

第6章

所得不平等の推移と税の所得再分配機能：『全国消費実態調査（1984－2009年）』による分析¹²³

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に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。

本節では、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2009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主の課税額を計算して、課税後所得や可処分所得を求める。その後、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口構成の変化、景気循環などの影響を除外した、**fixed income 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という関係性は確認できなかった。

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

¹本節は、北村・宮崎（2012）のデータをアップデートさせ、書き換えたものである。

²本研究は、総務省統計局『全国消費実態調査』（1984－2009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。

³本節の元となる研究は、一橋大学、2012年日本経済学会春季大会（北海道大学）において発表し、討論者の大竹文雄氏（大阪大学）と小塩隆士氏（一橋大学）、また阿部修人氏（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。記して感謝したい。

の税制改革では、最高税率引き下げが再配分機能を弱めたものの、中間所得層の累進税率が緩和されたことで再配分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、所得再配分機能が大きく低減したと考えられる。2009年以降平均税率が上昇しているが、所得再配分機能の回復にまでは至っていない。

第3に、若年者において最も税の所得再配分機能が弱く、次が中年層で、高齢層において最も再配分機能が強い。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、税の再配分機能が弱い。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、累進税率による再配分効果が大きいと考えられる。高齢層では、若年層や中年層と異なり、可処分所得の分布が小さくなっている。

本節の構成は、次の通りである。第2節で、所得不平等と税制の所得再配分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は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(2008)は『所得再配分調査』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、所得再配分は年齢階層間で起きていること、若年者ほど格差が拡大するという傾向は再配分を行った後の再配分所得において確認されることなどを指摘している。橘木・浦河(2006)

では、1990年代半ば以降、母子世帯、単身者世帯に加えて、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、家族の人口構成、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**⁴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(2008)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

⁴ 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。

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

本節では『全消』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』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と同様の結果が得られている（内閣府、2006）。なお、『全消』のデータ処理の方法は、本書の第 3 節と同じなので、そちらを参照されたい。

次に所得税・住民税額の計算方法を述べる。計算から求めた世帯主、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（本節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。

当初所得＝収入＋利子・配当収入

修正当初所得＝収入＋公的年金等＋利子・配当収入

課税後所得＝収入＋公的年金等＋利子・配当収入－所得税・住民税

可処分所得＝収入＋公的年金等＋利子・配当収入－所得税・住民税－社会保険料

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、 μ はその平均である。 ϵ 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。

本研究では、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。全体的に、1984 年以降年々平均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。

表 1-5 を挿入

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、増加傾向にあることがわかる。

表 3-5 は、若年層（-39 歳）、中年層（40-59 歳）、高齢層（60 歳-）における所得不平等指標の推移である。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り、特に 2004 年以降は拡大幅が大きくなっている。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るが、急激に拡大しているわけではない。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ほか、2004 年から 2009 年にかけて不平等度は縮小している。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⁵。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ているが、『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齢層では働いていることを示唆している。

図 1-4 を挿入

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、1984 年から 2009 年まで徐々に山が右にシフトしていることが分かる。ただし、1999 年からはあまり変化していない。一方、1984 年から 2009 年にかけて、一貫して山の頂上低くなっており、所得不平等が拡大していたことが分かる。所得が 300-700 万円の世帯

⁵ なお、20 歳代と 30 歳代では所得分布が異なっている可能性が考えられることから、若年層を 20 歳代と 30 歳代に分割した推計も行ったが、ジニ係数をはじめとする所得不平等指数にははっきりとした相違が見られなかった。したがって、紙幅の制限があることから、本稿では 39 歳以下を若年層とした分析を行う。詳しくは北村・宮崎（2012）の付録を参照されたい。

の割合が大きくなっており、最頻値付近の所得階層（中間階層と称する）の割合が小さくなっている⁶。所得が 300 万円－800 万円の世帯の割合が増加しているが、この期間、税制改正により一貫して平均税率が減少していた影響かもしれない。

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割合が大きい。中年層においても中間階層の割合が小さくなり、所得不平等は拡大しているが、山が右にシフトしていることから、所得が一定上の世帯では可処分所得は増加傾向にあると言えよう。高齢層では、1989 年から 2009 年にかけて山が右にシフトする一方、他の年齢層と異なり、中間階層が少なくなると所得不平等が拡大するということがない。むしろ所得不平等は縮小傾向にあり、公的年金等による再分配の効果かもしれない。

図 5 を挿入

次に、分位中央値比率別の所得不平等の推移、特に中間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 5 から、全体では P90/P10 で示されるように所得不平等が拡大していることがわかるが、その他の比率は P80/P20 が若干大きいものの、拡大傾向にあるとは言えない⁷。したがって、カーネル密度推定量では中間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たとは言えないだろう。

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、P90、P90/P10、Reynolds-Smolensky 指標を比較し、再分配政策の効果の推移を分析する。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・恩給が含まれるかどうかは変化するとうまく比較できないため、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。また Reynolds-Smolensky

⁶ 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、86 年の 72.3% から 95 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 86 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。

⁷ 年齢階層別、男女別については北村・宮崎 (2011、図 10) を参照。

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⁸⁹。

表 6-9 を挿入

表 6-9 は、世帯全体及び年齢階層別の税における所得再分配効果の推計結果である。表 6 より、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¹⁰。Reynolds-Smolensky 指標によると、1984 年と比べて、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。2009 年には、若干改善されている。ただし、当初所得の中央値が年々上昇しており、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。

⁸Reynolds-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。

⁹ Reynolds-Smolensky 指標の理論的背景は次のとおりである。まず、下位 100p%における、課税前所得 x のロレンツ曲線を次のように定義する。

$$p = F(y) \Rightarrow L_x(p) = \int_0^y \frac{xf(x)dx}{\mu} \quad 0 \leq p \leq 1$$

ただし、 y は下位 100 p%における所得水準、 $f(x)$ は課税前所得の確率密度関数、 μ は課税前所得の平均である。また、同様に、課税後所得 $x - t(x)$ のロレンツ曲線を次のように定義する。

$$p = F(y) \Rightarrow L_{x-T}(p) = \int_0^y \frac{[x - t(x)]f(x)dx}{\mu(1-g)}$$

ただし、 $t(x)$ は微分可能な租税関数、 $g = \int \frac{xf(x)dx}{\mu}$ は総平均税率である。また、ジニ係数の計算式は、次のとおりである。

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p)dp$$

このとき、RS 指標は、次のように記述できる。

$$\Pi^{RS} = 2 \int_0^1 [L_{x-T}(p) - L_x(p)]dp = G_x - G_{x-T}$$

ただし、 G_x は課税前所得のジニ係数、 G_{x-T} は課税後所得のジニ係数である。したがって、RS 指標 Π^{RS} は課税によって達成されるジニ係数の減少幅を測定することになる。

¹⁰なお、Reynolds-Smolensky 指標で比較すると、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。

年齢階層別分析でも、税制による再分配効果が大きい 1989 年と 1994 年には Reynolds-Smolensky 指標が上昇するものの、1999 年と 2004 年には同指標が減少しており、世帯全体と同様の傾向が伺える。税の再分配効果は若年層において最も小さく、次が中年層、高齢層において最も大きいことが示されており、この傾向はどの年においても同じである。当初所得のジニ係数が大きいほど、再分配効果も大きいと考えられる。

図 6-9 を挿入

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 6-9 は、世帯全体の修正当初所得、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。平均税率と限界税率は、修正当初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¹¹。図 6 と 7 からわかるように、1984 年以降、一貫して上位 5% の修正当初所得と課税後所得が他の階層と比べて増加する傾向にある。ただし、高齢層では上位 5% の所得が拡大するという傾向はみられない。また、全体では課税後所得は当初所得ほど不平等が拡大しているわけではない。

図 8 より、1984 年以降 2004 年まで一貫して平均税率が減少している。ただし、所得階層により影響は異なり、例えば 1999 年から 2004 年にかけて上位 5% の平均税率は減少しているが、それより下の階層では増加に転じている。年齢階層によっても異なった推移をしており、高齢者は他の年齢階層と異なり、1989 年に顕著な下落を示した後、1999 年まで徐々に減少し、その後増加に転じている。高齢層を除いて上位 5% の平均税率は同じような傾向で減少しているが、中年層の 1999 年における下落幅が非常に大きい。1995 年の累進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。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。なお、25% の階層における平均税率は、1984 年には 8% を超えていたが、2004 年には 4% 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 9 は、限界税率の推移である¹²。近年、限界税率が申告所得に及ぼす影響に関して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 年には上位 5% にお

