

それぞれのグループの平均を μ_i 、分散を V_i 、全体に占める個数の比率を ω_i とすれば、全体の分散 V は、

$$V = \sum_{i=1}^n \omega_i (\mu_i - \mu)^2 + \sum_{i=1}^n \omega_i V_i, \quad \text{ただし、} \quad \sum_{i=1}^n \omega_i = 1$$

と分割できる。前者がグループ間の変動、後者がグループ内の変動を示したものである。

いま、ある再分配政策が実施されたとする。その再分配政策の財源が当該集団内で完全に調達されていたとすれば、再分配後の平均は再分配前の平均と同じ μ のはずだが、各グループの平均、分散、そして全体の平均は変化し、その結果、 SCV の値も変化することになる。再分配後のそれらの値をそれぞれ V_i^* 、 SCV^* と表現する。そして、再分配政策によって引き起こされた不平等度の変化は、

$$\frac{SCV^* - SCV}{SCV} = \frac{V^*/\mu^2 - V/\mu^2}{V/\mu^2} = \frac{V^* - V}{V}$$

として計算される（マイナスになれば、不平等度が軽減されたことになる）。

ところが、実際の所得再分配は、分析対象としている再分配政策で完結するとは限らない。その政策が財源調達を他の政策に依存している場合、あるいは逆に他の政策の財源調達が担当している場合も考えられるからである。また、集団の外部から財源を調達したり、あるいは逆に集団の外部に財源を移転したりする仕組みもあり得るだろう³。こうした場合、所得再分配後における集団の平均所得 μ^* は、分配前の平均所得 μ とは一致しない。

所得再分配がそうした理由で完結していない場合、再分配効果の要因分解は、

$$\begin{aligned} \frac{SCV^* - SCV}{SCV} &= \frac{V^*/\mu^{*2} - V/\mu^2}{V/\mu^2} = \frac{V^* - V}{V} + \frac{\mu^2 - \mu^{*2}}{\mu^{*2}} \cdot \frac{V^*}{V} \\ &= \frac{1}{V} \sum_{i=1}^n \omega_i \left[(\mu_i^* - \mu^*)^2 - (\mu_i - \mu)^2 \right] + \frac{1}{V} \sum_{i=1}^n \omega_i (V_i^* - V_i) + \frac{\mu^2 - \mu^{*2}}{\mu^{*2}} \cdot \frac{V^*}{V} \end{aligned}$$

として与えられる。

このうち第1項は、各グループの平均と全体の平均との格差がどの程度縮小したかを全体として捉えたものであり、「グループ間再分配効果」と呼ぶことができる。第2項は、各グループの分散がどの程度縮小したかを全体として捉えたものであり、「グループ内再分配

³ また、理論的には所得再分配は完結しているはずなのに、サンプル・バイアスによってそれが阻害されているという場合も統計的には考えられる。本稿では、このタイプの不完結効果は検討しない。

効果」とみなせる。なお、この2つの効果はグループごとに分割することもできる。一方、第3項は、所得再分配が当該集団内では、あるいは当該政策では完結しないことによって発生した効果であり、以下では「不完結効果」と呼んでおく。例えば、財源調達を他の政策に依存する再分配政策によって、再分配所得の平均水準が当初所得のそれより上昇したとき、他の条件が等しければ、SCVで評価した所得の不平等度は低下することになる⁴。その場合、その政策の再分配効果については慎重な解釈が必要となろう。従来の分析では、こうした再分配政策の不完結性に対する考慮が十分ではなかったように見受けられる。

3. 年齢階級内・間における所得再分配

3-1 原データによる再分配効果の概観

本節では1996年度の『所得再分配調査』の個票データに基づき、前節で紹介した方法で所得再分配の効果を年齢階級内及び年齢階級間の効果に分解することにする。その最初のステップとして、個票データに一切調整を加えず、世帯主の年齢による年齢階級分けだけに基づいて、当初所得⁵が社会保障及び税によってどのように再分配されるかを大雑把に眺めてみる。ここでは、世帯主の年齢階級を10歳刻みにして⁶、再分配の効果を税や社会保障について比較する。

最初に、税と社会保障をひとまとめにした場合の所得再分配の状況を見ておこう（表2）。まず、当初所得について見ると（表2上段）、年齢が高まるにつれて所得の不平等度が高まることが確認される。実際、各年齢階級のSCVは、29歳以下の0.341から、60-69歳は1.735、70歳以上は3.685に上昇している。このデータはクロスセクションであるものの、年齢を重ねるにつれて所得稼得能力の差や運・不運の差が明らかになり、しかもそれらが累積して所得格差が拡大することが示唆される。そして、全体のSCV0.878のうち、年齢階級内の不平等で説明される部分は0.780、すなわち全体の約9割を占めることもわかる⁷。

