

# 所得不平等と税の所得再分配機能の評価

— 1984-2004年<sup>1)</sup> —

北村行伸・宮崎 毅

本稿では、『全国消費実態調査』の個票データを用いて所得不平等の実態と所得税の所得再分配政策の評価を行った。分析の結果、第一に、長期的に所得不平等が拡大しており、また所得不平等の拡大は若年・中年層において観察されることがわかった。第二に、税制改革の所得再分配効果として、1984年以降課税後所得の不平等が拡大していることが明らかになった。すなわち、所得税制の再分配機能はこの間大きく低下してきたことが明らかである。第三に、年齢別に見ると高齢層の再分配機能が強いことがわかった。若年層では、層内での所得格差が小さく、再分配機能は働かないが、高齢層では所得格差が大きく、そのために再分配効果も大きい。

JEL Classification: D3, H2, H24

## 1. はじめに

最近、日本における所得格差が再び大きな注目を集めている。日本の所得格差は徐々に拡大しているという研究がある一方で、所得格差拡大は高齢化の影響が強い、つまり高齢化によって高齢者の割合が上昇することで、従来から所得格差の大きい高齢者の影響が大きくなっているという指摘もある。また、若年者の所得格差、特に正規雇用者と非正規雇用者の間の所得格差が深刻になっているという研究もある。さらに、日本では主に所得税による所得再分配政策によって所得格差は軽減しているが、日本の所得税では所得控除が大きいため低所得者は減税の恩恵を受けられず、所得控除が高所得者にとって税負担軽減の役割を担っていることも指摘されている。

本稿では、こうした所得不平等と所得再分配政策への関心の高まりを踏まえ、1984年から2004年までの『全国消費実態調査』(以下『全消』と略す)の個票データを用いて、所得不平等の推移と所得税における所得再分配効果の推移を分析する。北村・宮崎(2010)を参考にして、『全消』のデータがある年の所得税と個人住民税から世帯の課税額を計算して可処分所得を求める。まず、所得不平等を調べるための指標である変動係数やジニ係数等を用いて可処分所得における不平等の実態を明らかにする。また、収入や所得金額などの当初所得と課税後所得の大きさを、世帯単位で集計し、税制による所得再分配効果を調べる。個人の行動や世帯における人員構成の変化、景気循環などの影響を除外した、fixed in-

come approachによる分析も行う。

あらかじめ分析の結果を要約しておく以下の通りである。第1に、長期的に所得不平等が拡大していることが分かった。特に、所得不平等の拡大は、近年若年・中年層において観察されている。また、中間階層(中央値付近の所得階層)の割合が小さくなっているが、中間階層の減少が不平等を拡大したわけではない。

第2に、税制改革の所得再分配効果を分析したところ、1984年から徐々に課税後所得の不平等は大きくなっていることが明らかとなった。総合的に判断すると1987年と1989年の税制改革では、最高税率引き下げが再分配機能を弱めたものの、中間階層の累進税率が緩和されたことで再分配機能はそれほど低減しなかった。1995年と1999年の最高税率引き下げとブラケット数の縮減、1998年から実施されている定率減税は高所得者層の税負担を低減させたため、所得再分配機能が大きく低減したと考えられる。

第3に、若年者において最も税の所得再分配機能が弱く、次が中年層で、高齢層において最も再分配機能が強い。若年層では、全体的に所得が低く、高所得者と低所得者の所得格差が小さいことから、税の再分配機能が弱い。一方、高齢層では高所得者層の所得が非常に大きく、所得階層間の格差が大きいため、累進税率による再分配効果が大きいと考えられる。

本稿の構成は、次の通りである。第2節で、所得不平等と税制の所得再分配効果に関する先行研究を

概観し、第3節で所得と税負担の計算方法および分析方法を述べる。第4節が分析結果で、第5節が結論である。

## 2. 先行研究

海外および日本において、所得不平等に関する研究が多く蓄積されている。まず、海外の研究については、Gottschalk and Smeeding(1997)が労働所得および所得の不平等に関する国際比較をまとめている。彼らの研究によると、主要なOECD諸国においても家計の可処分所得の不平等にはばらつきがあり、アメリカは最も不平等であるが、北欧諸国および北ヨーロッパ諸国は不平等度が小さい。また、課税や所得移転後の可処分所得は、すべてのOECD諸国において当初所得よりも平等に配分されている。可処分所得のトレンドに関しては、1980年代と1990年代初期、所得不平等は多くのOECD諸国において上昇しているが、すべての国ではないこと、社会保障の支出の減少や所得税の累進度緩和などが可処分所得の不平等のトレンドに与える影響は小さいことなどを指摘している。

一方、国内においても所得不平等に関する研究成果が蓄積されている。内閣府(2006)では、『全消』をはじめ様々なマイクロデータを用い、主に1980年代から2000年代にかけての所得不平等の変化を考察している。ジニ係数をはじめ様々な不平等指標で見て長期的に所得格差が拡大していること、1990年代以降の所得格差は高齢化という人口動態によって説明できること、一方で1999年から2004年にかけては若年層においてもジニ係数が上昇していることなどを指摘している。小塩(2006)は『所得再分配調査』の分析から、内閣府(2006)と同じような結果を得ており、格差拡大要因は人口高齢化の影響が大きいこと、所得再分配は年齢階層間で起きていること、若年層ほど格差が拡大するという傾向は再分配を行った後の再分配所得において確認されることなどを指摘している。橋木・浦川(2006)では、1990年代半ば以降、母子世帯、単身世帯に加えて、若年、壮年を世帯主とする単身世帯の貧困が上昇しており、日本全体でも貧困割合が上昇傾向にあるという結果を得ている。このように最近の研究では、日本において所得格差が拡大しているという結果についてはコンセンサスが得られていると言える。

このような可処分所得における所得不平等の研究だけではなく、税制が所得不平等に及ぼす影響の研究も蓄積されている。Kasten, *et al.*(1994)では、ア

メリカにおいて、所得グループ間における税負担の変化が分配に及ぼす影響を調べている。課税の累進性がどのように変化しているのかについて、単純に平均税率を比べるのではなく、所得や消費、家族の人員構成、景気循環などの影響を考慮して、租税政策の変化の影響だけを取り出すためにfixed income approach という手法を用いている。この手法では各年の税法をある年の世帯所得に適用するシミュレーションを行う。分析の結果、アメリカでは実際の平均税率の変化に対して、1989年の最も所得の低い階層には分析上の影響はないが、税法の変化は1985年の低所得者層に対しては実際の変化以上に影響があるということなどが分かっている。これらのfixed income approach に対し、Dardanoni and Lambert(2002)はtransparent and compare procedure<sup>2)</sup>を用いて、税制改革が所得分配に及ぼす影響を推定している。彼らは、共通基準化政策(common base regime)によって調節した課税後所得分布を提案している。Lambert and Thorensen(2009)は、fixed income approach は適用する所得の年に対して脆弱性があり、transparent and compare procedureの方が望ましいと述べている。また、Thorensen, *et al.*(2011)は、transparent and compare procedure を2006年のノルウェーにおける租税改革に適用して、税制が所得不平等に及ぼす影響を分析している。

日本においても、所得税の再分配効果に関する研究が蓄積されている。これまでの実証研究では、所得におけるジニ係数とそこから算出した再分配係数の推計から、累進課税が再分配政策及ぼす影響について分析されてきた(石, 1979; 伊多波, 1986)。また、望月他(2010)では、申告所得税の集計データを用いて、長期に渡る所得税の再分配効果を考察している。申告所得税全体の再分配効果は、分析の対象期間(1963年-2003年)を通じて低下傾向にあること、グループ内の再分配効果の寄与度が全体の再分配効果に対してきわめて大きいこと、税率による再分配効果は年々低下傾向にある一方、控除の再分配に与える影響はかなり小さいことなどを明らかにしている。

