

失業の増加と不平等の拡大

小原 美紀*

大阪大学

大竹 文雄

大阪大学

本論文では、1984、89、94、99年の『全国消費実態調査』（総務省統計局）を用いて日本の世帯間不平等度を再計測する。また、90年代に深刻化した失業が不平等に与えた影響について分析する。所得や資産だけでなく消費支出を対象とし、2人以上世帯だけでなく単身世帯を含め、勤労者世帯だけでなく農林漁業世帯や自営業世帯を含めた包括的な世帯を対象に分析し、次の結果を得た。（1）可処分所得や消費のどちらでみても、80年代から90年代にかけて全体の不平等度は若干拡大した。（2）家計を担う者の失業が急増した90年代においても、44歳以下の失業者と非失業者の間の不平等は拡大していない。一方、45歳以上の失業者と非失業者の間の不平等は拡大した。（3）同時に、45歳以上の失業グループ内には低所得（低消費）者と高所得（高消費）者が混在するようになった。失業者の生活を支えるためには失業者全体への一律の所得移転を行うよりも、消費でみた生活困窮者にターゲットを絞るべきである。

1. はじめに

日本の世帯間不平等に関する研究は、不平等度の計測から要因分解まで数多く行われてきた。程度の差はあるが、1980年代、90年代にかけて日本家計の所得の不平等度は増加しているという見解で一致している（松浦（1993）、大竹（1994）、橋木（1998）、篠崎（2001）など多数）。しかしながら、対象となる主体や計測する厚生により不平等

* E-mail kohara@osipp.osaka-u.ac.jp 豊中市待兼山町1-31（電話）06 6850 5622

本論文作成にあたり、本誌匿名レフェリーから数々の有益なコメントを頂きました。また、本論文の前段階のものには、安部由紀子氏（北海道大学）、太田聰一氏（慶應義塾大学）、三谷直紀氏（神戸大学）、関西労働研究会のメンバーから貴重なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。なお、著者らは文部科学省科学研究費補助金「特定領域研究（B）（2）、課題番号 12124207（大竹・小原）」、「若手研究（B）、課題番号 14730010（小原）」、「基盤研究（B）、課題番号 18330049（大竹）」を受けています。

度の大きさやその動きは異なる。たとえば、世帯の定義として単身を除くことや農林漁業、自営業を除くことで不平等度は小さく計測される。公的年金を含まない所得を対象とすれば、日本のように高齢化が進んでいる場合には不平等を大きくみせかける。累進的な直接税の存在は生活水準の不平等を過大にする。可処分所得を対象とすること、年金を含むこと、単身、農林漁業者、自営業者を含むことなど、所得と世帯を包括的に定義することが社会全体の世帯間格差を捉えるのに重要となる¹。

さらに、ゼロ所得者を計測対象から落とせば不平等は過小に評価される。不平等を計測する際によく使われる対数分散はその定義からゼロ所得を落としてしまうし、調査によっては所得のない人は回答していないことや、質問設定によりサンプルから落とされてしまうこともある。90年代半ば以降の日本のように失業者が急増した時には、この点を考慮することが重要となる。失業者を捉えて不平等を計測するとどうなるか。失業者の増加は不平等を拡大させたのだろうか。

Stevens (1997) は、68年から88年のアメリカの Panel Study of Income Dynamics (PSID) を使い、もともと賃金の低い者が失業しやすいというバイアスを考慮しても、失業経験者の再就職時の賃金は、失業未経験者よりも低いことを示している。Berry, Gottschalk, and Wissoker (1988) は、75年から81年の PSID を利用して、失業者の平均所得は失業後大きく下がりしばらく低水準が続き、分散は失業後大きく上がりしばらく高水準が続くことを示している。Stevens (2001) は過去5年内に非自発的に失業した者が失業後長期にわたり不安定な所得を得ていることを示し、非自発的失業者の増加が社会全体の所得分散、すなわち不平等を拡大させたと指摘する。Biewen (2001) は、German Socio-Economic Panel により、ドイツの失業状態が90年のままであったならば 95 年の所得格差はわずかながら縮小していたと推計する。失業者の増加が不平等や貧困を拡大させる可能性はオーストラリアでも指摘されている (Saunders (2002))。

日本では、失業者を追跡したパネルデータは存在しないため、アメリカでの先行研究と同様の分析はできない。また、失業者の家計属性など詳細な大標本のマイクロデータがないため、Biewen (2001) のように失業ショックが起こらなかった場合の仮想分布

¹ これらを正しく特定化しても不平等の計測値には差が生じる。これは分析に使用するデータの特徴によるものであると考えられる。日本では大規模個票データとして『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』、『全国消費実態調査』『家計調査』がしばしば不平等の計測に使われる。所得の定義や世帯の定義を近づけたとしても、『国民生活基礎調査』や『所得再分配調査』で計測する不平等は、『全国消費実態調査』や『家計調査』で計測する不平等よりも大きく、拡大傾向が顕著だといわれる。『全国消費実態調査』は家計簿記入方式の調査であり、回答の機会費用の高い高所得者が調査されない。逆に、家計簿をつける必要のない『国民生活基礎調査』では分布の両端の回答率を高める。真の分布が分からぬ限りどちらが正しいかは結論できない。分析の目的に適う調査を使用し、異なる調査での不平等の比較は慎重に行う必要がある。

を描くこともできない。そこで本論文では、失業グループと非失業グループに分け、それぞれの不平等を捉えることで失業が不平等に与えた影響を分析する。失業者の厚生が分かる大規模な個票データが存在しない日本において、これは失業と不平等の関係を分析できる有効な方法の1つだと考えられる。失業者を含めた所得分布を捉えることで失業が社会全体の格差に与える影響を分析するというアイデアは先行研究と同じである。

失業が不平等に与える影響を実証分析する際には、次の2つに注意する必要がある。第1に、2人以上の家計において「世帯主」の失業を捉えると、失業が家計に与える影響を過小評価してしまう。失業すると世帯主ではなくなる可能性があるからである。また、統計によっては世帯主を最多所得者としているものがある。この場合、失業者は回答上の世帯主ではない可能性が高い。「世帯主」の失業では、一家を支える者の失業の存在、そして失業の負の影響を過小評価してしまう。

第2に、失業が家計厚生に与える影響は、所得よりも消費において顕著に現れる可能性がある。失業者が増えれば所得格差が高まっても不思議ではないが、このとき消費格差が高まるとは限らない。雇用保険や借り入れ、他の家計からの援助、それまでの貯蓄など、失業による所得の損失を何らかの形で補うことができれば消費は大きく落ち込まなくてすむ。失業による厚生ロスを捉えようとするならば、家計間のみえない失業保険や所得移転の可能性が含まれる厚生で測るべきであろう。また、失業が長く続かないと予想する家計はそうでない家計より消費を大きく減少させないし、親からの遺産相続など将来何らかの期待収入がある家計はそうでない家計より消費を切り詰めない。消費支出の減少に注目すれば、家計が抱く失業の長期化や深刻化の予想を反映した将来にわたる厚生ロスを計測できる。