⁴ この点は、ジニ係数で不平等度を測定した場合にも当てはまる。

⁵ 本稿で用いる「当初所得」は、『所得再分配調査』の定義に忠実に基づくものである。

⁶ ただし、30歳未満、70歳以上はひとまとめにする。

⁷ 照山・伊藤（1994）の表現を用いれば、こうして得られる年齢階級内の不平等は「真の不平等度」であり、年齢階級間の不平等は「見せかけの不平等度」である。なお、照山・伊藤も、不平等度の要因分解をSCVに基づいて行っている。

こうした当初所得の不平等を、税及び社会保障は全体としてどの程度まで是正しているだろうか。SCVは当初所得のそれから30%低下し、0.614になっている。また、年齢階級ごとの所得再分配の状況を見ると(表2中段)、次のような点が指摘できる。まず、SCVの縮小の程度で格差是正の効果を比べると、60歳以上の高齢層における是正が顕著になっている。ただし、年齢階級内における所得の散らばりが縮小したというよりも、再分配所得の平均値が大幅に上昇したためにSCVが縮小したことがわかる。60歳未満の現役層の場合は、それとは対照的に再分配所得の平均値はむしろ低下し、所得の分散の縮小が年齢階級内の格差是正につながっている。これは、現役層から高齢層への所得移転が起こっていることを示唆するものである。

一方、全体としての再分配効果を要因分解すると(表2下段)、全体で30%となっている再分配効果のうち、年齢階級間及び年齢階級内の再分配効果はそれぞれ7.4%、18.7%となっており、年齢階級内の再分配効果の方が大きめとなっているように見える。一方、不完結効果は3.9%であり、全体の再分配効果から見ると小さい値にとどまっている。税と社会保障を合わせてみると、日本の再分配政策の「不完結性」は限定的であると言える。

3-2 原データによる各再分配政策の比較

次に、再分配政策を税と社会保障に分け、さらに社会保障は公的年金、医療、福祉その他⁸に分割して、その効果を比較してみよう。残念ながら、SCVでは各政策の効果を加法的に分割することはできないので、それぞれの政策を単独でまたは組み合わせて実施した場合にどのような再分配効果が発生するかを調べることにする。

表3は、その試算結果を要約したものである。ここから次のような点が指摘できる。

第1に、税と社会保障の再分配効果を比較すると、再分配効果は社会保障の方が圧倒的に大きい。SCVを引き下げる程度で見ると、社会保障は税の約3倍の再分配効果を持つ。

第2に、税が年齢階級内の再分配に威力を発揮しているのに対して、社会保障は年齢階級間の再分配に寄与している。これは、税が所得をベースにして累進的な形で徴収されていること、公的年金や医療を始めとして、現行の社会保障の仕組みが賦課方式的に運営されていることを考えれば、意外なことではない。むしろ、社会保障が全体として年齢階級

⁸ 「福祉その他」の給付とは、生活保護法による扶助、その他の社会保障給付金、生活保護法・老人福祉法などによる現物給付・措置費を指す。また、負担としては雇用保険等、短期・長期以外の社会保険料を用いる。

内の不平等を拡大していることが注目される。

第3に、税と社会保障の不完結効果を見ると、両者が相殺していることが確認される。社会保障は税に比べて格差是正に大きく貢献しているものの、再分配制度としては完結していない。一方、税は、それ自体の再分配効果は限定的であり、むしろ可処分所得の低下を通じてSCVで見た不平等度を高める方向に作用する面も持っている。しかし、税は社会保障に財源を投入して、社会保障を通じてその再分配に貢献している（いわゆる公費負担）。これは、再分配政策の評価は税と社会保障を合わせて考える必要があることを示唆するものである。

第4に、社会保障を年金、医療、福祉その他に分類してみると、それぞれの特徴が明らかになる。不平等の緩和に最も貢献しているのは年金であり——ただし、不完結効果は医療とともに大きい——年齢階級間の再分配効果がやや大きめになっている。これに対して医療の場合は、むしろ年齢階級内の不平等を拡大する方向に働いていることが注目される⁹。これは、医療給付が消費者の所得水準に大きく左右されないとすれば、理解できない結果ではない。また、医療保険の本来の目的は、所得再分配よりも疾病リスクを社会的にカバーすることに求められるから、それによって引き起こされる所得再分配の結果から制度の在り方を評価することは妥当ではない。一方、福祉その他の不平等縮小効果はかなり小さく、そのかなりの部分が公費負担（=税）に依存した不完結効果で説明される。