近年では、マイクロデータを用いた税制の所得再分配効果に関する研究も蓄積されてきている。田近・八塩(2006)では、『国民生活基礎調査』の個票を用いて、日本では所得控除によって課税ベースが大きく侵食されており、所得控除の一部を還付可能な税額控除に変えることで、低所得階層への所得再分配

が可能となることなどが明らかにされている。小塩(2010)では、『国民生活基礎調査』(1998年-2007年)を用いて、税や社会保障などの再分配政策の効果を分析している。年間所得で見ると、再分配政策による格差是正は高齢層の内部で生じており、しかもそれは若年・中年層からの所得移転による平均所得の引き上げによるものであるという結果を得ている。また、若年・中年の低所得層に対する所得面での再分配が非常に小さいことも指摘している。このように、日本の税制による所得再分配効果に関する研究は近年、個票データでも分析されてきているが、諸外国の研究のように、税制による所得再分配への影響と個人の行動や人口構成の変化などによる影響を分離した研究はなされていない。本研究では、税制における再分配効果だけを取り出して、税制改革の評価を行う。

### 3. 分析手法

#### 3.1 所得と税負担の計算方法

本稿では『全消』を用いて分析を行う。『全消』は『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』と比べて低所得世帯の割合が低く、例えば『国民生活基礎調査』では世帯全体に占める年収200万円未満の世帯は2004年で19%であるのに対し、同年の『全消』では二人以上世帯で3%、単身を含む総世帯で10%となっている。『国民生活基礎調査』では仕送りを受けている学生も含まれているが、『全消』では単身の学生は除外されており、この点も『国民生活基礎調査』で低所得者が多い理由となっている。『全消』と『国民生活基礎調査』の調査対象世帯数は55,000世帯程度だが、『所得再分配調査』では約10,000世帯と観測値数が少ない。なお、『全消』と『国民生活基礎調査』の当初所得を比べると、『全消』の方がジニ係数など所得不平等指標が小さくなるほか、年度別の変動も異なることが知られているが、全体的に不平等が拡大傾向にある点は同様の結果が得られている(内閣府2006)。

次に、データの処理方法について説明しておきたい。『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。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。なお、所得は2004年における平均修正

当初所得を基準として、各年の平均所得に関して実質化している<sup>3)</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。

まず、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>4)</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>5)</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。

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わからないことから、「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、当初所得には、各収入のほか、利子・配当所得を加えている。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。

最後に、各世帯員の収入や税負担等を合計して、世帯単位の当初所得、修正当初所得、可処分所得を計算する。定義は次のようになる。

$$\begin{aligned} \text{当初所得} &= \text{収入} + \text{利子} \cdot \text{配当収入} \\ \text{修正当初所得} &= \text{収入} + \text{公的年金等} \\ &\quad + \text{利子} \cdot \text{配当収入} \\ \text{課税後所得} &= \text{収入} + \text{公的年金等} \\ &\quad + \text{利子} \cdot \text{配当収入} - \text{所得税} \cdot \text{住民税} \\ \text{可処分所得} &= \text{収入} + \text{公的年金等} \\ &\quad + \text{利子} \cdot \text{配当収入} - \text{所得税} \cdot \text{住民税} \\ &\quad - \text{社会保険料} \end{aligned}$$

なお、公的年金等には恩給も含まれる。

本研究では、世帯の所得を分析対象とするが、家

表1. 等価可処分所得の記述統計量

	1984年	1989年	1994年	1999年	2004年
	全体				
平均	272	293	265	315	327
標準偏差	134	153	144	170	188
最小値	-9	-13	-12	-9	-16
最大値	2504	5240	5113	3695	5302
観測値数	45905	52754	54222	53485	50610
	若年層(-39歳)				
平均	235	249	227	268	286
標準偏差	90	101	94	116	126
最小値	1	-13	-5	1	4
最大値	1369	2059	3005	2983	1911
観測値数	15725	15738	14347	12652	10278
	中間層(40-59歳)				
平均	301	329	298	364	379
標準偏差	141	157	144	177	188
最小値	-9	0	-12	-2	-16
最大値	2504	5240	3946	3695	2929
観測値数	23395	26023	26542	24530	21649
	高齢層(60歳-)				
平均	257	272	239	277	291
標準偏差	167	183	170	176	201
最小値	5	1	-1	-9	-10
最大値	2369	2277	5113	2497	5302
観測値数	6785	10993	13333	16303	18683

注) 単位は万円。男性と女性は、それぞれ世帯主の性別で分類。

計のサイズに関して調整された等価所得を用いる。等価所得の計算式は、次のとおりである。

$$\text{調整済み所得} = \text{所得} / \text{世帯人数}^E$$

ただし、 $E$ は1から0の間をとる等価尺度で、0であれば世帯人員数については全く調節されておらず、1であれば規模の経済を無視した1人当たりの所得になる。同じ時点では、不平等の順序は等価尺度に頑健である(Atkinson, *et al.*(1995))ことや、アメリカでは等価尺度の選択は不平等のレベルには影響するが、そのトレンドには影響しない(Karoly and Burtress(1995))ということが知られている。本研究では、OECD等での分析で用いられるように $E=1/2$ とする。なお、子育てに関する費用を考慮した子供に対する等価尺度も提唱されているが、本研究では子供の年齢に合わせた調整は行っていない(McClements(1977))。

日本やアメリカのマイクロデータでは、トップコーディングが行われることがあることから、所得の国際比較を行う際には、共通の基準でトップ・ボトムコーディングが行われる。一方、Smeeding and

Gottschalk(1999)が示すように、トップコーディングは多くの場合ジニ係数には大きな影響は及ぼさないが、たまに係数を大きく変化させることがある。また、Ryscavage(1995)が指摘するように、アメリカのCPSの所得に対するトップコーディングの方法を変えることによって、不平等の大きさが変化する。このように、トップ・ボトムコーディングの方法によって、所得不平等の指標は変化することが考えられる。本研究では、基本的にトップコーディングは行わず、Gottschalk and Smeeding(1997)を参考に、世帯主の利子・配当を除く収入が0より大きい世帯を分析対象とする。

### 3.2 分析方法

本研究で用いる不平等指標は、中央値、変動係数(CV)、平方変動係数(SCV)、ジニ係数(G)、タイル指数(TI)、平均対数偏差(MLD)、アトキンソン指数(AI)、分位中央値比率、相対貧困率である。

$$CV = \frac{1}{\mu} \sqrt{\frac{1}{n} \sum (y_i - \mu)^2}$$

$$SCV = \frac{1}{\mu^2} \frac{1}{n} \sum (y_i - \mu)^2$$

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum \sum |y_i - y_j|$$

$$TI = \sum \frac{y_i}{n\mu} (\log y_i - \log \mu)$$

$$MLD = \frac{1}{n} \sum \ln \left( \frac{\bar{y}}{y_i} \right)$$

$$AI = 1 - \frac{1}{\mu} \left( \frac{1}{n} \sum y_i^{1-\epsilon} \right)^{1/(1-\epsilon)}, \quad 0 < \epsilon, \epsilon \neq 1$$

ただし、 $n$ は世帯数、 $y_i$ は第*i*世帯の世帯所得、 $\mu$ はその平均である。 $\epsilon$ はAtkinson(1970)が不平等回避度と解釈したもので、0.5、1、2.5まで設定してAIを計算する。 $\bar{y}$ は全体の平均所得である。

なお、各分位の所得の割合は、これらコーディングの影響は受けない。そこで、所得不平等を比較する指標として、分位中央値比率を用いる。ここでは中央値に対する下位10%の所得の割合P10および、上位10%の割合P90を用いるほか、これらの比率P90/P10も用いる。また下位所得の分布を測定する指標として、中位所得の半分以下の所得層に入る人数を全サンプル数で割った相対貧困率(人口比)も計算する。

