

(4) 国民生活基礎調査の稼働所得と SNA との比較

国民生活基礎調査をベースとした国民全体の稼働所得の推計は、性別・年齢階級別に推計した有稼働所得者数に、平均稼働所得額を乗じ、それらを足し上げる方法を採用した。具体的には、次の算式のとおりである。

$$\sum_x \left(\frac{E_{x,t}}{100,000} \times P_t \times W_{x,t} \right)$$

ただし、(x) は性・年齢階級を表す変数とし、 P_t は t 年の人口、 $E_{x,t}$ は t 年の性・年齢階級 (x) の有稼働所得者数 (人口 10 万対)、 $W_{x,t}$ は t 年の性・年齢階級 (x) の平均稼働所得額である。

表 7 は、性・年齢階級別の総稼働所得額を、大規模調査が行われた 1986 年、89 年、92 年、95 年、98 年の調査結果を基に推計したものである。ただし、国民生活基礎調査では調査年の前年の所得が調査されるため、年次区分は前年の 1985 年、88 年、91 年、94 年及び 97 年としている。なお、1994 年分 (1995 年の調査) は、阪神淡路大地震のために兵庫県の調査が行われなかったことから、兵庫県を除いた数値となっている。

また、当該年に所得があったとしても国民生活基礎調査の調査日までに死亡した者については調査対象外となることから、国民生活基礎調査ベースの総稼働所得額は、実際の総額よりも若干少なくなっているはずである。しかしながら、稼働所得の多い 50 歳前後の男性の死亡率は 0.5% 程度であり、ほとんど無視しうるレベルと考えられる。

(表7) 稼働所得の総額の年次推移

(単位：兆円)

	総数					男子					女子				
	1985	1988	1991	1994	1997	1985	1988	1991	1994	1997	1985	1988	1991	1994	1997
総数	155.7	173.1	211.7	220.0	233.5	124.4	139.6	167.7	173.3	182.4	31.3	33.4	43.9	46.7	51.1
-19	0.5	0.6	0.8	0.6	0.6	0.3	0.3	0.4	0.3	0.4	0.2	0.3	0.4	0.2	0.2
20-24	6.3	6.9	9.4	9.4	8.9	3.2	3.5	4.7	5.0	4.7	3.0	3.4	4.7	4.4	4.2
25-29	10.4	11.2	14.5	14.8	16.3	7.4	7.7	10.0	9.9	10.8	3.0	3.4	4.5	5.0	5.4
30-34	15.9	15.1	17.6	18.8	19.1	13.0	12.3	14.3	15.0	14.9	2.9	2.8	3.3	3.7	4.2
35-39	25.7	23.2	23.4	22.0	22.8	21.3	19.2	19.0	17.7	18.2	4.3	4.0	4.5	4.3	4.7
40-44	22.8	27.9	35.3	31.2	27.6	18.6	22.9	28.6	25.1	22.1	4.1	5.0	6.7	6.1	5.5
45-49	21.9	27.5	32.3	36.5	39.7	17.6	22.7	26.1	29.2	31.2	4.2	4.8	6.1	7.3	8.5
50-54	20.7	24.5	30.4	33.5	36.3	16.9	20.3	24.8	27.3	29.2	3.8	4.3	5.7	6.2	7.1
55-59	16.8	19.4	24.7	26.8	31.2	14.0	16.6	20.4	22.1	25.6	2.7	2.8	4.3	4.8	5.6
60-64	8.0	9.1	13.5	14.7	17.5	6.4	7.7	11.4	12.2	14.5	1.6	1.4	2.0	2.5	3.0
65-69	3.5	4.2	5.6	6.9	7.4	2.8	3.5	4.7	5.7	6.0	0.7	0.7	0.9	1.2	1.4
70-74	2.0	1.8	2.2	3.0	3.6	1.7	1.5	1.8	2.3	2.9	0.3	0.3	0.4	0.6	0.7
75-79	1.0	1.1	1.3	1.0	1.6	0.8	0.9	1.0	0.8	1.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.5
80+	0.4	0.6	0.7	0.7	1.0	0.3	0.5	0.5	0.5	0.7	0.1	0.1	0.2	0.2	0.3

(注) 1994 年の数値は、兵庫県を除いたものである。

国民生活基礎調査から推計した稼働所得の総額とSNAベースの雇用者所得等を比較したものが表8である。両者の範囲をできる限り近づけるため、SNAベースの数値は、雇用者所得（賃金・俸給）に個人企業所得（持ち家の企業所得を除く。）を加えたものとしている。ただし、国民生活基礎調査には、退職金、給与住宅差額家賃、現物給与等が含まれていないため、国民生活基礎調査ベースの推計額はSNAベースと比べて10～20兆円程度少なくなるものと考えられる。こうした点を考慮すると、国民生活基礎調査の稼働所得額は、SNAベースの数値を下回っているが、乖離幅は数パーセント程度にとどまっているものと考えられる。

(表8) 稼働所得総額の比較 (単位：兆円)

年次	国民生活基礎調査	SNA
1985	155.7	174.0
1988	173.1	195.1
1991	211.7	236.7
1994	220.0	256.9
1997	233.5	265.9

(注) 国民生活基礎調査の1994年の数値は、兵庫県を除いたものである。

4. 「公的年金・恩給」の分析

「公的年金・恩給」については、国立社会保障・人口問題研究所が毎年公表している社会保障給付費の年金部門の数値と「公的年金・恩給」の総額を比較することによって、その信頼性の検証を行った。「公的年金・恩給」の総額は、総稼働所得と同様の算式により推計を行った。

表9は、性・年齢階級別の「公的年金・恩給」の総額の年次推移である。各数値の留意点は、総稼働所得額の推計値と同様であるが、公的年金・恩給は主として高齢者が受給していることから、死亡率の影響を考慮する必要がある。受給者の中心である70歳前後の男性の死亡率が2～3%程度であることから、「公的年金・恩給」の総額の推計値についても、2～3%程度低めに評価されていることに留意が必要である。

(表9) 「公的年金・恩給」の総額の年次推移

(単位：兆円)

	総数					男子					女子				
	1985	1988	1991	1994	1997	1985	1988	1991	1994	1997	1985	1988	1991	1994	1997
総数	12.5	16.9	21.4	24.5	31.8	7.9	10.9	13.8	15.8	20.1	4.5	6.0	7.6	8.7	11.8
-19	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
20-24	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
25-29	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
30-34	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
35-39	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
40-44	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0
45-49	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1
50-54	0.2	0.2	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1
55-59	0.9	1.1	0.8	0.6	0.3	0.5	0.6	0.4	0.3	0.1	0.4	0.5	0.4	0.3	0.2
60-64	3.0	4.3	4.9	4.5	5.4	2.1	3.1	3.4	3.2	3.7	0.9	1.2	1.5	1.3	1.7
65-69	3.1	4.2	6.1	7.6	9.3	2.1	2.8	4.2	5.2	6.3	1.0	1.4	1.9	2.4	3.0
70-74	2.4	3.0	4.1	5.2	7.7	1.6	1.9	2.7	3.3	5.0	0.9	1.0	1.4	1.8	2.7
75-79	1.6	2.2	2.8	3.4	4.5	0.9	1.4	1.8	2.1	2.7	0.6	0.8	1.0	1.2	1.8
80+	1.1	1.5	2.1	2.7	4.3	0.6	0.8	1.1	1.5	2.2	0.6	0.7	1.0	1.3	2.1