なお、このように税と社会保障を切り離してその再分配効果を比較し、しかも不完結効果を指摘することに対しては、反論があり得るだろう。社会保障は、その財源調達を社会保険料だけで完結させることをはじめから想定しておらず、税を投入させてこそ制度として成り立っているからである。本稿は、制度の財源調達が「完結」すべきであると主張しているわけではない。むしろ、それぞれの制度の補完性を考慮しないままその再分配効果を評価することが、ミスリーディングである点を強調したい。

3-2 同居調整をほどこしたデータによる分析

前項の分析は、世帯主の年齢で分けた年齢階級に基づいて、年齢階級間・内の所得格差や再分配政策の効果を見たものである。しかし、世帯主が中高齢の場合、年金受給や高齢者医療の対象者と保険料を負担する被保険者が同居していることが少なくなく、年齢階級

⁹ 医療の再分配効果に関する同様の評価は、本稿と別の方法で再分配政策の効果を比較した金子(1998)でも行われている。

間の所得分配が重複・交錯しているものと思われる。そのため、年齢階級ごとの分析には不正確な面が残る。そこで、サンプルの抽出及び数値の処理に際して次の2点の調整を行った上で同様の分析を行ってみよう。

第1に、現役世代と引退世代が同居している世帯をサンプルから除く。すなわち、世帯主が20歳台から50歳台の世帯については、60歳台以上の家族と同居していない世帯だけを抽出する。そして、世帯主が60歳台以上の世帯については、60歳台の高齢者だけで構成されている世代だけを抽出する。こうした調整を行うのは、再分配効果が現役層と引退層でどのように異なっているかを明確に示すためである。ところが、このようにサンプルを限定すると、高齢世帯の比重が大幅に低下するので、全体の所得再分配の姿が歪んでしまいかねない。

そのため、第2に、各年齢階級の比重を元のサンプルにおけるそれらの値に等しいものとして、全体の平均や分散、SCVを計算する。世帯主の年齢構成は元のサンプルとしたままで、すべての世帯が現役世代だけ、または引退世代だけで構成されている状況を想定するわけである。

もちろん、こうした2つの調整によって新たなバイアスが発生することになる。異なる年齢階級に属する者どうしによる、世帯内での私的な所得移転を完全に無視することになるからである。親子間の同居選択に際しても、年金給付などの要因が影響しているはずである。しかし、このようなバイアスをとりあえず無視した上で、同居の影響を薄める調整によって、所得再分配の効果の様子がどのような方向に変化するかをチェックすることにも一定の意義が認められよう。

表4及び表5が、調整後のデータに基づく所得再分配の様子をまとめたものである。それぞれを表2と表3と比較することにより、次のような点が指摘できる。まず、当初所得のSCVは1.085となり、調整前の当初所得の0.878に比べて幾分か大きくなる。とりわけ、60歳台、70歳台以上における年齢階級内の所得格差が、調整前のそれに比べてかなり大きくなっていることが注目される。これは、調整前の場合、現役層と高齢層の同居により、高齢層における所得格差がかなり隠れていたことを物語っている。全体のSCVのうち、年齢階級間の不平等で説明される部分も、調整前の1割程度から3割程度に高まる。

次に、再分配効果を見てみよう。SCVの低下率が43%と調整前の値に比べて大きくなるだけでなく、年齢階級間の再分配効果のウェイトが大幅に高まり（全体の約55%。調整前は25%）、年齢階級内の再分配効果との大小関係が逆転してしまうことがわかる。とりわ

け 60 歳以上の層になると、再分配所得の平均は上昇するものの、標準偏差で示される再分配所得のちらばりが大きくなる。

各政策の再分配効果を見ると、それぞれの特徴は調整前とそれほど大きく変化しないものの、社会保障の再分配効果が大幅に高まり、とりわけ年金による年齢階級間の再分配効果が大きめに出てくることが注目される。

このように同居調整を行って再分配効果の様子を調べると、年齢階級間の所得不平等がより明確に現れてくるとともに、税や社会保障の仕組みがその年齢階級間の不平等是正に大きく貢献しているという様子が浮き彫りになる。もちろん、ここで行った同居調整はかなり大胆なものであるため、年齢階級間の不平等や再分配効果を過大推計しているはずである。しかし、世帯主の年齢にのみ注目した年齢階級分けに基づく場合より、真の年齢階級間の不平等や再分配効果の程度がかなり大きなものになることは十分推察できよう。

なお、年齢階級内の場合は不平等是正をそのまま正当化できるのに対して、年齢階級間の不平等是正に対する評価は難しい。人々は最終的にはすべての年齢階級を渡り歩くわけだし、人口動態の変化によって再分配の不完結性が将来世代への負担の先送りという形で高まる可能性もあるからである。