本稿では、所得不平等の推移と税の所得再分配効果をなるべく厳密に検討しているが、いくつかの限界もある。まず、効用や社会厚生水準で比較していない点である。また、本研究では年単位の所得を用

表2. 等価可処分所得における不平等指標の推移：全体

	1984年	1989年	1994年	1999年	2004年
中央値	246.96	265.18	239.10	282.36	289.98
変動係数(CV)	0.49	0.52	0.54	0.54	0.57
平方変動係数(SCV)	0.24	0.27	0.30	0.29	0.33
ジニ係数	0.25	0.26	0.27	0.28	0.29
タイル指数	0.11	0.12	0.13	0.13	0.14
平均対数偏差(MLD)	0.11	0.12	0.13	0.14	0.15
アトキンソン指数					
$\epsilon=0.5$	0.05	0.06	0.06	0.06	0.07
$\epsilon=1$	0.996	0.997	0.996	0.997	0.997
$\epsilon=2$	0.22	0.30	0.24	0.30	0.31
分位中央値比率					
P10	55.36	53.99	52.11	51.67	50.67
P90	176.63	178.14	180.10	184.28	188.76
P90/P10	3.19	3.30	3.46	3.57	3.73
相対貧困率	0.07	0.08	0.09	0.09	0.10

注) 収入が0より大きい世帯を対象とする。世帯人員数は人数の平方根で計算。メディアンは単位は万円。アトキンソン指数の $\epsilon$ は不平等回避度。P10とP90は、それぞれメディアン所得に対する累積分布10%と90%の所得の比率。

表3. 等価可処分所得における不平等指標の推移：  
年別分析

	1984年	1989年	1994年 若年層	1999年	2004年
中央値	221.69	234.09	217.26	251.15	266.84
ジニ係数	0.20	0.21	0.20	0.22	0.23
P90/P10	2.47	2.52	2.44	2.75	2.97
相対貧困率	0.04	0.04	0.05	0.06	0.07
	中年層				
中央値	280.83	305.02	277.58	337.35	352.61
ジニ係数	0.25	0.24	0.25	0.25	0.26
P90/P10	3.19	3.10	3.25	3.25	3.41
相対貧困率	0.08	0.08	0.09	0.09	0.10
	高齢層				
中央値	216.13	229.86	199.02	238.81	247.81
ジニ係数	0.32	0.33	0.33	0.31	0.31
P90/P10	4.37	4.60	4.67	4.02	3.87
相対貧困率	0.11	0.12	0.12	0.10	0.10

注) 収入が0より大きい世帯を対象とする。世帯人員数は人数の平方根で計算。中央値は単位は万円。P10とP90は、それぞれ中央値の所得に対する累積分布10%と90%の所得の比率。

いるが、数年間の平均を用いる方法もある。家族の総所得を用いて、数年間の平均を用いた方が家族の消費能力の実態をより正確に反映できるかもしれないが、利子率の設定の問題、データの入手可能性から、年単位の所得で分析を行っている。

## 4. 分析結果

### 4.1 所得不平等の推移

表1は、実質等価可処分所得の記述統計量である<sup>6)</sup>。1994年を除いて、1984年以降年々中位所得が増加していることがわかる。また、若年層が最も平均所得が低く、次に高齢層、最も所得が高いのが中年層となっている。なお、観測値数は全体で45,000-55,000世帯だが、そのうち若年層が10,000-16,000世帯、中年層が21,000-27,000世帯、高齢層が6,800-19,000世帯となっている。近年、若年層が大幅に減少し、高齢層が3倍弱増加している。

次に、年別の所得不平等指数の推移を考察する。表2から、概ねどの不平等指標も、増加傾向にあり、特に、1994年から2004年にかけて増加幅が大きくなっている。またP90/P10も増加傾向にあるが、1994年から2004年にかけて増加幅が大きくなっていることから、トップ・ボトムコーディングの方法によらず、不平等が拡大傾向にあることがわかる。

また、若年層(-39歳)、中年層(40-59歳)、高齢層(60歳-)における、年齢階層別の所得不平等指標の推移についても分析する<sup>7)</sup>。表3より、若年層は全体よりも所得分布の50%に当たる中央値が20-30万円程度低いが、不平等指標も低く、P90/P10は世帯全体と比べて0.7倍程度の差がある。ただし、全体的に、年々不平等が拡大傾向にあることは世帯全体における分析と同じである。また、中年層の中央値は全体よりも高いが、不平等指数はどの指標においても年々増加傾向にあり、特に1994年から2004年にかけて増加が顕著である。高齢層は最も不平等度が高いが、不平等は拡大しているわけではない。どの指標においても、ほとんど不平等指標にはほとんど変化がないが、1999年から2004年にかけてP90/P10などが若干減少している。その一方で、中央値は全体に比べて低く、可処分所得は低いけれども、不平等が大きいことがわかる。一般的に、若年、中年期における格差が積み重なっているために高齢層では不平等が拡大すると言われるが、その傾向を反映していると考えられる。相対貧困率については、近年日本の貧困率が上昇していると言われるが、『全消』データを見る限り、若年層と中年層で貧困率が拡大し、高齢層では減少していることがわかる。これは年金制度などの再分配機能が高

図1. カーネル密度推定量：全体

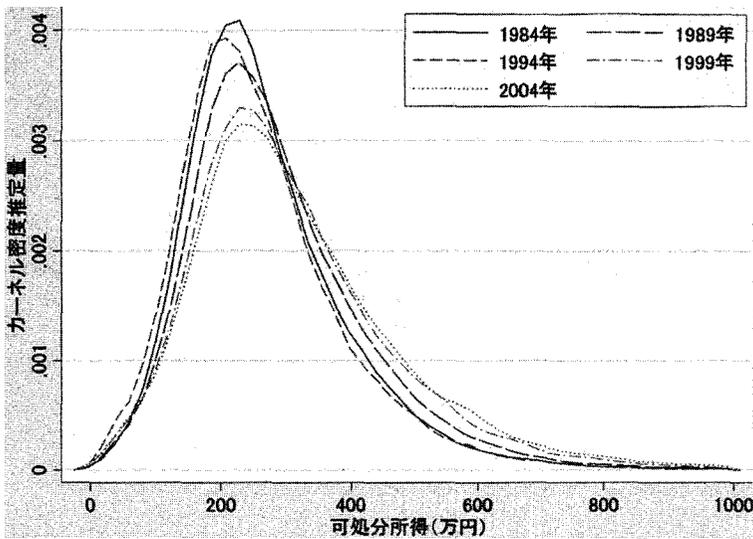
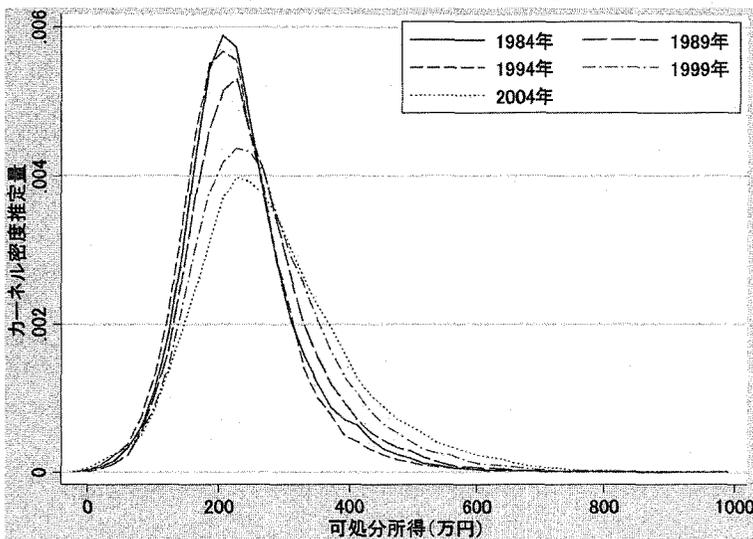