¹¹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。

¹²限界税率の計算方法は、付録 A を参照されたい。

いて限界税率がほとんど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など、所得階層によって限界税率の影響が異なることがわかる。1989年以降は税率が減少しているが、特に1999年に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。また、公的年金等控除や老年者控除などの影響により、高齢者の上位5%階層の限界税率は、2004年まで一貫して減少している。なお、どの年齢層においても、2009年には限界税率が上昇している。

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、2009年の所得に対して1984年、1989年、1994年、1999年、2004年、2009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 10 を挿入

表 10 は、1984年、1994年、2004年、2009年の所得に1984年から2009年までの税制を適用したときの、Reynolds-Smolensky 指標の推移である。ほとんどの分析で、Reynolds-Smolensky 指標は1984年から1989年にかけて若干上昇し、1994年はほとんど横ばいだが、1999年、2004年に大幅に減少している。2009年は、ほとんど2004年と同じである。トップ・ボトムコーディングに依存しないP90/P10においても、1989年、1994年に小さくなった後、1999年、2004年と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若干縮小させたが、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拡大する改革であったことがわかる。なお、1999年にはReynolds-Smolensky 指標が減少する一方で、所得の中央値は上昇していたが、1994年所得のケースを除いて、2004年は双方とも減少しており、所得再分配機能だけではなく、税負担も大きくなっていったことが分かる。2004年と2009年のReynolds-Smolensky 指標は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。なお、中央値は1999年までは逡増しており、税負担を

軽減させるような改正が行われてきたと言えるが、1999年以降は必ずしも増加傾向にあるわけではなく、必ずしも税負担を軽減させていたとは言えないようである。

年齢階層別の **fixed income approach** でも税制改革の評価を行った。まず、年齢階層により税制改革の影響が異なることが分かった。若年層と中年層では、1984年から89年にかけて **Reynolds-Smolensky** 指標が横ばいか減少する一方、高齢層では大幅に上昇している。つまり、1987年、89年の税制改革は、高齢層において所得不平等を縮小するように機能していた。一方、どの年齢階層でも世帯全体と同様、1994年から1999年にかけて所得再分配機能が大きく低下している。また、若年者が最も **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。大小関係がジニ係数の大小関係と同じであったことから、課税前の所得分布の影響が大きいと思われる。

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もかかわらず、低・中所得者層においても税率が引き下げられたため、課税後所得の不平等は縮小した¹³。

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10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、老年者控除の廃止が行われ、2004年には公的年金等控除の見直しが実施された。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

¹³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89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。

の、2006年まで定率減税が維持された。2004年には、課税ベースの拡大によりほとんどの年齢階層・所得階層において平均税率が上昇する一方、中年層の上位5%では平均税率が若干減少しており、特別減税によって高所得者及び、複数世帯において税負担が軽減されていた可能性がある。

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よう。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配分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配分機能はむしろ強化されたと考えられる。一方、1995年と1999年の最高税率引き下げと課税ブラケット数の縮減、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と言えよう。

5. 結論

近年、所得格差の問題が重要視されるようになるにつれて、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、1984年から2009年までの『全消』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2009年までの25年間、一貫して所得不平等が拡大していることが確認された。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、1989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。1984年から1989年には所得税の再分配効果は強まっていたが、1994年から99年、2004年にかけて大幅に再分配機能が減少していた。1987年と1989年の税制改革では、最高税率引き下げが再配分機能を弱めたが、中間所得層の累進税率が緩和されたために再配分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ラケット数の縮減、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。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、税の再配分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。

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、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×（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。

付録B Stata コード

**表 1. 記述統計量

*year : 年（下2桁、2000年以降は+100）

*id1=1 : サンプル全体、id2=1 : 若年層、id3=1 : 中年層、id4=1 : 高齢層

*h_tot_disp_e05 : 等価可処分所得

```
foreach k in 1 2 3 4 {
```

```

foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
  foreach j in h_tot_disp_e05 {
    disp "`k' " " " `i'"
    tabstat `j' if year==`i' & id`k'==1 , stat(mean sd min max n) columns(stat) longstub nosep

  }
}

```

****表 2-5. 等価可処分所得における不平等指標の推移**

```

gen id=.
gen _temp=.
gen _i=.

foreach k in 1 2 3 4 {
  foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
    foreach j in h_tot_disp_e05 {
      replace id=.
      replace _temp=.
      replace _i=.

      disp `k' " " `i' " " `j'"
      replace id=1 if year==`i' & id`k'==1
      qui sum `j' if year==`i' & id`k'==1, detail
      loc n=r(N)
      loc mean=r(mean)
      loc sd=r(sd)
      foreach h in 10 50 90 {
        loc p`h`=r(p`h')
      }

      **median
      loc med=r(p50)

      **CV

```

```

loc cv=`sd'/`mean'
loc scv=(`cv')^2

**Gini coef
sort id `j', stable
replace _i=_n
replace _temp=(2*`n'-(2*_i-1))*`j' if year==`i' & id`k'==1
qui sum _temp
loc g=1-1/(`n'^2*`mean')*r(sum)

**Theil entropy measure
replace _temp=(`j'/`mean')*log(`j'/`mean') if year==`i' & id`k'==1
qui sum _temp
loc te=1/(`n')*r(sum)

**mean log deviation
replace _temp=log(`mean'/`j') if year==`i' & id`k'==1
qui sum _temp
loc mld=r(sum)/`n'

**Atkinson measure
loc h=0
foreach e in 1/2 2 {
loc h=`h'+1
replace _temp=(`j'/`mean')^(1-`e') if year==`i' & id`k'==1
qui sum _temp
loc sw=r(sum)
loc am`h`=1-(`sw'/`n')^(1/(1-`e'))
}

*other
loc e=0
qui sum `j' if year==`i' & id`k'==1
loc sw=r(sum)
loc am`e`=1-((`sw')^(1/`n'))/`mean'

```

```

**percentail
foreach h in 10 90 {
loc P`h'=`p`h'/'p50'*100
}
loc P90_P10=`p90'/'p10'

**相对的贫困率
qui sum `j' if year==`i' & id`k'==1 & `j'<`p50'/2
loc n1=r(N)

loc rp=`n1'/'n'

***不平等指標
disp "Indexes"
disp `k' " " `i' " " `j'"

disp "median"
disp `p50'

disp "CV"
disp `cv'
disp "SCV"
disp `scv'

disp "Gini coefficient"
disp `g'

disp "Theile entropy"
disp `te'

disp "MLD"
disp `mld'

disp "Atkinson index: e=0.5"
disp `am1'

```

```
disp "Atkinson index: e=1"
```

```
disp `am0'
```

```
disp "Atkinson index: e=2"
```

```
disp `am2'
```

```
foreach h in P10 P90 P90_P10 {
```

```
disp "`h'"
```

```
disp ``h"
```

```
}
```

```
disp "Relative poverty measure"
```

```
disp `rp'
```

```
}
```

```
}
```

```
}
```

```
***カーネル分布
```

```
loc title "図 1. カーネル密度推定量：全体"
```

```
kdensity h_tot_disp_e05 if id1==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 , nograph gen(x fx)
```

```
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
```

```
kdensity h_tot_disp_e05 if id1==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 & year==`i',
```

```
nograph gen(fx`i') at(x)
```

```
label var fx`i' "19`i'年"
```

```
}
```

```
label var fx104 "2004 年"
```

```
label var fx109 "2009 年"
```

```
line fx84 fx89 fx94 fx99 fx104 fx109 x, sort ytitle("`title'") xtitle("`titlex'") clpattern(solid dash  
dash_dot shortdash dot longdash) legend(position(1) ring(0) ) graphregion(fcolor(gs16) lstyle(none)  
ilstyle(none)) title("`title'", size(medium))
```

```
*Drop variables
```

```
drop x fx
```

```

foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
drop fx`i'
}

loc title "図 2. カーネル密度推定量：若年層（-39 歳）"
kdensity h_tot_disp_e05 if id4==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 , nograph gen(x fx)
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
kdensity h_tot_disp_e05 if id4==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 & year==`i',
nograph gen(fx`i') at(x)
label var fx`i' "19`i'年"
}
label var fx104 "2004 年"
label var fx109 "2009 年"

line fx84 fx89 fx94 fx99 fx104 fx109 x, sort ytitle("`title'") xtitle("`titlex'") clpattern(solid dash
dash_dot shortdash dot longdash) legend(position(1) ring(0) ) graphregion(fcolor(gs16) lstyle(none)
ilstyle(none)) title("`title'", size(medium))

*Drop variables
drop x fx
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
drop fx`i'
}

loc title "図 3. カーネル密度推定量：中年層（40-59 歳）"
kdensity h_tot_disp_e05 if id5==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 , nograph gen(x fx)
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
kdensity h_tot_disp_e05 if id5==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 & year==`i',
nograph gen(fx`i') at(x)
label var fx`i' "19`i'年"
}
label var fx104 "2004 年"
label var fx109 "2009 年"

line fx84 fx89 fx94 fx99 fx104 fx109 x, sort ytitle("`title'") xtitle("`titlex'") clpattern(solid dash
dash_dot shortdash dot longdash) legend(position(1) ring(0) ) graphregion(fcolor(gs16) lstyle(none)