(注) 1994年の数値は、兵庫県を除いたものである。

国民生活基礎調査から推計した「公的年金・恩給」の総額（死亡率の調整は行っていない。）と社会保障給付費の年金部門の数値を比較したものが表10である。社会保障給付費の年金部門には、国民生活基礎調査の「公的年金・恩給」に含まれない厚生年金基金等の企業年金、労働災害保障保険の年金給付等が含まれているため、これらを除外したもの（各年の社会保障給付費（年金部門）に0.935（2000年度の比率）を乗じて補正）と比較を行った。なお、社会保障給付費は年度ベースの数値であることから、線形補間によって暦年ベースの数値に修正した。

両者の数値を比較すると、乖離幅は年々小さくなってきており、死亡率を考慮すると、1997年では、乖離幅が3～4%まで縮小してきている。国民生活基礎調査の「公的年金・恩給」についても、稼働所得額と同様に社会保障給付費ベースの数値を下回っているが、最近の調査では、乖離幅は数パーセント程度以下にとどまっているものと考えられる。

(表10) 「公的年金・恩給」の総額の比較

(単位：兆円)

年次	国民生活基礎調査	社会保障給付費
1985	12.5	15.5
1988	16.9	19.4
1991	21.4	23.6
1994	24.5	28.5
1997	31.8	33.7

(注) 国民生活基礎調査の1994年の数値は、兵庫県を除いたものである。

5. おわりに

国民生活基礎調査の稼働所得と「公的年金・恩給」による所得について、SNA あるいは社会保障給付費（年金部門）との比較を行ったが、いずれの所得も過小ではあるが乖離幅は数パーセント以下と小さく、かなり精度の高いものであることが確認できた。「所得」という実査が困難な調査項目であるにもかかわらず、このような高い精度で調査結果が得られていることは、特筆すべきことと考えられる。いずれにせよ、マイクロシミュレーションモデルの基礎データとしては十分に実用的であり、補正を行うことなく、そのまま利用することが可能であると考えられる。

稼働所得に関する性・年齢階級別の分布は1985年から1997年にかけては安定しており、大きな構造的変化はみられない。したがって、稼働所得の有無と平均稼働所得額をモデルに組み込むことによって、安定的な将来推計を行うことができるものと期待される。ただし、平均稼働所得額をみると、男子では、世代によるサラリーマンと自営業者の割合の違いが微妙に影響していることが考えられ、その点についてさらに分析を深める必要がある。また、女子では、配偶者（あるいは、子供）の有無が大きく影響していると考えられることから、有配偶・無配偶別（あるいは、子の有無別）にモデルの基礎データを設定する必要があると考えられる。

本稿では、国民生活基礎調査の個票データが利用できなかったことから、公表されている統計表をベースとしたマクロ的な分析にとどまったが、今後、個票データをさまざまな角度から分析し、適切にモデルに組み込んで、シミュレーションを行うことが必要であると考えている。

(参考文献)

- 1) 青井和夫・府川哲夫・稲垣誠一・他(1986) 世帯情報解析モデル(INAHSIM)による世帯の将来推計 ライフスパン Vol.6 (財)寿命学研究会
- 2) 稲垣誠一(1986) 世帯情報解析モデル(INAHSIM)について (社)日本アクチュアリー会会報第39号
- 3) 稲垣誠一(2002) 厚生統計のマイクロデータ分析 パート2 マイクロシミュレーションモデルによる世帯の将来推計 (財)日本統計協会
- 4) 稲垣誠一・府川哲夫(2002) 加齢による健康状態の変化 統計 第53巻第11号 (財)日本統計協会
- 5) 浜田浩児(2002) SNA 家計勘定の分布統計 ESRI Discussion Paper Series No.20
- 6) 内閣府経済社会総合研究所(2002) 平成13年版国民経済計算年報
- 7) 国立社会保障・人口問題研究所(2002) 平成12年度社会保障給付費
- 8) 厚生省 国民生活基礎調査報告書(1986年、89年、92年、95年、98年調査)

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業
「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」
分担研究報告書

生涯を通じた社会保障の所得分配に及ぼす影響の研究
分担研究者 府川哲夫 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

生涯所得や生涯の社会保障給付・負担の実情をみることにより、一時点での再分配効果でなく、生涯にわたる所得の再分配効果を把握する。このような情報をもとに、人々の多様な選択に対して社会保障制度がより柔軟に対応することが可能となる。平成14年度は、公的年金の世代内所得再分配効果やマイクロ・シミュレーション・モデルの方法論について研究した。

A 研究目的

本研究の目的は、生涯所得や生涯の社会保障給付・負担の実情をみることにより、一時点での再分配効果でなく、生涯にわたる所得の再分配効果を把握することである。

B 研究方法

先行研究のサーベイを行うとともに、来年度以降の分析の準備作業としてマイクロ・シミュレーション・モデルの方法論について検討し、厚生年金の世代内所得分配に及ぼす影響を厚生労働省『所得再分配調査』を利用して分析した。

(倫理面への配慮)

マイクロデータを使用の際には、個人が特定されないように十分留意するとともに、個人情報流出のないように細心の注意を払う。

C 研究結果

今年度は研究会での議論を踏まえて、研究成果を3つの論文にまとめた。

「公的年金と世代内所得再分配」(小塩論文)では、公的年金(厚生年金)の同一世代内における再分配効果を生涯所得ベースで分析し、望ましい公的年金・税制のあり方を検討した。具体的には、『所得再分配調査』(1996年)の個票に基づき、いくつかの想定を置いて生涯所得流れを作成し、ライフサイクル・モデルの手法によって世代内所得再分配の状況を分析するという手法を用いている。主な発見としては、①公的年金の再分配効果は、生涯所得ベースで見ると、年間所得ベースに比べてかなり小さい、②賦課方式の維持を前提とする場合には、標準報酬のキャップ制を廃止し、所得比例の保険料・定額の年金給付という単純な仕組みに移行することが望ましい、③定額の年金に物価スライドを適用した上で年金財源を消費税で調達することは、効率性・世代内公平性の両面から見て望ましい面がある。このように、公的年金や税制のあり方を議論する場合、世代内公平性の観点からの評価がきわめて重要であることが明らか

になった。特に、公的年金を基礎年金部分に限定し、その財源を消費税で調達するという制度改革の方向についても、そうした観点からの評価が不可欠である。

「世帯構造別にみた所得の状況」(府川論文)では、『国民生活基礎調査』(1998年)の個票を用いて、同居・非同居別にみた高齢者世帯の所得の状況や、世帯主の年齢階級・世帯構造別平均所得を把握した。その結果、高齢者一人当たりの所得水準は同居・非同居の別によって差があり、さらに、非同居世帯の中でも夫婦のみ世帯と単身世帯とで格差があることが明らかになった。所得分配の実状を把握する上では、家族構造や世帯構造の違いを考慮することが重要である。