消費が現時点だけでなく将来にわたる厚生ロスを反映することは、ライフサイクル・恒常所得仮説に基づいている。家計が将来の期待所得も含めて消費行動を決定するならば、消費を大きく増加させたり切り詰めたりせずに消費支出の変動をなるべく小さくすることが最適となる。失業により消費を減少させることは、最適行動からの変更、つまり厚生ロスとして捉えられる²。この考え方に基づき、消費格差により家計厚生の悪化を捉える方法は経済学の分析として数々行われてきた。Fukushige (1989) は、消費の分布から恒常所得の分布を代理させることで恒常所得に関する不平等を計測することを提唱した。Cutler and Katz (1992) は、消費と所得不平等をさまざまな等価尺度を使

² 借り入れ制約は存在しないこと、消費・貯蓄や余暇に対する嗜好、リスクの大きさは変わらないことを仮定している。

って計算し、80年代半ばまでのアメリカでは、所得だけでなく消費で計測したとしても不平等は拡大しているが、それ以降は拡大していないことを示している。これに対して Slesnick (2001) は、所得で計測すれば 70 年代以降のアメリカの不平等は拡大しているようにみえるが、消費でみれば 70 年代以降も不平等度は変化していないと指摘する。Blundell and Preston (1998) や Attanasio et al. (2002) によれば、イギリスでは消費の不平等度は所得の不平等度ほど上昇していない。日本では、Ohtake and Saito (1998) が『全国消費実態調査』により、80 年代に不平等は拡大したがその多くは人口の高齢化で説明できることを示している。大竹・齊藤 (1999) は『所得再分配調査』により、岩本 (2000) は『国民生活基礎調査』により同様の結果を示している。

本論文では、世帯および所得に関するより望ましい定義で不平等を計測することに加えて、消費支出を対象に不平等を計測する。大規模個票データ（1984、89、94、99 年の『全国消費実態調査』（総務省統計局））を利用して、単身世帯や農林漁業、自営業世帯を含む包括サンプルを対象にすること、可処分所得を計算すること、測定誤差が少ないと考えられる消費支出を用いること、単に世帯主ではなく「家計を担う者」の失業を捉えることが新しい。大標本を使用しながら、包括的な世帯の範囲で可処分所得や消費の両方の不平等を計測した分析は、これまでにほとんど存在していない。また、失業と不平等が高まったと言われる 90 年代半ば以降の日本について、実際に両者の関係を数量分析したものは筆者らが知る限り存在しない。

以下、第 2 節で分析方法について述べ、3 節で使用データについて説明する。4 節で結果を示し、5 節で論文全体をまとめる。6 の補節では、本分析で使用する可処分所得の計算方法を補足する。

2. 世帯間不平等の計測とその分解

はじめに、所得・消費・資産に関するデータを使って家計全体の不平等を、タイルの指標 (Entropy) : $T = \sum_{i=1}^n \left[\frac{X_i}{\sum_{j=1}^n X_j} \cdot \ln \left(\frac{X_i}{\bar{X}} \right) \right]$ を用いて計測する。n は全体の家計数、 X は所得、消費、資産の各変数を指す。またブートストラップ (Bootstrap) により信頼区間

を推計する³。追加的な指標として、ジニ係数 ($\frac{1}{2n^2\bar{X}} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |x_i - x_j|$) や対数分散

$(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left(\ln \frac{x_j}{\bar{X}} \right)^2)$ による計測値も示すが、以下の分析では主にタイルの指標に注目する。

これは、個人属性で不平等を分解することが容易なためである⁴。

計測対象は、課税前総所得に加えて可処分所得、消費支出、金融資産合計額、預貯金残高である。家計の規模の利益を考慮して、それぞれの値を世帯人員数の平方根で除して等価尺度にしたものを使用する。前述のとおり、消費支出が家計の厚生ロス（不平等）を捉えるという意味では最も適切だと考えられる。

次に、失業と不平等の関係を分析する。データの特徴を生かして「家計を担う者」を識別し（識別方法は3節で述べる）、「家計を担う者が失業している家計」と「そうでない家計」のグループに分け、全体の不平等をグループ内での格差、グループ間の格差に分解する。また、年齢階層による差を捉えるため、家計を担う者が44歳以下で失業していない、45歳以上59歳以下で失業していない、44歳以下で失業している、45歳以上59歳以下で失業しているという4つのグループに分解する。45歳で分けるのは、この年齢を境に失業給付期間が異なることや、再就職状況（労働市場の逼迫度）が変わることを考慮したものである。また59歳以下に限定するのは、定年以降の失業は定年前のそれとは性質が大きく異なると考えられるためである。

個人 i は $k = 1, \dots, K$ のいずれかのグループに分けられるとする。各グループの人数を

n_1, n_2, \dots, n_K ($n = \sum_{k=1}^K n_k$)、 k グループに属する i の所得（消費、資産）を $x_{k,i}$ と書くと、

全体の不平等を表すタイルの指標は、

$$T = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\sum_{j=1}^{n_k} X_{k,j}}{\sum_{j=1}^n X_j} \cdot \sum_{j=1}^{n_k} \left(\frac{X_{k,j}}{\sum_{m=1}^{n_k} X_{k,m}} \ln \frac{X_{k,j}}{\bar{X}_k} \right) \right) + \sum_{k=1}^K \left(\frac{\sum_{j=1}^{n_k} X_{k,j}}{\sum_{j=1}^n X_j} \cdot \ln \frac{\bar{X}_k}{\bar{X}} \right)$$

と書ける。 \bar{x}, \bar{x}_k はそれぞれ全体の平均と k グループでの平均を表す。右辺第1項は、グ

ループ k の x が全体に占めるシェア ($\sum_{i=1}^{n_k} x_{k,i} / \sum_{j=1}^n x_j \equiv s_k$) をウェートを持つ、各グル

³ 単純なランダムサンプリングによる500回の繰り返し計算を行う。

⁴ タイルの指標は不平等が満たすべき性質(1)Relativity Axiom (Population-Size Independence) (2)Mean or Scale Independence (3)Transfers Axiom (Pigou-Dalton Condition)に加えて、(4)グループに分解できる条件 (Additive Decomposability) を満たす。

内でのタイルの指標 (T_k) の和である。第2項は $\sum_{k=1}^K s_k \ln \frac{\bar{x}_k}{\bar{X}}$ と書け、グループ平均 \bar{x}_k を用いたタイルの指標、すなわちグループ間不平等を示す。グループ内不平等 ($T_{within-k}$) とグループ間不平等 ($T_{between}$) を使えば、 $T = \sum_{k=1}^K s_k T_{within-k} + T_{between}$ と書ける。本論文では、前述の失業状況別の2グループに分解する場合と、年齢・失業状況別の4グループに分解する場合を報告する。