```

```
ilstyle(none)) title("`title'", size(medium))
```

```
*Drop variables
```

```
drop x fx
```

```
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
```

```
drop fx`i'
```

```
}
```

```
loc title "図 4. カーネル密度推定量：高齢層（60歳）"
```

```
kdensity h_tot_disp_e05 if id6==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000, nograph gen(x fx)
```

```
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
```

```
kdensity h_tot_disp_e05 if id6==1 & h_tot_disp_e05<. & h_tot_disp_e05<1000 & year==`i',
```

```
nograph gen(fx`i') at(x)
```

```
label var fx`i' "19`i'年"
```

```
}
```

```
label var fx104 "2004年"
```

```
label var fx109 "2009年"
```

```
line fx84 fx89 fx94 fx99 fx104 fx109 x, sort ytitle("`title'") xtitle("`titlex'") clpattern(solid dash  
dash_dot shortdash dot longdash) legend(position(1) ring(0) ) graphregion(fcolor(gs16) lstyle(none)
```

```
ilstyle(none)) title("`title'", size(medium))
```

```
*Drop variables
```

```
drop x fx
```

```
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
```

```
drop fx`i'
```

```
}
```

***表 6-9. 税と社会保険による再分配効果の推移

*h_tot_e05 : 修正当初所得

*h_tot_afttax_e05 : 課税後所得

```
foreach k in 1 2 3 4 {
```

```
foreach i in 84 89 94 99 104 109 {
```

```
foreach j in h_tot_e05 h_tot_afttax_e05 h_tot_disp_e05 {
```

```

replace id=.
replace _temp=.
replace _i=.

disp `k' " " `i' " " `j'"
replace id=1 if year==`i' & id`k'==1
qui sum `j' if year==`i' & id`k'==1, detail
loc n=r(N)
loc mean=r(mean)
loc sd=r(sd)
foreach h in 10 50 90 {
loc p`h`=r(p`h')
}

**median
loc med=r(p50)

**CV
loc cv=`sd'/`mean'
loc scv=(`cv')^2

**Gini coef
sort id `j', stable
replace _i=_n
replace _temp=(2*`n'-(2*_i-1))*`j' if year==`i' & id`k'==1
qui sum _temp
loc g=1-1/(`n'^2*`mean')*r(sum)

**Percentail
foreach h in 10 90 {
loc P`h'=`p`h'/'p50'*100
}
loc P90_P10=`p90'/'p10'

**不平等指標
disp "Indexes"

```

```
disp `k' " " `i' " " `j'
```

```
disp "Median"
```

```
disp `p50'
```

```
disp "CV"
```

```
disp `cv'
```

```
disp "Gini coefficient"
```

```
disp `g'
```

```
foreach h in P10 P90 P90_P10 {
```

```
disp "`h'"
```

```
disp ``h'
```

```
}
```

```
}
```

```
}
```

```
}
```

****Reynolds-Smolensky index**

*Excel で、簡単に計算できる。

*****表 10. 税の再分配効果：fixed income approach における所得不平等指標の推移**

*1984 年、94 年、2004 年、2009 年の所得を用いて、表 6-9 と同じ計算を繰り返す。

参考文献

- 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 卷、第 1・2 号、同志社大学経済学会、pp. 94-111。
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等』、日本経済新聞社。
- 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。
- 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 (2012) 「所得不平等と税の所得再分配機能の評価—1984-2004 年—」『経済研究』第 63 卷、第 1 号、pp56-69.
- 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.
- 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。
- 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。
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』、東京大学出版会。
- 内閣府 (2006) 『年次経済報告』。
- 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。
- 望月正光・野村容康・深江敬志 「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。
- 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」『一橋論叢』134 (6), pp.1135-1158.
- Aarbu, K.O., and T.O. Thoresen (2001) “Income Responses to Tax Changes - Evidence from the Norwegian Tax Reform,” *National Tax Journal* 54, pp. 319-335.
- Atkinson, A. B. (1970), “On the Measurement of Inequality,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 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.

- 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* 103, pp.551-572.
- 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*, 86, pp. 99-122.
- Fukawa, T. and T. Oshio (2007), "Income inequality trends and their challenges to redistribution policies in Japan," *Journal of Income Distribution*, 16 (34), pp. 9-30.
- Gottschalk, P. and T. Smeeding (1997), "Cross national comparisons of earnings and income inequality", *Journal of Economic Literature* 35, 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*, 84, 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*, 32(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*, 16, pp.219-252.
- McClements, L.D. (1977) "Equivalence scales for children," *Journal of Public Economics*, 8(2), pp.191-210.
- Moriguchi, Chiaki (2010) "Top wage incomes in Japan, 1951-2005." *Journal of the Japanese and International Economies*, 24, 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*, 90, 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*, 118(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* 82, 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* 39(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.

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	2009年
全体						
平均	266	288	298	314	324	330
標準偏差	135	153	161	170	188	195
最小値	-9	-13	-11	-9	-16	-26
最大値	2565	5313	5107	3690	5305	7370
観測値数	45910	52790	54224	53504	50656	47147
若年層(-39歳)						
平均	228	243	249	266	281	287
標準偏差	89	100	107	116	126	130
最小値	1	-13	-5	1	4	-2
最大値	1370	2037	3185	2979	1881	1951
観測値数	15725	15739	14347	12654	10280	8443
中年層(40-59歳)						
平均	296	323	337	363	375	392
標準偏差	142	158	163	177	189	200
最小値	-9	0	-11	-2	-16	-11
最大値	2565	5313	4217	3690	2932	3303
観測値数	23396	26032	26543	24537	21661	18367
高齢層(60歳-)						
平均	253	268	273	277	289	291
標準偏差	168	182	185	175	201	199
最小値	5	1	-1	-9	-10	-26
最大値	2361	2221	5107	2496	5305	7370
観測値数	6789	11019	13334	16313	18715	20337

注: 単位は万円。

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	2009年
中央値	240.04	259.38	267.75	280.76	285.39	288.32
変動係数(CV)	0.51	0.53	0.54	0.54	0.58	0.59
平方変動係数(SCV)	0.26	0.28	0.29	0.29	0.34	0.35
ジニ係数	0.26	0.27	0.27	0.28	0.29	0.29
タイル指数	0.11	0.12	0.12	0.13	0.14	0.14
平均対数偏差(MLD)	0.12	0.13	0.13	0.14	0.15	0.15
アトキンソン指数						
$\varepsilon = 0.5$	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07
$\varepsilon = 1$	0.996	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997
$\varepsilon = 2$	0.23	0.30	0.23	0.30	0.31	0.33
分位中央値比率						
P10	54.60	53.74	52.91	51.74	50.74	50.94
P90	179.86	180.34	181.44	185.22	190.75	192.96
P90/P10	3.29	3.36	3.43	3.58	3.76	3.79
相対貧困率	0.08	0.08	0.09	0.09	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。メディアン
の単位は万円。アトキンソン指数の ε は不平等回避度。P10とP90は、それぞれメディアン
の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：若年層（-39歳）

	1984年	1989年	1994年	1999年	2004年	2009年
中央値	214.26	227.61	231.56	248.97	261.52	266.65
変動係数(CV)	0.39	0.41	0.43	0.44	0.45	0.45
平方変動係数(SCV)	0.15	0.17	0.18	0.19	0.20	0.21
ジニ係数	0.21	0.21	0.22	0.22	0.24	0.24
タイル指数	0.07	0.08	0.08	0.09	0.09	0.10
平均対数偏差(MLD)	0.08	0.08	0.08	0.09	0.10	0.10
アトキンソン指数						
$\varepsilon = 0.5$	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05
$\varepsilon = 1$	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.997
$\varepsilon = 2$	0.17	0.15	0.17	0.20	0.23	0.23
分位中央値比率						
P10	62.17	61.89	61.24	58.93	55.44	56.93
P90	157.88	158.87	161.45	162.69	168.93	169.65
P90/P10	2.54	2.57	2.64	2.76	3.05	2.98
相対貧困率	0.05	0.04	0.05	0.06	0.07	0.07