「個人所得税負担額の推計方法」(田近・古谷論文)では、来年度以降のマイクロ・シミュレーション・モデルによる分析の準備作業として、筆者らによる TJMOD (Tax Japan Model) の個人所得税負担額を推計するアルゴリズムを、①合計所得金額の推計、②課税所得金額の推計、③個人所得税負担額の推計の3つのプロセスに分けて作成した。個人所得税負担額を推計するには、個人の情報だけでなく、家族に関する情報が必要不可欠であり、家族に関する情報を効率的に取り出すデータ設計及びアルゴリズムの開発が必要である。この論文では厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票を利用することを念頭に、効率的な情報抽出アルゴリズムを開発した。

D 考察

小塩論文の結果は、『所得再分配調査』のクロスセクション・データをパネル・デー

タと読み替えることによって得られたものであり、その解釈は慎重でなければならないが、おおむね説得的と思われる。

所得格差をみる上では一時点での格差でなく、資産を含めた生涯所得ベースでみるのが望ましい。とくに高齢者はフローの所得が少ない半面、多くの資産を保有していることが多い。しかしながら、社会保障と資産の双方に関連する情報を含んだデータは少なく、実証研究も少ない。生涯所得やライフコース別の実証分析を発展させる上ではこれらの情報を含めたパネル・データの整備が必要である。

E 結論

生涯所得と生涯の社会保障給付・負担の実情をみることにより、一時点での再分配効果でなく、生涯にわたる所得の再分配効果を把握することが必要である。さらに、生涯ベースでの再分配を計測する上では、ライフステージによる家族構造や世帯構造の違いを考慮することが重要であることが明らかになった。

F 健康危険情報

なし

G 研究発表

1. 論文発表：なし
2. 学会発表：なし

H 知的所有権の出願・登録状況

1. 特許取得：なし
2. 実用新案登録：なし
3. その他：なし

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業

「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」

公的年金と世代内所得再分配

小塩 隆士
東京学芸大学

平成15（2003）年3月31日

要 約

本稿の目的は、『所得再分配調査』のデータに基づき、公的年金（厚生年金）の世代内における再分配効果を生涯所得ベースで検討することである。公的年金の世代内再分配効果は、生涯所得ベースで見ると、年間所得ベースで見た場合に比べてかなり小さくなる。また、少子高齢化が進む下では、制度を所得比例の保険料負担、定額の年金給付という仕組みに単純化することが、効率性と世代間公平性の両面から見て望ましくなる可能性がある。さらに、年金財源を所得税や消費税で調達した場合の再分配効果についても検討した。

1. イントロダクション

公的年金の仕組みは賦課方式で運営されることが一般的なので、若年者から高齢者への所得移転を伴う。こうした所得再分配の仕組みは、しばしば2つの観点から評価されてきた。第1に、急速に進む少子高齢化の下では、賦課方式の公的年金は、世代間で大幅な所得移転を引き起こし、若い世代あるいは将来世代の生涯純所得を引き下げるものと評価される。このような

世代間の所得再分配あるいは世代間格差の問題については、各世代に属する代表的個人の生涯所得に注目するという形でこれまで多くの実証分析が試みられてきた。八田・小口・酒本(1998)、Takayama and Kitamura (1999)などが、日本における最近の研究例である。しかし、個人の多様性を想定すると、結果は曖昧なものとなりかねない。例えば、当該世代の平均的な純所得が賦課方式の下で減少するとしても、公的年金の負担・給付の累進構造を反映して、低所得層の純所得はむしろ増加するという可能性も否定できない。

第2に、公的年金の再分配効果については、年間所得ベースで見た所得格差を是正するという面もしばしば強調される。公的年金は、平均的に見て高所得の若年者から保険料を徴収し、低所得の高齢者に年金を支給するからである。実際、厚生労働省の『厚生労働白書』(2002)は、近年上昇傾向を見せているジニ係数について、公的年金などの社会保障制度がその引き下げに貢献している点を強調している。しかし、こうしたタイプの評価には問題がある。誰もが一生のうちに、若年時と高齢時を経験するからである。実際、1981年と1993年の『所得再分配調査』の個票データを比較した大竹・齊藤(1999)は、1981年における所得格差縮小のかなりの部分が同一年齢間の再分配政策で説明できたのに対して、1993年では年齢間の再分配政策の効果が高まっていることを指摘している。彼らはそうした事実に基づいて、再分配政策の評価を所得格差縮小に単純に結びつけて行うことの問題点を強調している。さらに、照山・伊藤(1994)は世代重複モデルに基づき、クロスセクションで見た所得や資産の格差を同一年齢間の格差(「真の不平等」)と年齢間の格差(「みせかけの不平等」)に分解し、両者の関係を分析している。

こうした2つのタイプの議論がカバーしきれていない重要な問題の一つは、生涯所得ベースで見た同一世代内の再分配効果である。すなわち、生涯を通じた所得再分配政策という側面を持つ公的年金が、同一世代内でどこまで所得再分配をもたらすかが問題となる。公的年金がそれ自体として所得再分配を行うべきかどうかという点については、議論の余地がある。しかし、再分配政策の全体としてのあり方を議論するためにも、公的年金の事後的な再分配効果を把握しておくことは重要である。生涯所得ベースだと、現行の保険料負担・年金給付の仕組みは、現役の若年層から引退した高齢者に所得を再分配している。しかし、こうした公的年金の再分配効果は、生涯所得ベースで見ると小さくなるはずだし、しかもその測定には困難が伴う。

近年、米国を中心にパネル・データに基づいて公的年金の生涯所得ベースにおける再分配効果を計測する実証分析が積極的に行われている。そこでは、配偶者の属性や死亡確率、その他の要因を考慮した場合に、どのように再分配効果が変化するかが検討されている。例えば、Coronado, Fullerton and Glass (2000)は、公的年金の累進性が年間所得ベースではなく生涯所得ベースで見ると大きく低下することを指摘するとともに、公的年金の累進性を左右する多くの個人的属性を定量的に分析している。また、Gustman and Steinmeier (2001)や Liebman (2002)は、配偶者の所得や死亡確率の違いを考慮すれば、公的年金の累進性が薄れることを指摘している。さらに、Coronado et al. (2002)は、各種の年金改革が累進性に及ぼす影響を分析するためにマイクロ・シミュレーションを試みている。

一方、日本では、米国とは対照的にパネル・データが十分に公表されていないので、年間所得ベースによる世代内再分配の分析を行うことは極めて難しい。そこで **Shimono and Tachibanaki (1985)**は、2 期間のライフサイクル・モデルに基づいて、日本の公的年金が生涯ベースにおける所得再分配をどの程度引き起こしているかを数値計算の手法で分析している。彼らは、報酬比例の保険料が所得格差の是正に貢献することなどを確認している。また、高山他 (1990)は、『全国消費実態調査』の個票に基づき、公的年金の世代内再分配効果を分析した最初の試みである。彼らは、高齢層ほど高所得層が有利になるような再分配が行われ、公的年金が事後的に見て逆進的な側面を持っていることを指摘している。しかし、彼らの分析は、年金給付の財源が現役層の保険料収入だけでは賄いきれず、国庫負担（税）や将来世代への負担の先送りに依存しているという、制度の「不完結性」を処理していない。