図2. カーネル密度推定量：若年層(-39歳)



年齢層では働いていることを示唆している。

所得不平等がどのように拡大したのかをより詳細に検討するために、カーネル密度推定量の比較を行う。図1-4は全体、年代別のカーネル密度推定量である。図1より、全体では、1994年に景気の悪化のため山が左にシフトしているが、1994年から1999年までは山が右にシフトしている。一方、2004年はほとんど変化していない。また、1994年から2004年にかけて山の頂上が低くなる一方、所得が300-800万円の世帯の割合が大きくなっていることから、最頻値付近の所得階層の割合が小さくなっていることがわかる<sup>9)</sup>。所得が300-800万円の世帯の割合が増加しているが、図6にあるように、こ

の期間、税制改正により課税所得が500万円以上の世帯では限界税率が減少していた影響も考えられる。一方、図5-7にあるように、税制変更により課税最低限が大きく変化していることから、課税最低限が所得分布に与える効果も考慮する必要があるだろう。

若年層においても同様の傾向が見られるが、特に中間階層の割合が少なくなる度合いが大きい。中年層においても中間階層が薄くなっているが、山が右にシフトしていることから、全体的に可処分所得は増加傾向にある。高齢層では、1994年から1999年にかけてばらつきが拡大し右にシフトしているが、1999年と2004年の分布はあまり変化していない。

今度は、分位中央値比率別の所得不平等の推移、特に中間階層(最頻値付近の所得階層)の割合の減少が所得不平等とどのように関連しているのかを調べる。そこで、P90/P10だけではなく、P80/P20(下位20%と上位20%の比率、以下同様)、P70/P30、P60/P40、P55/P45も比較し、全体の所得不平等

の拡大が、中間階層で生じているのかどうかを明らかにする。図8が、分位中央値比率別、年度別の結果である<sup>9)</sup>。若年層についても、1984年以降P90/P10が大幅に大きくなっているものの、中間階層付近では比率はほとんど変化していない。したがって、カーネル密度推定量では中間階層が大幅に減少していることが示されているが、中間階層の減少が所得不平等をもたらしているわけではない<sup>10)</sup>。

#### 4.2 税の所得再分配効果

次に、税の所得再分配効果について考察する。修正当初所得、課税後所得、可処分所得を計算した上で、それらの中央値、変動係数、ジニ係数、P10、

図3. カーネル密度推定量：中年層(40-59歳)

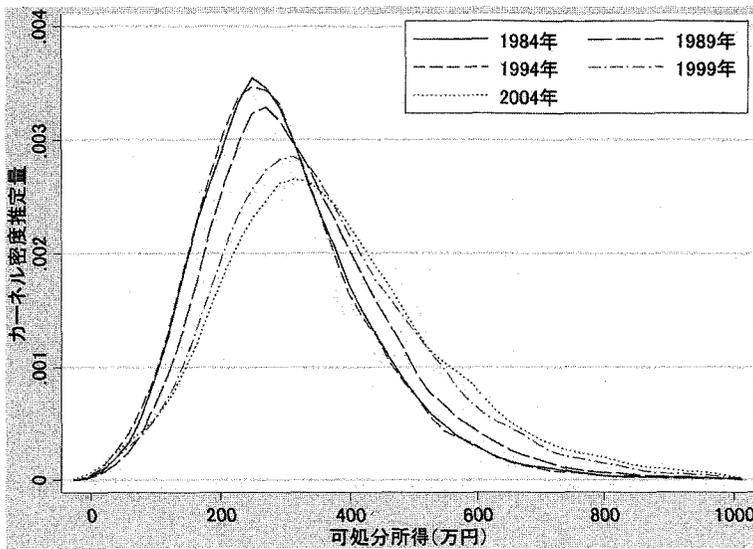
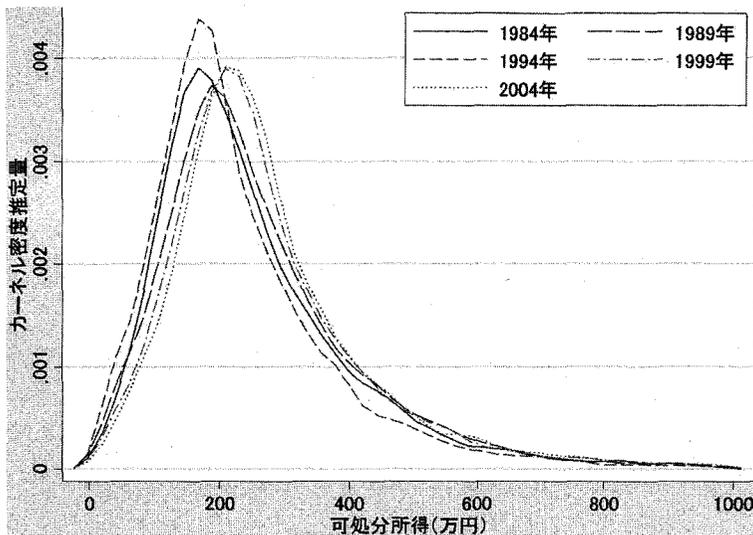


図4. カーネル密度推定量：高齢者層(60歳-)



P90, P90/P10, Reynolds-Smolensky 指標を比較し、再分配政策の効果を計測する。なお、当初所得には「公的年金・恩給」が含まれないが、税の再分配効果を分析する際に課税前後で公的年金・恩給の有無が変化するとうまく推計できないため、公的年金・恩給を所得に含む「修正当初所得」を分析で用いる。課税後所得では利子・配当課税を含む所得税、住民税は考慮するが、固定資産税や自動車関係税などは含まない。なお、Reynolds-Smolensky 指標は「修正当初所得のジニ係数-課税後所得(あるいは、可処分所得)のジニ係数」で計算され、大きいほど政策の再分配効果が大きい<sup>11)</sup>。

表4は、税における所得再分配効果の推計結果で

ある。ジニ係数や P90/P10 より、年々当初所得の所得不平等が拡大する一方、課税後所得の不平等も拡大している。ただし、すべての年において修正当初所得から課税後所得への課税による再分配効果によって大幅に所得不平等が縮小している<sup>12)</sup>。Reynolds-Smolensky 指標によると、1989年、1994年には税制による再分配効果によって課税後所得の所得不平等が改善されているが、1999年と2004年には再分配効果が小さくなっている。ただし、年々課税後所得の P90/P10 が減少していることから、Reynolds-Smolensky 指標の結果の解釈には注意が必要であろう。当初所得の中央値が、1994年を除いて年々上昇しており、所得分布や人口構成、家族構成の変化など様々な要因によって所得再分配効果が影響を受けている可能性もある。年齢階層別、男女別についても同様の傾向が見られた(詳しくは北村・宮崎(2011, 表8-13)参照)。

また、税制改革が所得税と住民税における負担と、課税後所得の分布に及ぼす影響も

調べる。図9-11は、世帯全体の課税後所得、平均税率、限界税率の推移を示したものである。それぞれ、課税後所得の四分位と上位5%(p95)の推移を計算している。なお、世帯構成によって平均税率と限界税率が異なることから、各所得階層の前後10万円の世帯について平均をとって各所得階層の税率を計算している<sup>13)</sup>。図9からわかるように、1994年以降、上位5%の所得が他の階層と比べて増加する傾向にあることがわかった。