注：表2と同じ。

表 4. 等価可処分所得における不平等指標の推移：中年層（40-59 歳）

	1984年	1989年	1994年	1999年	2004年	2009年
中央値	273.54	298.10	312.14	335.52	345.39	361.97
変動係数(CV)	0.48	0.49	0.48	0.49	0.50	0.51
平方変動係数(SCV)	0.23	0.24	0.23	0.24	0.25	0.26
ジニ係数	0.25	0.25	0.25	0.25	0.26	0.27
タイル指数	0.11	0.10	0.10	0.11	0.12	0.12
平均対数偏差(MLD)	0.11	0.11	0.11	0.12	0.13	0.13
アトキンソン指数						
$\varepsilon = 0.5$	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06
$\varepsilon = 1$	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997
$\varepsilon = 2$	0.21	0.33	0.16	0.28	0.30	0.33
分位中央値比率						
P10	52.31	53.89	53.64	52.38	50.47	49.06
P90	172.22	170.87	168.96	171.62	174.76	174.35
P90/P10	3.29	3.17	3.15	3.28	3.46	3.55
相対貧困率	0.09	0.08	0.08	0.09	0.10	0.11

注：表2と同じ。

表 5. 等価可処分所得における不平等指標の推移：高齢層（60歳-）

	1984年	1989年	1994年	1999年	2004年	2009年
中央値	212.29	226.50	231.64	238.18	245.18	250.42
変動係数(CV)	0.66	0.68	0.68	0.63	0.70	0.68
平方変動係数(SCV)	0.44	0.46	0.46	0.40	0.48	0.47
ジニ係数	0.33	0.33	0.32	0.31	0.31	0.30
タイル指数	0.18	0.19	0.18	0.16	0.18	0.17
平均対数偏差(MLD)	0.19	0.19	0.18	0.17	0.17	0.16
アトキンソン指数						
$\varepsilon = 0.5$	0.09	0.09	0.09	0.08	0.08	0.08
$\varepsilon = 1$	0.996	0.996	0.996	0.996	0.997	0.997
$\varepsilon = 2$	0.33	0.37	0.32	0.35	0.33	0.34
分位中央値比率						
P10	46.93	45.28	47.15	49.30	50.98	51.37
P90	213.81	208.24	202.82	198.39	196.25	191.38
P90/P10	4.56	4.60	4.30	4.02	3.85	3.73
相対貧困率	0.12	0.12	0.11	0.10	0.10	0.09

注：表2と同じ。

図1. 可処分所得のカーネル密度推定量：全体

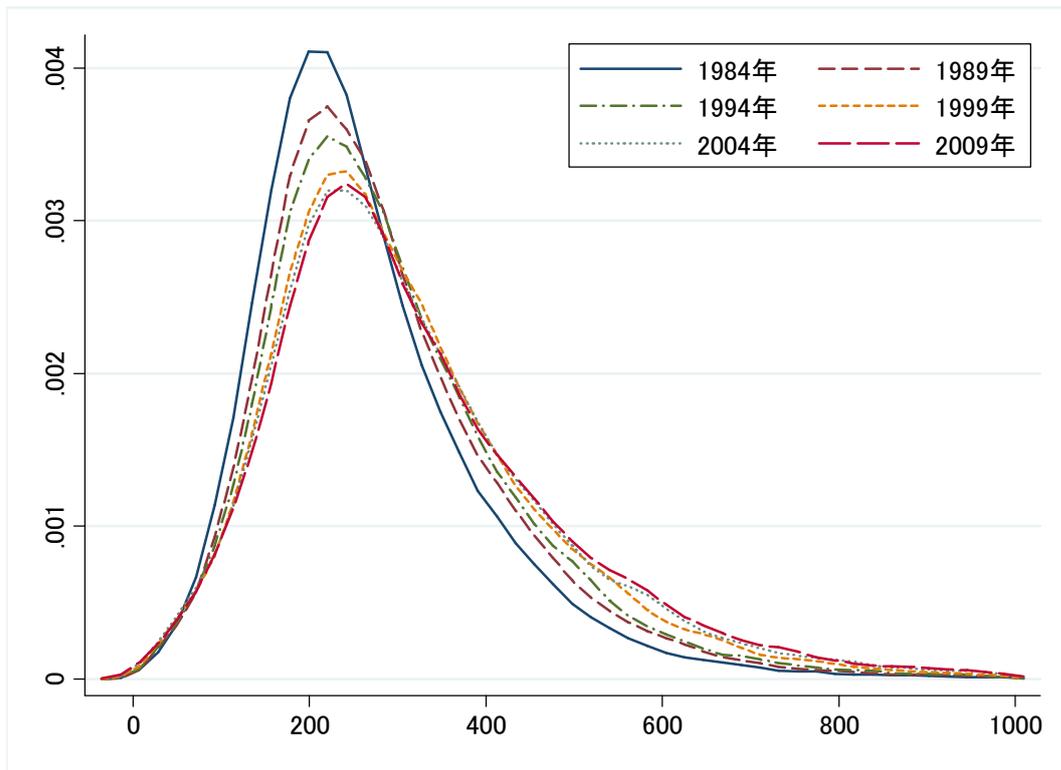


図2. 可処分所得のカーネル密度推定量：若年層 (-39歳)

