

## 所得の不平等化要因と所得分配政策の課題

金子能宏

### I はじめに

平成11年の年金改革では、給付と負担の世代間の公平性の観点から保険料率の引上げを緩和する一方で、給付の適正化を図ることとなり、さらに、確定拠出型企業年金制度案が厚生・労働・大蔵・通産四省合同で提出された。また、老人保健制度においても医療サービスを受ける際の自己負担額を引上げて支出を抑制して、拠出金制度を通じてその財源を支えている健康保険組合等の負担を軽減することが図られている。しかし、社会保障の目的には、極端な所得分布の不平等を是正して、貧しい人々に対する最低生活の保障を行うことが含まれる。所得分配の不平等を是正する所得再分配政策には、累進税率を持つ所得税制、引退した人の所得保障をする年金給付の定額部分（例えば基礎年金）、所得最低限を設けて免除を認める社会保険料負担、及び一般財源が賄う公的扶助制度等がある。

確かに、消費税導入に当たっては、消費税の逆進性を憂慮した財政学者らによって、ある目標水準の税収を確保しながら所得分布の公平性を配慮した所得税率を推計する最適所得税のシミュレーション分析が行われた。また、最近の所得分布と消費分布の不平等化傾向は、『家計調査年報』、『就業構造基本調査』、『国民生活基礎調査』に基づく所得のジニ係数の時系列データと、『全国消費実態調査』に基づく消費のジニ係数の時系列データを比較した大竹（1997）、大石（1999）らの研究によって明らかにされている。そして、大竹・

斎藤（1998）は、最近の消費分布の不平等化は、コホート別にみた高齢化による消費の不平等化と、前の世代の不平等が遺産などにより次世代に引き継がれてしまうコホート効果とが相まって拡大しつつあることを、『全国消費実態調査』に基づいて検証した。さらに、所得の不平等化もコホート別にみた高齢化効果とコホート効果とが相まって拡大していることが、1981年と1993年の『所得再分配調査』を用いた大竹・斎藤（1999）、及び平成1年から平成7年の『国民生活基礎調査』を用いた岩本（1999）によって検証されている。

高齢化が所得分布や消費分布に対して高齢化効果やコホート効果を通じてどのコホートの人々にも不平等化をもたらす可能性があるとしても、不平等化をある一定水準以下に収めることが望ましいと判断される場合には、所得や消費の分布を何らかの再分配政策を用いて是正することが求められるだろう。この問題について、「平成11年版厚生白書」は、『所得再分配調査』を用いて所得再分配前の所得（当初所得）、課税後の所得、社会保障を通じた再分配後の所得それぞれのジニ係数を比較して（表1）、再分配後のジニ係数が最も低いことから社会保障が所得再分配効果をもっていることを指摘している。実際、「平成11年版厚生白書」は、社会保障による再分配効果を具体的に見るために、低所得の世帯ほど受給/当初所得が拠出/当初所得を上回ることを示しているが（同白書、p.52、図2-2-3）しかし、社会保障給付の財源には国庫負担などがあり課税による影響が完全に分離されるわけではない。また、租税と社会保険料が掛けられる対象は主として雇用所得

表1 所得再分配効果(ジニ係数)

	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	改善度	ジニ係数	改善度	ジニ係数	改善度
1981(昭和56)年	0.3491	0.3143	10.0%	0.3301	5.4%	0.3317	5.0%
1984(昭和59)年	0.3975	0.3426	13.8%	0.3824	3.8%	0.3584	9.8%
1987(昭和62)年	0.4049	0.3382	16.5%	0.3879	4.2%	0.3564	12.0%
1990(平成2)年	0.4334	0.3643	15.9%	0.4207	2.9%	0.3791	12.5%
1993(平成5)年	0.4394	0.3645	17.0%	0.4255	3.2%	0.3812	13.2%
1996(平成8)年	0.4412	0.3606	18.3%	0.4338	1.7%	0.3721	15.7%

- 注) 1. 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕所得+財産所得+家内労働所得+雑収入  
+私的給付(仕送り, 企業年金, 退職金, 生命保険金額)
2. 再分配所得=当初所得-税-社会保険料+社会保障給付金+医療費
3. 税による所得再分配=当初所得-税
4. 社会保障による所得再分配=当初所得-社会保険料+社会保障給付金+医療費
5. 改善度(%)=(当初所得のジニ係数-再分配所得のジニ係数)/当初所得のジニ係数×100
6. 税金: 直接税のうち所得税, 個人住民税, 固定資産税(事業用のものを除く)及び自動車税・軽自動車税(事業用のものを除く)。
7. 社会保険料: 被用者保険, 国民健康保険及び国民年金(拠出制)の各制度の保険料。
8. 社会保障給付金: 各社会保障制度からの年金やその他現金の形態で行われる給付。
9. 医療費: 現物給付される医療を金額換算したもの。

資料) 厚生省大臣官房政策課調査室「平成8年所得再分配調査」。

と事業所得であるのに対して, 給付は移転所得, すなわち『所得再分配調査』で「その他の所得」と呼ばれる所得であることに留意すれば, 再分配効果を見るためにはこうした世帯や個人の所得の構成要素の相互関係にも留意しなければならない。

本稿の目的は, 高齢化に伴う所得の不平等化に対してこれを是正することのできる所得再分配政策のあり方を, 所得の構成要素の相互関係に留意しながら年金改革, 医療保険改革及び租税政策と関係づけて検討することである。まず, 1981年と1993年の『所得再分配調査』世帯票と1993年の『所得再分配調査』個人票を用いて所得分布の不平等化要因を所得再分配政策の対象となる所得の構成要素ごとに分解する。次に, 要因分解された所得構成要素が1981年と1993年の間にどのように変化したのかを計測し, これと年金改革や税制改革の動向と比較することにより, これらが所得分布の不平等化に対して及ぼした影響を考察する。最後に, こうした所得分布に関する分析に基づいて, 所得分配政策の課題について考察する。

## II 所得分布の不平等化と所得の構成要因

所得の不平等化要因を明らかにする基準には, 世帯主や個人の cohort 別・年齢別に分けることのみならず, その要因を所得源泉別に分けたり世帯主の就業形態(世帯業態)別に分けることなどがある(高山(1980))。最近の研究が所得の不平等化要因を cohort 効果と高齢化効果に分解する手法を用いていることは, 前節で述べた通りである。しかし, 所得再分配政策を年金改革と関係づけて考察するためには, 世帯所得を所得源泉別・就業形態別に分けることや再分配前の所得(当初所得)と再分配後の所得(公的再分配所得)を比較することも重要であると考えられる。