図10は平均税率であるが、1984年以降、平均税率が減少している。上位5%の平均税率は同じような傾向で減少しているが、上位5%の平均税率は1999年における下落幅が大きい<sup>14)</sup>。1995年の累進

図5. 課税所得と限界税率：1984年と99年

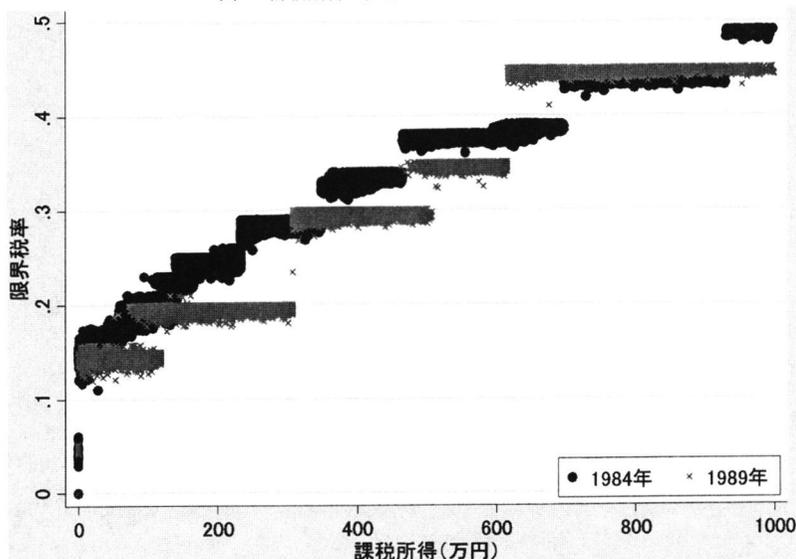
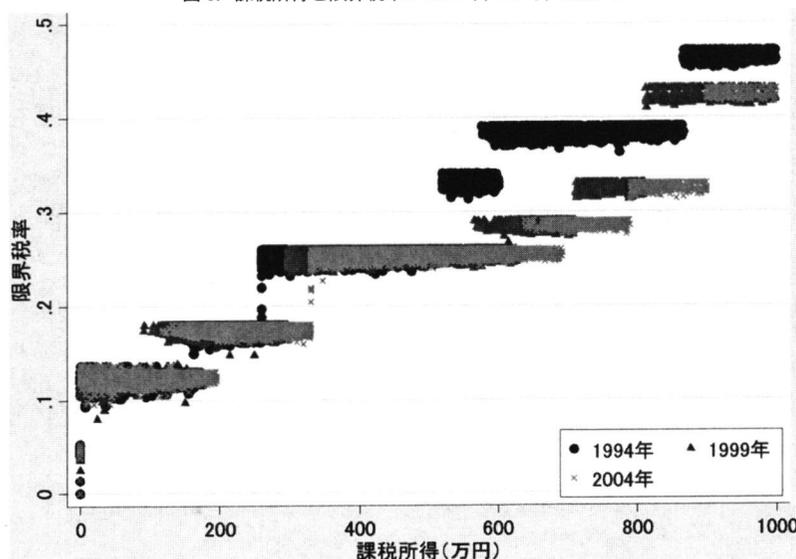


図6. 課税所得と限界税率：1994年, 99年, 2004年



構造緩和と課税最低限の引き上げ、1999年に実施された最高税率の引き下げ、定率減税などにより、高所得者の税負担が緩和されたためと思われる<sup>15)</sup>。なお、25%の階層における平均税率は、1984年には6%を超えていたが、2004年には2%よりも低く、課税最低限の引き上げによって課税ベースが大きく浸食されていることがわかる。

図11は、限界税率の推移である<sup>16)</sup>。近年、限界税率が申告所得に及ぼす影響に関する多くの研究が蓄積されていることから、税制に対する個人の反応を議論するために、限界税率と所得の関係について考察してみたい。全世帯対象の分析より、1989年

には95%以上では限界税率が変化していないもののその他の所得階層では税率が減少していることから、所得階層によって限界税率の影響が異なること、1989年以降は税率が減少しているが、特に1999年に上位5%において大きく減少していることがわかる。1984年には所得税・住民税の最高税率が88%だったが、1989年には65%に引き下げられたうえ課税最低限が引き上げられた。また、1999年の税制改正では最高税率の引き下げとともに、1998年から実施されていた定率減税が存続したため、所得税・住民税率はさらに引き下げられることとなった。このように、1984年以降、特に高所得者の限界税率が大きく低下している。

#### 4.3 fixed income approachによる税制改革の評価

税制改正が所得不平等に及ぼす影響を明らかにするため、Kasten, *et al.*

(1994)によるfixed income approachで税制が所得不平等に及ぼす影響を分析する。本研究では、1984年、1994年、2004年の所得に対して1984年、1989年、1994年、1999年、2004年の税制を適用し、税法の影響をシミュレーションする。通常、税制による所得再分配効果には税制改革以外に所得や世帯における人口構成の変化などの影響が含まれるが、このアプローチでは所得や世帯における他の特性を固定できるため、税制の変化の影響のみを取り出すことができる。

表5は、1984年、1994年、2004年の所得に1984年から2004年までの税制を適用したときの、

図7. 課税所得と限界税率：1984年，89年，99年

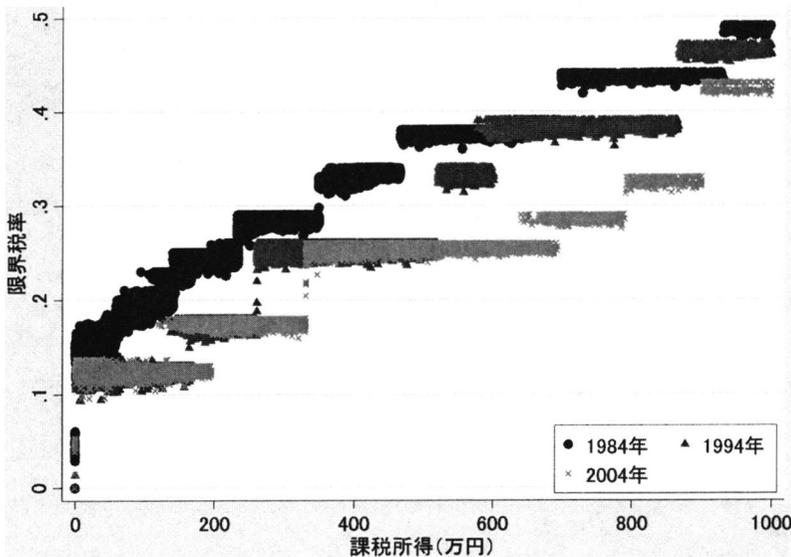
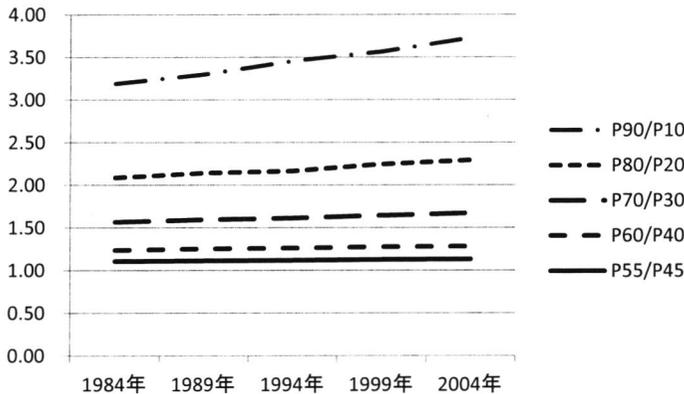