本論文で注目する1990年代半ば以降は、失業者が急増した時期である。失業グループのシェアが増加すると、いくつかの経路により全体の不平等は増加する可能性がある。かりに所得や消費の平均が失業グループで非失業グループよりも低い（グループ間不平等が存在する）ならば、失業者シェアの増加は全体の格差を拡大させる。ここで、シェアの増加と同時に、グループ間不平等そのものも拡大していれば、全体の不平等はより拡大する。ただし、シェアが増加する時にはグループ間不平等が縮小する可能性もある。不況が長期化し、将来の再就職オファーが少ないと予想される時には、離職したとしても再就職の努力水準を上げることや留保賃金を引き下げることで早期に就職する（失業しないでおく）人が増えると考えられる。再就職の努力水準を上げない、もしくは留保賃金を下げない者は経済的に豊かな場合が多いが、彼らが失業し、そうでない者が失業しないならば、不況期ほど両者の差は縮小する。もちろん、失業者シェアが増加したとしてもグループ間不平等は変わらない可能性もある。

グループ間不平等の存在やその拡大にかかわらず、失業グループ内の不平等が非失業グループよりも大きい時には、失業者シェアの増加により全体の不平等は拡大する。ここで、失業者シェアの増加時に失業グループ内の不平等が高まれば、全体の不平等はさらに大きくなる。もちろん、失業者シェアの増加時に失業グループ内の不平等が拡大するとは限らないから、全体の不平等に与える影響は分からない。そもそも、失業グループ内の不平等が非失業グループ内の不平等よりも高いとも限らない。グループ間およびグループ内不平等の存在や拡大に関する結果は、データを使った分析に委ねられる。

3. 使用データ

分析には1984、89、94、99年の『全国消費実態調査』（総務省）の個票データ（約5—6万世帯を対象）を用いる。この調査では、2人以上の一般世帯には9—11月の3ヵ月間、単身世帯には10—11月の2ヵ月間、家計簿に毎日の支出が記入される。大標本

として有名な『国民生活基礎調査』の大規模調査（厚生労働省；たとえば1995年で27万世帯を対象）に規模こそかなわないが、消費を詳細に把握しているという点で優れている。たとえば、『国民生活基礎調査』での消費は5月1ヵ月の総消費（1ヵ月前の消費の総額を回顧して回答）しか分からない。『全国消費実態調査』では複数月の平均が取られるため、調査月に偶発した支出の突出（落ち込み）が緩和される。これにより、通常の厚生として捉えれば生じる過大（小）バイアスを除くことができる。また、『全国消費実態調査』は家計簿記入のため、回顧回答でみられる区切りのよい値に回答が過度に集中するバイアスや測定誤差も小さい。消費がみえない所得移転の可能性や予想される失業の深刻度、異時点間の不平等を反映した総合的な厚生ロスを表すならば、消費に関するこれらの特徴は本分析の最大の利点となる。

3.1 所得、消費支出、資産

「課税前総所得」は、勤労、農業、その他事業、内職、利子、配当、家賃所得、仕送り、その他所得の総和とする。利子、配当所得以外の所得は、年間所得項目として回答された額を用いる。利子、配当所得には、貯蓄項目として回答された「預貯金等ストック額」に『財政統計金融月報』に掲載の各資産の年平均利回り率をかけた値を使う。これは、年間所得項目で回答される利子、配当所得額が異常に少ないと想定して、以下で可処分所得を計算する時に、利子と配当それぞれの額が必要なためである⁶。

『全国消費実態調査』では、勤労世帯と無所得世帯に対しては月収や税・社会保障負担を調査しており、可処分所得（の推計値）が分かるが、農林漁業、自営業世帯については分からず。そこで、本論文では、上記「課税前総所得」および世帯主と各世帯員の属性、所得の情報から各種控除、保険料支払額、税額を全世帯について計算し、これらを「課税前総所得」から控除した「可処分所得」を求める。計算は、高山・舟岡・大竹・関口・澁谷（1989）に基づいている。詳細は6.補節および補図1を参照されたい。

消費については、1ヵ月平均の家計全体の支出総額として、実支出と実支出以外の支出（預貯金、有価証券購入、借金返済など）が分かる。さらに、実支出の中身として、消費支出と非消費支出（税金・社会保険料支払など）が分かる。前者を「消費支出」として使用する。これらは勤労世帯のみならず農林漁業、自営業、単身世帯も回答している。

⁶ 所得項目の回答である「利子・配当所得」を使った総所得について不平等度を計測しても、本文中の定義による分析とインプリケーションは変わらない。

資産に関しては、貯蓄の質問項目の「貯蓄現在高の合計」（郵便局、銀行などの預金、生命・損害・簡易保険、株式・株式投資信託、債券・公社債投資信託、貸付・金銭信託、金投資・金貯蓄口座、社内預金の合計）から金投資と金貯蓄を除したものを「金融資産合計額」とし、郵便局、銀行などの預金の和を「預貯金残高」とする。

3.2 家計を担う者の失業

1 節で述べたように、2 人以上世帯において「世帯主」の失業を捉えると、一家を支える者の失業の存在や失業の負の影響を過小評価してしまう。そこで、ここでは、2 人以上世帯の場合は「夫」を「家計を担う者」とする。日本では多くの場合、「夫」が家計を支えている。「夫」のステータスは既婚状態である限り変更されないし、家計によって定義が異なることもない。母子家庭など男の配偶者（夫）を持たない家計については、女性を「家計を担う者」とする。また、単身世帯については男女にかかわらず、その本人を「家計を担う者」とする。

各世帯員の就業は調査月時点の状況として分かる。非就業の場合は求職活動をしているかどうかが分かる。上で定義される「家計を担う者」が調査時点において、非就業で求職活動をしている場合を失業状態とする。

3.3 調査のタイミングと記述統計

「失業」は調査時点（単身世帯では 10 月 1 日、2 人以上世帯では 9 月 1 日）の状態である。失業開始時点は分からぬが、家計を担う者の失業期間は多くが 10 カ月末満である（小原（2002））、調査時点の失業は失業開始 1 年以内だと仮定できる。

金融資産合計額および預貯金残高は 11 月末時点でのストックデータであり、失業が原因となって生じた減少を捉えられない可能性が高い。また、そもそも資産のある者ほど失業期間が長く、ストックの貯蓄額が失業を促すという逆の因果を示す可能性もある。よって、失業との関連を分析する際には資産データは用いない。

所得は過去 1 年間の年間所得である。資産と同様に、失業を契機とした所得ロスを十分に捉えていない可能性はあるが、そのバイアスはストックデータよりは小さい。貯蓄ストックでみられる逆の因果関係の可能性も少ない。ただし、調査時点では失業していないが、過去 1 年内に失業し所得ロスに直面した家計は非失業グループに分類されるので、失業グループと非失業グループの格差を小さくみせかける可能性は残る。