平成11年度年金制度改正では, 世代間の公平性を考慮した二つの方針と老後の所得保障を確保するための方針が反映されている。最初の二つの方針は, (1) 将来世代の負担を過重なものとしないうこと, (2) 将来の保険料を負担可能な範囲に押さえ, その範囲内に収まるようにこれからの給付総額の伸びを調整することである。三つ目の

方針は、(3)給付は時間を十分かけて徐々にスリム化するが、将来にわたって確実な年金を約束すること、である。こうした方針に基づく平成11年度年金制度改正案では、(1)に対応して、厚生年金については平成15(2003)年から月給とボーナス両方に同一の保険料率を適用する代わりに、ベビー・ブーマーの世代(団塊の世代)が引退した後に保険料が最も高くなる時期において保険料が30%未満になるような引上げスケジュールが採用された。すなわち、厚生年金の保険料率は、平成12年は現行水準のままとし(標準報酬に対して17.5%)、総報酬から保険料を取り始める平成15年に13.58%(労使折半)となり、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年に27.6%(労使折半)となる(給付の1/3に対する国庫負担のもとでの保険料率)<sup>1)</sup>。国民年金の保険料も、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年には保険料を月額24,800円(国庫負担割合1/3の場合)とすることが提案された。

また、(2)の考え方を実現するために、厚生年金については報酬比例部分の給付水準を現行水準と比べて5%引下げ、基礎年金と厚生年金の支給額についても、65歳以降は賃金スライド等を行わず、物価スライドのみとすることとなった。ただし、雇用者と自営業者に共通する基礎年金は現行どおりの水準を維持し、報酬比例部分を合わせた厚生年金額は現役世代の手取り年収のおおむね6割となる給付水準を将来にわたって確保することとなった。さらに、(3)の方針に従って、老齢厚生年金(報酬比例部分)の支給開始年齢を、男子については平成25(2013)年度から平成37(2025)年度にかけて65歳に段階的に引き上げ、女子については、5年遅れて同様の引上げ措置を実施することとなった(ただし、新たな減額率に基づく60歳からの繰上げ年金制度を導入する)。

このように、平成11年度年金制度改正では、年金制度が世代間の公平性とセイフティー・ネットとしての役割を同時に満たすように改正項目が組み合わされて提示されている<sup>2)</sup>。しかし、所得再分配政策と年金改革を関係づけてみた場合には、高齢化が進み将来の受給者数の増加と年金給付額

の増加から不可避免的に保険料率を引上げなければならない事実留意する必要があるだろう。なぜならば、国民負担の構成要素である税負担と社会保険負担を比べると、厚生年金の保険料は標準報酬または総報酬に比例するものであり、各種の所得控除や税額控除を持ち累進税制を採る個人所得税と比べて逆進的な側面があるからである。このような側面を考慮することなく保険料率を引上げていくことは、雇用所得の動向が所得分布全体に大きな影響を及ぼす場合には、所得再分配政策に対してこれを相殺するような影響を及ぼすかもしれないからである。

次に、こうした保険料負担の対象となる所得源泉に注目して所得分布の動向を概観する。

### 1 世帯主の就業状況別に見た所得分布の動向

生産年齢人口に占める雇用者の増加と自営業世帯と専業・兼業農家の高齢化は、所得の源泉別の分布に影響を及ぼす。年齢階層計の所得源泉別の平均所得と全所得額に占める各所得額の比率をまとめたものが表2(名目額)である。名目額で見ると、1981年から1993年にかけて平均雇用者所得と平均事業所得が大幅に増加したのに対して、農耕・畜産所得は減少した。財産所得については、これを得た者の人数(サンプル数)は増加したにも拘わらず、1991年以降の景気後退を反映して平均財産所得は低下している。その結果、所得再分配が行われる前の所得、当初所得(=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得)に占める雇用者所得の割合が顕著に増加している。

世帯所得の動向を夫婦の所得の動向に注目して考察すると、このような雇用者所得が当初所得に占める割合の増加は、世帯の雇用者所得の分布の不平等化を通じて世帯所得全体の不平等化をもたらす可能性を指摘することができる。

夫婦が満足できる消費生活は共同決定されるので、夫婦の所得を男女別に分解すると、夫の所得が低い場合にはこれを補うための妻の所得が増加し、夫の所得が高い場合にはこれを補って働く妻の就業率が下がるので妻の平均稼得所得が低下す

表2 所得源泉別に見た平均所得額

1981年				
平均金額(千円)	サンプル数	平均所得額	Std Dev	当初所得に占める比率
当初所得	7035	3938.68	3036.79	
雇用者所得	6017	3228.45	2394.82	0.6831984
事業所得	1179	3292.91	3493.54	0.1446753
農耕・畜産所得	995	1649.47	1333.98	0.0796591
財産所得	852	2474.54	4141.88	0.0366670
その他の収入	520	1252.27	1232.82	0.0558003
1993年				
当初所得	7776	6609.37	5555.11	
雇用者所得	7025	6307.59	4895.62	0.8399045
事業所得	1088	4069.73	4877.82	0.0929279
農耕・畜産所得	624	1123.71	1578.89	0.0227656
財産所得	963	1878.82	3480.09	0.0067667
その他の収入	178	816.10	823.09	0.0376352

筆者推計) 昭和56年, 平成5年「所得再分配調査」より作成。

る。その結果、夫婦の世帯所得を男女別に分解すると、妻の所得分布が夫の所得分布の広がり小さくするように作用することが、アメリカの実証研究によって知られている。

夫婦の世帯所得の分散、夫の所得の分散、妻の所得の分散、及び夫と妻の所得の共分散をそれぞれ  $\sigma_T$ ,  $\sigma_H$ ,  $\sigma_W$ ,  $\sigma_{HW}$  とすると、

$$\sigma_T = \sigma_H + \sigma_W + 2\sigma_{HW} \quad (1)$$

が成り立つ。所得分布の比較を行うため所得水準の影響を除くように変動係数を用いて(1)を改めると、

$$C_T = C_H + C_W + 2\rho C_H C_W a_H a_W \quad (2)$$

が得られる。ここで、 $C_T$ ,  $C_H$ ,  $C_W$  は夫婦の世帯所得、夫の所得、妻の所得それぞれの変動係数であり、 $a_H$ ,  $a_W$  はそれぞれ夫婦の平均所得に対する夫の平均所得の比率と妻の平均所得の比率であり、 $\rho$  は夫の所得と妻の所得の相関係数である。したがって、夫の所得の変動を補うように妻が就業選択し就業した場合には労働時間調整を通じて所得を変化させるならば、(2)の相関係数がマイナスになり夫の所得の変動係数が相殺されるので、夫婦世帯所得の変動係数はそれよりも小さい値をとることになる。