図8. 分位中央値比率別所得不平等の推移



Reynolds-Smolensky 指標の推移である。ほとんどの分析で、Reynolds-Smolensky 指標は1984年が最も高く、1989年と1994年に減少した後、1999年、2004年にさらに小さくなっている。なお、2004年の所得を適用したケースでは1989年にReynolds-Smolensky 指標が上昇しているが、1984年と1989年のジニ係数(0.28と0.27)およびP90/P10の差は小さく、1980年代の税制改革の評価は近い年代の所得を適用して判断すべきであることから、1984年から1989年にかけて税制の再分配効果は大きくなっているとは言えないだろう。また、トップ・ボトムコーディングに依存しないP90/P10でも、1989年あるいは1994年に大きくなった後、1999年、2004年とさらに増大する傾向にあることから、Reynolds-Smolensky 指標で得られた結果は頑健性があると言える。したがって、1987年と1989年の

税制改革は所得不平等を増大させたが、1995年と1999年に実施された最高税率引き下げと1998年から実施された特別減税は所得不平等をさらに拡大する改正であったことがわかる。なお1994年所得を除いて、1999年と2004年のReynolds-Smolensky 指標はそれぞれ比較的近い値となるが、大小関係は一定ではなく、税制の再分配効果を判断するのは難しい<sup>17)</sup>。

年齢階層別の fixed income approach による税制改革の評価を行ったところ、どの年齢階層でも世帯全体と同様、1984年の税制が最も所得再分配効果が大きく、次が1989年と1994年、最も再分配効果が小さいのが1999年と2004年という結果が得られている。また、若年層が最もReynolds-Smolensky 指標が小さく、次が中年層、最も指標が大きいのが高齢層となっている。大小関係が課税後所得のジニ係数の大小関係と同じであったことから、元々の所得分布の影響が大きいと思われる<sup>18)</sup>。

#### 4.4 税制改革と所得再分配効果

前節までの分析で得られた結果を踏まえ、税制改革の所得再分配効果に与える影響を議論する。1988年と1989年には、勤労世帯における所得税負担を緩和するために、10.5%~70%(15段階)であった所得税率は10%~50%(5段階)に縮減されたほか、配偶者特別控除の創設(1988年)、基礎控除、扶養控除等の人的控除の引き上げ(1989年)など、所得税・住民税における大幅な減税が行われた。平均税率の減少幅はどの所得階層でも大差なく、高所得者層の税負担軽減によって課税後所得の不平等は拡大したものの、低・中所得者層においても税率が引き下げられたため、増加幅は大きくなかった<sup>19)</sup>。

一方、1995年には所得税20%の課税ブラケットの拡大による累進構造緩和と課税最低限の引き上げ

表 4. 税と社会保険による再分配効果の推移：全体

	1984年			1989年			1994年		
	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)
中央値	276.51	251.82	246.96	289.74	271.25	265.18	260.04	247.24	239.10
変動係数(CV)	0.62	0.49	0.49	0.67	0.52	0.52	0.71	0.53	0.54
ジニ係数	0.29	0.25	0.25	0.30	0.26	0.26	0.30	0.27	0.27
P10	52.63	55.32	55.36	51.49	54.09	53.99	50.04	52.38	52.11
P90	189.26	176.04	176.63	190.43	177.60	178.14	192.67	179.02	180.10
P90/P10	3.60	3.18	3.19	3.70	3.28	3.30	3.85	3.42	3.46
Reynolds-Smolensky 指標	—	0.034	0.032	—	0.035	0.033	—	0.034	0.031

	1999年			2004年		
	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)
中央値	306.18	291.06	282.36	310.00	297.46	289.98
変動係数(CV)	0.63	0.54	0.54	0.68	0.57	0.57
ジニ係数	0.30	0.27	0.28	0.31	0.28	0.29
P10	49.67	51.63	51.67	48.81	50.58	50.67
P90	195.93	184.01	184.28	201.18	188.35	188.76
P90/P10	3.94	3.56	3.57	4.12	3.72	3.73
Reynolds-Smolensky 指標	—	0.027	0.026	—	0.028	0.026

注) すべて、世帯人員数を人数の平方根で計算した、等価所得。収入が0より大きい世帯を対象とする。中央値の単位は万円。ソニ指数のeは不平等回避度。P10とP90は、それぞれ中央値の所得に対する累積分布10%と90%の所得の比率。

が、1999年には最高税率の引き下げ(所得税、個人住民税合わせて65%から50%への引き下げ)、扶養控除の加算、中堅所得者に配慮した定率減税が実施された。上位5%の中年層において平均税率が他の階層よりも減少しているように、1995年と1999年の改正では高所得者の税負担が軽減することによって、税の所得再分配効果が弱くなった。表5に示されているように、1994年に比べて1999年にはReynolds-Smolensky指標が確実に減少している。最高税率の引き下げの影響を受ける高所得世帯が多いことと、課税ブラケット拡大により比較的高所得を得ている階層の税負担が軽減されたためと考えられる。

その後、課税ベースの縮小によって税収確保能力が著しく減退した、所得税の基幹税としての機能回復を目的として、諸控除の見直しが検討された。2003年には配偶者控除の上乗せの廃止、配当課税の見直しが行われ、2004年には公的年金等控除の見直し、老年者控除の廃止が実施された。しかし一方で、景気低迷を背景に、2005年には規模が縮減されるものの、2006年まで定率減税が維持された。課税ベースの拡大により若年層と中年層の高所得者を中心に平均税率が上昇する一方、その他の所得階層では平均税率は若干減少していたようである。fixed income approachでも、適用する所得により、1999年と2004年のReynolds-Smolensky指標の大小関係ははっきりとしない。

このように、1980年代半ばから2000年代半ばまでの日本の所得税改革は、一貫した累進税率の緩和と2000年代初めまでの課税ベース縮小にあったと言える。その結果、1984年から一貫して税の再分配効果が弱くなった。ただし、1987年と1989年の税制改革では、所得税最高税率引き下げが再分配機能を弱めたものの、低・中所得層においても累進税率が緩和されたことで再分配機能低減の程度は小さかったと考えられる。一方、1995年と1999年の最高税率引き下げと

図9. 所得階層別課税後所得の推移

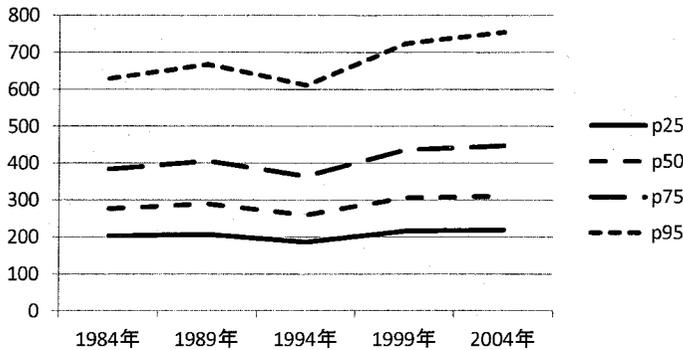


図10. 所得階層別平均税率の推移

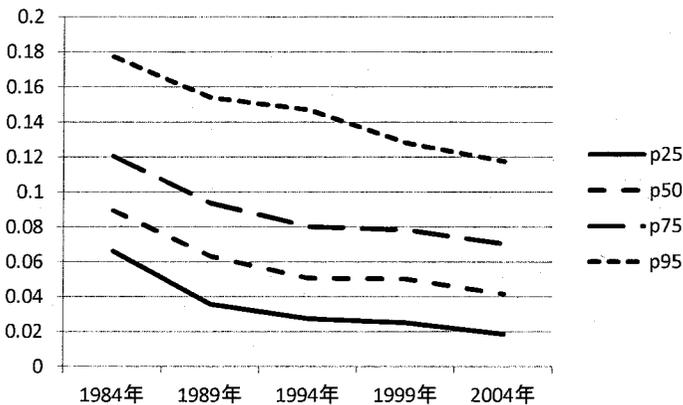
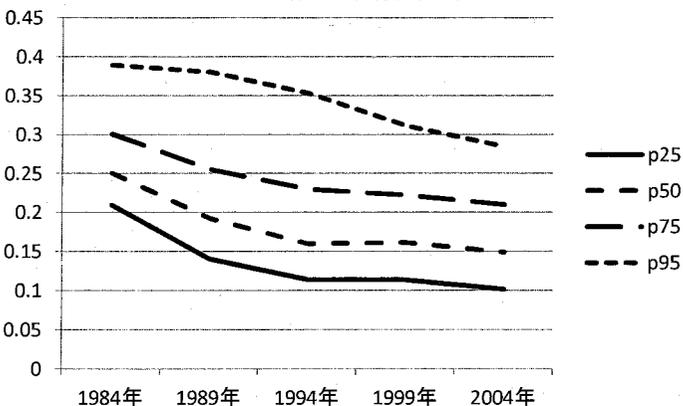