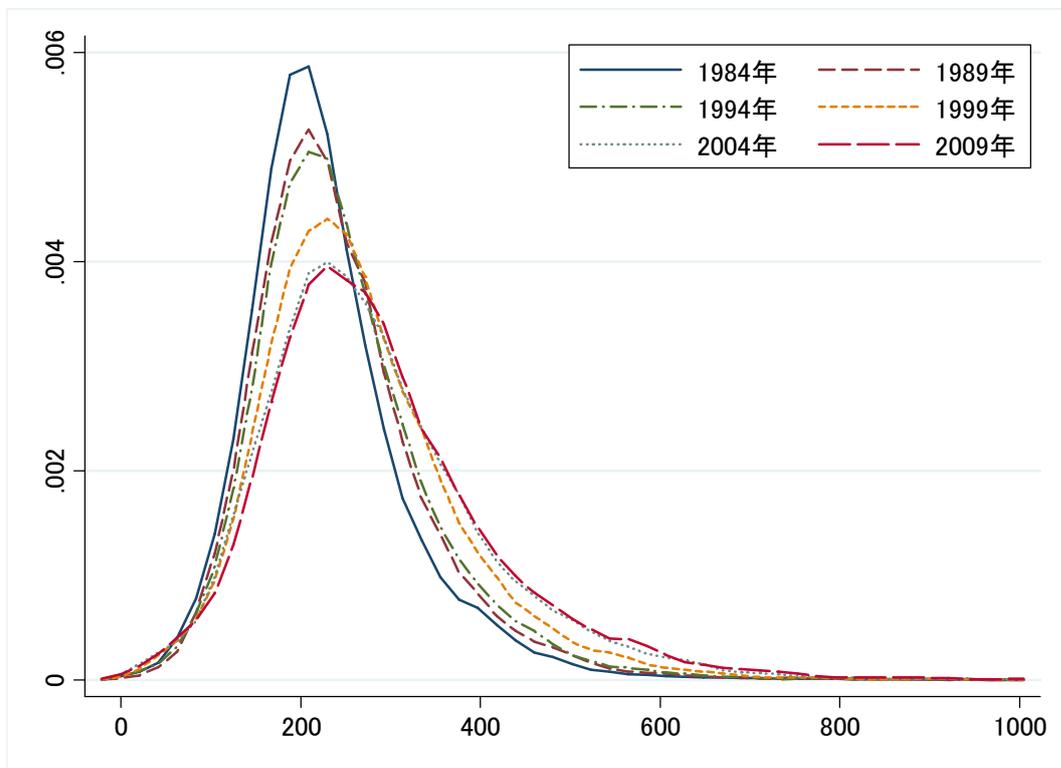


図 3. 可処分所得のカーネル密度推定量：中年層（40-59 歳）

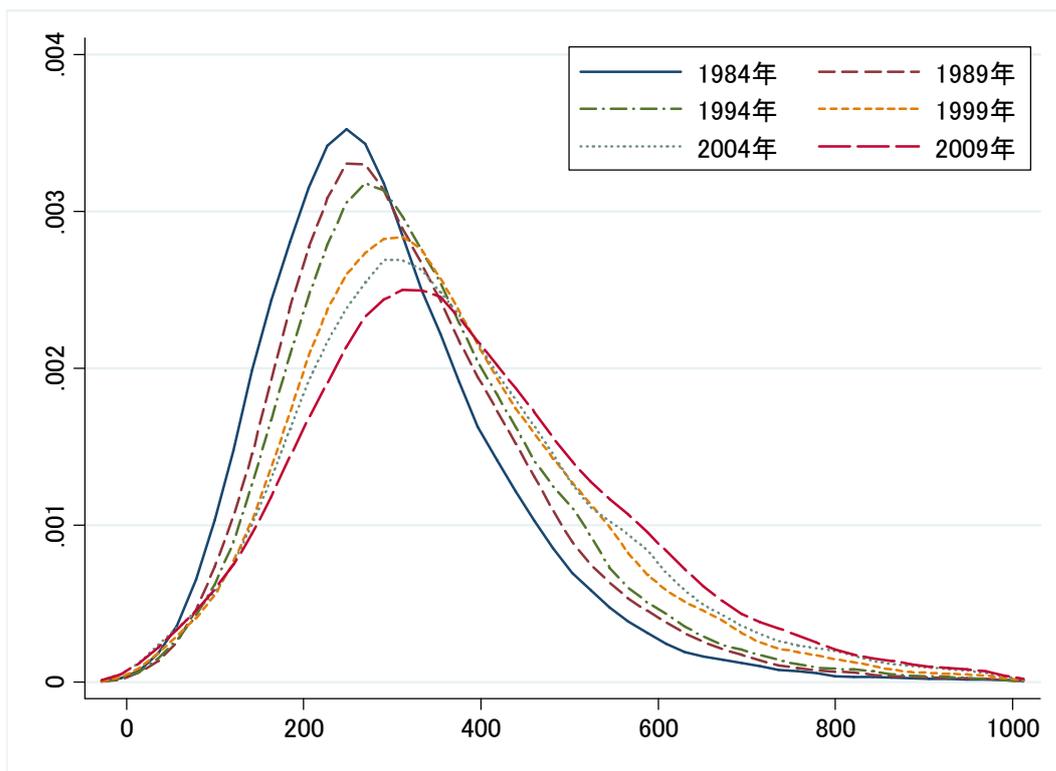


図 4. 可処分所得のカーネル密度推定量：高齢層（60 歳-）

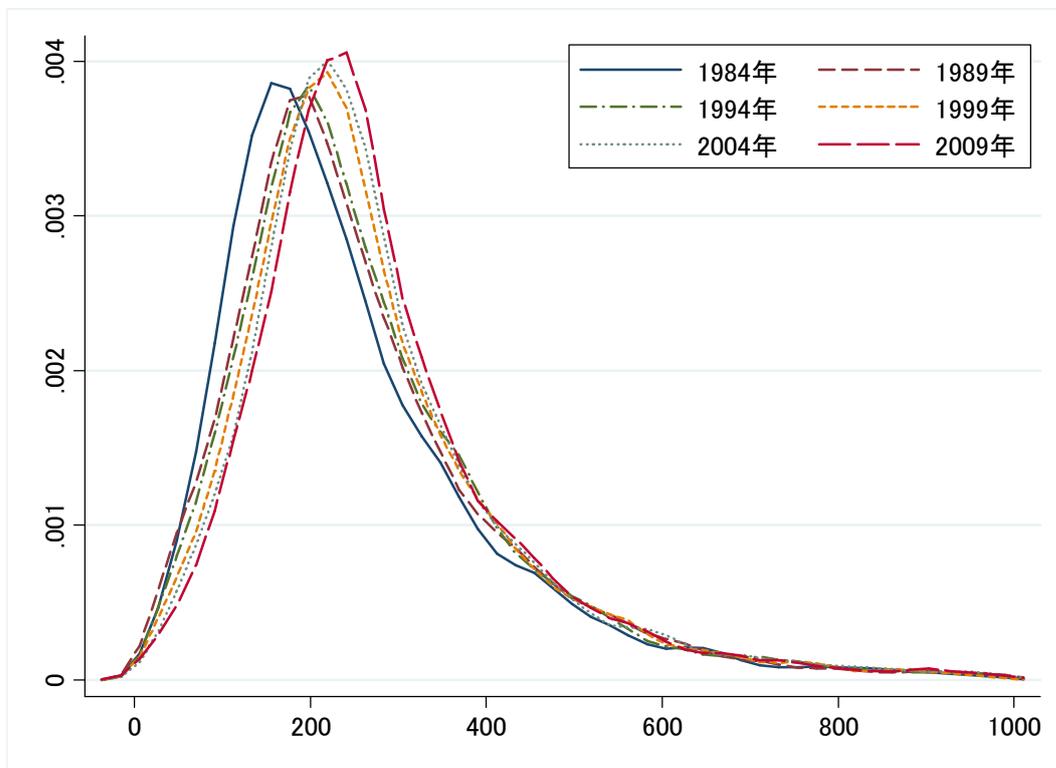


図 5. 分位中央値比率の推移

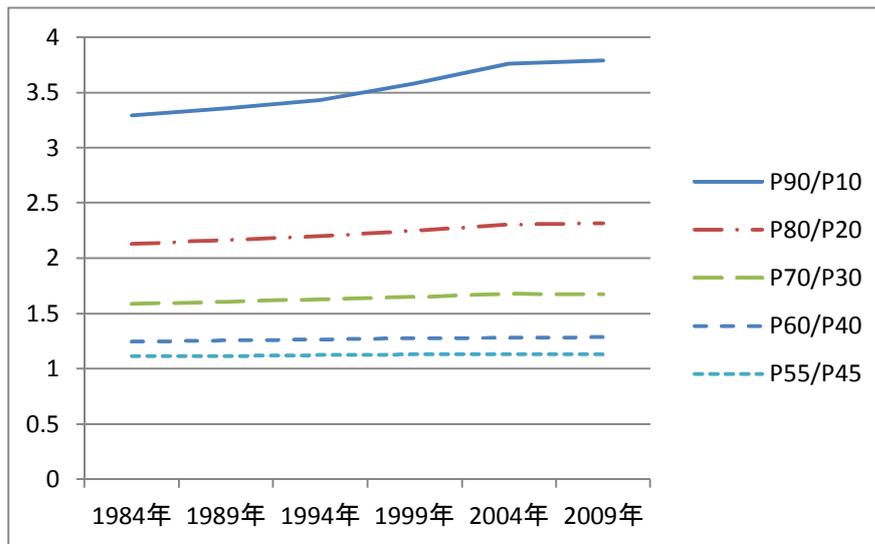


表 6. 税と社会保険による再分配効果の推移：全体

	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	244.83	240.04	289.59	265.42	259.38	299.92	276.08	267.75
変動係数(CV)	0.62	0.50	0.51	0.67	0.53	0.53	0.68	0.53	0.54
ジニ係数	0.29	0.26	0.26	0.30	0.26	0.27	0.30	0.27	0.27
P90/P10	3.60	3.28	3.29	3.71	3.33	3.36	3.76	3.40	3.43
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.027	0.026	-	0.032	0.030	-	0.030	0.028
	1999年			2004年			2009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	306.18	289.52	280.76	310.00	292.75	285.39	315.26	295.51	288.32
変動係数(CV)	0.63	0.54	0.54	0.68	0.57	0.58	0.70	0.59	0.59
ジニ係数	0.30	0.28	0.28	0.31	0.29	0.29	0.32	0.29	0.29
P90/P10	3.95	3.58	3.58	4.12	3.75	3.76	4.19	3.78	3.79
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.026	0.026	-	0.026	0.024	-	0.027	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。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。

表 7. 税と社会保険による再分配効果の推移：若年層（-39歳）

	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	244.49	218.94	214.26	254.84	234.28	227.61	260.04	240.83	231.56
変動係数(CV)	0.45	0.39	0.39	0.50	0.41	0.41	0.53	0.42	0.43
ジニ係数	0.22	0.21	0.21	0.23	0.21	0.21	0.23	0.21	0.22
P90/P10	2.73	2.53	2.54	2.71	2.54	2.57	2.78	2.62	2.64
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.018	0.017	-	0.020	0.018	-	0.018	0.016
	1999年			2004年			2009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	274.31	259.06	248.97	288.90	269.72	261.52	297.92	275.03	266.65
変動係数(CV)	0.50	0.43	0.44	0.49	0.45	0.45	0.49	0.45	0.45
ジニ係数	0.24	0.22	0.22	0.25	0.24	0.24	0.25	0.24	0.24
P90/P10	2.93	2.74	2.76	3.21	3.05	3.05	3.16	2.97	2.98
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.016	0.015	-	0.013	0.012	-	0.014	0.013