消費支出を捉えることにより、これらの問題は小さくなる。消費は失業と同じ調査月

のものであり、調査時点の失業と厚生の関係を捉えられる。過去の失業が調査時点の消費を抑制する過小バイアスの可能性は残るが、過去に失業したとしても、調査時点で再就職し消費を回復していればバイアスは小さくなる。消費は所得よりも家計厚生を捉えるのに望ましいと繰り返してきたが、使用するデータの調査タイミングの点でも望ましい。

分析に使用するサンプル数は、84年で約50,800、89年で約54,400、94年で約55,500、99年で約53,800世帯である。記述統計を表1に示す。表の中段には、消費支出が欠値でないサンプルについて、家計を担う者が失業する割合を示している。84年から89年にかけて低かった失業割合は、90年代を通じて上昇する。とくに94年から99年にかけての上昇が大きい。45歳以上60歳未満の中高年齢層で高いが、上昇傾向は若年層でも観察される。

表1の下段に、収入の種類をまとめている。84年から94年を通じた変化として顕著な点は、農林漁業や自営業収入の者が減少していることと、年金収入の者が増加していることである。はじめに指摘したとおり、これらをサンプルに含めた不平等度の計測が日本全体の不平等を捉えるのに重要であることがうかがわれる。

表1 記述統計

1984年		1989年						
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
課税前所得（万円）	507.25	335.32	0	10199.07	608.14	432.07	2.83	17166.64
可処分所得（万円）	409.22	236.77	-26.67	3322.84	516.56	318.25	-26.76	8565.40
消費支出（円）	242600.8	148132.4	3380	3604396	278559.2	185831.5	13543	1.18e+07
金融資産合計（万円）	598.55	840.24	0	19755	980.78	1743.78	0	107854
預貯金残高（万円）	341.48	523.20	0	16150	490.42	900.85	0	62823
「家計を担う者」の年齢	45.38	13.61	15	96	47.73	14.14	15	96
「家計を担う者」の性別	0.88	0.33	0	1	0.85	0.35	0	1
「家計を担う者」が失業している割合	0.39%				0.12%			
(44歳以下)	(0.21%)				(0.17%)			
(45歳～59歳)	(0.44%)				(0.07%)			
収入種類	勤労	農林漁業／ 自営業	年金	利子・配当	勤労	農林漁業／ 自営業	年金	利子・配当
	68.53%	25.30%	16.44%	22.23%	72.87%	16.00%	21.23%	18.49%
1994年		1999年						
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
課税前所得（万円）	715.20	523.49	0.11	24760.40	667.09	475.30	0	17088.33
可処分所得（万円）	592.36	369.81	-55.03	9539.64	564.31	364.79	-64.55	9105.62
消費支出（円）	31330.7	199238.1	17604	3784400	304651.8	202480.5	20584	4291041
金融資産合計（万円）	1271.71	1802.48	1	90458	1392.78	1867.86	1	46507
預貯金残高（万円）	692.33	1097.59	0	31000	816.44	1249.10	0	35000
「家計を担う者」の年齢	49.54	14.37	15	98	51.83	15.15	18	98
「家計を担う者」の性別	0.83	0.38	0	1	0.81	0.40	0	1
「家計を担う者」が失業している割合	0.47%				0.95%			
(44歳以下)	(0.29%)				(0.68%)			
(45歳～59歳)	(0.66%)				(1.21%)			
収入種類	勤労	農林漁業／ 自営業	年金	利子・配当	勤労	農林漁業／ 自営業	年金	利子・配当
	73.42%	11.97%	24.43%	13.48%	68.48%	10.89%	30.43%	11.44%

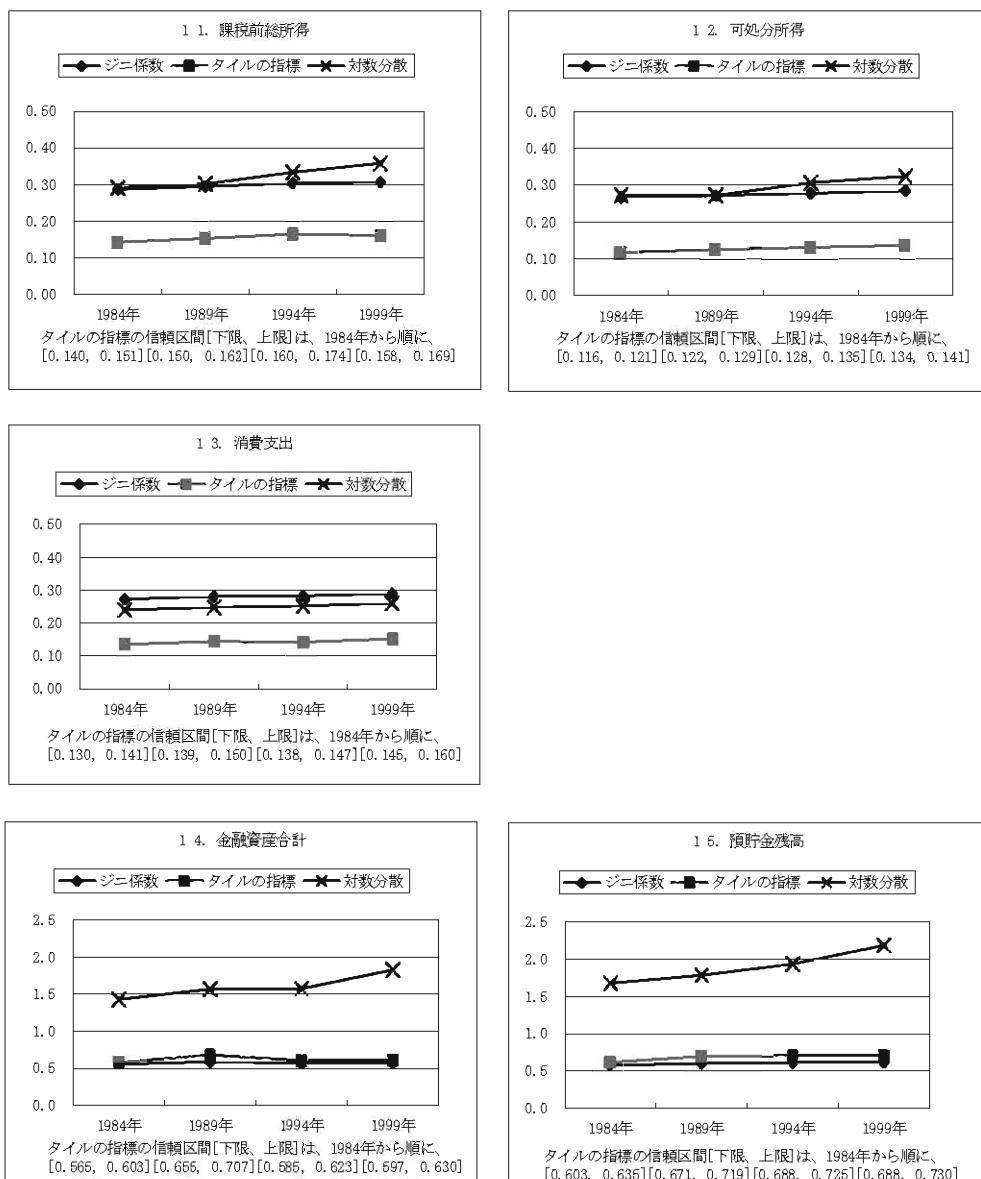
注) サンプル数は、1984年では、(i)課税前所得を使う場合50816、(ii)可処分所得を使う場合50770、(iii)消費支出を使う場合50820、(iv)金融資産合計を使う場合50074、(v)預貯金残高を使う場合48774。1989年では、(i)54385、(ii)54369、(iii)54385、(iv)53850、(v)52619。1994年では、(i)55029、(ii)55003、(iii)55519、(iv)55029、(v)53605。1999年では、(i)53780、(ii)53663、(iii)53784、(iv)53784、(v)52766。