そこで、平成5(1993)年『所得再分配調査』世帯票のうち夫婦世帯のデータを用いて、夫婦の

所得と夫の所得妻の所得、夫と妻の所得の間の相関係数などを世帯主の就業形態別・年齢階級別に計測したのが、表3、表4である。

世帯主が男性であり自営業を営んでいる世帯(表3)では、変動係数で見た妻の所得分布(3の変動係数)が夫の所得分布の広がり(2の変動係数)を相殺して世帯所得分布の広がり(世帯所得の変動係数)を小さくしていることが分かる。これは夫と妻の所得の相関係数( $\rho$ )の符号がマイナスであることから分かるように、自営業世帯の場合には、25歳未満の年齢階層を除いて全ての年齢階層で夫の所得と妻の所得が負の相関を示しているからである。これに対して、子どもを持たない夫婦共稼ぎ世帯の割合と育児に専念するために専業主婦をしている妻の割合が高い年齢層、20歳以上45歳未満の年齢階層の雇用者世帯では、夫の所得と妻の所得が正の相関を示している(表4、相関係数の符号がプラス)。その結果、これらの年齢層の雇用者世帯では、夫の所得分布の広がり妻の所得変動によっては相殺されず世帯所得の分布の広がりより大きくなっている。しかし、雇用者世帯でも、子育てを終えて妻が夫の所得を補うためにパートタイム労働や正規労働に再び就く割合が高くなる45歳以上では、妻の所得変動が夫の所得変動を相殺する影響が見られ(表3、

表3 世帯所得分布(世帯主男子)と妻の所得分布の相互関係, 自営業世帯, 1993年

年齢階級	サンプル数	1世帯所得	2夫の所得	3妻の所得	2の変動係数	3の変動係数	妻の所得比率	相関係数	4世帯所得の変動係数	4の低下率
20	7	338,429	302,714	35,714	26,986	264,575	0.10553	0.52513	39,820	0.47554
25	18	507,278	444,889	62,389	69,453	181,630	0.12299	-0.13589	68,265	-0.01710
30	35	530,486	425,200	105,286	115,928	172,778	0.19847	-0.24778	104,240	-0.10082
35	72	440,889	343,500	97,389	100,954	202,116	0.22089	-0.37926	96,662	-0.04252
40	158	553,304	449,475	103,829	79,214	128,796	0.18765	-0.21186	72,391	-0.08614
45	199	652,985	505,141	147,844	89,657	127,891	0.22641	-0.13062	79,464	-0.11369
50	210	645,652	493,110	152,543	99,243	133,146	0.23626	-0.55898	86,746	-0.12593
55	221	563,240	451,516	111,724	108,793	130,188	0.19836	-0.28585	94,970	-0.12705
60	199	483,025	365,930	117,095	133,757	228,910	0.24242	-0.36390	123,333	-0.07793
65	143	476,881	388,832	88,049	161,214	201,310	0.18464	-0.27434	142,406	-0.11667
70	205	250,688	209,010	41,678	174,685	389,520	0.16625	-0.37189	168,913	-0.03304

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

表4 世帯所得分布(世帯主男子)と妻の所得分布の相互関係, 雇用者世帯, 1993年

年齢階級	サンプル数	1世帯所得	2夫の所得	3妻の所得	2の変動係数	3の変動係数	妻の所得比率	相関係数	4世帯所得の変動係数	4の低下率
20	40	340,625	290,300	49,825	49,787	205,849	0.14628	0.02952	56,013	0.12505
25	223	454,148	365,933	88,215	33,438	139,649	0.19424	0.04704	41,279	0.23449
30	480	544,854	456,185	88,669	40,652	157,959	0.16274	0.03853	45,927	0.12974
35	587	639,116	558,859	80,257	59,308	185,142	0.12558	0.02396	60,246	0.01582
40	727	713,021	618,428	94,593	42,275	176,940	0.13266	0.08986	46,698	0.10463
45	739	801,227	679,970	121,257	63,499	142,017	0.15134	-0.03205	61,236	-0.03564
50	584	855,616	734,014	121,603	76,973	152,547	0.14212	-0.01069	72,835	-0.05376
55	577	800,236	694,523	105,712	88,029	167,986	0.13210	-0.04875	83,014	-0.05697
60	371	555,442	466,288	89,154	98,227	178,145	0.16051	-0.05466	91,645	-0.06701
65	139	420,014	355,950	64,065	112,655	251,166	0.15253	-0.39094	108,604	-0.03596
70	108	566,111	464,046	102,065	119,296	260,119	0.18029	-0.19846	115,246	-0.03395

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

相関係数の符号がマイナス), 夫婦の世帯所得の変動が小さくなる傾向が見られる。妻の所得変動が夫婦の世帯所得分布の広がりを縮小する効果を全世界で見ると, 年齢階層別に見ると自営業世帯の割合が雇用者世帯の割合よりも低いために, この効果は45歳以上の年齢階層の世帯で見られる結果となった。

このような世帯所得の分布における夫と妻の所得の補完関係に注目すると, 雇用者世帯の増加と晩産化のもとで子供を持たない共稼ぎ世帯の増加などによって雇用者世帯の所得分布の広がりが大きくなる傾向が見いだされる。したがって, 平成11年度年金改革案で, 育児休業期間中の厚生年

金保険料の免除制度について現行の本人負担分免除を更に拡充し, 本人負担分と会社負担分ともに免除することになったことを考慮すれば, 年金制度改革が女性の就業行動に及ぼす影響を通じて世帯の雇用所得の分布にも影響を及ぼす可能性があるといえるだろう。以下, 世帯の当初所得のジニ係数とこれを所得源泉別に要因分解したジニ係数の指標を計測して, 所得の不平等化要因に占める雇用所得の変化の影響を考察する。