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。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。

表 8. 税と社会保険による再分配効果の推移：中年層（40-59 歳）

	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	319.64	278.91	273.54	338.74	304.97	298.10	353.87	322.15	312.14
変動係数(CV)	0.58	0.48	0.48	0.62	0.48	0.49	0.60	0.48	0.48
ジニ係数	0.28	0.25	0.25	0.28	0.25	0.25	0.28	0.25	0.25
P90/P10	3.57	3.27	3.29	3.47	3.15	3.17	3.47	3.13	3.15
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.027	0.025	-	0.031	0.029	-	0.028	0.026
	1999年			2004年			2009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	374.37	346.79	335.52	386.50	354.70	345.39	409.40	372.30	361.97
変動係数(CV)	0.57	0.48	0.49	0.57	0.50	0.50	0.58	0.51	0.51
ジニ係数	0.28	0.25	0.25	0.29	0.26	0.26	0.29	0.27	0.27
P90/P10	3.61	3.27	3.28	3.81	3.47	3.46	3.92	3.57	3.55
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.025	0.024	-	0.022	0.021	-	0.023	0.022

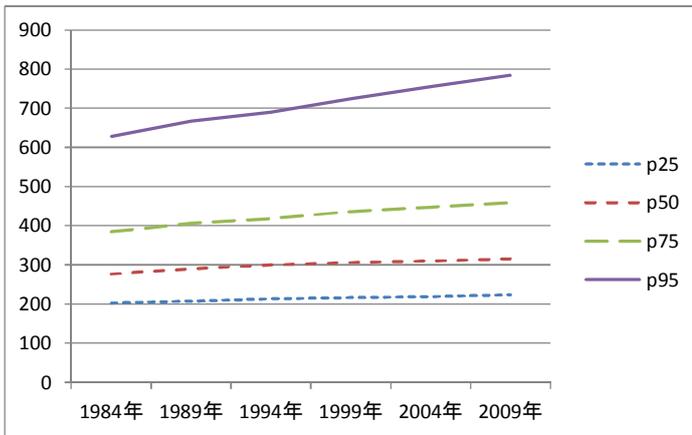
注：すべて、世帯人員数を人数の平方根で計算した、等価所得。収入が0より大きい世帯を対象とする。中央値の単位は万円。P10とP90は、それぞれ中央値の所得に対する累積分布10%と90%の所得の比率。

表 9. 税と社会保険による再分配効果の推移：高齢層（60歳-）

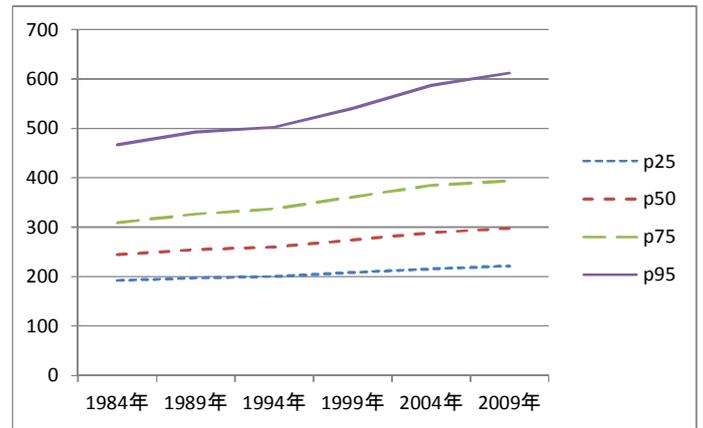
	1984年			1989年			1994年		
	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)	修正当初所得	課税後所得	可処分所得(参考)
中央値	246.15	214.93	212.29	241.23	229.86	226.50	243.68	236.05	231.64
変動係数(CV)	0.88	0.66	0.66	0.86	0.67	0.68	0.91	0.67	0.68
ジニ係数	0.36	0.33	0.33	0.37	0.33	0.33	0.36	0.32	0.32
P90/P10	5.12	4.53	4.56	5.06	4.57	4.60	4.76	4.31	4.30
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.037	0.036	-	0.041	0.039	-	0.039	0.037
	1999年			2004年			2009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	247.39	242.06	238.18	256.68	249.82	245.18	265.64	255.61	250.42
変動係数(CV)	0.76	0.63	0.63	0.86	0.69	0.70	0.86	0.67	0.68
ジニ係数	0.33	0.30	0.31	0.34	0.31	0.31	0.33	0.30	0.30
P90/P10	4.35	4.01	4.02	4.12	3.83	3.85	4.00	3.69	3.73
Reynolds-Smolensky 指標	-	0.029	0.028	-	0.031	0.028	-	0.030	0.027

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。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。

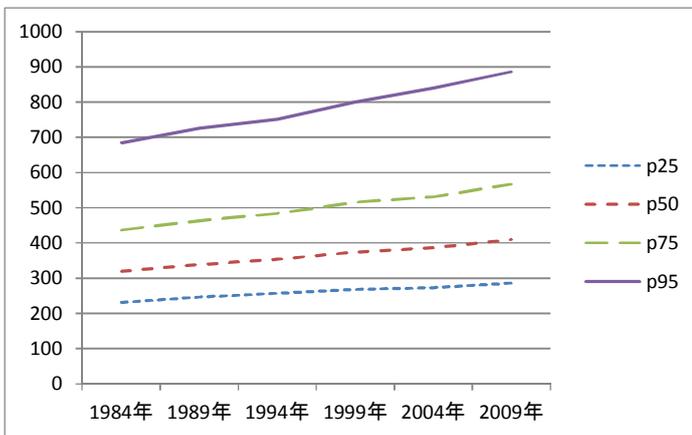
図 6. 所得階層別修正当初所得の推移
全体



若年層



中年層



高齢層

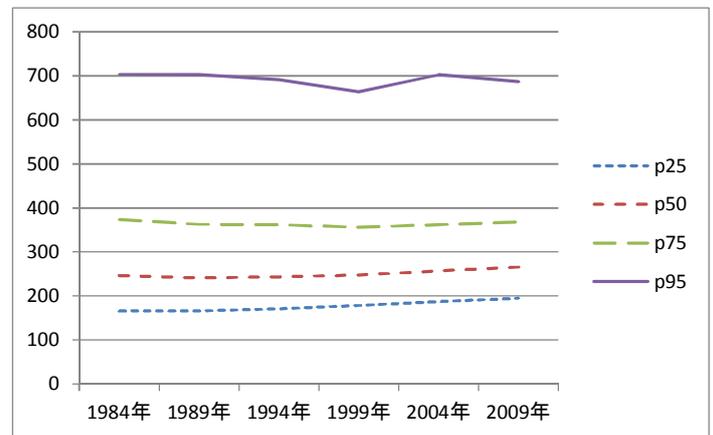
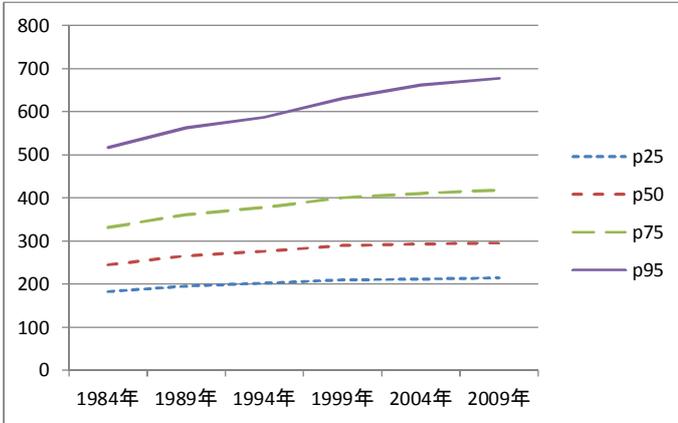
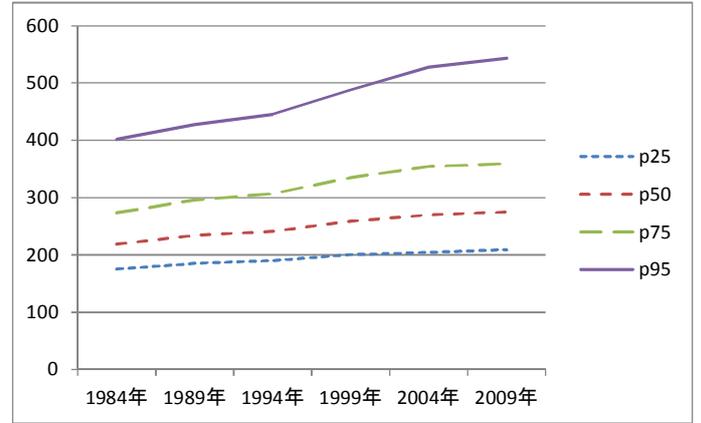