4. 生涯所得ベースで見た所得再分配：厚生年金の場合の大雑把な試算

4-1 試算の方針

これまで述べてきた所得再分配の要因分析は、同一時点の年齢階級別クロスセクション・データに基づくものであった。しかし、税や社会保障の再分配効果をめぐる重要な問題として、生涯所得ベースで見た場合にどの程度の再分配が行われているかという問題が挙げられる。残念ながら、日本の場合はパネル・データが存在しないため、生涯所得をベースにして所得再分配の効果を評価することは極めて難しい。そこで、本稿では、次のような方針で『所得再分配調査』の個票データを再構成し、極めて荒っぽい形で生涯所得を推計した上で、現行の社会保障制度、とりわけ厚生年金の仕組みに備わっている潜在的な再分配効果を評価することにしよう。

まず、世帯主が 60 歳以下の男子で、雇用者であり（会社・団体等の役員や 1 年未満の短期契約の雇用者を含む）、しかも、世帯内の有業者数が 1 名である世帯だけを選び出し、20

歳以上5歳刻みの年齢階級ごとに分類する。そして、各年齢階級において所得階級を20に分け、各年齢・所得階級における雇用者所得と厚生年金保険料（共済年金も含まれる）の平均をそれぞれ計算する。そして、各世帯が20-24歳から55-59歳の各ライフステージにおいて稼得する雇用者所得（及び保険料）は、そうして得られた値のいずれかであると想定する。なお、保険料は、クロスセクション・データから得られた、各所得階級が実際に支払っている額を払うとする¹⁰。

もちろん、各世帯は各ライフステージにおいて各所得階級を移動するはずである。そこで、所得階級の「固定性」 α ($0 \leq \alpha \leq 1$) を次のように簡単な形で想定する。すなわち、当該世帯が当該ライフステージにおいて属している所得階級を第 j 階級としたとき、次のライフステージにおいては、 $(1 + 2\alpha) / 3 \times 100\%$ の確率で第 j 階級にとどまり、それぞれ $(1 - \alpha) / 3 \times 100\%$ の確率で隣接する第 $j - 1$ 階級及び第 $j + 1$ 階級に移動とする。ただし、当該世帯が当該ライフステージにおいて第1階級または第20階級に属している場合は、次の年齢階級においてその階級にとどまる確率は $(2 + \alpha) / 3 \times 100\%$ 、隣接する第2階級または第19階級に移動する確率は $(1 - \alpha) / 3 \times 100\%$ とする。

このように所得階級間移動の固定性 α を定義すれば、 $\alpha = 1$ のときは、すべての世帯が20-24歳に属していた所得階級に55-59歳まで所属し続けることになる。したがって、20-24歳から55-59歳の各年齢階級におけるクロスセクションで見た所得分布はそのまま再現される。しかし、 α がどのような値をとっても、クロスセクションで見た所得分布はそのまま再現されることが簡単に証明できる。したがって、『所得再分配調査』から得られた年齢階級別・所得階級別の雇用者所得（及び保険料）の値はそのまま利用することができる。

以上を要するに、『所得再分配調査』が示したような現役層の所得分布に完全に整合的となるような雇用者所得の流列を作り出し、それをベースにして再分配政策の効果を評価する、極めて荒っぽいマイクロ・シミュレーションを試みるわけである¹¹。もちろん、こうした作業はコーホート効果や技術進歩など、所得再分配に影響を及ぼす様々な要因を無視す

¹⁰ 雇用者賃金をベースにして保険料を計算せず、実際の保険料を採用するのは、ボーナス比率が入手できないなど、保険料の算定基礎となる標準報酬の把握が不可能だからである。

¹¹ 生涯所得ベースにおける所得再分配の状況を分析した最近のマイクロ・シミュレーションとしては、オランダのデータについて行った *Nelissen (1998)* などがある。Nelissen も、生涯所得ベースで見た社会保障の再分配効果は、年間所得ベースで見た場合に比べて小さくなること、割引率が高くなると再分配効果が小さくなることなど、本稿と同様の分析結果を報告している。

るものであるが、クロスセクション・ベースと生涯所得ベースで再分配効果の大きさがどのように異なるかをチェックする上では一定の意義が認められよう。

なお、ここで想定する世帯は20歳から60歳まで40年間厚生年金の保険料を支払い、60歳で引退した後は年金だけに依存した生活(雇用者所得はゼロ)を送り、80歳の誕生日を迎えた時点で全員死去すると想定する。各年齢時点における標準報酬は実際支払われた保険料から逆算し、年金はそうして得られる標準報酬で計算される平均標準報酬に給付乗率をかけた報酬比例部分と基礎年金(夫婦2人分)の合計が60歳から支給される。保険料率は調査時点(1996年)の値である16.5%のうちの本人負担8.25%、報酬比例部分の給付乗率は7.5/1000、基礎年金の給付額は年額78万円という値を採用する。賃金上昇率や物価上昇率、人口増加率は、単純化のためにいずれもゼロと想定する。『所得再分配調査』からは高齢者の年金支給額や退職一時金も入手できるが、現役時における所得実績との関連が把握できないので無視する。また、利子・配当金など雇用者所得以外の所得も単純化のために捨象する。