## 2 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

本稿で用いるジニ係数の要因分解は, Lerman and Yitzhaki (1985, 1989, 1994) が提示した方

法である。これはジニ係数の定義式における共分散を所得要素毎の共分散に分解できることを利用して次のように導き出される。世帯所得を  $y \in [a, b]$ ,  $a$  と  $b$  を最低世帯所得と最高世帯所得,  $m$  を世帯所得  $y$  の平均値,  $F(y)$  を平均  $1/2$ , 区間  $[0, 1]$  の一様分布関数とすると, 所得  $y$  のジニ係数は,

$$\text{GINI} = 2 \text{cov}[y, F(y)]/m, \quad (3)$$

である。(3)式から, 世帯所得の所得源泉が  $K$  種類ある場合のジニ係数が次のように導かれる。

$$\text{GINI} = 2 \times \sum_{k=1}^K \text{cov}(y_k, F(y_k))/m, \quad (4)$$

ただし,  $y_k$  は  $k$  番目の所得源泉の所得額,  $\text{cov}(y_k, F(y_k))$  は  $k$  番目の所得源泉の所得額  $y_k$  とこの所得源泉内の累積度数との共分散であり,  $y = \sum_{k=1}^K y_k$  である。さらに(4)式は, 平均世帯所得に対する第  $k$  所得源泉の平均所得額の比率  $S_k = m_k/m$ , 第  $k$  所得源泉の所得額と世帯所得額との相関係数  $R_k = \text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))$  を用いて,

$$\begin{aligned} \text{GINI} &= \sum_{k=1}^K [\text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))] \\ &\quad \times [2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k][m_k/m], \\ &= \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k, \end{aligned} \quad (5)$$

と表すことができる。ここで,  $G_k = 2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k$  は第  $k$  所得源泉の所得分布に関する相対ジニ係数と呼ばれる。 $m_k$  は第  $k$  所得源泉を有する者の中での第  $k$  所得平均額なので,  $m_k/m$  の  $k$  に関する合計は必ずしも 1 にならない。また, 世帯所得のジニ係数に対する第  $k$  所得源泉の所得分布の寄与度は,

$$I_k = R_k G_k S_k / \text{GINI}, \quad (6)$$

として表される。定義から,  $\sum_{k=1}^K I_k = 1$  である。この指標  $I_k$  がプラスならば, 第  $k$  番所得源泉の所得分布は世帯所得の分布に対する不平等化要因とみなされるのに対して, それがマイナスならば世帯所得に対する平等化要因とみなされる。

『所得再分配調査』世帯票を用いて世帯所得の要因分解(5)式を計測した結果が, 表5である。世帯所得に相当する所得として『所得再分配調査』における世帯の当初所得を用いた。当初所得は, 雇用者所得, 事業所得, 農耕畜産所得, 財産

所得, その他の所得の合計である。

世帯所得(当初所得)のジニ係数は, 1981年の0.34448から1993年の0.37897に増加した。それぞれの時点のジニ係数の要因を見ると, 平均世帯所得に対する所得源泉別平均所得額の比率  $S_k (= m_k/m)$  を見ると, 雇用者所得の比率が最も高く, 次いで事業所得が高く, 資産格差の拡大で注目されている財産所得の比率は3番目に高い。財産所得の比率は, バブル経済の崩壊後の時期に当たる1993年では1981年の値よりも大きく低下している。しかし, ジニ係数に対する寄与度で見ると, 雇用者所得の方が財産所得の寄与度より大きい。すなわち, 資産格差の拡大の影響から, 要因分解された財産所得のジニ係数の値は1981年よりも1993年の値の方が大きい。それにも拘わらず, 財産所得の世帯所得に占める比率が低いために, 財産所得の不平等度が世帯所得のジニ係数に及ぼす影響は, 雇用者所得の不平等の影響に比べて相対的に小さいことがわかる。

世帯所得のジニ係数の時系列的変化は, 世帯所得に対する第  $k$  所得源泉の平均所得額の比率  $S_k$  や要因分解されたジニ係数のみならず, 第  $k$  所得源泉の所得額と世帯所得額との相関係数にも関係する。これは,  $t_0$  時点から  $t_1$  時点に至るジニ係数の変化  $\Delta \text{GINI}$  が次のように表されるからである。

$$\begin{aligned} \Delta \text{GINI} &= \text{GINI}_1 - \text{GINI}_0 \\ &= \sum_{k=1}^K (S_{k1} - S_{k0}) G_{k1} R_{k1} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K (R_{k1} - R_{k0}) S_{k1} G_{k1} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K (G_{k1} - G_{k0}) S_{k1} R_{k1} \\ &\quad + \text{誤差項}. \end{aligned} \quad (7)$$

表5によれば, 1981年から1993年に至るジニ係数の増加は0.034489である。これに対して, ジニ係数の変化を(7)式を用いて所得源泉別に要因分解したジニ係数の変化(推計値)は0.038345であり, その誤差はわずか-0.003857である。表4から, 世帯所得のジニ係数の増加のうち, 資産格差の拡大と呼ばれている現象は財産所得の相対ジニ係数が1981年から1993年の間に増加したこと(DG4=0.097)として理解できる。しかし, 財産所得分布と世帯所得分布の相関係数

表5 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5
1981	0.34448	0.76047	0.12974	0.030166	0.13667	0.023393
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
		0.38893	0.41098	0.40709	0.56741	0.48514
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5
		0.81968	0.83604	0.41879	0.62827	0.31794
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5
		0.70377	0.12940	0.014929	0.14143	0.010474
YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5
1993	0.37897	0.94442	0.10417	0.013992	0.11012	-0.0022842
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5
		0.36083	0.49334	0.60754	0.66456	0.47787
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5
		0.95434	0.61575	0.17002	0.28427	0.12348
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5
		0.85815	0.083503	0.0038135	0.054891	-0.00035565
△ YEAR		GINI	DGINI	TDGINI	DTGINI	
1993-1981		0.37897	0.034489	0.038345	-0.0038557	
		DS 1	DS 2	DS 3	DS 4	DS 5
		0.13466	-0.22029	-0.24877	-0.34400	-0.19446
		DR 1	DR 2	DR 3	DR 4	DR 5
		0.18394	-0.025562	-0.016175	-0.026549	-0.025677
		DG 1	DG 2	DG 3	DG 4	DG 5
		-0.028099	0.082365	0.20045	0.097145	-0.0072691

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

- 注) 1. R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 各変数に付された数字は次の所得源泉を表す。1: 雇用者所得, 2: 事業所得, 3: 農林畜産所得, 4: 財産所得, 5: その他の所得。
2. DS, DR, DG は上記の変数 S, R, G それぞれの1993年と1981年の間の差分の値。

は低下し、平均世帯所得に対する財産所得の平均額の比率も低下しているため、財産所得分布の変化がジニ係数の増加に寄与する程度は相対ジニ係数の増加より小さくなる。事業所得も、1993年がバブル景気後のためその分散が拡大し相対ジニ係数も若干増加したが (DG 2=0.082)、事業所得分布と世帯所得分布の相関係数は低下し、平均世帯所得に対する事業所得の平均額の比率も低下したため、ジニ係数の増加に寄与する程度は事業所得の相対ジニ係数の増加より小さい。これに対して、1981年から1993年の間に雇用者所得の相対ジニ係数はわずかながら低下したが、雇用者所得分布と世帯所得分布の相関係数が上昇し、平均世帯所得に対する雇用者所得の平均額の比率も増加したため、雇用者所得分布の不平等が世帯所得の

