階層の限界税率が65%から50%へ大きく下げられた。本稿の関心はこの減税が、富裕階層の課税所得にどのような影響を及ぼしたのかという点にある。

また日本では1995年にも減税がおこなわれ、この減税では99年と異なり課税所得3000万円以下の所得階層の税率が10%下げられた。「はじめに」で述べたように本稿ではdiff-in-diffを2期間に拡張する2diff-in-diffを用いるが、その場合99年前後の期間だけでなくそれと隣接する期間も分析対象となるため、この95年の減税にも注意を払う必要がある。一方1999年以降日本では所得税・住民税の定率減税が実施されているが、本稿で分析対象とするのは減税上限額に達している富裕階層である<sup>3)</sup>。したがってこの減税は事実上の定額減税であり、これが限界税率に及ぼす影響を考慮する必要はない<sup>4)</sup>。

表1 1989年以降の所得税・住民税の税率改正

\* 所得税 (単位; 左の欄は万円, 右の欄は%)

1989		1995		1999	
		3000~	50		
2000~	50				
1000~	40	1800~	40	1800~	37
600~	30	900~	30	900~	30
300~	20	330~	20	330~	20
0~	10	0~	10	0~	10

\* 住民税

1989		1992		1995		1999	
500~	15	550~	15	700~	15	700~	13
120~	10	160~	10	200~	10	200~	10
0~	5	0~	5	0~	5	0~	5

特別減税 \* 1994 所得税20%, 住民税15%の定率減税 (減税上限各々200万円, 20万円)  
 \* 1995. 6 所得税15%, 住民税15%の定率減税 (減税上限各々5万円, 2万円)  
 \* 1998 38000円+19000円 x (控除対象配偶者+扶養親族の数)  
 \* 1999~ 所得税20%, 住民税15%の定率減税 (減税上限各々25万円, 4万円)

2.2 データ——事業所得者について——

次にデータを説明する。「はじめに」で述べたように, diff-in-diff による分析で本来用いられるべき課税所得のパネル・データは, 日本では入手できない。一方 Feldstein and Feenberg (1995) や Goolsbee (1999) はパネル・データがないときに, クロス・セクションの所得階層別の累計所得データを用いて弾力性を計測した。本稿ではこれにならない, 同じ形式のデータを使って分析をおこなう。

使用するの国税庁の『税務統計から見た申告所得税の実態』各年版(『申告所得税の実態』とよぶ)である。

このデータの対象は申告納税者であり、たとえば、もともと税務申告の必要のない個人(副収入のないサラリーマンなど)や、申告の結果税額がゼロとなった低所得階層の個人はデータの対象外となる。データではすべての申告納税者を、営業所得者・農業所得者・その他事業所得者・その他所得者の4つに分類する。ここで「営業所得者」とは、データ上分類された15種類の所得のなかで<sup>5)</sup>、営業所得を一番多く申告した個人である。なお「その他事業所得者」とはおもに弁護士や医者などの自由職業人であり、また「その他所得者」には、営業・農業・その他事業所得者以外の人々、たとえば副収入のある給与所得者や譲渡所得を受け取った個人が多く含まれる。

データではこの4つの所得者を、合計所得(15種類の所得の合計額)をキーとして、18の所得階層区分に分類する。そして所得階層区分ごとに、そこに属する人数とその個人が申告した合計所得の累計、所得の種類ごとの累計、所得控除の累計などを報告している。

本稿ではこのデータを用いて1999年の減税の効果を分析するが、4つの所得者のうち営業・農業・その他事業の3事業所得者(以下単に事業所得者とよぶ)を対象とし、その他所得者を除外する。その理由は、その他所得者の富裕所得者には土地・建物や株式の譲渡所得など、多額の分離課税所得<sup>6)</sup>を得た個人が多数含まれるからである。例えば2000年では、5000万円超の所得階層区分に属するその他所得者において、合計所得のうち50%以上が分離課税所得であり、こうした個人は分析対象としてふさわしくないと考えた。

分析ではまず、減税前後の期間でデータの個人の合計所得順位が変化しなかった(たとえば98年と2000年のデータで、所得上位1万人を同じ個人と考える、ということ)と仮定した上で、減税で限界税率を下げられた所得階層と下げられなかった階層をデータから特定する。そして2つの階層でそれぞれ、減税前後における総所得(合計所得から分離課税所得をひいたもの)の変化を計算し、比較するのである。総所得から所得控除をひくと課税所得を計算できるが、総所得を分

析対象とし、課税所得を直接分析しない理由は、税率引き下げが人々の行動に及ぼした影響をみるには、控除をひく前の総所得に注目すべきであると考えたからである<sup>7)</sup>。欧米の研究でも同じ概念の所得が分析に使われている。

事業所得者の富裕階層についてはデータ上1点注意すべき点があり、最後にそれについて述べる。それは、データによるとその多くはその他事業所得者であり、営業・農業所得者は少ないことである。例えば2001年では合計所得3000万円以上の階層に属するその他事業所得者は18657人の一方で、営業・農業所得者は合わせて2095人しかいない。富裕階層の営業・農業所得者が少ない理由は、これらの所得者は所得が多くなると大半が節税などのために法人成りするからと考えられる。個人事業者が法人成りすると所得形態が事業所得から給与に変わり、税務統計上は事業所得者として扱われなくなる。この結果データ上、営業・農業所得者の富裕階層の数は非常に少なくなっている。

一方比較的多くのその他事業所得者が、所得が高くなっても法人成りせず個人の事業所得者のままでいるようである。その理由のひとつには、この分類の所得者には税理士や弁護士など法人成りが禁止されている職業が含まれることが考えられる<sup>8)</sup>。また自由職業人であるその他事業所得者の場合、営業規模が大きくなっても（つまり所得が高くなっても）、営業・農業所得者のように金融機関からの資金借入れのために法人成りするといったことが少ないことも、理由のひとつと考えられる。

この結果本稿における分析対象の中心は、その他事業所得者の富裕階層ということになる。これらの人々は租税回避の機会も多いと考えられ、分析対象として望ましい面もある一方、逆に多くの問題点もある。例えばこの分類の所得者はかなり限られた人々であるため、結果を国民全体にあてはめて考えるのは難しいと思われる。また、そもそも累計データを用いた課税所得の弾力性計測に対しては、「データの個人の所得順位の変動がない」との仮定が強すぎるとの批判があるが(Slemrod [1994])、本稿のデータでは分析対象が限定される結果この問題がより深刻となっている可能性もある。しかし日本では他に適当なデータがなく、こうした問題点を認識しつつ分析をすすめる。