なお、厚生年金を考慮する前の当初所得と、その保険料や給付を反映した再分配所得については、20歳時点においてその割引現在価値を計算し、生涯所得ベースの再分配効果を試算する。その結果は割引率によって異なってくるはずなので、割引率の値については複数のケースを想定する。

4-2 生涯所得ベースで見た厚生年金の再分配効果

生涯所得ベースの所得再分配を検討する前に、クロスセクションで見て厚生年金がどのような所得再分配をもたらすか、簡単に評価しておこう(表6)。いま社会を構成している集団は、12年齢階級(20-24歳から75-79歳)×20所得階級の計240世帯とみなせる。クロスセクションで見た場合、この集団の当初所得のSCVは0.902となり、表2、4で示された値とほぼ同じような水準になっている。そして、所得階級の固定性の度合い α を0.5と想定した上で厚生年金による再分配効果を計算すると、SCVは0.373へと58.7%低下することがわかる¹²。ただし、この再分配効果のうち15.3%ポイントは、再分配所得の上昇を通じた不完結効果によって説明される。

次に、生涯所得ベースの所得再分配の状況を眺めることにしよう。表7は、割引率を2%、

¹² α の値を0から1に変化させても、結果にほとんど影響は出なかった。

3%、4%、所得階級間移動の固定性を 0、0.5、1 と設定し、それぞれの組み合わせで計 9 ケースの結果をまとめたものである。この表によると、まず、当初所得の SCV は 0.142-0.173 となり、クロスセクションで見た場合に比べてかなり小さくなることがわかる。これは、年齢階級間の不平等が消えた結果である。一方、厚生年金の再分配効果は、SCV の値を 7-14% 程度低下させるにとどまっており、クロスセクションで見た場合に比べてかなり限定的であることがわかる。厚生年金は現役世代から保険料を徴収し、引退世代に年金を給付する仕組みであるため、年齢階級間で大きな再分配効果をもつものの、生涯を通じてみればこの年齢階級間再分配効果はかなり相殺されることになる。

そして、再分配効果は、所得の標準偏差の縮小よりも、不完結効果で説明できる部分が大きい点にも注意が必要である。これは、①厚生年金の保険料負担のうち事業主負担、そして基礎年金の財源のうち国庫負担が反映されていないため、世帯の負担がその分低めに出る一方、②現役時に拠出した保険料と引退時に受給する保険料がある程度相殺するからである。

また、不完結効果の重要度は、割引率を低めに設定するほど明確になる。これは、割引率が低いほど、年金額の割引現在価値が高めになるからである。とりわけ、割引率を 2% と低めに想定すると、厚生年金は生涯所得の標準偏差を若干拡大させる方向に働き、再分配効果はもっぱら不完結効果に依存する形になっている¹³。なお、所得階級の固定性に関する想定の違いによる影響を見ると、固定性が高いほど再分配効果が高めに出る傾向があるが、それほど大きな違いはないこともわかる。

4-3 不完結効果の処理

前項までの議論が示唆するように、不完結効果の存在は厚生年金の再分配効果の評価を難しくしている。厚生年金によって生涯所得ベースで見た格差が是正されていることが事

¹³ この点は、簡単な 2 期間モデルで確認できる。現役時の雇用者所得（標準報酬）に比例して拠出される保険料の保険料率を t 、引退時に支給される年金のうち、報酬比例部分の給付乗率を s 、定額の基礎年金部分を C とすると、

$$\mu^* = \left(1 - t + \frac{s}{1+r}\right) \mu + \frac{C}{1+r}, \quad V^* = \left(1 - t + \frac{s}{1+r}\right)^2 V$$

となる。ここで、 $s / (1+r) > t$ であれば、割引率 r が低くなるほど再分配所得の平均と分散の値はいずれも上昇する。平均の上昇は SCV を低め、分散の上昇は SCV を高める方向に働くから、割引率が低下すれば、平均の上昇によって説明される不完結効果が大きくなる。