不平等により多くの影響を及ぼすようになった。

このように、1981年から1993年に至る世帯所得の不平等度 (ジニ係数) の上昇には、資産格差の影響も見られるが、雇用者所得の動向が財産所得や事業所得よりも大きな影響を及ぼしている。雇用者所得には累進所得税と社会保険料が課せられて可処分所得が定まり、累進所得税や相続税や間接税などによる政府歳入に基づく国庫負担と社会保険料収入とによって賄われる社会保障給付を可処分所得に加えることによって、所得再分配後の公的再分配所得が決まる。世帯所得の不平等化を是正するためには、自営業世帯の割合が減少し夫婦間で所得分布を平等化させるような稼働の仕組みが減少している今日、公的再分配所得の分布を平等化する必要がある。雇用者所得の変化が世

帯所得の不平等化に及ぼす影響が高まっている現状を考慮すると、雇用者所得に対する累進税制や今後の引上げスケジュールが提示されている年金保険料が世帯所得の分布に及ぼす影響を検証しなければ、世帯所得の不平等化に適切に対処できる所得再分配政策は立案できないと考えられる。

次の節では、世帯所得を、租税負担、社会保険負担、年金給付、医療給付等の社会保障給付に要因分解して、それぞれがジニ係数の変化に及ぼす影響を計測する。とくに、租税と社会保険料については、雇用者所得に対する累進度を計測することにより、所得再分配政策において租税政策と社会保障負担の制度設計とがどのように関係づけられるべきかを検討する。

### Ⅲ 所得再分配後の所得分布と社会保障負担

#### 1 所得再分配後の所得分布の要因分解

『所得再分配調査』では、当初所得から租税と社会保険料負担を引き、これに年金給付、医療給付、その他の社会保障給付（公的扶助や児童手当等）を加えた公的再分配所得、及び公的再分配所得に企業年金保険料等私的拠出と企業年金給付等の私的（所得保障）給付を加えた再分配所得が掲載されている。本稿では、所得の不平等化が認識され始めた近年の状況を踏まえて所得再分配政策を進めるための視点を見つけるために、公的再分配所得の動向とこれを構成する負担と給付が所得分布に及ぼす影響を考察する。

公的再分配所得の構成要素の全世帯平均額（年齢計）は、表6の通りである。ここで、租税には所得税、住民税、相続税に加えて自動車重量税などの世帯に課税される目的税額が含まれる。社会保険料負担は公的医療保険負担、公的年金保険料及び雇用保険料等からなる。年金給付には、厚生年金、国民年金、共済組合年金等が含まれる。

所得税が累進税制をとり年金拠出にも低額所得者の保険料免除がある反面、公的扶助や児童手当が一般歳出で賄われるのみならず年金給付と医療給付にも国庫負担があるので、所得再分配は、勤労者世帯または高額所得世帯から、低所得者、子供を持つ世帯、医療サービスを受けている世帯、及び引退した高齢者世帯に対して行われている。勤労者は年功賃金と累進税制のもとで年齢が上がるにつれて所得税負担が増加する傾向があるのに対して、社会保障給付の内容は世帯主の年齢ごとに異なる（若年期の児童手当から、高齢期の年金給付や老人保険給付）。再分配所得の負担と給付が世帯主の年齢につれて変化する様子を1993年調査に基づいて見たものが、表7である。

世帯所得（当初所得）に対する租税負担と社会保険料負担は世帯主の年齢が上昇するにつれて増加するが、そのピークは年功賃金の上昇が緩やかになる50～59歳階級であり、それ以上の年齢階級ではこれらの負担が低下する。

年金給付は、障害年金や遺族年金の給付があるため40歳以上59歳未満の間の平均年間給付額は17万円から20万円の間にあり、60～69歳にな

表6 公的再分配所得の構成要素（全世帯・年齢計）

（単位：万円/年）

	1981年			1993年		
	サンプル数	Mean	Std Dev	サンプル数	Mean	Std Dev
再分配所得	7141	377.45	241.48	8709	589.00	453.76
当初所得	7141	388.25	305.15	8709	589.37	553.35
租税	7141	-370.12	1026.16	8709	-63.10	129.39
社会保険料負担	7141	-246.95	173.44	8709	-45.52	33.64
年金給付	7141	137.10	365.55	8709	57.54	102.36
医療給付	7141	264.56	904.26	8709	47.67	150.76
その他の社会保障給付	7141	109.71	305.89	8709	3.04	20.72

筆者推計）昭和56年、平成5年「所得再分配調査」より作成。

注）租税と社会保険料負担には、所得から控除されることを意味するマイナスの符号を付した。



表7 公的再分配所得の構成要素 (1993年, 全世帯・年齢階級別)

(単位: 万円/年)

	20~29 歳			30~39 歳		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	610	338.66	198.66	1232	506.93	309.70
当初所得	610	369.25	205.46	1232	553.79	336.13
租税	610	-24.66	23.41	1232	-43.14	52.81
社会保険料負担	610	-28.95	18.79	1232	-45.28	22.80
年金給付	610	4.07	32.84	1232	8.26	32.89
医療給付	610	17.13	85.87	1232	28.74	99.03
その他の社会保障給付	610	1.82	16.43	1232	4.55	24.05
	40~49 歳			50~59 歳		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	1990	649.60	391.78	1975	714.03	544.86
当初所得	1990	718.33	459.76	1975	797.65	647.46
租税	1990	-71.27	107.35	1975	-88.72	141.73
社会保険料負担	1990	-55.23	28.03	1975	-62.66	36.60
年金給付	1990	17.54	51.82	1975	19.67	53.12
医療給付	1990	38.00	139.43	1975	45.83	147.71
その他の社会保障給付	1990	2.23	19.77	1975	2.25	17.99
	60~69 歳			70 歳以上		
	N	Mean	Std Dev	N	Mean	Std Dev
再分配所得	1746	586.42	474.14	1124	505.18	487.89
当初所得	1746	485.30	601.59	1124	328.23	573.67
租税	1746	-63.76	170.80	1124	-46.98	150.15
社会保険料負担	1746	-35.63	33.39	1124	-23.92	32.25
年金給付	1746	134.87	131.28	1124	159.42	116.74
医療給付	1746	61.66	180.62	1124	84.93	187.61
その他の社会保障給付	1746	3.98	24.85	1124	3.50	17.86