4. 分析結果

4.1 全体の不平等

図1に全体の不平等度を計測した結果を示す。まず、所得の不平等度はわずかながら増加している。予想通り、可処分所得でみる方が課税前所得でみるよりも全体の不平等度は小さい。不平等の緩やかな増加傾向は消費支出においても観察される。1994年から

図1. 家計間不平等度の拡大



99年の拡大は他の年の変化より大きいようである。包括的な所得と世帯の定義をしても、また、家計の厚生をより適切に計測することができると考えられる消費を対象としても、不平等は若干ではあるが増加傾向にあったといえる。

金融資産の合計額は、ジニ係数やタイルの指標でみれば格差は拡大していないが、対数分散でみれば拡大している。ジニ係数は分布の中央層、タイルの指標や対数分散は分布の下位層の格差に対してより感応的であるが、対数分散ではその定義から最下位層（0資産者）が落とされる。中央層の格差にウエートを置く指標や下位層の格差にウエートがあり最下位層を含む指標では格差は拡大していないのに、下位層の格差にウエートを置く指標から最下位層が除かれることで格差が拡大する様子は、金融資産格差が（資産を保有する）低資産家計の間で拡大していることを示唆している。

4.2 失業と不平等

90年代半ば以降の失業者の急増は、図1でみた90年代における不平等の緩やかな上昇にどのような影響を与えただろうか。まず、失業グループと非失業グループに分解した結果をみる。失業グループが全体に占めるシェアを消費支出回答世帯でみると、84年から99年にかけて0.37%、0.22%、0.79%、1.50%であり、とくに94年から99年にかけて増加している。図2のパネルAにグループ間不平等の変化を×で表している。グループ間不平等が説明する部分は小さく、拡大の様子もみられない。失業者の増加で、失業グループと非失業グループの間の格差が大きく拡大したとは言えない。

格差やその拡大は小さいとしても、その中身をみておくことは重要だろう。パネルBは各グループのメディアンを示す。これによると、メディアンはおおむね非失業グループで高い。時系列変化をみると、94年から99年にかけて、失業グループのメディアンが下がることで以前より差が拡がっている。この傾向は消費の動きで顕著である。

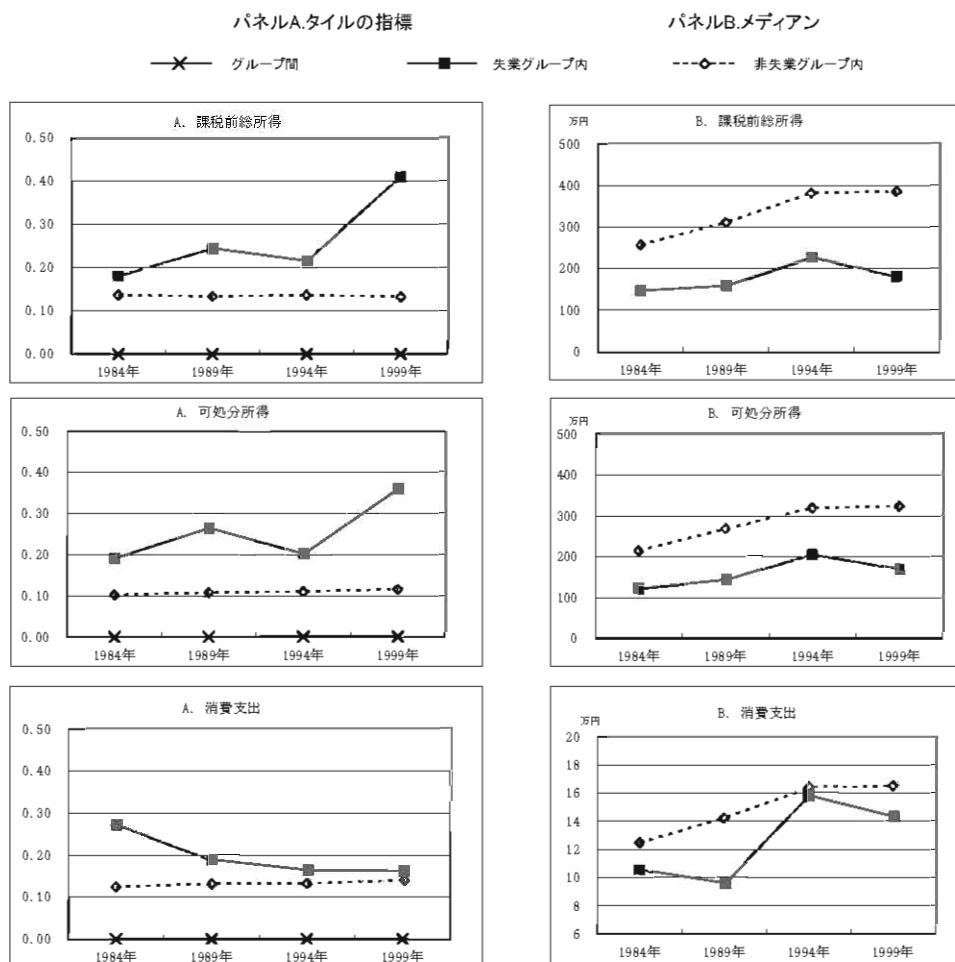
パネルAに戻りグループ内不平等をみよう。所得では、失業グループでグループ内の散らばりが大きい。そして、94年から99年にかけて失業グループ内の格差は大幅に拡大する。これに対して消費支出では、80年代から90年代にかけて失業グループ内の格差が縮小している。94年から99年の変化に注目すると、失業グループ内の格差は微減、非失業グループ内の格差は微増となっている。