実としても、その仕組みが厚生年金の被保険者からの直接的な財源調達以外の手段によって維持されているとすれば、厚生年金は再分配政策としての完結性に欠けることになる。

そこで、厚生年金の必要給付額の全額を現役世帯による追加的な負担で調達できるように保険料率（賃金比例の所得税率とみなしてもよい）を調整した上で、厚生年金の再分配効果を試算してみよう。これは、現行の国庫負担分を現役世帯が賃金に比例的な保険料または税で負担するとともに、事業主負担についても、最終的には雇用者所得の引き下げという形でその負担が家計に帰着し、厚生年金の財政収支が同一世代内で完結する状況を想定したものである。このとき、平均所得は厚生年金の導入前後で不変となり、厚生年金の再分配効果はもっぱら所得の分散の変化を通じたものとなる。

国庫負担、事業主負担も含めた保険料率は、収支均衡を条件として内生的に求められる。所得階級の固定性を 0.5 とした上でその値を計算すると、その値は 12.1%（割引率 4%の場合）から 21.8%（同 2%の場合）となり、ベンチマークの 8.25%をかなり上回ることがわかる。そして、この場合における厚生年金の不平等縮小効果は、6.2%（割引率 4%の場合）から 10.9%（同 2%の場合）となって、所得再分配の不完結性を容認している場合の値に比べると一回り小さめのものとなる。

4-4 厚生年金の制度変更の効果

ところで、生涯所得をベースとする厚生年金の再分配効果はなぜ発生するのだろうか。厚生年金が少しでも所得格差の縮小に貢献しているのは、年金給付に基礎年金という 1 階の定額部分を含んでいるからである。2 階の報酬比例部分は現役時代の所得格差を引退時に比例的に持ち上げるだけだから、SCV で評価される所得格差の是正には貢献しない。

そこで、現行制度の下で所得再分配の完結性を維持する保険料（したがって年金額も）を固定した上で、年金給付における報酬比例部分と基礎年金部分の比重を変化させることによって、厚生年金の再分配効果がどのように変化するかを簡単にチェックしておこう。すなわち、報酬比例部分の給付乗率（1996 年度当時は 7.5/1000）を 5/1000 に引き下げた場合、逆に 10/1000 に引き上げた場合の効果を調べてみる。このとき、給付乗率の変化に対応して、基礎年金の給付額も調整される。

試算結果は、表 9 にまとめてある。割引率の設定によって異なるものの（所得階級の固定性は 0.5 に設定）、容易に予想されるように、給付乗率を引き上げて報酬比例部分の比重を高め、定額の基礎年金部分の比重を低めるほど、厚生年金の再分配効果は弱まることに

なる。例えば、割引率を3%とした場合、給付乗率が7.5/1000であればSCVは当初所得より8.2%低下するものの、給付乗率を5/1000に引き下げるとSCVは10.0%低下し、逆に10/1000に引き上げるとSCVの低下率は6.4%にとどまる。こうした結果は、前出・Shimono and Tachibanaki (1985)の分析結果とも整合的である。

5. 結 語

本稿では、1996年の『所得再分配調査』の個票データに基づいて、現行の税や社会保障がもたらしている再分配効果を、年齢階級内、年齢階級間、そして生涯所得ベースで簡単に分析してきた。得られた主要な結果をまとめると次のようになる。

第1に、現行の税及び社会保障による所得再分配は、複数世代の同居による影響をコントロールすると、年齢階級内より年齢階級間において大きく働いているものと推察される。

第2に、税と社会保障の再分配効果を比較すると、税は年齢階級内、社会保障は年齢階級間の再分配にそれぞれ比重を置いた形となっている。社会保障の中でも、年金はとりわけ年齢階級間の再分配効果が強い。また、医療は年齢階級内で逆進的な再分配を引き起こしており、その結果、社会保障は全体としてみると年齢階級内の不平等を高めている。

第3に、税と社会保障の再分配効果は、それぞれでは「完結」せず、両者は互いに補完する関係にあることが確認される。社会保障の再分配効果は、税による財源調達にかなり依存する形になっている。

第4に、生涯所得ベースで厚生年金の再分配効果を大雑把に試算すると、クロスセクションで見ると比べて、その大きさはかなり限定的なものになる。しかも、その再分配効果の大半は、保険料の事業主負担や基礎年金の国庫負担など、現役世帯による直接的な保険料負担以外の財源によって説明されるものである。そして、そうした厚生年金による再分配効果の不完結性を家計による直接的な負担の引き上げで処理した場合、再分配効果はさらに縮小する。

第5に、再分配効果の不完結性を処理した上で、厚生年金の報酬比例部分と定額部分の比重を調整して再分配効果の変化を比較すると、理論的に予想される通り、定額部分の比重を高めるほど厚生年金の再分配効果は高まることになる。