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

注) Nは各年齢階級のサンプル数。

ると支給開始年齢を迎えるため急上昇し平均年間給付額は139万円になり、70歳以上では159万円になる。医療給付も世帯主の年齢が上昇するにつれて増加するが、急激に増加する年齢階級が二つある。一つは年金と同様の引退年齢にあたり老人医療が始まる60~69歳階級であり、もう一つは要介護状態になりやすくなる70歳以上の年齢階級である。これに対して、生活保護や児童手当を含むその他の社会保障移転は、30~39歳階級で最も多くなり、40~59歳階級で若干低くなるが、60歳以上の階級で再び上昇している。ただし、児童手当など子育て支援の補助金が給付制約が厳しく金額も低いいため、年金や医療に比べて平均額がはるかに小さい値になっている。

引退によって勤労所得や自営業者の営業所得が減少するのを補うために年金給付が支給されることに見られるように、公的再分配所得は当初所得の不平等化を緩和する。表5と表8により年齢計の当初所得のジニ係数と公的再分配所得のジニ係数を比較すると、それぞれ1981年では0.34448と0.31654、1993年では0.37897と0.36406である。公的再分配所得のジニ係数も世帯所得のジニ係数も1981年から1993年の間に増加したが、いずれの時点でも公的再分配所得のジニ係数の方が低い値を示しており、公的再分配によって所得分布が平等化されたことが分かる。

このようなジニ係数の変化を公的再分配所得の構成要素に分解した結果が表8の右の欄である。

公的再分配所得が世帯所得と同様に 1981 年から 1993 年の間に増加した理由は、公的再分配所得のジニ係数に対する所得構成要素の寄与度の中で当初所得の寄与度が最も大きいからである。相対ジニ係数の符号がマイナスの租税は世帯所得の不平等化を抑制する機能を有している。

年金制度が所得再分配に寄与しているかどうかは、年金給付と社会保険料負担の相対ジニ係数を比較することにより判断することができる。厚生年金の給付に報酬比例部分があり過去の雇用者所得の水準に依存して年金給付が決まるために、年金給付にも所得の不平等化要因があり相対ジニ係数はプラスの値を取る。これに対して、社会保険料は年金給付が無ければ当初所得がゼロになる年金受給者から徴収されず、当初所得がある現役世

代から徴収されることを反映して、社会保険料負担の相対ジニ係数は不平等化を小さくする要因としてマイナスの値を取る。表 8 によれば、年金給付の相対ジニ係数から社会保険料負担のジニ係数を引いたネットの相対ジニ係数は、1981 年では 0.08790 (=0.41033-0.32243), 1993 年では 0.02520 (=0.38742-0.36222) となる。年金制度は、稼得所得のある勤労者から稼得所得の無い引退した高齢者へ所得を移転する制度として所得再分配効果が期待される制度であるが、現実には、年金制度に加入する誘引を与えるための報酬比例部分があるために十分な再分配効果が発揮されているとは言えず、年金制度が公的再分配所得のジニ係数に及ぼす影響はこれを若干増加させるものとなっている。

表 8 公的再分配所得のジニ係数の要因分解 (全世界・年齢計)

YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
1981	0.31654	0.93474	-0.80770	-0.68794	0.10871	0.41612	0.045542
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		0.34475	-0.60008	-0.32243	0.41033	0.68974	0.49889
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		1.04305	-0.10354	-0.068607	0.17421	0.12325	0.11753
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		1.06188	-0.15854	-0.048076	0.024550	0.11175	0.0084362
YEAR	GINI	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
1993	0.36406	0.95126	-0.80572	-0.77442	0.025784	0.41146	-0.0097958
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		0.38029	-0.59403	-0.36222	0.38742	0.66970	0.63967
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		1.11510	-0.11850	-0.083016	0.27112	0.13958	0.078275
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		1.10802	-0.15579	-0.063964	0.0074391	0.10565	-0.0013472
△ YEAR		GINI	DGINI	TDGINI	DTGINI		
1993-1981		0.36406	0.047525	0.047497	0.000027542		
		DS 1	DS 2	DS 3	DS 4	DS 5	DS 6
		0.072052	-0.014964	-0.014409	0.096919	0.016330	-0.039257
		DR 1	DR 2	DR 3	DR 4	DR 5	DR 6
		0.016525	0.0019746	-0.086480	-0.082929	-0.0046603	-0.055338
		DG 1	DG 2	DG 3	DG 4	DG 5	DG 6
		0.035534	0.0060570	-0.039794	-0.022906	-0.020038	0.14078

筆者推計) 昭和 56 年, 平成 5 年「所得再分配調査」より作成。

注) 1. R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 1: 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得, 2: 租税, 3: 社会保険料負担, 4: 年金, 5: 医療給付, 6: その他の社会保障所得移転(生活保護を含む)。

2. DS, DR, DG は表 11 の変数 S, R, G それぞれの 1993 年と 1981 年の間の差分の値。

しかし、公的再分配所得の不平等化要因としてより大きな影響を及ぼしているのは、医療給付である(表8のI4とI5)。これは、医療の相対ジニ係数は公的再分配所得の構成要素の中で最も大きく、かつ公的再分配所得の分布との相関係数も当初所得に次いで大きいためである。このような結果の背景には、現行の医療保険制度のもとでは、医療給付を受ける際の患者負担が比較的低い定額または低い比率で、高所得者も低所得者と同様に医療給付が受けられる問題があると言えるだろう。

公的扶助と児童手当を含むその他の社会保障給付の公的分配所得のジニ係数に対する寄与度は、1981年にはプラスであったが1993年にはマイナスになり、当初所得の分布の不平等を直接的に縮小する効果を発揮している。これは、1993年には公的再分配所得の分布とその他の社会保障給付が負の相関を示すようになったからである(表8のR6)。しかし、給付水準が低いために、公的再分配所得のジニ係数に対する寄与度の大きさは、租税や社会保険料負担に比べて非常に小さい。

以上の結果から、公的再分配所得のジニ係数は世帯所得(当初所得)よりも小さく、租税・社会保険料負担から社会保障給付を通じた公的再分配が所得の平等化をもたらしていることが理解される。ただし、国庫負担が累進税制によってまかなわれていることを除くと、年金給付と医療給付の影響は公的再分配所得の不平等化要因として影響しており、もし社会保険制度自体に所得再分配効果を期待する場合には、年金制度と医療保険制度における負担と給付の関係をより再分配効果の大きいものへと改善する必要があると考えられる。

こうした問題が、世帯主の年齢の上昇により高齢化効果を通じて所得の不平等化が進むという事実とどのように関連するかを見るために、年齢階級別に公的再分配所得の要因分解を行った(表9)。

世帯所得(当初所得)の不平等が公的再分配所得の不平等に影響する度合いを示す公的再分配所得のジニ係数に対する当初所得の寄与度は、勤労期間である59歳以下の年齢階級では世帯主の年齢が上がるにつれて増加し、50~59歳階級でピークに達する。しかし、60~69歳階級ではこの