図11. 所得階層別限界税率の推移



課税ブレイク数の縮減、1998年から実施されている定率減税では減税の恩恵が高所得者層に偏っていたため、所得再分配効果が大きく減少していた。また、年齢階層や性別によって、所得の中央値や修正当初所得における不平等の大きさが異なるため、税の再分配効果にも相違が生じたことがわかった。

## 5. 結論

近年、所得格差の問題が重要視されるようになって、日本では『国民生活基礎調査』や『所得

再分配調査』を用いた所得不平等に関する研究が蓄積されつつある。本研究では、1989年から2004年までの『全国消費実態調査』の個票データを用い、日本における所得不平等と所得税における所得再分配効果の推移を分析した。

結果は以下のようにまとめることが出来る。第1に、日本において1984年から2004年の間、所得不平等は拡大していること、とりわけ若年・中年層において所得不平等の拡大が観察されることが確認された。また、中間階層の減少が不平等を拡大したわけではないという結果も得られた。

第2に、税制改革の所得再分配効果を分析したところ、1984年から課税後所得の不平等は大きくなっていることが示された。特に、1984年から1989年および1994年にかけて、1994年から1999年および2004年にかけて大幅に再分配効果が減少していたが、1994年から1999年および2004年にかけての再分配機能低下が著しかった。1987年と1989年の税制改革では、最高税率引き下げが再分配機能を弱めたが、中間所得層の累進税率が緩和されたために再分配機能はそれほど低下しなかった。一方、1995年と1999年の最高税率引き下げと課税ブレイク数の縮減、1998年から実施されている定率減税は、所得再分配機能を大きく減少させた。適用される高所得者層が多かったためと思われる。

第3に、若年層において最も税の所得再分配効果が小さく、次が中年層で、高齢層において最も再分配機能が大きい。つまり、課税前所得の不平等が大きいほど、税の再分配効果が大きい。若年層では、全体的に所得が低いために課税対象者が少なく、高所得者と低所得者の所得格差が小さいことから、税の再分配機能が弱いと言える。一方、高齢層では高所得者層の所得が非常に大きく、所得階層間の格差が大きいため、累進税率による再分配効果が大きいと考えられる。

表5. 税の再分配効果：fix income approachにおける所得不平等指標の推移

		適用する税制				
		1984年	1989年	1994年	1999年	2004年
		全体				
1984年所得	P90/P10	3.18	3.20	3.21	3.25	3.27
	RS指標	0.034	0.032	0.030	0.026	0.025
1994年所得	P90/P10	3.35	3.53	3.42	3.48	3.64
	RS指標	0.039	0.032	0.034	0.030	0.022
2004年所得	P90/P10	3.60	3.58	3.71	3.76	3.72
	RS指標	0.035	0.037	0.030	0.027	0.028
		若年層				
1984年所得	RS指標	0.023	0.022	0.020	0.018	0.017
	ジニ係数	0.200	0.202	0.204	0.205	0.206
1994年所得	RS指標	0.028	0.019	0.021	0.019	0.012
	ジニ係数	0.194	0.202	0.200	0.202	0.209
2004年所得	RS指標	0.024	0.022	0.018	0.016	0.017
	ジニ係数	0.227	0.228	0.233	0.234	0.233
		中年層				
1984年所得	RS指標	0.033	0.031	0.030	0.027	0.025
	ジニ係数	0.245	0.247	0.248	0.251	0.253
1994年所得	RS指標	0.039	0.032	0.034	0.030	0.022
	ジニ係数	0.242	0.249	0.247	0.251	0.259
2004年所得	RS指標	0.034	0.034	0.028	0.024	0.025
	ジニ係数	0.251	0.252	0.258	0.261	0.260
		高齢者層				
1984年所得	RS指標	0.043	0.041	0.038	0.033	0.031
	ジニ係数	0.319	0.321	0.324	0.329	0.331
1994年所得	RS指標	0.045	0.042	0.040	0.035	0.031
	ジニ係数	0.324	0.328	0.330	0.335	0.339
2004年所得	RS指標	0.042	0.042	0.037	0.032	0.031
	ジニ係数	0.296	0.296	0.301	0.306	0.307

注) 行が適用した所得, 列が適用した税制. RS指標はReynolds-Smolensky指標を表す.

(一橋大学経済研究所・明海大学経済学部)

### 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(2005)に従い, 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, 寡夫, 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) $\times 4$ 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, 各世帯員の社会保険料支払額は, 「世帯内における収入のシェア $\times$ (世帯の)社会保険料支払額」で計算する.

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. 米国議会予算局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.

### 注

1) 一橋大学経済研究所『経済研究所定例研究会』(2011年9月28日, 一橋大学)では, 阿部修人氏(一橋大学)をはじめ, 参加者から非常に有益なコメント頂

いた。また、小塩隆士氏(一橋大学)には、研究会の討論者として、本稿を改訂するに当たり、非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝したい。

2) この方法は、簡単に言えば、課税前所得が対数正規分布に従っているのであれば、 $a+b\log(x)$ の係数を基準年について推計し、推計値に各年の課税前所得を適用することで基準年への変換を行うということである。

3) 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、本稿でも同様の調整を行った。

4) 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。

5) 「常用労務作業者, 臨時及び日々雇労務作業者, 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。

6) なお、世帯主の性別が男女で異なる場合の分析も行っているが、男女別の分析から有意な結果が得られなかったため、本稿では男女別の分析は議論しない。男女別の分析については、北村・宮崎(2011)を参照されたい。

7) 紙幅の関係から一部の結果のみを記述することとし、詳細な推計結果は北村・宮崎(2011, 表3-7)を参照されたい。

8) 白波瀬(2011)は、中間層を等価可処分所得の中央値の0.5-1.75倍の所得層と定義すると、1986年の72.3%から1995年には67.9%、2007年には65.4%へ縮小していると論じている。また、世帯所得中央値の0.5倍以下の層を貧困層、1.75倍以上の層を上層とすると、貧困層は1986年の13%から2007年には17.5%、上層も14.6%から17.1%へと所得分布が二極化していることを指摘している。

9) 年齢階層別、男女別については北村・宮崎(2011, 図10)を参照。

10) なお、1994年以後の所得不平等は若年層における不平等の拡大によってもたらされており、高齢層では所得不平等はむしろ減少している可能性もある。ただし、北村・宮崎(2011)の表5にあるように、変動係数、タイル指数などは1999年から2004年にかけて上昇しており、所得不平等が縮小していると断定はできない。

11) Reynolds-Smolensky 指標は、税の再分配効果を直接測定することができ、Reynolds-Smolensky 指標が正であれば税は累進的、負であれば逆進的であることがわかる。数値が大きいほど、累進度が高い。なお、Reynolds-Smolensky 指標における累進度は平均税率にも依存する。Reynolds-Smolensky 指標の理論的背景については Lambert(2001, Chapter 8)を参照。