全体でみた94年から99年の不平等の若干の拡大について、可処分所得を対象に寄与率を計算すると、失業者シェアの増加が4.32%、グループ間格差の拡大が9.16%、グループ内格差の拡大が86.53%となる。失業グループ内の格差拡大の影響が大きい。消

費支出を対象として寄与率を計算すると、失業者シェアの増加が 1.84%、グループ間格差の拡大が 2.56%、グループ内格差の変化（失業グループでの縮小と非失業グループでの拡大）が 95.61%である。やはりグループ内格差の影響が大きく、失業者シェアの増加やグループ間格差の拡大が説明する部分は小さい。

次に、年齢層別に、失業・非失業グループで分解する。全体に占める 44 歳以下の失業グループのシェアは、たとえば消費支出を対象とした場合で、84 年から 99 年にかけて 0.13%、0.08%、0.15%、0.33%である。45 歳以上の失業グループシェアは 0.20%、0.11%、0.32%、0.62%であり、99 年にかけて大きく増加している。この変化により、

図 2. 失業と不平等度：失業グループに分解



4つのグループ間格差はどう変化しただろうか。図3パネルAに×で示されているグループ間格差をみるとどの年でも格差は大きくない。ただし、時系列変化をみると99年にかけて若干増加している。所得・消費のどちらでも同じ傾向である。

より詳しくみるために、年齢別の失業・非失業グループ間格差に注目する。図3のパネルBで、44歳以下のメディアンをみると、非失業グループ（破線○）は失業グループ（実線●）よりも概ね高い。そして、非失業グループ（破線○）では所得・消費のどちらでも94年までは上昇し、99年にかけては上昇が止まるのに対し、失業グループ（実線●）では所得では同じ傾向だが、消費では94年から99年にかけても上昇を続ける。99年には、失業グループの消費メディアンが非失業グループのそれに追いつくほどである。44歳以下ではグループ間格差は縮小したといえる。後述するが、この動きは45歳以上の失業グループの動きとは対照的である。

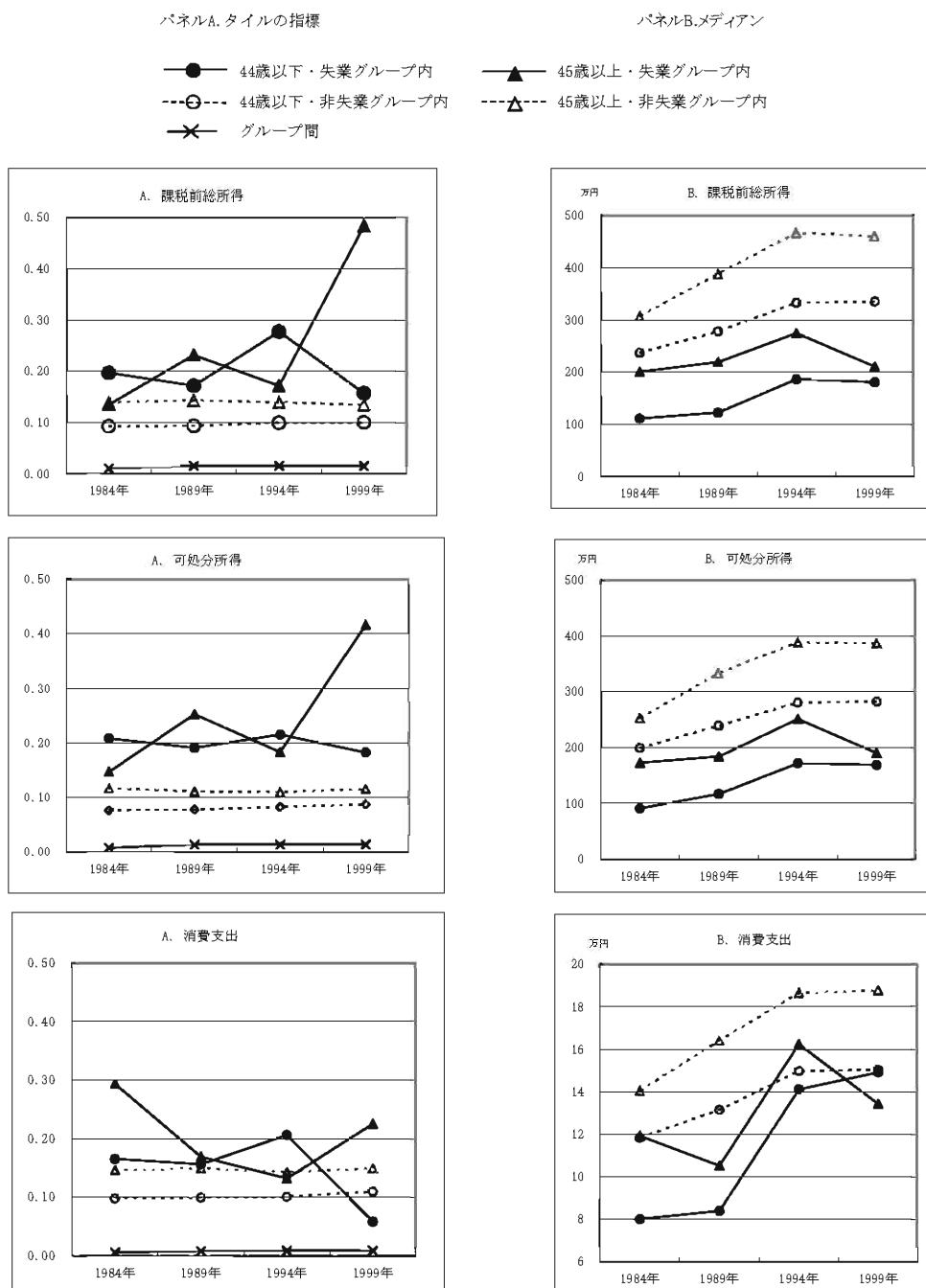
パネルAに戻り、44歳以下のグループ内不平等をみると、非失業グループ（破線○）では所得・消費ともに拡大していない。一方、失業グループ（実線●）では、94年から99年にかけて減少していることが分かる。この傾向は消費で顕著である。

つづいて、45歳以上のグループに注目する。パネルBでメディアンをみると、非失業グループ（破線△）の方が失業グループ（実線▲）よりも高い。時系列変化をみると、非失業グループ（破線△）では所得・消費のどちらでも一貫して上昇傾向にある。これらは44歳以下と同じである。ところが、失業グループ（実線▲）の動きは大きく異なる。すなわち、94年から99年にかけてメディアンは減少する。この動きは消費でとくに顕著である。45歳以上ではグループ間不平等は増加したといえる。

パネルAに戻り45歳以上のグループ内不平等をみると、どの年でもおおむね、失業グループ内（破線▲）で非失業グループ内（破線△）よりも格差が大きい。時系列変化をみると、非失業グループ（破線△）では、所得・消費のどちらでもグループ内格差は変化していない。これは44歳以下の傾向と同じである。一方、失業グループ内の格差（実線▲）は、所得・消費のどちらでも94年から99年にかけて上昇している。44歳以下の失業グループで94年から99年にかけて大きく減少していたのとは正反対である。45歳以上では、失業グループ内の格差が90年代後半に大きくなつたといえる。