本稿は、日本の公的年金、とりわけ厚生年金に注目し、1996 年の『所得再分配調査』のデータに基づき、生涯所得ベースにおける潜在的な再分配効果を分析する。現行制度の累進性を試算するだけでなく、いくつかの年金改革・税制改革の効果を効率性及び世代内公平性の両面から検討することを試みる。ただし、各勤労者の履歴情報を入手できないので、本稿の分析は、同調査のデータと整合的な形に再構成した生涯所得流列に依存している。そして、すべてのコーホートが同じペースで拡大（縮小）し、年金給付財源が各時点において保険料や税で完全に調達されるという、定常状態を想定する。こうしたタイプの分析は、世代間における動学的な所得再分配や世代間格差をめぐる問題を分析できない。しかし、これまで日本でしばしば無視されてきた、同一世代内における生涯所得ベースの所得再分配の構図を大雑把に把握するという点で、そこには一定の意義が認められるだろう。

本稿の構成は、次の通りである。2. では、単純な 2 期間ライフサイクル・モデルに基づいて、賦課方式の公的年金の再分配効果を概観するとともに、それが年金改革や税制改革によってどのように変化するかを理論的に分析する。3. では、実際に厚生年金がどの程度の所得再分配をもたらしているかを試算し、年金改革や税制改革の効果に関する簡単なシミュレーションを行う。4. で全体のまとめを行い、残された課題を指摘する。

2. 理論的分析

2.1 単純なモデル

ここでは、期間 1 において働き、期間 2 において引退するという、極めて簡単な 2 期間ライフサイクル・モデルに基づいて、公的年金の再分配効果を概観する¹。各人は期間 1 において、 W だけの賃金所得を得、所得比例の部分 tW と定額の部分 T で構成される年金保険料を払う。期間 2 においては、所得比例の部分 bW と定額の部分 B で構成される年金を受給する。したが

¹ 本稿の議論は公的年金に限定し、医療・介護・雇用保険などその他の社会保障制度の存在は捨象する。

って、各人の生涯純所得 W^* は一般的に、

$$W^* = (1-t)W - T + \frac{bW + B}{1+r} \quad (1)$$

として表現される (r は利子率)。公的年金が存在しない場合、あるいはそれが積立方式で運営されている場合は、生涯純所得 W^* は粗所得 W に一致する。なお、以下では、賃金及び利子率は外生的に与えられたものとし、遺産や生前贈与など家族間の私的な所得移転は無視する。

賦課方式の下では、各時点において政府は保険料収入と年金給付を均衡させなければならない。すなわち、

$$(1+n)(t\bar{W} + T) = b\bar{W} + B$$

である。ここで、 \bar{W} は平均賃金であり、 n は人口増加率である。以下では、人口増加率を一定と仮定するので、世代間格差の問題は捨象される。さらに、年金の定額部分 (B) は、高齢時における最低限度の生活保障といった、別の政策目的によって外生的に与えられていると想定する。したがって、給付建ての公的年金制度の下では、所得比例の保険料率が次のように内生的に決定される²。

$$t = \frac{1}{1+n} \left[b + \frac{B - (1+n)T}{\bar{W}} \right] \quad (2)$$

一般的に、 $n < r$ であれば、賦課方式の公的年金は生涯所得を平均的に引き下げることが知られているが、この点は本稿のモデルでも簡単に確認できる。すなわち、(2) を (1) に代入することにより、

$$\bar{W}^* = (1-t)\bar{W} - T + \frac{b\bar{W} + B}{1+r} = \bar{W} - \frac{(r-n)(b\bar{W} + B)}{(1+r)(1+n)} < \bar{W}, \text{ if } n < r \quad (3)$$

という関係が得られるからである。これは、少子高齢化の下で、生涯純所得の減少を抑えるためには、政府は公的年金の給付規模 ($b\bar{W} + B$) を抑制する、換言すれば公的年金の規模を縮小すべきであることを意味する³。

しかし、ここで注意すべきなのは、賦課方式の公的年金が同一世代内で再分配効果を発揮することである。その点を示すには、 W^* を

$$W^* = \left(1 - t + \frac{b}{1+r} \right) W - T + \frac{B}{1+r} \quad (1)'$$

と書き換えてみればよい。これは、

$$\frac{b}{1+r} < t < 1 + \frac{b}{1+r} \quad \text{及び} \quad T < \frac{B}{1+r}$$

であるかぎり、公的年金が生涯を通じた累進所得税のような性格を持っていることを示唆する。

² 以下の議論は、掛け金建ての公的年金の場合でも成り立つ。

³ ただし、Breyer (1989)、Geanakoplos, Mitchell and Zeides (1998)、Sinn (2000) などが指摘しているように、公的年金の規模縮小は、すでに存在している年金純債務の償却を考慮すると、パレート改善的ではなくなる。同様の問題はあらゆる年金改革に伴うが、本稿ではその問題は捨象する。

つまり、公的年金には生涯所得の不平等を是正する効果がある。実際、所得の不平等度を測る指標である変動係数 (CV) を計算すると、

$$CV(W^*) = \left[1 - \frac{(1+n)(B - (1+r)T)}{(1+r)(1+n)\bar{W} - (r-n)(b\bar{W} + B)} \right] CV(W) \quad (4)$$

となる。簡単な計算によって、 $T < B/(1+r)$ であれば、すなわち、定額の保険料以上の現在価値を持つ定額の年金が支給されていれば、この変動係数が低下することを示すこともできる。

それでは、効率性と世代内公平性の両方の観点から見て、少子高齢化の下で最も望ましい公的年金はどのようなものになるだろうか (ただし、定額の年金 (B) の水準は所与のものとする)。定額の保険料 (T) をゼロとすべきなのは明らかだろう。定額の保険料は平均純所得に影響を与えないのに、所得格差を広げるからである。給付乗率 (b) はどうだろうか。 $n < r$ を想定すると、その値が大きいほど平均純所得が低下する一方で、変動係数も低下することが確認される。したがって、政府は効率性と世代内公平性のトレードオフに直面することになる。効率性 (世代内公平性) を重視する政府ほど、低め (高め) の給付乗率を選択するだろう。

しかし、所得格差への影響が大きくなければ、保険料は所得比例、年金給付は定額という単純さが魅力的になるかもしれない。政府がそうした単純な仕組みを選択した場合、社会全体の平均純所得が低下するにもかかわらず、低所得層の純所得がむしろ上昇することも簡単に示せる。すなわち、 $b=0$ 、 $T=0$ 、 $t = B/[(1+n)r\bar{W}]$ と仮定すれば、純所得は、

$$W^* = \left[1 - \frac{B}{(1+n)\bar{W}} \right] W + \frac{B}{1+r} = (1-t)W + \frac{(1+n)r\bar{W}}{1+r} \quad (5)$$