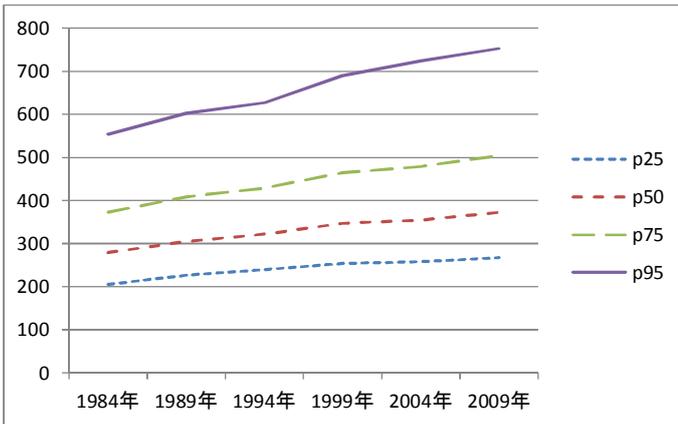
図 7. 所得階層別課税後所得の推移
全体



若年層



中年層



高齢層

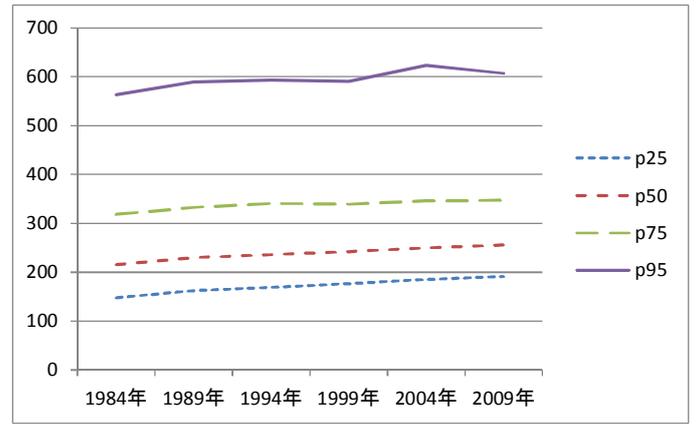
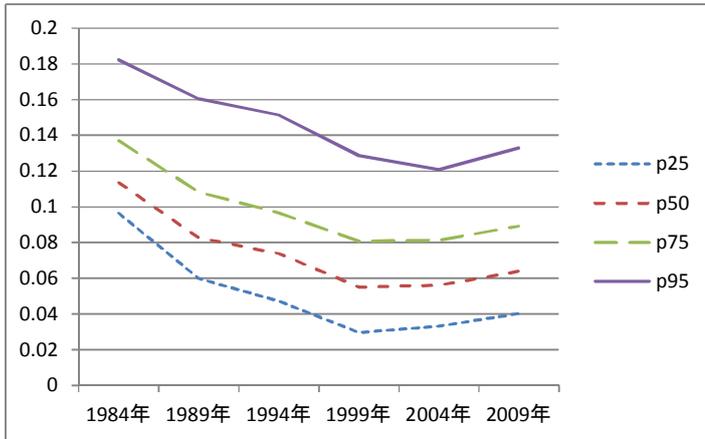
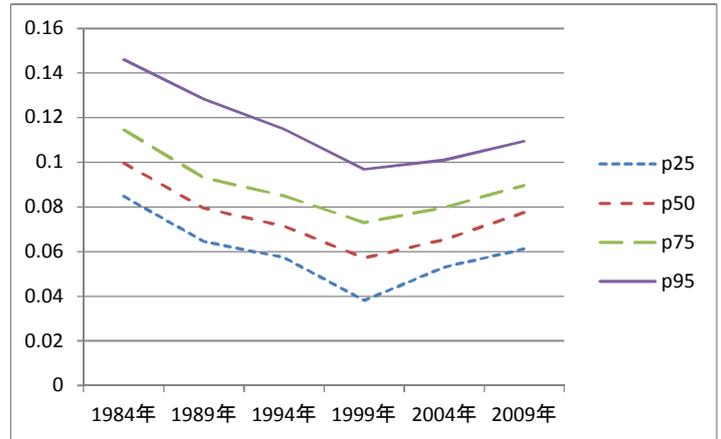


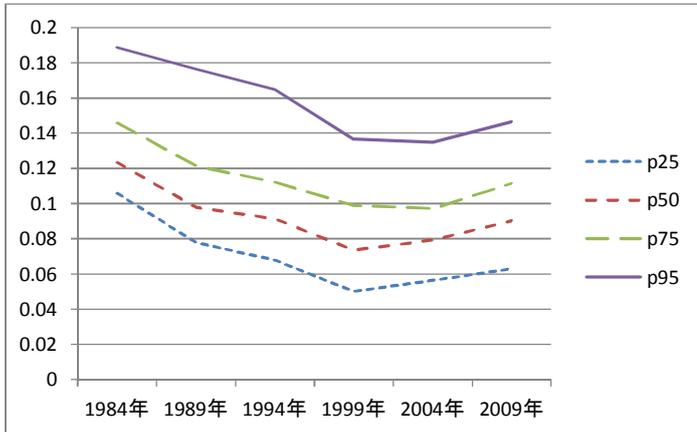
図8. 所得階層別平均税率の推移
全体



若年層



中年層



高齢層

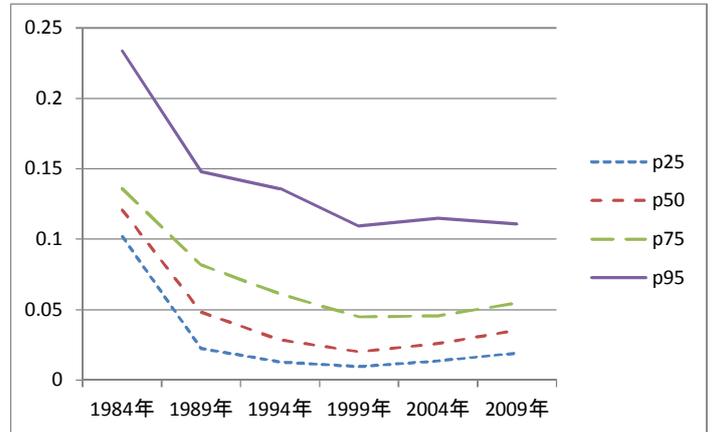
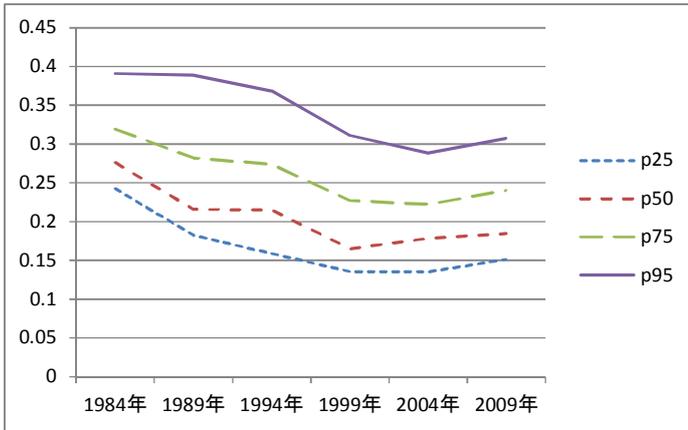
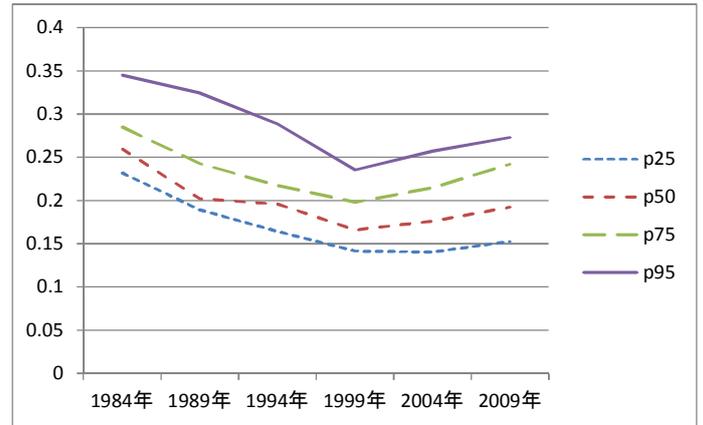