このように、90年代後半においては、44歳以下の非失業グループと失業グループの格差は拡大していなかった。消費でみれば、両者の差はむしろ減少した。また、44歳以下の失業グループではグループ内不平等も減少していた。すなわち、44歳以下では失業者シェアは増大したもの、グループ間格差は若干縮小し、もともと大きかった失業グ

図3. 失業と不平等度：年齢－失業グループに分解



ループ内不平等が小さくなつた。44歳以下については、90年代後半に豊かな失業者が増加したと言える。

一方、45歳以上では、90年代後半の失業者シェアの増加時期において、非失業グループと失業グループの間の格差が拡大していた。さらに、この時期、失業グループ内の不平等も拡大した。45歳以上では、失業者シェアが増加したことと加えて、グループ間格差自体が増加したことや、失業グループ内の格差が増大したことにより、不平等の拡大に寄与したといえる。なお、94年から99年の若干の格差拡大について、4グループに分けた時の寄与率を計算すると、失業グループのシェアの拡大が15.98%、44歳以下の失業グループ内の格差の減少と45歳以上の失業グループ内の格差の拡大が91.78%、4グループ間の格差の増加と減少が-7.8%である（消費支出を対象とした場合）。

90年代半ば以降、家計を担う者の失業が増加したが、44歳以下の失業者と非失業者の格差は拡大しなかつた。45歳以上では失業者と非失業者の格差は増加したが、このグループ内では同時にばらつきも増大した。失業者といつてもその経済厚生には差があり、この差が拡大したといえる。所得移転を含めた可処分所得のみならず、家計の厚生をより適切に反映すると思われる消費でもみられるこれらの結果は、単に失業していることをシグナルとして生活の困窮度を把握するのが困難であることを示唆する⁶。失業者の生活を支えることを政策目的とする場合、失業者全体への一律の所得移転は非効率であり、むしろ生活困窮者にターゲットを絞った社会保障政策が必要とされている。

5. おわりに

本論文では、1984年から99年までの『全国消費実態調査』の個票データを用いて日本の世帯格差の拡大について再検討した。不平等の計測については、2人以上世帯だけでなく単身世帯も含み、さらに勤労者世帯だけでなく農林漁業世帯と自営業世帯を含んだ全世帯を対象にしていること、課税前所得、可処分所得に加えて消費支出（非耐久財支出）を対象にして不平等を包括的に計測していることが新しい点であった。また、分析対象期間中に急上昇した失業率、とくに家計を担う者の失業と不平等の関係について明らかにした。得られた主な結果は以下のとおりである。

- 1) 全体の不平等は課税前・課税後所得や消費のどれでみても、いくつかの先行研究

⁶ 本論文の分析で用いたデータでは明らかに出来ないが、どのような者が失業しているのか、どのような者が失業による真の生活困窮者なのかを明らかにすることも政策を考える上で重要であろう。

が示すような大きな拡大傾向はみられず、若干の拡大傾向にとどまっている。金融資産の不平等は資産の高い者において拡大傾向にある。

2) 家計を担う者の失業が急増した90年代においても、44歳以下の失業者と非失業者の間の不平等は拡大していない。一方、45歳以上の失業者と非失業者の間の不平等は拡大した。

3) 45歳以上の失業グループでは、グループ内格差も拡大していた。すなわち、このグループには低所得（低消費）者から高所得（高消費）者までが混在するようになつた。逆に、この時期の44歳以下の失業グループでは、グループ内格差は縮小し、若干ではあるが全体的に貧しい者が減っていた。

失業者の所得には、失業に伴う所得移転を含めたとしてもばらつきがある。このことは、失業者の所得をシグナルに生活の困窮度を把握するのが困難であることを示唆する。また、今回の分析から、消費と所得の不平等は格差拡大の規模に対して異なる見解を示すことが分かった。所得は一時的なショックを捉えるが、生涯にわたる厚生ロスやショックの大きさを捉えるには消費の方が適している。所得の指標のみに依存した失業補填の議論は望ましくない。失業者の生活を支えることを目的とした政策として失業者全体への一律の所得移転は非効率であり、むしろ消費でみた生活困窮者にターゲットを絞った社会保障政策が必要とされている。

6. (補節) 税・社会保障負担額および可処分所得の計算

6.1 課税前年間総所得（年間収入総額）の計算

世帯主、配偶者、その他世帯員について、勤労収入+農業収入+その他事業収入+内職収入+（他世帯からの）仕送り+家賃収入+利子・配当収入を求め世帯総収入とする。利子収入は、各金融資産現在高×各年末平均利回り率（『財政統計金融月報』）、配当収入は、株式等の現在高×東証取引所第1部上場企業平均配当利回り率（同上）として簡易計算する。生命・損害・簡易・郵便保険については考慮していない。

6.2 社会保険料の算定

年金保険料は、勤労者ならば厚生年金の支払いとして計算する。共済年金かどうかは

識別していない。「標準報酬月額×12×保険料率」として求め、標準報酬月額には「勤め先収入」の月収を使用し、各年について標準報酬月額の下限・上限を要件として計算する。84年については男女別の保険料率を適用する。勤労世帯でない場合は、国民年金保険料として月額×12×被保険者数を計算する（強制適用を仮定）。

世帯員については、年齢や配偶者かどうか、所得水準から、本人の支払い義務や国民年金の3号被保険者にあたるかどうかを判断して算定する。

医療保険料は、勤労者ならば政府管掌健康保険料として、「標準報酬月額×12×被用者負担率」を、勤労世帯以外ならば国民健康保険料として、国民健康保険料1人当たり年間平均負担額（『保険と年金の動向』）×被保険者数として計算する。

6.3 税額の計算

税額の計算は①年間収入総額→課税標準、②課税標準→所得控除→課税所得、③課税所得→（税率表適用→）税額控除前税額→税額控除→税額算定の3段階で計算する。補図1のパネルA、Bに、本分析において計算した範囲を示す。

①給与所得控除、年金等控除（年齢と年金収入から定額および定率控除）を計算する。65歳未満かどうかは考慮していない。利子・配当収入については、源泉分離課税か総合課税かを選択できる（89年以降の利子収入は分離課税）。後述の課税所得にかかる限界税率が源泉分離課税税率以上の場合は分離課税を選択するとして計算する。少額配当所得（年1回決算の配当所得の上限以下）の場合は20%の源泉徴収のみとした。