以上のような本稿の分析結果は、所得再分配政策の効果を評価する場合、①各政策の「完

結性」に留意する必要があること、そして、②年齢階級内・間という視点だけでなく、生涯所得ベースに基づく比較も重要であることを示唆するものである。

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『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・齊藤 誠(1998)「人口高齢化と消費の不平等度」八田達夫・八代尚宏編『社会保障改革』日本経済新聞社, pp.217-244.
- ・—————(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』第 35 巻第 1 号, pp.65—75.
- 金子能宏(1998)「所得の不平等化要因と所得再分配政策の課題」平成 9 年度厚生科学研究事業『所得再分配の評価手法に関する研究』pp.40-62.
- 鈴木玲子(1999)「個人別世代会計による受益と負担の分析」*JCER Discussion Paper No.59*
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・澁谷時幸・上野大・久保克行(1990)「人的資産の推計と公的年金の再分配効果」経済企画庁経済研究所『経済分析』第 118 号。
- 照井博司・伊藤隆敏(1994)「みせかけの不平等と真の不平等——重複世代モデルによるシミュレーション分析——」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, pp.279-320.
- 八田達夫・小口登良・酒本和加子(1998)「年金改革と世代間再分配」『季刊社会保障研究』第 34 巻第 2 号, pp.155—164.
- Coronado J.L., D. Fullerton, D, and Th. Glass (2000a) “The progressivity of social security,” *NBER Working Paper No.7520*.
- , —————, and ————— (2000b) “Long run effects of social security reform proposals in lifetime progressivity,” *NBER Working Paper No.7568*.
- Nelissen, J.H.M (1998) “Annual and lifetime income redistribution by social security,” *Journal of Public Economics*, Vol.68, pp.223-249.
- Shimono, K. and T. Tachibanaki (1985) “Lifetime Income and Public Pension,” *Journal of Public Economics*, Vol.26, pp.75-87.

表1 税・社会保障の所得再分配効果の時系列的变化

調査年	当初所得		再分配所得		税による再分配所得		社会保障による再分配所得	
	ジニ係数	ジニ係数	ジニ係数	改善度(%)	ジニ係数	改善度(%)	ジニ係数	改善度(%)
1981	0.3491	0.3143	0.3143	10.0	0.3301	5.4	0.3317	5.0
1984	0.3975	0.3426	0.3426	13.8	0.3824	3.8	0.3584	9.8
1987	0.4049	0.3382	0.3382	16.5	0.3879	4.2	0.3564	12.0
1990	0.4334	0.3643	0.3643	15.9	0.4207	2.9	0.3791	12.5
1993	0.4394	0.3645	0.3645	17.0	0.4255	3.2	0.3812	13.2
1996	0.4412	0.3606	0.3606	18.3	0.4338	1.7	0.3721	15.7

(注)改善度は、再分配政策によるジニ係数の減少幅の、当初所得のジニ係数に対する比率。
(出所)厚生省(現厚生労働省)『1996年所得再分配調査』。

表2 税・社会保障の再分配効果（同居調整前）

①当初所得			(万円,比率)
年齢階級	平均	標準偏差	SCV
29歳以下	390.9	228.1	0.341
30-39歳	591.7	354.8	0.359
40-49歳	721.7	472.3	0.428
50-59歳	845.4	603.2	0.509
60-69歳	501.7	660.8	1.735
70歳以上	284.1	545.3	3.685
全体	601.1	563.4	0.878
年齢階級間の所得不平等			0.099
年齢階級内の所得不平等			0.780

②税・社会保障による再分配所得			(万円,比率)
年齢階級	平均	標準偏差	SCV
29歳以下	353.1	223.0	0.399
30-39歳	534.8	297.3	0.309
40-49歳	666.3	421.8	0.401
50-59歳	763.2	533.0	0.488
60-69歳	619.0	570.3	0.849
70歳以上	528.3	520.7	0.971
全体	618.0	484.4	0.614
年齢階級間の所得不平等			0.032
年齢階級内の所得不平等			0.583

③再分配効果の要因分解		(%)
合計(SCVの低下率)		30.04
年齢階級間の再分配効果		7.40
年齢階級内の再分配効果		18.70
不完結効果		3.94

表3 税・社会保障の再分配効果の比較 (同居調整前)

	(当初所得のSCVに対する比率、%)				
	再分配所得の SCV	不平等 縮小効果	年齢階級間 再分配効果	年齢階級内 再分配効果	不完結効果
税+社会保障 税	0.615	30.04	7.40	18.70	3.94
社会保障 年金	0.812	7.60	1.87	24.19	-18.46
医療 福祉その他	0.673	23.39	6.00	-4.35	21.73
	0.696	20.72	5.36	3.85	11.51
	0.826	5.99	1.90	-7.35	11.45
	0.869	1.14	0.08	0.40	0.65

(注) 1. 当初所得のSCV=0.878.

2. 数値がプラスであれば、不平等の縮小に寄与したことを意味する.