### 3 事業所得者所得上位6万人の所得推移と所得格差拡大のトレンド

本稿では先に説明したデータを使って課税所得の弾力性を計測する。分析では事業所得者の合計所得上位6万人(後述のように、およそ所得1500万円以上の所得階層)を対象とし、それを、1999年に税率を下げられた階層とそれ以外にわけて、減税前後の課税所得変化を比較する。分析対象を上位6万人に限定するひとつの理由は、所得レベルの近い同質的な2つの階層を比較の対象にでき望ましい(Sillamaa and Veall [2001]) ことである。またもうひとつの理由として、データの低所得階層部分は分析には使えないという問題もある。先述のように本稿のデータでは税額ゼロの個人は対象外となるが、特別減税などがあった年に限ってこうした個人が急増し、データ上低所得階層の人数が大きく減少したりするため、データの低所得階層部分は、所得分布の実体を反映しないと考えられる<sup>9)</sup>。分析を所得上位者に限定すれば、こうした部分を分析から除くことができる。

diff-in-diff を用いて計測された課税所得の弾力性には、一点問題が指摘されている。それは所得格差拡大のトレンドが発生している場合、この方法で計測された弾力性はバイアスを持つことである。以下では弾力性の計測に先立ち、本稿で分析対象とする事業所得者の上位6万人において、このトレンドが発生していると考えられることを示す。

まず、事業所得者の合計所得上位6万人を1万人ずつ6つの所得階層(以下では上位1万人を第1階層、次の1万人を第2階層、などとよぶ)に分割する。そして所得階層ごとに1989年(平成元年)以降の実質平均総所得(1995年基準)の推移を計算し、図1に示した(以下で示す図1から図3の具体的な計算方法はAppendixに示した)。図によると第1階層は実質平均総所得7000万円程度の高額所得階層であり、一方最下層である第6階層の実質平均総所得は1500万円程度である。

次に図2<sup>10)</sup>は各所得階層の所得税・住民税限界税率の平均値の推移を示した。図によると、1995年の減税(課税所得3000万円以下の税率が下げられた)では下位4階層の限界税率が下げられ、99年の減税(同3000万円以上の税率が下げられ



図1 所得階層別平均総所得（実質）

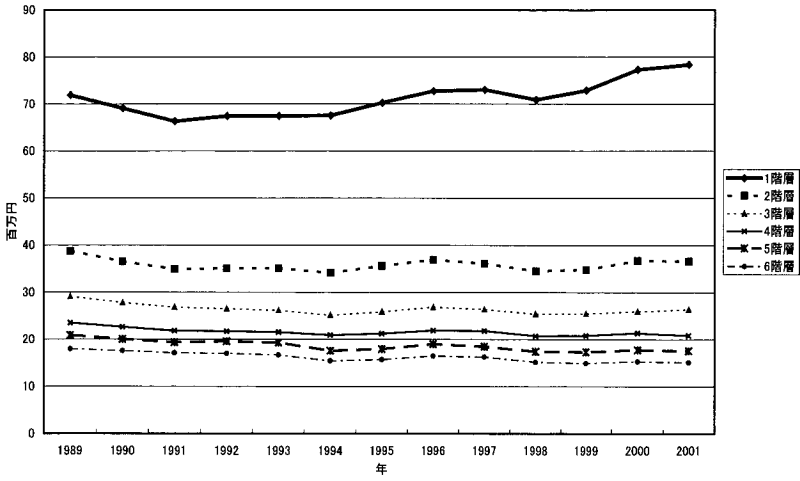


図2 所得階層別限界税率の平均値

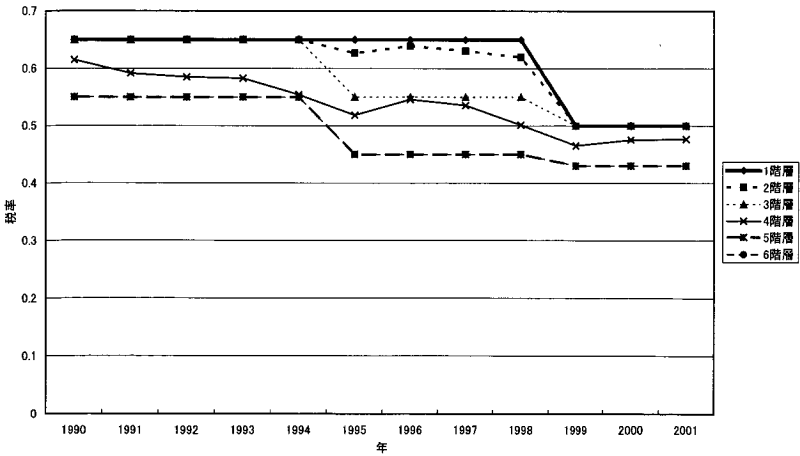
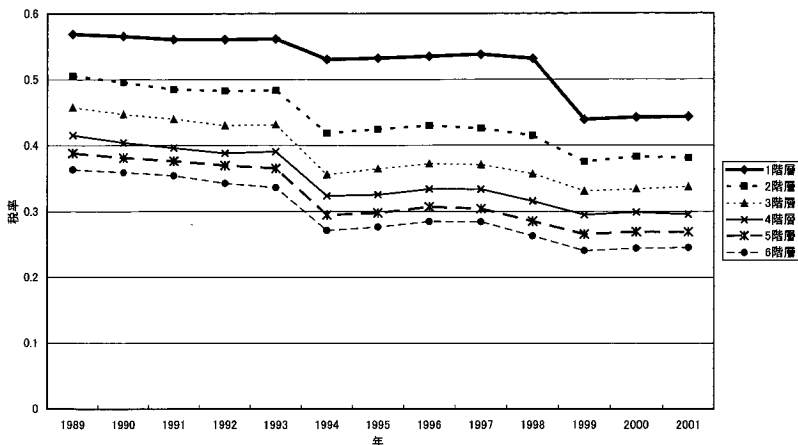