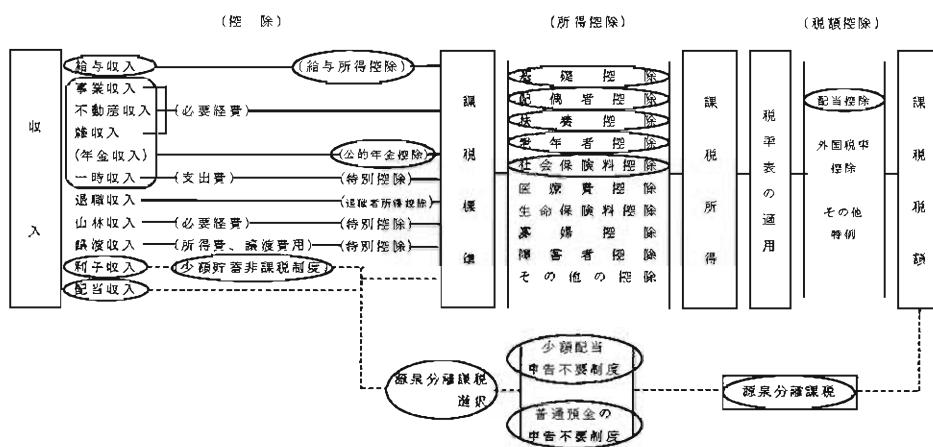
②基礎控除、配偶者控除、89年以降は配偶者特別控除を求め、課税所得（世帯主の課税標準から就業控除対象配偶者と就業控除対象外配偶者を控除したもの）を計算する。扶養者控除は、年齢と続柄、収入要件から特定扶養親族、扶養親族、老人扶養親族、99年は16歳未満の年少扶養親族を計算する。65歳以上で課税標準1000万未満の場合は老年者控除を求める。社会保険控除は6.2で求めた社会保険料の算定分を控除する。

③②で求めた課税所得に税率表を当てはめて各世帯員の税額を算定する。つづいて税額控除を計算するが、ここでは配当収入がある場合の配当控除のみを考慮する。また、住民税の所得割、均等割分を計算する。後者は、84年から順に都道府県民税：500、700、700、1000円、市町村民税：1500、2000、2000、2500円と仮定して計算する（簡略化のため、市町村人口規模による違いは考慮していない）。

補図1 可処分所得の計算

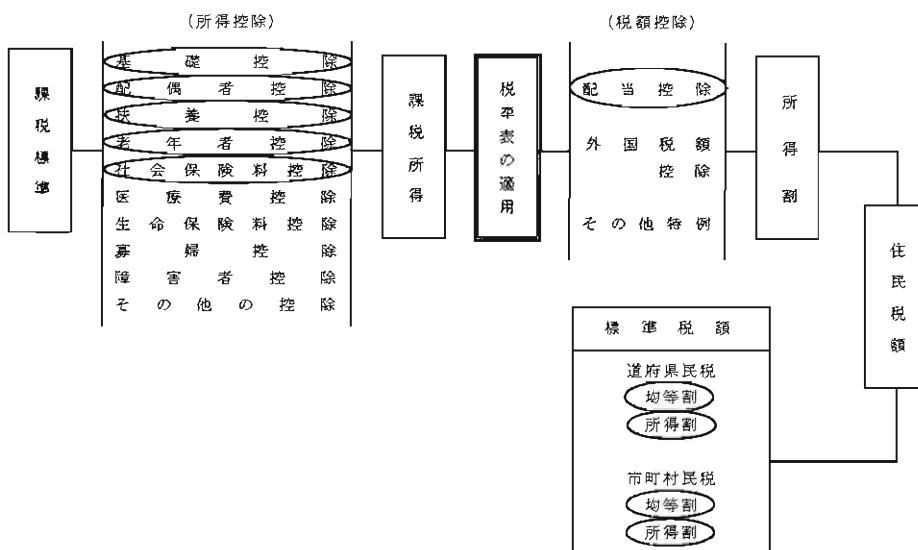
パネルA. 所得税

(1999年の例)



パネルB. 住民税

(1999年の例)



参考文献

- 岩本康志 (2000) 「ライフサイクルから見た不平等度」 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』 東京大学出版会。
- 大竹文雄 (1994) 「1980年代の所得・資産分配」 『季刊理論経済学』 Vol. 45, No. 5, pp. 385-402.
- 大竹文雄 (2000) 「90年代の所得格差」 『日本労働研究雑誌』 No. 480, pp. 2-11.
- 大竹文雄・齊藤誠 (1999) 「所得不平等化の背景とその政策的含意：年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」 『季刊社会保障研究』 Vol. 35, No. 1, pp. 65-76.
- 小原美紀 (2002) 「失業手当の受給実態」 『日本労働研究雑誌』 No. 510, pp. 38-52.
- 篠崎武久 (2001) 「1980～90年代の賃金格差の推移とその要因」 『日本労働研究雑誌』 No. 494, pp. 2-15.
- 高山 憲之・舟岡 史雄・大竹 文雄・関口 昌彦・澁谷 時幸 (1989) 「日本の家計資産と貯蓄率」 『経済分析』 No. 116, pp. 1-93.
- 橋木俊詔 (1998) 「日本の経済格差 所得と資産から考える」 岩波書店。
- 松浦克己 (1993) 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響」 『日本労働研究雑誌』 No. 407, pp. 10-17.
- Attanasio, Ozario, Gabriella Berlaffa, Richard Blundell and Ian Preston. (2002), "From Earnings Inequality to Consumption Inequality," *The Economic Journal*, No.112, C52-59.
- Berry, Steve, Peter Gottschalk and Doug Wissoker. (1988), "An Error Components Model of the Impact of Plant Closing on Earnings," *Review of Economics and Statistics*, Vol.70, pp.701-7.
- Biewen Martin. (2001), "Measuring the Effects of Socio-Economic Variables on the Income Distribution: An Application to the East German Transition Process," *Review of Economics and Statistics*, Vol.83, No.1, pp.185-91.
- Blundell, Richard and Ian Preston. (1998), "Consumption Inequality and Income Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.113, Issue 2, pp.603-40.
- Cutler, David and Lawrence Katz. (1992), "Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s," *American Economic Review*, Vol.82, pp.546-51.
- Fukushige, Mototsugu. (1989), "A New Approach to the Economic Inequality Based Upon the Permanent Income Hypothesis," *Economics Letters*, Vol.29(2), pp.183-87.

- Ohtake, Fumio and Makoto Saito. (1998), "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *The Review of Income and Wealth*, Ser.44, No.3, pp.361-81.
- Saunders, Peter. (2002), "The Direct and Indirect Effects of Unemployment on Poverty and Inequality," *SPRC Discussion Paper* No.118, Social Policy Research Centre.
- Slesnick, Daniel. (2001), *Consumption and Social Welfare: Living Standards and Their Distribution in the United States*, Cambridge University Press.
- Stevens Ann Huff. (1997), "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, Vol.15, No.1, pp.165-88.
- Stevens Ann Huff. (2001), "Changes in Earnings Instability and Job Loss," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.55, No.1, pp.60-78.