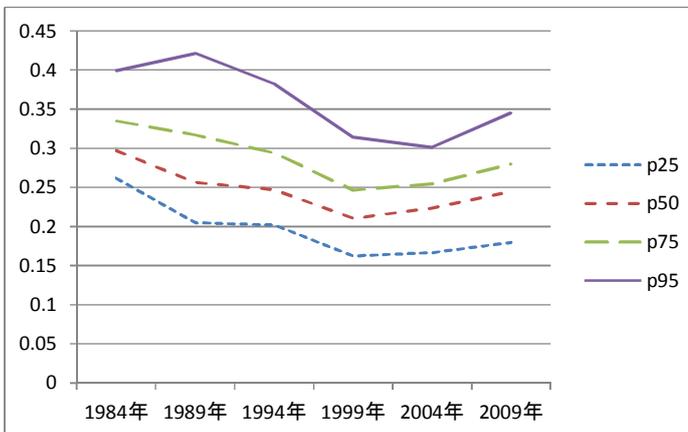
図9. 所得階層別限界税率の推移
全体



若年層



中年層



高齢層

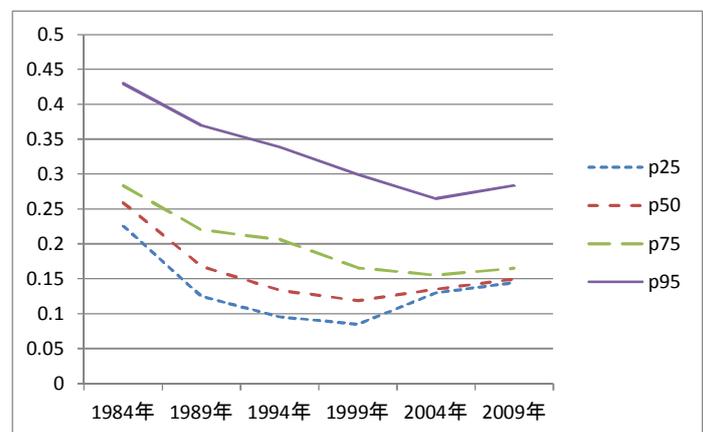


表 10. 税の再分配効果：fixed income approach における所得不平等指標の推移

		修正当初所得	適用する税制					
			1984年	1989年	1994年	1999年	2004年	2009年
全体								
1984年所得	中央値	276.51	244.83	251.97	253.56	259.73	257.59	256.64
	変動係数(CV)	0.62	0.50	0.51	0.51	0.52	0.53	0.53
	ジニ係数	0.29	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.27
	P90/P10	3.60	3.28	3.26	3.25	3.27	3.33	3.33
	RS指標		0.027	0.028	0.028	0.025	0.021	0.020
1994年所得	中央値	299.92	263.09	282.60	276.08	282.22	287.45	278.38
	変動係数(CV)	0.68	0.52	0.53	0.53	0.56	0.57	0.56
	ジニ係数	0.30	0.27	0.27	0.27	0.27	0.28	0.27
	P90/P10	3.76	3.42	3.42	3.40	3.44	3.55	3.47
	RS指標		0.030	0.029	0.030	0.026	0.020	0.023
2004年所得	中央値	310.00	271.51	286.63	294.90	298.63	292.75	327.19
	変動係数(CV)	0.68	0.55	0.54	0.55	0.57	0.57	0.66
	ジニ係数	0.31	0.28	0.28	0.28	0.29	0.29	0.33
	P90/P10	4.12	3.70	3.61	3.70	3.76	3.75	4.48
	RS指標		0.030	0.035	0.030	0.026	0.026	-0.014
2009年所得	中央値	315.26	275.60	292.88	294.20	299.36	297.47	295.51
	変動係数(CV)	0.70	0.55	0.55	0.55	0.58	0.58	0.59
	ジニ係数	0.32	0.29	0.28	0.28	0.29	0.29	0.29
	P90/P10	4.19	3.76	3.67	3.68	3.74	3.79	3.78
	RS指標		0.031	0.037	0.036	0.030	0.027	0.027
若年層								
1984年所得	中央値	244.49	218.94	223.09	224.55	230.42	227.20	225.99
	ジニ係数	0.22	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21	0.21
	P90/P10	2.73	2.53	2.53	2.52	2.53	2.56	2.56
	RS指標		0.018	0.018	0.018	0.017	0.014	0.014
1994年所得	中央値	260.04	232.80	247.99	240.83	244.98	251.30	242.00
	ジニ係数	0.23	0.21	0.21	0.21	0.21	0.22	0.22
	P90/P10	2.78	2.59	2.62	2.62	2.61	2.69	2.66
	RS指標		0.020	0.018	0.018	0.017	0.011	0.014
2004年所得	中央値	288.90	257.05	263.15	273.08	277.92	269.72	299.85
	ジニ係数	0.25	0.23	0.23	0.23	0.23	0.24	0.26
	P90/P10	3.21	2.96	2.98	3.00	3.00	3.05	3.30
	RS指標		0.019	0.018	0.016	0.015	0.013	-0.010
2009年所得	中央値	297.92	263.72	270.83	271.60	278.62	276.25	275.03
	ジニ係数	0.25	0.23	0.23	0.23	0.23	0.24	0.24
	P90/P10	3.16	2.90	2.91	2.91	2.91	2.97	2.97
	RS指標		0.020	0.019	0.019	0.018	0.015	0.014

表 10. 続き

		中年層						
1984年所得	中央値	319.64	278.91	286.18	288.06	296.09	294.97	294.47
	ジニ係数	0.28	0.25	0.25	0.25	0.25	0.26	0.26
	P90/P10	3.57	3.27	3.26	3.23	3.25	3.30	3.31
	RS指標		0.027	0.027	0.027	0.025	0.022	0.020
1994年所得	中央値	353.87	308.55	331.50	322.15	330.42	338.70	327.08
	ジニ係数	0.28	0.25	0.25	0.25	0.25	0.26	0.25
	P90/P10	3.47	3.12	3.15	3.13	3.15	3.27	3.19
	RS指標		0.029	0.027	0.028	0.025	0.018	0.022
2004年所得	中央値	386.50	332.00	342.65	357.65	365.18	354.70	414.81
	ジニ係数	0.29	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.30
	P90/P10	3.81	3.35	3.35	3.39	3.44	3.47	4.20
	RS指標		0.030	0.030	0.027	0.024	0.022	-0.017
2009年所得	中央値	409.40	350.45	362.12	364.04	374.38	373.07	372.30
	ジニ係数	0.29	0.26	0.26	0.26	0.26	0.27	0.27
	P90/P10	3.92	3.44	3.45	3.44	3.50	3.57	3.57
	RS指標		0.031	0.031	0.030	0.027	0.023	0.023
		高齢層						
1984年所得	中央値	246.15	214.93	230.22	233.67	235.98	234.57	232.55
	ジニ係数	0.36	0.33	0.32	0.32	0.33	0.33	0.33
	P90/P10	5.12	4.53	4.50	4.55	4.65	4.66	4.64
	RS指標		0.037	0.040	0.039	0.033	0.030	0.030
1994年所得	中央値	243.68	213.28	234.52	236.05	237.91	236.31	233.87
	ジニ係数	0.36	0.32	0.32	0.32	0.32	0.33	0.32
	P90/P10	4.76	4.25	4.28	4.31	4.38	4.39	4.34
	RS指標		0.037	0.040	0.039	0.032	0.029	0.032
2004年所得	中央値	256.68	221.89	248.80	250.32	251.54	249.82	265.25
	ジニ係数	0.34	0.30	0.30	0.30	0.31	0.31	0.34
	P90/P10	4.12	3.73	3.72	3.78	3.82	3.83	4.56
	RS指標		0.037	0.042	0.038	0.032	0.031	-0.006
2009年所得	中央値	265.64	229.26	257.32	258.82	259.88	258.14	255.61
	ジニ係数	0.33	0.29	0.29	0.29	0.29	0.30	0.30
	P90/P10	4.00	3.66	3.63	3.66	3.71	3.72	3.69
	RS指標		0.034	0.039	0.037	0.031	0.029	0.030

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。