図3 所得階層別平均税率



た)では上位2階層の限界税率が大きく下げられた。データからの計算によると、上位2階層と下位4階層の境目である第2万人目の個人の名目課税所得は大体2800万円前後で推移しており、ここから所得上位6万人のうち、95年の減税で下位4万人、99年で上位2万人の限界税率が下げられたといえる。一方図4は所得階層ごとの総所得に対する平均税率の推移であり、以下の分析では重要ではないが参考として示した。図によると1995年には第2～5階層の平均税率、99年には第1階層の平均税率がおもに下げられたことがわかる。

次に表2は、所得格差拡大のトレンドを示すため、1989年から2001年の期間を3期間にわけて、図1で示した値を使い各期間ごとに各所得階層の実質平均総所得の成長率を計算した。表によると、1993年以降における第1階層の総所得の成長率は6%以上であり、他の階層にくらべて際立って高い。図2でみたように、第1階層の限界税率が下げられたのは1999年だけであるから、少なくとも93年から97年における第1階層の所得の伸びは減税によるものではありえず、ここから近年上位6万人のうちの第1階層とそれ以外において、所得格差が拡大するトレンドが発生していることがわかる。こうしたトレンドを無視して99年の減税を分

析しても、トレンドの効果を減税の効果とみなしてしまい、減税効果を過大に評価することになる。本稿ではこの問題をコントロールするために、diff-in-diffの拡張手法である2 diff-in-diffを用いて分析をおこなう。

表2 所得階層別の平均総所得（実質値）変化率

	期間		
	1989～1993	1993～1997	1997～2001
第1階層	-0.066	0.076	0.068
第2階層	-0.105	0.029	0.013
第3階層	-0.112	0.009	0.001
第4階層	-0.092	0.013	-0.044
第5階層	-0.082	-0.044	-0.049
第6階層	-0.076	-0.024	-0.073

## 4 分析

### 4.1 分析方法——diff-in-diff と2 diff-in-diff——

まず difference-in-differences アプローチ (diff-in-diff) を説明する。累計所得データを使って課税所得の弾力性を計測した先行研究には Feldstein and Feenberg (1995) や Goolsbee (1999) があるが、以下で説明するのはこれらが用いた方法である<sup>11)</sup>。その次にトレンドの問題に対処するための手法である second-order difference-in-differences アプローチ (2 diff-in-diff) を説明する。

以下の議論は Goolsbee (1999) に基づく。まず事業所得者の所得上位6万人を上位2万人(グループAとよぶ)と下位4万人(グループBとよぶ)の2つのグループに分割する。先にみたようにグループAが99年に税率を下げられた所得階層である。減税前後の年であるs年とs+t年(例えば98年と2000年)においてグループA, Bの名目平均総所得  $GI_i$  ( $i=A, B$   $j=s, s+t$ ) が(1)のように決まると仮定する。

$$\ln[G\tau_j^i] = \alpha^i + \beta \ln[1 - \tau_j^i] + \gamma_j + \varepsilon \quad (i=A, B \quad j=s, s+t) \quad (1)$$

(1)で  $\ln[\cdot]$  は対数を表す。  $\tau_j^i$  は  $j$  年におけるグループ  $i$  の所得税・住民税限界税率の平均値である。  $\alpha^i$  はグループ  $i$  の固定効果、  $\gamma_j$  は時間効果、  $\varepsilon$  は誤差項で正規分布を想定する。  $\beta$  が課税所得の弾力性をあらわし、以下ではこれを推定したい。  $s$  年と  $s+t$  年の間で、データの個人の所得順位が変化しなかったと仮定して、4本の(1)を使って課税所得の弾力性を計算する。具体的には(2)の  $\hat{\beta}$  を計算する (Goolsbee [1999])<sup>12)</sup>。

$$\hat{\beta} = \frac{\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^A - \Delta \ln[GI]_{s+t,s}^B}{\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^A - \Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^B} \quad (2)$$

ここで  $\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^i = \ln[GI_{s+t}^i] - \ln[GI_s^i]$ 、 $\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^i = \ln[1-\tau_{s+t}^i] - \ln[1-\tau_s^i]$  である。(2)の分子は、 $s$  年から  $s+t$  年で減税対象の  $A$  の総所得が  $B$  の総所得よりも大きく増加する場合、正となる ( $\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^A > \Delta \ln[GI]_{s+t,s}^B$ )。一方分母は、減税で  $A$  の税率が大きく下げられたから、必ず正となる ( $\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^A > \Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^B$ )。(2)は  $s$  年から  $s+t$  年における、 $A$  と  $B$  の総所得変化の差を減税の効果とみなして、それを税引き後所得比率 ( $1-\tau$ ) 1%変化あたりで評価したものである。 $A$  の総所得が減税によって大きく増大した場合は、 $\hat{\beta}$  は大きな正の値となる。

$GI_j^i$  と  $\tau_j^i$  は、それぞれ先に示した図1 (ただし図1は実質値であったが、ここでは名目値)、図2と同じ方法で計算できる。しかしこのままでは  $\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^i$  は  $\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^i$  の値を使って計算することになり内生変数となるため、(2)ではこれに操作変数を使う必要がある。これについては Goolsbee (1999) の方法を用いた。まず基準年の  $\tau_s^i$  は  $GI_s^i$  をそのまま使って計算する。一方  $\tau_{s+t}^i$  については、 $GI_s^i$  が名目 GDP 比率で成長した場合の  $s+t$  年の総所得を計算し、それに  $s+t$  年の所得税・住民税の限界税率表を適用して計算しなおした。これを使って  $\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^i$  を計算すれば、 $\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^i$  が与える影響を排除できる。

以上 diff-in-diff について説明した。しかし本稿の場合この方法には問題がある可能性がある。つまり(2)では減税前後の期間に発生した  $A$  と  $B$  の総所得変化の差をすべて減税の効果とみなしたが、実際には、これにはトレンドによって

A の所得が増大した分が含まれると考えられ、その分だけ  $\hat{\beta}$  は減税の効果を過大に評価すると考えられる (Goolsbee [1999] and [2000])<sup>13)</sup>。この問題に対処するため、分析では 2 diff-in-diff を用いる。以下でそれについて説明する。