表4 税・社会保障の再分配効果（同居調整後）

①当初所得			(万円,比率)
年齢階級	平均	標準偏差	SCV
29歳以下	389.2	228.2	0.344
30-39歳	584.9	334.5	0.327
40-49歳	719.9	475.6	0.436
50-59歳	831.0	592.0	0.507
60-69歳	140.3	303.3	4.673
70歳以上	111.8	377.8	11.411
全体	499.3	520.2	1.085
年齢階級間の所得不平等			0.338
年齢階級内の所得不平等			0.747

②税・社会保障による再分配所得			(万円,比率)
年齢階級	平均	標準偏差	SCV
29歳以下	349.8	222.1	0.403
30-39歳	518.6	275.7	0.283
40-49歳	622.4	386.2	0.385
50-59歳	720.2	493.0	0.469
60-69歳	368.2	364.1	0.978
70歳以上	381.5	392.2	1.057
全体	524.8	412.7	0.619
年齢階級間の所得不平等			0.075
年齢階級内の所得不平等			0.544

③再分配効果の要因分解		(%)
合計(SCVの低下率)		43.01
年齢階級間の再分配効果		23.55
年齢階級内の再分配効果		13.49
不完結効果		5.98

表6 クロスセクションで見た厚生年金の再分配効果

当初所得 (万円)	
平均	392.6
標準偏差	372.9
SCV	0.902
再分配所得 (万円)	
平均	459.6
標準偏差	280.6
SCV	0.373
不平等縮小効果 (%)	58.69
うち不完結効果 (%)	15.30

(注)試算方法は本文参照.

表5 税・社会保障の再分配効果の比較 (同居調整後)

	(当初所得のSCVに対する比率、%)			
	再分配所得のSCV	不平等縮小効果	年齢階級間再分配効果	年齢階級内再分配効果
税+社会保障	0.619	43.01	23.55	13.49
税	1.017	6.34	4.83	20.49
社会保障	0.695	35.95	20.70	-6.61
年金	0.733	32.44	17.59	0.49
医療	0.995	8.35	5.36	-6.93
福祉その他	1.070	1.43	0.11	0.46
				5.98
				-18.98
				21.87
				14.36
				9.91
				0.85

(注)1. 当初所得のSCV=1.085.

2. 数値がプラスであれば、不平等の縮小に寄与したことを意味する。

表7 生涯所得ベースで見た厚生年金の再分配効果

①割引率(r):2%

所得階級の固定性(α)	0	0.5	1
当初所得(万円)			
平均	15,521	15,521	15,521
標準偏差	5,963	6,147	6,459
SCV	0.148	0.157	0.173
再分配所得(万円)			
平均	16,722	16,722	16,722
標準偏差	5,973	6,157	6,470
SCV	0.128	0.136	0.150
不平等縮小効果(%)	13.57	13.56	13.56
うち不完結効果(%)	13.90	13.90	13.90

②割引率(r):3%

所得階級の固定性(α)	0	0.5	1
当初所得(万円)			
平均	12,855	12,855	12,855
標準偏差	4,888	5,032	5,277
SCV	0.145	0.153	0.169
再分配所得(万円)			
平均	13,448	13,448	13,448
標準偏差	4,850	4,995	5,239
SCV	0.130	0.138	0.152
不平等縮小効果(%)	10.02	9.99	9.94
うち不完結効果(%)	8.50	8.50	8.50

③割引率(r):4%

所得階級の固定性(α)	0	0.5	1
当初所得(万円)			
平均	10,786	10,786	10,786
標準偏差	4,062	4,178	4,371
SCV	0.142	0.150	0.164
再分配所得(万円)			
平均	11,026	11,026	11,026
標準偏差	4,002	4,117	4,310
SCV	0.132	0.139	0.153
不平等縮小効果(%)	7.14	7.09	7.00
うち不完結効果(%)	4.18	4.18	4.19

表8 生涯所得ベースで見た厚生年金の再分配効果（不完結効果を処理した場合）

割引率(%)	2	3	4
当初所得			
平均	15,521	12,855	10,786
標準偏差	6,147	5,032	4,178
SCV	0.157	0.153	0.150
修正保険料率(%)	21.8	16.3	12.1
再分配所得			
平均	15,521	12,855	10,786
標準偏差	5,803	4,821	4,047
SCV	0.140	0.141	0.141
不平等縮小効果(%)	10.88	8.23	6.17
cf. 不完結効果 未処理の場合	(13.56)	(9.99)	(7.00)

(注) 保険料率を引き上げ、不完結効果を厚生年金制度内部で完全に処理した場合、修正前における厚生年金の保険料率は16.5%。そのうち半分の8.25%を雇用者が負担。