12) なお、Reynolds-Smolensky 指標と比較すると、課税後所得から可処分所得への社会保険料による再分配効果はむしろ不平等を拡大する方向に働いている。

13) ただし、限界税率は総合課税における所得のウェイト付き平均を計算している。

14) 年齢階層別、男女別については北村・宮崎(2011, 図12)を参照。

15) 北村・宮崎(2011)によれば、若年層、高齢層、女性の高所得者層では影響が顕著ではないことから、扶養家族を抱える中年層の高所得者層において減税の効果が大きかったと言えるだろう。

16) 限界税率の計算方法は、付録Aを参照されたい。

17) 北村・宮崎(2011)によれば、中央値は1984年所得の場合には年々増加しているが、1994年と2004年所得では必ずしも増加傾向にあるわけではなく、必ずしも中央値の税負担を軽減させる方向に税制改正が行われていたとは言えないようである。

18) 北村・宮崎(2011, 表26-31)では男女別の分析も行ったが、男女とも世帯全体の推計結果と同じように、1984年が最も再分配効果が大きく、1989年と1994年に再分配効果が小さくなり、1999年、2004年には再分配効果がより小さくなる。また、ほとんどの不平等指標において、修正当初所得と課税後所得の双方において、男性よりも女性の方が所得不平等が大きいが、税の所得分配効果は男性の方が大きいことが明らかにされている。

19) 通常、課税ベースの縮小は高所得者の税負担を大きく軽減させるが、1984年から1989年にかけて累進税率も緩和されているため、課税ベースの縮小の影響は通常と異なる可能性がある。

## 参 考 文 献

- 別所俊一郎(2010)『税負担と労働供給』『日本労働研究雑誌』No. 605, pp. 4-17.
- 石弘光(1979)『租税政策の効果—数量的接近』東洋経済新報社。
- 伊多波良雄(1986)『課税最低限と所得再分配』『経済学論叢』第37巻第1・2号, 同志社大学経済学会, pp. 94-111.
- 北村行伸・宮崎毅(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』, Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series, 150.
- 北村行伸・宮崎毅(2011)『所得不平等と税の所得再分配機能の評価: 1984-2004年』, Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series, XXX. (近刊)
- 國枝繁樹(2010)『新しい最適所得税理論と日本の所得税制—アップデート—』日本経済学会秋季大会発表論文。
- 望月正光・野村容康・深江敬志(2010)『申告所得税における所得者別・所得階層別の再分配効果』『所得税の実証分析』pp. 65-100, 日本経済評論社。
- 内閣府(2006)『年次経済報告』。
- 小塩隆士(2006)『所得格差の推移と再分配政策の効果』小塩隆士・田近栄治・府川哲夫(編)『日本の所得分配』pp. 85-110, 東京大学出版会。

- 小塩隆士(2010)『再分配の公正分析—公平と効率を問う』日本評論社。
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫(編)(2006)『日本の所得分配』東京大学出版会。
- 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社。
- 白波瀬佐和子(編)(2006)『変化する日本の不平等』東京大学出版会。
- 白波瀬佐和子(2011)「経済教室 縮む中間層(上)現役世代の再分配強化を」, 日本経済新聞, 2011年10月24日付。
- 橋本俊詔・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 田近栄治・八塩裕之(2006)「税制を通じた所得再分配: 所得控除にかわる税額控除の活用」, 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫(編)『日本の所得分配』pp.85-110, 東京大学出版会。
- 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—日本の事業者所得のケース」PRI Discussion Paper Series (No. 05A-04), 財務省財務総合政策研究所。
- Aarbu, K. O. and T. O. Thoresen (2001) "Income Responses to Tax Changes—Evidence from the Norwegian Tax Reform," *National Tax Journal*, Vol. 54, No. 2, pp. 319-335.
- Atkinson, A. B. (1970) "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, No. 3, pp. 244-263.
- Atkinson, A. B., L. Rainwater and T. M. Smeeding (1995) *Income Distribution in OECD Countries: The Evidence from the Luxembourg Income Study*, LIS, OECD, Paris.
- Blundell, R., T. MaCurdy and C. Meghir (2007) "Labor Supply Models: Unobserved Heterogeneity, Nonparticipation and Dynamics," in J. J. Heckman and E. E. Leamer (eds): *Handbook of Econometrics*, Vol. 6A, Elsevier, pp. 4667-4775.
- Dardanoni, V. and P. J. Lambert (2002) "Progressivity Comparisons," *Journal of Public Economics*, Vol. 86, No. 1, pp. 99-122.
- Feldstein, Martin (1995) "The Effects of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, pp. 551-572.
- Fukawa, T. and T. Oshio (2007) "Income Inequality Trends and Their Challenges to Redistribution Policies in Japan," *Journal of Income Distribution*, Vol. 16, No. 34, pp. 9-30.
- Gottschalk, P. and T. Smeeding (1997) "Cross National Comparisons of Earnings and Income Inequality," *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 5, pp. 633-686.
- Gottschalk, P. and T. Smeeding (1999) "Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries," Working Paper No. 154.
- Gruber, Jonathan and Emmanuel Saez (2002) "The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications," *Journal of Public Economics*, Vol. 84, No. 1, pp. 1-32.
- Karoly, L. A. and Burtless, G. (1995) "Demographic Change, Rising Earnings Inequality and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989," *Demography*, Vol. 32, No. 3, pp. 379-405.
- Kasten, R., F. Sammartino and E. Toder (1994) "Trends in Federal Tax Progressivity," in J. Slemrod (ed.) *Tax Progressivity and Income Inequality*, Cambridge University Press.
- Lambert, P. J. (2001) *The Distribution and Redistribution of Income*, 3rd edition, Manchester University Press.
- Lambert, P. J. and T. O. Thoresen (2009) "Base Independence in the Analysis of Tax Policy Effects: with an Application to Norway 1992-2004," *International Tax and Public Finance*, Vol. 16, No. 2, pp. 219-252.
- McClements, L. D. (1977) "Equivalence Scales for Children," *Journal of Public Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 191-210.
- Moriguchi, Chiaki (2010) "Top Wage Incomes in Japan, 1951-2005," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 24, No. 3, pp. 301-333.
- Moriguchi, Chiaki and Saez, Emmanuel (2008) "The Evolution of Income Concentration in Japan, 1886-2005: Evidence from Income Tax Statistics," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 4, pp. 713-734.
- Reynolds, M. and E. Smolensky (1977) *Public Expenditures, Taxes, and the Distribution of Income: The United States*, Academic Press.
- Ryscavage, P. (1995) "A Surge in Growing Income Inequality," *Monthly Labor Review*, Vol. 118, No. 8, pp. 51-61.
- Saez, Emmanuel, Joel Slemrod and Seth Giertz (2009) "The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical View," NBER Working Paper, No. 15012.
- Slemrod, J. B. (1992) "Do Taxes Matter? Lessons from the 1980s," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, pp. 250-256.
- Smeeding and Gottschalk (1999) "Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries," *Luxembourg Income Study Working Paper Series*, Working Paper No. 154, Luxembourg Income Study (LIS).
- Smeeding, T. M., P. Saunders, J. Coder, S. Jenkins, J. Fritzell, A. Hagenaars, R. Hauser, and M. Wolfson (1993) "Poverty, Inequality, and Family Living Standard Impacts Across Seven Nations: The Effect of Non Cash Subsidies," *Review of Income and Wealth*, Vol. 39, No. 3, pp. 229-256.
- Thoresen, T. O., J. Aasness and Z. Jia (2011) "A Suggestion for Evaluation of Redistributive Effects of Tax Policy Changes: with an Application to the 2006 Norwegian Tax Reform," mimeo.