Goolsbee (1999) の議論をもとにすると、トレンドがある場合の真の定式化は(1)ではなく(3)であると考えられる<sup>14)</sup>。

$$\ln[GF_j^i] = \alpha^i + \beta \ln[1 - \tau^i] + \gamma_j + \mu_j^i + \varepsilon \quad (i=A, B \quad j=s, s+t) \quad (3)$$

(3)で  $\mu_j^i$  はグループ i 特有の時間効果であり、所得格差拡大のトレンドがある場合  $\Delta\mu_{s+t,s}^A > \Delta\mu_{s+t,s}^B$  (ここで  $\Delta\mu_{s+t,s}^i = \mu_{s+t}^i - \mu_s^i$ ) である。2 diff-in-diff では diff-in-diff を隣接する 2 期間 (以下では s 年から s+t 年の期間に隣接する t 年間で u 年から u+t 年であらわす) に拡張する。まず隣接する 2 つの期間でそれぞれ、diff-in-diff と同様に、A と B における総所得変化の差を計算する。トレンドがあっても、それが 2 期間で一定だったと仮定すると<sup>15)</sup>、2 期間における総所得変化の差の違いは 1 つの期間だけで減税がなされたことが原因であったといえる。2 diff-in-diff はこれを使って課税所得の弾力性を計測する。

具体的に 2 diff-in-diff における課税所得の弾力性の推計値は(4)の  $\hat{\beta}$  であらわせる<sup>16)</sup>。

$$\hat{\beta} = \frac{(\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^A - \Delta \ln[GI]_{s+t,s}^B) - (\Delta \ln[GI]_{u+t,u}^A - \Delta \ln[GI]_{u+t,u}^B)}{(\Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^A - \Delta \ln[1-\tau]_{s+t,s}^B) - (\Delta \ln[1-\tau]_{u+t,u}^A - \Delta \ln[1-\tau]_{u+t,u}^B)} \quad (4)$$

(4)で例えば u, u+t, s, s+t を 96, 98, 98, 2000 年とおくと、96 年と 98 年の間には減税はなかったため、(4)の分子の  $\Delta \ln[GI]_{u+t,u}^A - \Delta \ln[GI]_{u+t,u}^B$  にはトレンドの効果だけが反映される一方、 $\Delta \ln[GI]_{s+t,s}^A - \Delta \ln[GI]_{s+t,s}^B$  には税とトレンドの効果が両方反映される。96 年から 2000 年の期間でトレンドが一定とすると、(4)の分子ではトレンドが相殺され、99 年の減税の効果だけが残ることになる。その結果  $\hat{\beta}$  では(2)の  $\hat{\beta}$  をトレンドの分だけ補正して弾力性を計測することになる<sup>17)</sup>。

一方 u, u+t, s, s+t は 93, 96, 97, 2000 年ともおける。先にみたように、日本では 99 年に上位 2 万人、95 年には下位 4 万人に対し減税がなされたから、こ

の場合は(4)でこの2回の減税を同時に分析することになる<sup>18)</sup>。ただしこのときでも、分析期間でトレンドが一定であったとすると、それは分子で相殺されることとなる。

2 diff-in-diff では分析期間がやや長期になり、税制以外の経済環境変化が分析に影響を与えやすくなるなどの問題点がある。また分析期間でトレンドが一定との仮定はやや強い仮定である。しかし本稿では diff-in-diff による分析には問題があると思われるため、こうした問題点を認識しつつ、2 diff-in-diff を用いて分析をおこなう。

#### 4.2 diff-in-diff, 2 diff-in-diff による課税所得の弾力性分析

次に課税所得の弾力性を計測する。上位6万人のうち、上位2万人をグループA、下位4万人をグループBとして(2)の $\hat{\beta}$ と(4)の $\hat{\beta}$ をそれぞれ計算する。u, u+t, s, s+tは1996, 98, 98, 2000とするケース(ケース1)と1993, 96, 97, 2000とするケース(ケース2)を想定する。(2)の $\hat{\beta}$ は所得格差拡大のトレンドを含み、 $\beta$ を過大に推定すると考えられる一方、(4)の $\hat{\beta}$ ではその問題が緩和されることが期待される。

分析結果は表3の(A)に示した。ケース1, ケース2ともほぼ同様の結果であり、以下ではケース2を使って説明する。まず $\hat{\beta}$ は0.322であり、Feldstein(1995)らに比べるとかなり小さいが決して無視できない大きさの弾力性(この評価の根拠については後述する)が計測された。しかし $\hat{\beta}$ を計算するとそれは0.053と小さくなり、(2)の $\hat{\beta}$ の大部分がトレンドによるバイアスと考えられることが示された。 $\hat{\beta}$ を使ってトレンドを計算すると、AとBの総所得の差は年率2%程度ずつ拡大していることになる<sup>19)</sup>。

次に課税所得5000万円の個人が0.322及び0.053の弾力性を持つ場合に、1999年の減税(限界税率の65%から50%への引き下げ)によってその課税所得及び税額がどう変化するかを計算し、表4に示した。そこでは参考値として弾力性ゼロの場合についても記している。限界税率の65%から50%への引き下げは税引き後所得比率(1- $\tau$ )の変化に換算すると約43%(0.15/0.35=0.428)の極めて大き

な変化であり、すると弾力性0.322の場合は減税によって課税所得が14%増大し税額は1%しか減少しないことになるが、弾力性0.053の場合は、減税後も課税所得は2%しか増大せず、税額は減税によって12%減少することになる。この計算例は、トレンドの問題を考慮せずに diff-in-diff で弾力性を計測すると、減税効果をあやまって評価する可能性があることを示している。

表3 課税所得の弾力性推定値

〈A〉						〈B〉					
		ケース1		ケース2				ケース1		ケース2	
		$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$			$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$
$\beta$		0.235	0.077	0.322	0.053	$\beta$		0.161	-0.014	0.278	0.033
トレンド		-	0.020	-	0.024	トレンド		-	0.024	-	0.021

表4 1999年の減税による課税所得・税額変化

(単位；百万円)

	$\beta$ 推定値	減税前(a)		減税後(b)		(b)-(a)		(b)/(a)	
		課税所得	税額	課税所得	税額	課税所得	税額	課税所得	税額
$\hat{\beta}$	0.322	50.0	26.02	56.9	25.65	6.9	-0.37	1.14	0.99
$\hat{\beta}$	0.053	50.0	26.02	51.1	22.77	1.1	-3.25	1.02	0.88
(参考)	0.000	50.0	26.02	50.0	22.20	0.0	-3.82	1.00	0.85