寄与度が低下し始め、70歳以上ではさらに寄与度が低下している。したがって、当初所得は世帯主の加齢により不平等化するが、公的再分配の機能が高齢世代ほど大きく現れるので、高齢者世帯の公的再分配所得は勤労期間の世帯ほどには年齢上昇とともに不平等化しないことが分かる。

租税の寄与度はどの年齢階級でもマイナスであり当初所得を平等化する機能を持っている。ただし、年功賃金によって上昇する賃金(年功賃金と賃金勾配については石川(1985)を参照)に対して累進税制が適用されるので、59歳未満階級では世帯主の年齢が上がるにつれて租税の寄与度の絶対値が大きくなっている。しかし、60歳以上の階級では引退により勤労所得を失う者の比率が上がるために租税の寄与度が大きく低下している。一方、社会保険料負担は累進的な負担構造になっていないため、寄与度は負の値であるが年齢の変化と独立にある一定範囲内の値を示している。年金給付と医療給付の寄与度は、公的年金の支給と老人保健制度の適用が始まる60~69歳階級で大幅に増加し、70歳以上の年齢階級でさらにその値が大きくなっている。

## 2 公的再分配所得の変化の要因分解

公的再分配所得のジニ係数の変化を要因分解した結果は表8の下段△YEARである。これによれば、公的再分配所得のジニ係数は、こうした構成要素の再分配効果があるにも拘わらず1981年から1993年の間に増加した。1993年ジニ係数は0.36406であり、1981年に比べて0.047525増加した。要因分解したジニ係数の増加(推計値)と実際の増加の差は0.00002754である。1981年と1993年の間に相対ジニ係数が増加したのは、世帯所得(当初所得)、社会保険料負担、その他の社会保障給付である。(当初所得から差し引かれる租税と社会保険料負担では、マイナスの値の絶対値の増加を示す場合が相対ジニ係数の増加とみなされる(表8のDG3)。)このような社会保険料負担の相対ジニ係数の変化は社会保険料負担が所得分布を平等化する機能が1981年から1993年の間に低下したことを示唆している。これは、1986

表9 公的再分配所得のジニ係数の要因分解 (1993年, 全世界・年齢階級別)

年齢階級 20～29歳	GINI 0.30898	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95648	-0.81957	-0.79813	0.042707	0.27812	0.024990
		0.30003	-0.38948	-0.29402	0.50623	0.68490	0.74566
		1.09750	-0.083830	-0.094821	0.43180	0.16863	0.084494
1.01935	-0.086606	-0.072016	0.03021	0.10396	0.0050957		
年齢階級 30～39歳	GINI 0.26595	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.96310	-0.80440	-0.73856	0.062595	0.37953	-0.038410
		0.2709	-0.47268	-0.25715	0.35050	0.62703	0.67052
		1.10408	-0.089688	-0.091626	0.19496	0.11108	0.054784
1.08349	-0.12822	-0.065431	0.016084	0.099391	-0.0053054		
年齢階級 40～49歳	GINI 0.29178	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95327	-0.81291	-0.73424	0.10699	0.37402	-0.010408
		0.30293	-0.52489	-0.26086	0.40171	0.67637	0.67117
		1.11760	-0.11468	-0.086996	0.16236	0.11163	0.081441
1.10607	-0.16771	-0.057107	0.023914	0.096779	-0.0019498		
年齢階級 50～59歳	GINI 0.33662	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.95924	-0.81171	-0.78044	0.053693	0.38266	-0.015471
		0.35362	-0.55689	-0.30738	0.40426	0.65565	0.55915
		1.13844	-0.12984	-0.089393	0.14513	0.11239	0.087856
1.14720	-0.17436	-0.063705	0.0093584	0.083768	-0.0022577		
年齢階級 60～69歳	GINI 0.40029	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.88542	-0.77417	-0.69827	0.14352	0.50558	0.0032667
		0.45755	-0.65866	-0.44281	0.35464	0.67985	0.58801
		1.02332	-0.12201	-0.067584	0.31820	0.15250	0.11182
1.03569	-0.15542	-0.052204	0.040459	0.13095	0.00053660		
年齢階級 70歳以上	GINI 0.46677	R 1	R 2	R 3	R 4	R 5	R 6
		G 1	G 2	G 3	G 4	G 5	G 6
		S 1	S 2	S 3	S 4	S 5	S 6
		I 1	I 2	I 3	I 4	I 5	I 6
		0.71212	-0.68051	-0.72415	0.33062	0.57383	-0.0039964
		0.53264	-0.74123	-0.56553	0.36574	0.65523	0.45493
		0.14287	-0.12938	-0.059946	0.33782	0.21924	0.10670
0.92872	-0.13982	-0.052594	0.087513	0.17660	-0.00041560		

筆者推計) 平成5年「所得再分配調査」より作成。

注) R: 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標, G: 要因分解されたジニ係数指標, S: 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, I: 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得, 2: 租税, 3: 社会保険料負担, 4: 年金, 5: 医療給付, 6: その他の社会保障所得移転(生活保護を含む)。

年の年金改革によって比例税の形となっている保険料の引上げが段階的に進められるようになったことが影響していると考えられる。これに対して、年金給付と医療給付の相対ジニ係数は低下した(DG 4 と DG 5)。

公的再分配所得の平均額に対する構成要素毎の平均額の割合が増加したのは、世帯所得(当初所得)、租税、社会保険料負担、年金給付及び医療給付であり、それが減少したのはその他の社会保障給付である(表 8 の DS を参照)。ただし、租税と社会保険料負担の増加は 1981 年に比べて 1993 年の方が支払額が増えた結果、上記の比率(DS) がマイナスの変化を示している。しかし、租税の支払額と公的再分配所得の分布との相関が低下したために(DR 2 の符号がプラス)、租税が増えたにも拘わらずその再分配効果は減少している。以上から、公的再分配所得が 1981 年から 1993 年の間に増加した主な理由は、世帯所得(当初所得)の相対ジニ係数が上昇して不平等化が進んだ影響、租税と社会保険料の再分配効果が低下したことであると考えられる。

### 3 租税と社会保険料負担の再分配機能

世帯所得(当初所得)の分布を公的再分配を通じて平等化するためには、医療給付が所得分布に及ぼす不平等化の影響を少なくし、また再分配効果が低下している可能性のある租税と社会保険料