として与えられるので、平均純所得は、

$$\bar{W}^* = \bar{W} - \frac{(r-n)B}{(1+r)(1+n)} < \bar{W} \quad (6)$$

となって少子高齢化の下では低下するが、所得の水準が異なると、

$$W^* \geq W \text{ if } W \leq \frac{1+n}{1+r} \bar{W}; \quad W^* < W \text{ if } W > \frac{1+n}{1+r} \bar{W}$$

となり、低所得層の所得が上昇し、高所得層の所得が低下するという結果が得られる。

2.2 年間所得ベースと生涯所得ベースの再分配

賦課方式の公的年金は、若年者から高齢者への所得移転をもたらすが、前者のほうが後者より高所得なので、年間所得ベースで見ると所得格差が是正される。しかし、だれもが若年時と高齢時を経験するので、こうした解釈は注意を要する。本節では、公的年金の再分配効果が、年間所得ベースと生涯所得ベースでどのように異なってくるかを概観する (ただし、本稿のモデルでは、年間所得は「期間」所得と読み替える)。議論の見通しを分かりやすくするために、所得比例の保険料、定額の年金給付で構成される単純な公的年金を想定し、利子率及び人口増加率はゼロとする。また、若年者と高齢者の人口比率は2分の1ずつであるとしよう。このと

き、年間粗所得の平均 (\bar{W}_a) は $\bar{W}/2$ に一致し、その分散は

$$V(W_a) = \frac{1}{2} \left(\bar{W} - \frac{\bar{W}}{2} \right)^2 + \frac{1}{2} \left(0 - \frac{\bar{W}}{2} \right)^2 + \frac{V(W)}{2} = \frac{\bar{W}^2}{4} + \frac{V(W)}{2}$$

で与えられるので、平方変動係数 (SCV) は、

$$SCV(W_a) = V(W_a) / \bar{W}_a^2 = 1 + 2SCV(W)$$

となる。

ここで、賦課方式の公的年金を導入すると、若年者と高齢者の年間純所得はそれぞれ $(1-t)W$ と B となる (ただし、政府の予算制約により、 $t\bar{W} = B$ である)。したがって、年金純所得の平均 (\bar{W}_a^*) は $\bar{W}/2$ のままだが、分散は

$$V(W_a^*) = \frac{(1-2t)^2 \bar{W}^2}{4} + \frac{(1-t)^2 V(W)}{2}$$

となるので、平方変動係数は

$$SCV(W_a^*) = V(W_a^*) / \bar{W}_a^{*2} = (1-2t)^2 + 2(1-t)^2 SCV(W)$$

として計算される。ところが、

$$SCV(W_a^*) - SCV(W_a) = -2t[2(1-t) + (2-t)SCV(W)] < 0$$

となるので、年間純所得の不平等は年間粗所得のそれに比べて小さいことが確認できる。

一方、生涯純所得の平方変動係数は、(5) で $r = n$ と置くことにより、

$$SCV(W^*) = (1-t)^2 SCV(W)$$

となるが、これは明らかに生涯粗所得の平方変動係数より小さい。

それでは、公的年金の再分配効果を年間所得ベースと生涯所得ベースで比較してみよう。

$$\left| \frac{SCV(W_a^*) - SCV(W_a)}{SCV(W_a)} \right| - \left| \frac{SCV(W^*) - SCV(W)}{SCV(W)} \right| = \frac{t(2-3t)}{1+2SCV(W)} = \frac{B(2\bar{W} - 3B)}{[1+2SCV(W)]\bar{W}^2}$$

となるから、(定額の) 年金給付が極度に大きくない限り、公的年金の再分配効果は年間所得ベースより生涯所得ベースのほうが小さくなる事が分かる。この結果は、制度の想定をより現実的なものにしても基本的に成り立つだろう。

2.3 職種別年金制度の正当性

日本の公的年金は、民間サラリーマンや公務員が加入する被用者年金 (厚生年金・共済組合

と、自営業者が加入する国民年金に2分される。前者は、所得比例の保険料を支払い、2階建ての年金（報酬比例部分と定額の基礎年金）を受け取る。後者は定額の保険料を支払い、定額の基礎年金のみを受け取る。両者の間で財政調整が行われ、会計は実質的に統合されている。また、基礎年金の3分の1は一般会計を財源とする国庫負担で賄われている⁴。このように、職種によって公的年金が分立している状況は、はたして是認できるだろうか。

ここでは、日本の現行制度を念頭に置いて、2つの制度が並存する公的年金の妥当性を検討してみよう。グループ1は所得比例の保険料を支払い、所得比例及び定額の年金を受け取る。グループ2は定額の保険料を支払い、定額の年金のみを受け取る。定額の年金（基礎年金）の額は両グループで共通である。したがって、これら2つのグループの生涯純所得は、

$$\text{Group 1: } W_1^* = (1-t-\tau)W_1 + \frac{bW_1 + B}{1+r} \quad (7a)$$

$$\text{Group 2: } W_2^* = (1-\tau)W_2 - T + \frac{B}{1+r} \quad (7b)$$

出与えられる。ここで、 τ は、国庫負担を賄うための所得比例税（若年者だけにかかる）の税率であり、両グループで共通とする。両グループの構成員はともに増加率 n で増加し、構成員の移動はないとする。ここで、グループ1の全体に占める構成比率を ϕ としよう。したがって、政府の予算制約は、

$$(1+n)\tau[\phi\bar{W}_1 + (1-\phi)\bar{W}_2] + \phi\bar{W}_1 + (1-\phi)T = \phi b\bar{W}_1 + B \quad (8)$$

で与えられる。さらに、基礎年金 B の θ *100%が国庫負担で賄われているとすると、

$$(1+n)\tau[\phi\bar{W}_1 + (1-\phi)\bar{W}_2] = \theta B$$

となるから、政府の予算制約式(8)は、

$$(1+n)[\phi\bar{W}_1 + (1-\phi)T] = \phi b\bar{W}_1 + (1-\theta)B \quad (8')$$

と圧縮することができる。

政府は、2つのグループを平等に扱う必要がある。すなわち、所得水準が同じであれば、公的年金は同じ生涯純所得をもたらさなければならない。(7b)は、

$$W_1^* = (1-\tau)W_1 + \left(\frac{b}{1+r} - t\right)W_1 + \frac{B}{1+r}$$

と書き直せるので、2つのグループを平等に扱う方法としては、

$$t = \frac{b}{1+r}, T = 0$$

とすることが考えられる。このとき、予算制約式(8)'は、

$$\phi(n-r)b\bar{W}_1 = (1-\theta)(1+r)B$$

となる。少子高齢化の下では $n < r$ となり、しかも $B > 0$ でなければならないから、政府は、

$$b = 0, \theta = 1$$

⁴ 2000年改正により、国庫負担比率は2004年以降2分の1に引き上げられることが決まっている。

としなければならない。これは、 $t=0$ も意味する。すなわち、いずれのグループも、所得比例の税金（それは保険料と読み替えてもかまわない）を支払い、共通の定額の年金（基礎年金）を受け取ることになる。これは、2.1節で議論した単純な公的年金の仕組みにほかならない。