次に上記の結果の頑健性を試すために分析対象の所得階層を合計所得上位4.8万人に変えて、上位1.6万人と下位3.2万人をそれぞれグループA、Bとして分析を実施した。グループAが99年に税率を下げられた階層である。この結果は表2の(B)に示したが、得られた結論は先に述べたケースと同じであった。また、 $u_t$ ,  $u_{t+1}$ ,  $s_t$ ,  $s_{t+1}$ 年を別の年にするなど、表に示した以外にもいくつかのケースで分析をしたが、得られた結果は同様であった。

以上の結果から、日本では減税は事業所得者の課税所得に大きな影響を与えなかったと考えられる。つまり減税の結果税額がむしろ増加するという「ラフファー・カーブ」のような現象は、日本ではおきなかったということである。こ

れが分析から得られたひとつの結論である。

Slemrod (1995) は、税が影響を与える人々の行動を、労働供給などの実質的な行動 (real responses), 租税回避行動 (avoidance responses), 行動のタイミング変化 (timing responses) の3つに分類した上で、後者の2つは税の変化に対しより弾力的であると述べた。もし所得税の税率変化が事業所得者によるこうした租税回避行動に大きな影響を与えるならば、その課税所得の弾力性は大きくなるはずである。しかし本稿ではこうした結果は得られなかった。「はじめに」でも述べたように、これを説明する興味ある仮説のひとつとしては、租税回避行動は増税には敏感である一方で、それが一旦うまくいくと、減税されてもそれをももには戻さない、というものがある (Giles et al. [2001])。しかしこうした仮説の検証も含めて、日本の事業所得者の租税回避実態と所得税の関係はこれまでほとんどあきらかにされていず、今後さらなる分析が必要である。

## 5 おわりに

本稿では国税庁の税務統計を使って、日本の1999年の所得税・住民税減税が課税所得に与えた影響について分析した。従来データの不足から日本ではこうした分析はほとんどなされてこなかったが、本稿では限られたデータの中で少しでも問題の実態を明らかにすることを試みた。そして所得格差拡大のトレンドをコントロールしつつ分析をした結果、事業所得者の富裕階層における課税所得の弾力性は小さいと考えられることが示された。

残された問題はおもに次の2つである。1つは分析に用いたデータや、用いた手法に関する問題である。特に2 diff-in-diff には、分析がやや長期にわたることや、トレンドが一定との仮定が強すぎることなどの問題点がある。またデータの都合で分析対象が事業所得者に限定されたため、本稿の結果が国民全体にあてはまるとはいえない。これらは今後より分析に適したデータが入手できれば、改善が期待できる問題である。

問題点のもう1つは、事業所得者の節税実態に関する問題である。事業所得者の課税所得の弾力性は一般的には大きいと考えられるにもかかわらず、本稿では



それは小さいとの結論が得られた。しかし日本で事業所得者が租税回避をしていないとは考えられず、減税がなぜそうした行動に影響を与えなかったかを理解するには、その実態をもっと詳細に分析する必要がある。日本の事業所得者の租税回避行動と所得税の関係についてはこれまでほとんど分析されておらず、今後さらなる研究が必要である。

- 1) 本稿はすべて著者の個人的見解であり、著者が属する機関の公式見解を示すものではない。なお本稿作成において田近栄治教授（一橋大学）からは非常に貴重なコメントを数多くいただいた。また一橋大学公共経済ワークショップにおいて浅沼伸爾教授、國枝繁樹助教授、佐藤主光助教授（いずれも一橋大学）岩本康志教授（東京大学）、2003年度日本経済学会春季大会（大分大学）で討論者を引き受けていただいた水田健一教授（名古屋学院大学）、及び本誌レフェリーから非常に有益なコメントをいただいた。これらのすべての方々に感謝したい。
- 2) Slemrod (1995) は1986年の減税における課税所得変化の多くは法人から個人へのインカム・シフティングであり、減税の効果を分析するには個人所得の増大だけでなく、法人所得の減少まで考慮する必要があると論じた。また Goolsbee (2000) は1993年の税制改革における課税所得の変化の多くがストック・オプションの権利行使による一時的なものであると論じた。
- 3) 定率減税では所得税で20%、住民税で15%を一律に減税する。ただし所得税は25万円、住民税は4万円の減税上限がある。減税上限に達する階層はだいたい課税所得が850万円を超える階層である。
- 4) ほかに近年期間1、2年限定の特別減税が何度か実施されており、特に94年の減税は減税上限が200万円と大規模であった。しかしこうした一時的減税が個人の行動に与える影響は限定的と考えられるため、これらについては分析から除外した。
- 5) 15種類の所得とは営業、農業、その他事業、利子、配当、不動産、給与、総合譲渡、一時、雑、山林、退職、分離短期譲渡、分離長期譲渡、株式等譲渡の各所得である。
- 6) 分離課税所得には山林、退職、分離譲渡（長期・短期）、株式等譲渡の各所得が含まれる。
- 7) 例えば1999年には特定扶養控除が410万円から430万円になったが、総所得を分析対象とすれば、こうした所得控除の制度変更が及ぼす影響を分析から排除できる。
- 8) 他にも職業選手が球団から得る年俵については、一般的には個人の事業所得として納税申告すべきとされるようである。また弁護士、税理士の法人成りについては

2002年4月に条件付きで解禁された。

- 9) 例えば1997年のデータでは事業所得者数は282万人だったが、98年には特別減税によって多くの低所得の個人が税額ゼロとなった結果、データ上その数は177万人となった。
- 10) 事業所得者の所得には所得税・住民税以外にも個人事業税が課税されるが、その税率は分析期間で不変のため、図2・3ではそれについては分析対象外とした。また1992年までは事業所得者はみなし法人課税制度を選択できたが、この時期みなし法人選択者の数は少ないため、図2・3ではこれも考慮していない。
- 11) Feldstein (1995) はパネル・データを用いた分析であるが、課税所得の弾力性の計測方法は本稿で用いるのと同じ方法を用いた。
- 12) (1)で $\varepsilon = 0$ とした上で、4本の式を互いに引き算して整理すれば、(2)の $\hat{\beta}$ が求まる。なお厳密には $\beta$ は税引き後所得比率 $1 - \tau$ の変化に対する弾力性であるが、先行研究にならって「課税所得の弾力性」とよぶ。
- 13) 真の定式化が(3)であるのに(1)を用いた場合、導出した推定量(2)に問題があることを具体的に示すには、(2)に(3)を代入して計算すればよい (Goolsbee [1999])。

$$\hat{\beta} = \beta + \frac{(\Delta\mu_{s+t,s}^A - \Delta\mu_{s+t,s}^B) + (\Delta\varepsilon_{s+t,s}^A - \Delta\varepsilon_{s+t,s}^B)}{\Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^A - \Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^B}$$

$\Delta\mu_{s+t,s}^A > \Delta\mu_{s+t,s}^B$  (所得格差拡大のトレンド) ならば  $E[\hat{\beta}] > \beta$ 、つまり  $\hat{\beta}$  は  $\beta$  を過大に推定してしまう。

- 14) Goolsbee (1999) は(3)を示さずに脚注13で示した式を直接示して、トレンドとdiff-in-diffの問題を説明した。しかしこの式の導出には(3)が必要であり、Goolsbee (1999) の議論が(3)をもとにしていることは明らかである。
- 15) 「トレンド一定」とは、トレンドによるAとBの総所得の変化率の差が2期間で一定という意味であり、具体的には $\Delta\mu_{s+t,s}^A - \Delta\mu_{s+t,s}^B = \Delta\mu_{u+t,u}^A - \Delta\mu_{u+t,u}^B$  であらわせる。
- 16) (4)の $\hat{\beta}$ は、(3)でu年とu+t年も含めた8本の式を、 $\varepsilon = 0$ とした上で互いに引き算し、 $\Delta\mu_{s+t,s}^A - \Delta\mu_{s+t,s}^B = \Delta\mu_{u+t,u}^A - \Delta\mu_{u+t,u}^B$  を使って整理すれば導出できる。
- 17) (4)の $\hat{\beta}$ に(3)を代入して整理すれば次のようになる。

$$\hat{\beta} = \beta + \frac{(\Delta\mu_{s+t,s}^A - \Delta\mu_{s+t,s}^B) - (\Delta\mu_{u+t,u}^A - \Delta\mu_{u+t,u}^B) + (\Delta\varepsilon_{s+t,s}^A - \Delta\varepsilon_{s+t,s}^B) - (\Delta\varepsilon_{u+t,u}^A - \Delta\varepsilon_{u+t,u}^B)}{(\Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^A - \Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^B) - (\Delta\ln[1-\tau]_{u+t,u}^A - \Delta\ln[1-\tau]_{u+t,u}^B)}$$

このとき $\Delta\mu_{s+t,s}^A - \Delta\mu_{s+t,s}^B = \Delta\mu_{u+t,u}^A - \Delta\mu_{u+t,u}^B$  が成り立つならば  $E[\hat{\beta}] = \beta$  となる。

- 18) (4)の $\hat{\beta}$ で95年と99年の減税を同時に分析する場合、95年と99年をu, u+t, s, s

+t で均等にはさんで 2 つの減税を平等に扱う必要がある。また 1994 年には減税上限 200 万円の大規模な特別減税があった (脚注 4) ため、u を 94 年とすることはあまり好ましくないと考えられる。

- 19) トレンドが総所得変化の差に与えた影響 (年率) は以下の式を使えば計算できる。

$$\frac{\Delta\mu^A_{s+t,s} - \Delta\mu^B_{s+t,s}}{t} = (\Delta\ln[G]_{s+t,s}^A - \Delta\ln[G]_{s+t,s}^B) - \hat{\beta}(\Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^A - \Delta\ln[1-\tau]_{s+t,s}^B)$$

- 20) 図 3 の詳細な計算方法に興味がある場合は、筆者に御問い合わせいただきたい。  
 21) 分析ではデータより (6) のパラメータを回帰で推定する方法も試した。しかし実際のデータとの乖離が大きくなるため、本文で述べた方法のほうが望ましいと判断した。  
 22)  $\hat{B}_{10000}$  の計算については (9) 以外の方法も試したが、これらの値はそもそも小さく、どの方法をとっても結果に影響がなかったため、もっとも簡単な方法を使った。

#### 参考文献

- Aarbu, K.O. and Thoresen, T.O., 2001. "Income Responses to Tax Changes - Evidence from the Norwegian Tax Reform," National Tax Journal 54(2), 319-335.
- Auten, G. and Carroll, R., 1999. "The Effect of Income Taxes on Household Income," The Review of Economics and Statistics 81(4), 681-693.
- Brow, L. and Preston, I., 2002. "Deadweight Loss and Taxation of Earned Income : Evidence from Tax Records of the UK Self Employed," I.F.S. Working Papers WP02/15
- Feenberg, D. and Poterba, J., 1993. "Income Inequality and the Incomes of Very High Income Taxpayers: Evidence from Tax Returns," In Tax Policy and the Economy vol. 7, edited by Poterba, J., Cambridge, Mass. : MIT Press (for NBER), 145-177.
- Feldstein, M., 1995. "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act," Journal of Political Economy 103, 551-572.
- Feldstein, M., 1999. "Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax," The Review of Economics and Statistics 81(4), 674-680.
- Feldstein, M. and Feenberg, D., 1995. "The Effect of Increased Tax Rates on Taxable Income and Economic Efficiency: A Preliminary Analysis of the 1993 Tax Rate Increases," NBER Working Paper 5370, Washington.