2.4 標準報酬「キャップ」制の再分配効果

厚生年金や共済組合では、保険料や年金給付の計算に際して賃金を標準報酬に換算するが、その標準報酬には「キャップ」（上限）がある。こうした仕組みはほかの国でもしばしば見られるが、ここでは、この「キャップ」制の再分配効果を簡単に分析してみよう。上限の水準を A とし、所得がそれより上の高所得層と下の低所得層に二分する。このとき、両グループの生涯純所得は、

$$\text{高所得層: } W^* = W - t'A - T + \frac{B + bA}{1+r}, \text{ if } W > A \quad (9a)$$

$$\text{低所得層: } W^* = \left(1 - t' + \frac{b}{1+r}\right)W - T + \frac{B}{1+r}, \text{ if } W \leq A \quad (9b)$$

となる。ただし、ここで、 t' はキャップ制の下での保険料率である。高所得層の比率を ϕ （一定）とすると、政府の予算制約は、

$$(1+n)\left[\phi A + (1-\phi)\bar{W}_- \right]t' + T = \left[\phi A + (1-\phi)\bar{W}_- \right]b + B$$

として与えられる。ただし、 \bar{W}_+ 及び \bar{W}_- はそれぞれ高所得層、低所得層の平均所得である。 B 、 T 、 b が外生的に与えられたとすると、保険料率は、

$$t' = \frac{1}{1+n} \left[b + \frac{B - (1+n)T}{\phi A + (1-\phi)\bar{W}_-} \right] \quad (10)$$

となるが、 $B > (1+n)T$ であるかぎり、これはキャップ制がない場合の保険料率 t （(2)参照）を上回ることが簡単に示される。

それでは、このキャップ制は効率性及び世代内公平性の観点からどのように評価できるだろうか。まず、(9a)と(9b)より、

$$\phi \bar{W}_+^* + (1-\phi)\bar{W}_-^* = \bar{W}^* + \frac{\phi(\bar{W}_+^* - A)(r-n)b}{(1+n)(1+r)} > \bar{W}^*$$

となる。しかし、グループによってその影響は異なり、高所得層には有利に、低所得層には不利に働く。なぜなら、高所得層にとっては、 $B > (1+n)T$ 及び $n < r$ である限り、

$$\bar{W}_+^* - \left[\left(1 - t + \frac{b}{1+r}\right)\bar{W}_+ - T + \frac{B}{1+r} \right] = \frac{\bar{W}_+ - A}{1+n} \left[\frac{(r-n)b}{1+r} + \frac{(1-\phi)\bar{W}_- (B - (1+n)T)}{\bar{W} (A\phi + (1-\phi)\bar{W}_-)} \right] > 0$$

が成り立ち、低所得層にとっては、

$$\bar{W}_-^* - \left[\left(1 - t' + \frac{b}{1+r}\right)\bar{W}_- - T + \frac{B}{1+r} \right] = (t - t')\bar{W}_- < 0$$

が成り立つからである。したがって、キャップ制は生涯純所得のグループ間格差を拡大することになり、それ自体は社会全体の不平等拡大に寄与する。一方、世代内格差の変化の方向は、グループによって異なる。(9a) と (9b) が示唆するように、高所得層では格差が拡大し、低所得層では格差が縮小するからである。そのため、全体的な再分配効果の方向は明らかでない⁵。

2.5 税制改革

日本の所得税制については、公的年金等控除などの仕組みを通じて、高齢者が過度に優遇されているとの批判がある。少子高齢化の下で年金財政の悪化や世代間格差の拡大が見込まれる中で、高齢者の社会保障負担を高めるべきだとの主張も根強い。ただし、年金給付への課税は、世代間格差の是正はつながるだろうが、世代内格差にはどのような影響を及ぼすだろうか。ここでは、議論を簡単にするために、所得比例の保険料、定額の年金給付で構成される単純な賦課方式の公的年金を想定して、この問題を考えることにしよう。

公的年金の財源を、若年者と高齢者がともに所得税で賄うとすれば、一人当たりで見た政府の予算制約は、

$$t_i [(1+n)\bar{W} + B] = B$$

として与えられるので、生涯純所得 (W_i^*) は、

$$W_i^* = (1-t_i) \left(W + \frac{B}{1+r} \right) = \left[1 - \frac{B}{(1+n)\bar{W} + B} \right] \left(W + \frac{B}{1+r} \right) \quad (11)$$

として与えられる。この税制の影響は一様ではない。第1に、年金の水準が同じであれば、生涯純所得は、 $n < r$ である限り、年金給付に課税しない場合に比べて高くなる。なぜなら、(11) と (6) を比べることにより、

$$\bar{W}_i^* = \left[1 - \frac{B}{(1+n)\bar{W} + B} \right] \left(\bar{W} + \frac{B}{1+r} \right) = \bar{W}^* + \frac{(r-n)B^2}{(1+r)(1+n)[(1+n)\bar{W} + B]} > \bar{W}^* \quad (12)$$

となるからである。年金財源の負担が世代間に分散されるので、少子高齢化によるマイナスの影響が軽減されることが、ここに示されている。第2に、所得税率のほうが保険料率より低めになるので、生涯純所得の格差が拡大し、公的年金の累進性が弱まることになる。こうした2つの効果を総合的に見るために、生涯純所得の変動係数を計算すると、

$$CV(W_i^*) = \frac{(1+r)\bar{W}}{(1+r)\bar{W} + B} CV(W) \quad (13)$$

となる。さらに、ここから、

⁵ Shimono and Tachibanaki (1985) は、日本の所得分布を前提とするかぎり、キャップ制廃止の効果が限定的であるとしている。一方、Coronado et al. (2000) は、米国でキャップ制を廃止すると、公的年金の累進性が低下することを確認している。

$$\frac{CV(W_i^*)}{CV(W^*)} = \frac{(1+r)(1+n)\bar{W}^2 - (r-n)B\bar{W}}{(1+r)(1+n)\bar{W}^2 - (r-n)B\bar{W} - B^2} > 1$$

を示すことができるので、公的年金の世代内再分配効果は低下することになる。したがって、賃金と年金に共通の所得税を課すことは、効率性の観点からは望ましいが、世代内公平性の観点からは望ましくないことになる。

こうした効果は、年金財源の調達方法を所得税ではなく消費税にすればどのように異なるだろうか。この問題を考えるために、個人が遺産を残さず、生涯純所得をすべて消費に回すという単純なケースを想定してみよう。期間 1 と期間 2 における消費をそれぞれ C_1 と C_2 、消費税率を t_c とし、さらに、個人の生涯にわたる効用関数を、

$$U(C_1, C_2) = \ln C_1 + \frac{1}{1+r} \ln C_2 \quad (14)$$

と設定してみよう。このとき、社会全体の平均的な消費水準は各期間において、

$$\bar{C}_1 = \bar{C}_2 = \frac{1+r}{(1+t_c)(2+r)} \left(\bar{W} + \frac{B}{1+r} \right)$$