- Giles, D., Werkneh, G. and Johnson, B., 2001. "Asymmetric Responses of the Under-  
ground Economy to Tax Changes : Evidence from New Zealand Data," The Eco-  
nomic Record 77(237), 148-159.
- Goolsbee, A., 1999. "Evidence on the High-Income Laffer Curve from Six Dec-  
ades of Tax Reform," Brookings Papers on Economic Activity (2), 1-47.
- Goolsbee, A., 2000. "It's Not About the Money : Why Natural Experiments Don't  
Work on the Rich," In Does Atlas Shrug? The Economic Consequences of Tax-  
ing the Rich, edited by Slemrod, J. Cambridge, Mass : Harvard Univ. Press,  
141-158.
- Goolsbee, A., 2000. "What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Execu-  
tive Compensation," Journal of Political Economy 108(2), 352-378.
- Gordon, R. and Slemrod, J., 2000. "Are "Real" Responses to Taxes Simply Income  
Shifting between Corporate and Personal Tax Bases?," In Does Atlas Shrug? :  
The Economic Consequences of Taxing the Rich, edited by Slemrod, J., Cam-  
bridge, Mass. and London, : Harvard University Press, 240-280.
- Gruber, J. and Saez, E. 2002. "The Elasticity of Taxable Income : Evidence and Im-  
plications," Journal of Public Economics 84, 1-32
- Lang, O., Nohrba [ss], K. and Stahl, K., 1997. "On Income Tax Avoidance : the  
Case of Germany," Journal of Public Economics 66, 327-347.
- Lindsey, L., 1987. "Individual Taxpayer Response to Tax Cuts : 1982-1984, with Im-  
plications for the Revenue Maximizing Tax Rate," Journal of Public Econom-  
ics 33, 173-206.
- Pencavel, J., 1986. "Labor Supply of Men : A Survey," In Handbook of Labor Eco-  
nomics vol.1, edited by Ashenfelter, O. and Layard, R. Amsterdam : North-Hol-  
land, 3-102.
- Saez, E. 2004. "The Effect of Marginal Tax Rates on Income : A Panel Study of 'Bra-  
cket Creep'," Journal of Public Economics 87, 1231-1258
- Sillamaa, M. and Veall, R., 2001. "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable In-  
come : A Panel Study of the 1988 Tax Flattening in Canada," Journal of Pub-  
lic Economics 80, 341-356
- Slemrod, J., 1994. "On the High-Income Laffer Curve," In Tax Progressivity and In-  
come Inequality, edited by Slemrod, J. Cambridge : Cambridge Univ. Press,  
165-192.
- Slemrod, J., 1995. "Income Creation or Income Shifting? Behavioral Responses to  
the Tax Reform Act of 1986," American Economic Review Papers and Proceed-

ings 85(2), 175-180.

Sloan, F. and Adamache, K, 1986. "Taxation and the Growth of Nonwage Compensation," Public Finance Quarterly 14(2), 115-137.

Appendix 第3節で示した図1, 2の計算方法について

第3節で示した図の計算方法を説明する。ただし紙幅の都合もあるので、以下では分析で実際に用いる図1と図2の計算方法だけ説明し、図3については省略する<sup>20)</sup>。

まず図1の所得階層別の実質平均総所得の計算方法を、第1階層（上位1万人）を例にとって説明する。第2節で述べたように『申告所得税の実態』は合計所得を基準に作られており、このデータから第1階層の平均総所得を計算するには、(5)にしたがって第1階層の総所得累計を計算し、最後にそれを人数（10000人）でわればよい。

$$\text{総所得累計} = \text{合計所得累計} - \text{分離課税所得累計} \quad (5)$$

そのためにはまず第1階層の合計所得累計と分離課税所得累計を計算する必要がある。以下では最初に合計所得累計の計算方法を説明する。計算手順の考え方は Feenberg and Poterba (1993) と同じである。最初にデータより第1階層の合計所得の分布を推定し、その分布よりカットオフとして上位1万人目の個人の合計所得を推計する。そして推定した分布とカットオフをもとに第1階層の合計所得の累計を計算するのである。

一般に富裕階層の所得分布推定にはパレート分布が使われる (Feenberg and Poterba [1993], Goolsbee [1999]) が、本稿のデータでは対象が国民全体ではなく事業所得者に限定されており、また営業・農業所得者の富裕階層が少ない (本文2.2参照のこと) といったこともあって、この分布が使えるとは限らない。実際パレート分布を用いて分布を推定してもデータとの乖離が大きく、分析には使用できなかった。よって分析では以下に説明する独自の方法を用いた。同じ方法を使った先行研究は他にみあたらず、その統計的根拠は定かでないが、後述のようにこの方法をとればデータの結果を非常によく復元できる。この点が本稿でこの方法を用いる根拠である。

まず上位1万人目の個人が属するデータの所得階層区分を求める。例えば2001年のデータでは合計所得5000万円超の区分に属する人が7915人、3000万から5000万円の区分に属する人が12593人であり、上位1万人目は3000万から5000万円の区分に属する。次に合計所得3000万円から5000万円の分布を次の式のように想定する。

$$y_a = \beta_3 a^3 + \beta_2 a^2 + \beta_1 a + \beta_0 \quad (6)$$

(6)のaは合計所得（単位は百万円）、 $y_a$ は合計所得aを稼ぐ個人の合計所得順位（例えば2001年ではa=50なら $y_{50}=7915$ ）を示す。以下では分布のパラメータ $\beta_3$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_0$ を推定したい。データの所得階層区分であるa=50, 30, 20, 15に対応する

$Y_{50}$ ,  $Y_{30}$ ,  $Y_{20}$ ,  $Y_{15}$  はデータに示されており, これらを使って(6)を連立方程式で解けば, 推定値  $\hat{\beta}_3$ ,  $\hat{\beta}_2$ ,  $\hat{\beta}_1$ ,  $\hat{\beta}_0$  を求められる<sup>21)</sup>. この推定値を使って分布関数を推定とした. 分析では(6)に示した三次関数以外にも他の次数の関数や, 2つの次数の関数(例えば二次関数と三次関数)を1/2のウェイトをかけてたしたものなども計算し, その中からデータにもっともあてはまりのよい関数を選択した.

「データにもっともあてはまりのよい関数」は次のように選択した. まず上記の三次関数が実際のデータとどれだけ乖離するかをチェックする方法を述べる. まず(6)で推定した分布を使えば, 合計所得3000万円から5000万円の所得階層区分に属する個人が申告した合計所得の累計を推計できる.

$${}_{y_{50}}A_{y_{30}} = \int_{30}^{50} (\hat{\beta}_3 a^3 + \hat{\beta}_2 a^2 + \hat{\beta}_1 a + \hat{\beta}_0) da - (50-30) \times y_{50} + 30 \times (y_{30} - y_{50}) \quad (7)$$

( ${}_{y_{50}}A_{y_{30}}$  は「所得上位  $y_{50}$  番目から  $y_{30}$  番目の個人の合計所得累計」( $\hat{\cdot}$  (ハット)はその推計値)を意味する). 一方データには実際の  ${}_{y_{50}}A_{y_{30}}$  が示されており, それと(7)の推計値を比較すれば, 推定した分布がデータとどれだけ乖離しているかをチェックできる. そして様々な次数の関数で(7)を計算し, データとの乖離がもっとも小さい関数を選択した. 表4にデータの値と, 選択された推定分布関数のもとでの推計値を示したが, その誤差は非常に小さくデータをよく復元できている.