となる。さらに、政府の予算制約は、

$$t_c [(1+n)\bar{C}_1 + \bar{C}_2] = B$$

として与えられるから、消費税率は、

$$\frac{t_c}{1+t_c} = \frac{B(2+r)/(2+n)}{[(1+r)\bar{W} + B]}$$

という関係を満たすものとして内生的に解かれる。したがって、生涯純所得 (W_c^*) は、

$$W_c^* = \frac{1}{1+t_c} \left(W + \frac{B}{1+r} \right) = \left[1 - \frac{B(2+r)/(2+n)}{(1+r)\bar{W} + B} \right] \left(W + \frac{B}{1+r} \right) \quad (15)$$

として与えられるので、その平均は、

$$\bar{W}_c^* = \left[1 - \frac{B(2+r)/(2+n)}{(1+r)\bar{W} + B} \right] \left(\bar{W} + \frac{B}{1+r} \right) = \bar{W}^* + \frac{(r-n)B}{(1+r)(1+n)(2+n)} > \bar{W}^* \quad (16)$$

となる。これと(12)を比較すると、 $n < r$ 及び $B < \bar{W}$ を仮定すれば、

$$\bar{W}_c^* = \bar{W}_i^* + \frac{(r-n)B(\bar{W} - B)}{(1+r)(2+n)[(1+n)\bar{W} + B]} > \bar{W}_i^*$$

となる。したがって、消費税は、生涯純所得の落ち込みを抑制するという点で、効率性の面から見ると所得税より効率的である。これは、消費のほうが所得より生涯にわたって平準化されるために、税負担が所得税以上に各世代に分散され、少子高齢化の所得引き下げ効果が軽減されるからである。

一方、(16)から分かるように、生涯純所得は所得税の場合と同様に、賃金と年金の現在価値の合計に比例するから、その変動係数も所得税の場合のそれである (13)と同じになる。したがって、少子高齢化の下で消費税と所得税を比べると、世代間公平性の観点からは両者は同じであるが、効率性の観点からは消費税のほうが望ましいということになる。

消費税に対するこうした評価は、物価スライド制の導入によってどのように修正されるだろうか。消費税が存在しない状況からスタートすると、消費税（その税率を t_{cc} とする）を導入することにより、年金額は $(1+t_{cc})B$ となる。したがって、政府の予算制約は、

$$t_{cc} [(1+n)\bar{C}_1 + \bar{C}_2] = (1+t_{cc})B$$

となり、消費税率 t_{cc} は、

$$\frac{t_{cc}}{1+t_{cc}} = \frac{(1+t_{cc})B(2+r)/(2+n)}{[(1+r)\bar{W} + (1+t_{cc})B]} \quad (17)$$

を満たすものとして内生的に解くことができる。ただし、ここでは、個人の効用関数は(14)で与えられるものと想定している。こうして得られる修正された消費税率は、簡単な計算によって、物価スライドがない場合の消費税率より高めになることが確認される。これは、年金給付が物価スライドによって引き上げることを考えると、当然と言えよう。一方、生涯純所得 (W_{cc}^*)

とその平均はそれぞれ、

$$W_{cc}^* = \frac{1}{1+t_{cc}} \left[W + \frac{(1+t_{cc})B}{1+r} \right] = \left[1 - \frac{(1+t_{cc})B(2+r)/(2+n)}{(1+r)\bar{W} + (1+t_{cc})B} \right] \left[W + \frac{(1+t_{cc})B}{1+r} \right] \quad (18)$$

$$\bar{W}_{cc}^* = \bar{W} + \frac{(r-n)B[1-(1+n)t_{cc}]}{(1+r)(2+n)}$$

となる。このうち、後者から、消費税率が $1/(1+n)$ より小さい限り $\bar{W}_{cc}^* > \bar{W}$ となること、そ

して、(16)より $\bar{W}_{cc}^* < \bar{W}_c^*$ となることが確認される。しかし、 $\bar{W}_{cc}^* > \bar{W}_i^*$ が成り立つかどうかは

明らかではない。物価スライドの導入は消費税率を高めにするが、それは同時に年金給付を高めにするからである。一方、生涯純所得の変動係数は、

$$CV(W_{cc}^*) = \frac{(1+r)\bar{W}}{(1+r)\bar{W} + (1+t_{cc})B} CV(W)$$

として与えられるが、この値は、所得税の場合や物価スライドのない消費税の場合に比べて小さくなるのが簡単な計算によって確認される。しかし、 $n < r$ である限り、それが、年金給付に課税しない場合よりも小さくなることはないことも示される。

以上を要約すれば、(i)年金給付に対する所得税は、課税しない場合に比べて生涯純所得の平均を引き上げるが、再分配効果は低下する、(ii)物価スライドなしの消費税は、所得税の場合に

比べて、生涯純所得の平均を引き上げる一方、再分配効果は同じである、(iii)物価スライド付きの消費税は、所得税や物価スライドなしの消費税及の場合に比べて、生涯純所得の平均を引き下げる一方、再分配効果は大きくなる——ということになる。本節の分析は、所得比例の保険料、定額の年金給付という単純な公的年金を比較の基準としているが、より現実的な想定を置いても結果は基本的に変わらないだろう。

3. 実証分析とシミュレーション

3.1 再分配効果・累進性の測定

日本では、個人所得や年金保険料の拠出実績などを把握できるパネル・データは利用可能になっていないので、生涯所得ベースによる公的年金の再分配効果を直接分析することはほとんど不可能である。本稿の分析も、1996年の『所得再分配調査』のクロスセクション・データに依存するものである。

公的年金の再分配効果ないし累進性を測定する方法には、いくつかのものがある。本稿では、次の3つの方法を採用する。第1は、平方変動係数の変化を見ることである。平方変動係数の低下幅が大きいほど、再分配効果は大きくなる。平方変動係数の変化は、要因分解が簡単にできるという点で便利である。例えば、

$$\frac{SCV(W^*) - SCV(W)}{SCV(W)} = \frac{1}{V(W)} \sum_i \omega_i \left[(\bar{w}_i^* - \bar{w}^*)^2 - (\bar{w}_i - \bar{w})^2 \right] + \frac{1}{V(W)} \sum_i \omega_i [V(w_i^*) - V(\bar{w}_i)] + \frac{\bar{w}^2 - \bar{w}^{*2}}{\bar{w}^2} \frac{V(W^*)}{V(W)}$$

という要因分解が可能である (ω_i は各グループの構成人員比率)。右辺第1項はグループ間変動の変化、第2項はグループ内変動の変化である。そして、第3項は、所得再分配の「不完結性」の程度を示している (詳細は Oshio (2002) 参照)。公的年金は、年金給付の財源をすべて個人の保険料で賄っているわけではなく、保険料の雇主負担や国庫負担 (税)、そして将来世代に先送りされる負担によってもカバーされており、公的年金の雇用者負担と年金給付だけに注目すると抜け落ちる部分がある。したがって、公的年金による調整前後の平均所得を比較すると、調整後の平均所得のほうが高めになる。公的年金の再分配効果を正確に把握するためには、この不完結効果についても考慮する必要がある。

第2に、再分配政策の実施前後のジニ係数を比較し、「実効累進性」(EP: effective progression) を見るという方法がある。これは、Musgrave and Thin (1948)、Coronado *et al.* (2000) などが採用した方法であり、

$$EP = \frac{1 - Gini_{AT}}{1 - Gini_{BT}}$$

として計算される。ここで、 $Gini_{AT}$ と $Gini_{BT}$ はそれぞれ再分配政策の実施前後のジニ係数を示したものである。実効累進性の値が1であれば、当該政策は再分配に影響を与えず、1を超

えれば累進的であり、逆に1を下回れば逆進的であると評価される。

第3に、所得階級別に生涯純税率を計算するという方法がある。公的年金の場合は、保険料負担と年金給付の現在価値を比較し、前者が後者を上回る額の生涯所得の現在価値に対する比率が、この生涯純税率である。生涯所得の高い層ほどこの生涯純税率が高ければ、公的年金は累進的であると評価される。本稿では、この3.4でこの方法を採用する。

それでは、1996年の『所得再分配調査』に基づき、厚生年金、共済年金、国民年金を合わせた公的年金全体の再分配効果を概観しておこう。表1の上半分がそれを示している。ここでは、18,253人のサンプルを12,888人の20-59歳層と5,365人の60歳以上の層に二分している。所得関連のデータは個人ベースであり、純所得は粗所得に公的年金の受給額を加え、保険料を差し引いていたものである。粗所得にはなんら調整を加えていない(3.2節参照)。

この表から確認されるように、平方変動係数の低下分21.3%のうち、13.3%ポイントが「不完結」効果によって説明される。これは、平均粗所得と平均純所得の差——それは、保険料の雇主負担と国庫負担に基づく——を反映したものである。この不完結効果を別にすると、年間所得ベースの所得再分配21.3%のうち、年齢グループ間の分散の減少が4.6%ポイント、年齢グループ内の分散の減少が3.3%ポイントを説明していることが分かる。

次に、厚生年金と共済組合の加入者だけに注目してみよう。20-59歳層が4,876人、60歳以上の年金受給者が2,154人となっている。後者は、60歳までになんらかの形で厚生年金または共済組合の保険料を拠出した人たちである。表1の下半分がこのサンプルに基づく計算結果を示したものである。厚生年金・共済組合の加入者の場合、平方変動係数の低下は36.5%とサンプル全体で見た場合よりやや大きめとなる。これは、厚生年金・共済組合のほうが、年齢グループ間の分散の減少がかなり大きくなっていることを反映している。一方、若年者内の平方変動係数はほとんど変化していない。これは、保険料が所得比例であるためである。また、高齢者の平方変動係数の低下は、年金受給によって純所得が上昇することを反映している。不完結効果の大きさは、サンプル全体の場合とほぼ同じである。

なお、表1の2つの部分のいずれにおいても、最後の行に公的年金の実効累進性の値が報告されている。サンプル全体では1.206、厚生年金・共済組合では1.227となっている。これらは、平方変動係数の変化でみた再分配効果の存在と見合ったものである。

3.2 年間所得の修正と生涯所得の作成

公的年金の再分配効果をより詳細に調べるためには、『所得再分配調査』のデータを修正する必要がある。第1に、同調査の粗所得は保険料の雇主負担を含んでいないが、それを含むように修正する。その結果、粗所得は、国民経済計算における雇用者所得と同じように、雇主が雇用者に支払うすべての報酬を意味することになる。こうした修正を行うことにより、所得再分配の全体像を把握することができる。また、年金改革が実施されても、この粗所得は変化しないと仮定する。すなわち、雇主負担が撤廃されたとしても、雇主はその分を賃金に上乗せすると仮定する。

このように粗所得を修正するためには、修正された粗所得 (W_a)、同調査に報告された粗所得 (W_a^R)、そして保険料や年金額の計算のベースとなり、キャップ (A とする) がかかっている標準報酬 (W_a^S) との間に、

$$W_a^R = W_a - \frac{t_0}{2} W_a^S, W_a^S = \min[A, (1-\lambda)W_a^R]$$

という関係があることを考慮しなければならない。ここで、 t_0 は保険料率であり、 λ は年収に占めるボーナスの比率である。以下では、単純化のために λ はすべての雇用者にとって同じとし、また、そのほかの社会保障制度は無視する。このとき、修正された粗所得は、報告された粗所得から次のように計算される。

$$W_a = \begin{cases} \left[1 + \frac{(1-\lambda)t_0}{2}\right] W_a^R & \text{if } W_a^R \leq \frac{A}{1-\lambda}, \\ W_a^R + \frac{t_0 A}{2} & \text{otherwise} \end{cases}$$

さらに、1996年の調査時点における厚生年金の仕組みを反映して、 $t_0=0.165$ 、 $A=7,080,000$ 円 (=590,000 円/月 x 12 月) とし、また、 $\lambda=1/4$ と仮定しよう。

第2に、より重要な点であるが、生涯所得を作成する必要がある。日本ではパネル・データが利用できないので、『所得再分配調査』のデータを以下のように読み替え、厚生年金の潜在的な再分配効果を分析することにする。第1に、同調査から、59歳以下の民間雇用者だけを抽出する。第2に、彼らを20-24歳層から55-59歳層まで5歳刻みにグループ分けするとともに、各年齢階級において20の所得階級に分ける。したがって、合計160のグループが出来上がる。第4に、それぞれのグループにおいて、平均所得と厚生年金の保険料を計算する。各個人は人生の各ライフステージにおいて、この160のいずれかのグループに属し、そこで得られる生涯所得に対応した年金を受給する⁶。

当然ながら、各個人はそれぞれのライフステージにおいて、異なる所得階級を移動するだろう。そこで、所得階級の固定性 α ($0 \leq \alpha \leq 1$) を次のように暫定的に定義する。個人があるライフステージにおいて第 j 所得階級に属するとき、次のライフステージでその同じ階級にとどまる確率を $(1+2\alpha)/3 \times 100\%$ 、隣接する上下の階級に移る確率をそれぞれ $(1-\alpha)/3 \times 100\%$ とする (図1参照)。簡単化のために、個人はそれ以外の階級には移動しないとする。なお、個人があるライフステージにおいて、第1所得階級あるいは第20所得階級に属する場合は、その階級にとどまる確率を $(2+\alpha)/3 \times 100\%$ 、隣の階級に移動する確率を $(1-\alpha)/3 \times 100\%$ とする。

$\alpha=1$ であれば、所得階級間の移動はなく、個人は20-24歳において属していた所得階級に55-59歳までとどまる。したがって、クロスセクション・データによる所得分布がそのまま再現される。しかし、簡単な計算により、 α がどのような値をとっても、所得分布が再現されることが確認できる。言い換えれば、クロスセクション・データとまったく整合的になるような生涯所得流れを人工的に作るわけである。もちろん、そこではコーホート効果や技術進歩など

⁶ 米国においても、特定の所得階級をいくつか想定し、それによって公的年金の世代間再分配を分析する例が見られる。例えば、Boskin, Kotlikoff, and Puffert (1987) 参照。