表5 合計所得累計値の誤差

所得階層区分	3000万～5000万円			2000万～3000万円			1500万～2000万円		
	推計値	データ値	(A)/(B)	推計値	データ値	(A)/(B)	推計値	データ値	(A)/(B)
年	(A)	(B)		(A)	(B)		(A)	(B)	
2001	4801	4777	100.52%	4120	4100	100.48%	3256	3243	100.42%
2000	4901	4856	100.93%	4071	4105	99.17%	3344	3335	100.27%
1999	4703	4656	100.99%	4022	4060	99.08%	3281	3275	100.18%
1998	4734	4692	100.90%	4069	4099	99.26%	3482	3476	100.16%
1997	5111	5074	100.73%	4554	4578	99.48%	3967	3965	100.04%
1996	5267	5222	100.87%	4589	4618	99.38%	3973	3968	100.13%
1995	4920	4900	100.42%	4287	4314	99.37%	3712	3708	100.10%
1994	4720	4704	100.33%	4207	4256	98.86%	3728	3722	100.16%
1993	4963	4986	99.54%	4865	4920	98.88%	4407	4399	100.18%
1992	5041	5055	99.74%	4968	5030	98.77%	4757	4758	99.98%
1991	5088	5105	99.68%	5105	5136	99.39%	5026	5029	99.94%
1990	5512	5510	100.04%	5281	5325	99.17%	5079	5083	99.93%
1989	6099	6074	100.40%	5284	5312	99.46%	4831	4826	100.10%

\* 推計値 推定した分布より計算した, 合計所得の累計値. 単位億円.

\* データ値 実際にデータに示されている, 合計所得の累計値. 単位億円.

以上で合計所得3000万から5000万円の所得階層区分における所得分布を推定した。以下では(6)の三次関数が選択されたと仮定して議論を続ける。次にカットオフである上位1万人目の合計所得は(6)を使えば計算でき(これを $\hat{a}_{10000}$ と記す), すると第1階層の合計所得の累計は(8)で推計できる((8)で ${}_1A_{y50}$ と $y_{50}$ はデータに示された値である)。

$${}_1\hat{A}_{10000} = {}_1A_{y50} + {}_{y50}\hat{A}_{10000} \quad (8)$$

$$\text{where } {}_{y50}\hat{A}_{10000} = \int_{\hat{a}_{10000}}^{50} (\hat{\beta}_3 a^3 + \hat{\beta}_2 a^2 + \hat{\beta}_1 a + \hat{\beta}_0) da - (50 - \hat{a}_{10000}) \times y_{50} + \hat{a}_{10000} \times (10000 - y_{50})$$

以上で第1階層の合計所得の累計を推計した。次に第1階層の分離課税所得累計の推計値 ${}_1\hat{B}_{10000}$ を(9)で推計した。

$${}_1\hat{B}_{10000} = \frac{{}_{y50}B_{y30}}{y_{30} - y_{50}} \times (10000 - y_{50}) + {}_1B_{y50} \quad (9)$$

(9)にある ${}_{y50}B_{y30}$ と ${}_1B_{y50}$ はそれぞれ、合計所得3000万から5000万円の区分と、5000万円以上の区分に属する個人が申告した分離課税所得の累計値で、データの値をそのまま用いた。(9)の右辺第一項は上位1万人のうち、合計所得3000万円から5000万円の所得階層区分に属する人数と、その所得階層における分離課税所得の平均をかけあわせたものである<sup>22)</sup>。(5)で示したように(8)から(9)をひけば第1階層の総所得累計を推計でき、これを人数(10000)でわって実質値で評価すれば、図1で示した第1階層の平均総所得を計算できる。

次に図2の、第1階層の限界税率の平均値を計算する方法を説明する。この計算では所得税と住民税を別々に計算して最後に合計するが、計算の方法はどちらの税でも同じであり、以下では所得税を例にとって説明する。また説明では1995年の税制を想定する。

最初にカットオフである上位1万人目の課税所得を(10)で求める。ただし $\hat{a}_{10000}$ ,  $\hat{b}_{10000}$ ,  $\hat{c}_{10000}$ ,  $\hat{t}_{i10000}$ はそれぞれ、上位1万人目の合計所得、分離課税所得、所得控除、課税所得の推計値である(単位は百万円)。また ${}_{y50}C_{y30}$ は合計所得3000万から5000万円の区分に属する個人の所得控除累計値で、データの値をそのまま用いた。

$$\hat{t}_{i10000} = \hat{a}_{10000} - \hat{b}_{10000} - \hat{c}_{10000} \quad (10)$$

$$\text{where } \hat{a}_{10000} = {}_1\hat{A}_{10000} - {}_1\hat{A}_{9999}, \hat{b}_{10000} = \frac{{}_{y50}B_{y30}}{y_{30} - y_{50}}, \hat{c}_{10000} = \frac{{}_{y50}C_{y30}}{y_{30} - y_{50}}$$

(10)の結果 $18 < \hat{t}_{i10000} < 30$ となったと仮定すると、1995年の税制では上位1万人目は限界税率40%のブラケットに属し、第1階層は限界税率40%のブラケットに属するグループ(課税所得1800万円以上3000万円以下)と限界税率50%のブラケットに属するグループ(課税所得3000万円以上)に分割されることになる。(6)を使って $t_{i\bar{y}} = 30$ を満

たす  $\bar{y}$  を数値計算で求めれば、第1階層における限界税率の平均値を(11)で推計できる。

$${}_1\hat{M}T_{10000} = \frac{0.5 \times \bar{y} + 0.4 \times (10000 - \bar{y})}{10000} \quad (11)$$

住民税でも同じ計算を繰り返し、所得税と住民税を合計すれば、図2で示した値となる。

〔2004年3月31日受稿  
2005年9月8日レフェリーの審査をへて掲載決定〕

(財務省財務総合政策研究所研究官)