負担が所得分布の平等化に好ましい効果を持つように税制と保険料負担を改善する必要がある。

租税には累進税率を取る所得税、住民税と相続税が含まれるために、再分配効果が期待される。これに対して、社会保険料負担は低所得者に対する保険料免除があるが原則として比例税として機能するので、再分配効果は小さいと考えられる。この点を確認するために 1981 年と 1993 年それぞれについて租税関数と社会保険料関数を推定した結果が、表 10 である。世帯所得(当初所得)に対する限界税率及び限界社会保険料負担の関係を見るために、2 次関数の推定式

$$T_i = a_0 + a_1 \times INC_i + a_2 \times (INC_i)^2 + u_i, \quad (8)$$

を用いた。ここで、 $T_i$  は第  $i$  世帯の租税負担額(社会保険料負担額)、 $INC_i$  は第  $i$  世帯の当初所得額、 $u_i$  は誤差項である。推定方法は最小 2 乗法である。限界税率(社会保険料負担)は、 $a_1 + 2 \times a_2$  となる。

租税関数の推定結果では、定数項が負であり限界税率がすべての所得水準に対して正である結果となった(表 10)。これは、租税負担が累進的であることを示している。しかし、その累進度(当初所得の 2 乗の項の係数)は、1981 年よりも 1993 年の方がより小さい値を示している。これは、昭和 63 年以後の税制改革で進められた累進税率の緩和の影響を示唆している。これに対して、

表 10 租税関数と社会保険料関数の推定結果(全世界帯・年齢計)

被説明変数	世帯の租税支払い額		世帯の社会保険料拠出額	
	1981 年	1993 年	1981 年	1993 年
説明変数	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)	パラメータ推定値 (T 値)
定数項	-291.560950*** (-25.807)	-36.898279*** (-24.091)	69.969856*** (2.94394729)	9.957494*** (26.216)
世帯所得	0.141316*** (50.958)	0.166468*** (66.175)	0.049542*** (3.12264)	0.069310*** (111.104)
世帯所得 <sup>2</sup>	0.000004652*** (63.128)	0.000002904*** (5.323)	-0.000000626*** (4.01792)	-0.000007203*** (-53.246)
R-square	0.7566	0.5720	0.4214	0.6266
Adj R-sq	0.7565	0.5719	0.4213	0.6265
サンプル数	7140	8709	7140	8709

筆者推計) 昭和 56 年、平成 11 年「所得再分配調査」より作成。

社会保険料負担関数の推定結果では、定数項が正でありかつ限界社会保険料負担の累進度(当初所得の2乗の項の係数)が負の値を取っていることから、社会保険料負担には世帯所得に対して逆進的な負担が生じる可能性が示唆されている。ただし、雇用者所得に対して源泉徴収制度を取る厚生年金と営業所得に対して自己納付を取る自営業者の国民年金では、世帯所得と社会保険料負担の関係は異なることが予想される。この点を確かめるために、世帯業態別に社会保険料負担関数を推定した(表11)。自営業世帯対象の国民年金では保険料負担が定額であるため、社会保険料負担の定数項は自営業世帯の方が雇用者世帯よりも大きい。また、農家世帯の社会保険料負担関数の定数項も雇用者世帯よりも大きい。

限界社会保険料負担の累進度(当初所得の2乗の項の係数)を1981年と1993年で比較すると、

雇用者世帯、自営業世帯、農家世帯いずれについても、1981年ではプラスの係数で再分配効果があったのに対して、1993年では係数がマイナスになり逆進的な効果が生じてしまったことが分かる。また、役員・経営者世帯と無業者世帯については1981年と1993年ともに限界社会保険料負担の係数がマイナスであり逆進的な効果が見られる。このような社会保険料負担に累進性が見られないという問題は、人口構成の高齢化(受給者数の増加)に対応して年金財政を維持するための保険料引上げが、所得に対する公課という側面を持つにも拘わらず所得税の運営ほどには累進性が考慮されずに実施されたためであると考えられる。平成11年度年金改革案では、厚生年金の保険料率が、総報酬から保険料を取り始める平成15年に13.58%(労使折半)となり、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年に27.6%(労使

表11 世帯業態別の社会保険料関数の推定結果

	1981年 年齢計				
	雇用者世帯	自営業世帯	農家世帯	役員・経営者世帯	無業者世帯
説明変数	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)
定数項	0.573714 (0.134)	76.069280*** (7.988)	70.288886*** (6.353)	89.370061 (1.854)	8.889098* (1.861)
世帯所得	0.077730*** (52.039)	0.045226*** (17.614)	0.074532*** (16.774)	0.047213*** (7.151)	0.064831*** (28.346)
世帯所得 <sup>2</sup>	-0.0000027*** (-24.067)	-0.0000079*** (-9.404)	-0.0000031*** (-8.70)	-0.0000005*** (-5.762)	-0.0000019*** (-14.714)
R-square	0.5549	0.2639	0.3982	0.2571	0.6601
Adj R-sq	0.5547	0.2628	0.3969	0.2474	0.6588
サンプル数		1240	891	155	528
	1993年 年齢計				
	雇用者世帯	自営業世帯	農家世帯	役員・経営者世帯	無業者世帯
説明変数	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)	パラメータ推定値 (T値)
定数項	4.051333*** (7.907)	14.305287*** (10.332)	17.924868*** (9.178)	21.12176*** (7.265)	5.88589*** (13.697)
世帯所得	0.083059*** (101.146)	0.060146*** (22.890)	0.065385*** (18.911)	0.049717*** (17.708)	0.066097*** (34.247)
世帯所得 <sup>2</sup>	-0.0000091*** (-50.248)	-0.0000097*** (-12.70)	-0.0000057*** (-5.442)	-0.0000040*** (-10.669)	-0.0000139*** (-15.345)
R-square	0.7025	0.4075	0.4924	0.4904	0.5287
Adj R-sq	0.7024	0.4065	0.4910	0.4881	0.5280
サンプル数	4846	1204	781	432	1442

筆者推計) 昭和56年、平成5年「所得再分配調査」より作成。

折半)となる(給付の1/3に対する国庫負担のもとでの保険料率)<sup>1)</sup>。国民年金の保険料も、平成17(2005)年から順次引上げ、平成37(2025)年には保険料を月額24,800円(国庫負担割合1/3の場合)となる。もちろん、こうした厚生年金と国民年金の保険料引上げスケジュールは、長期的な年金財政を安定的に維持するために設定されたものであり、合理的なものである。しかし、21世紀の高齢社会において負担の増加が避けられない年金制度を国民の合意のもとに運営していくために世代間の公平性と世代内の公平性(所得再分配)を同時に達成することが求められている現在、こうした社会保険料の公課が世帯所得分布に及ぼす影響を考慮しなければ、社会保障制度によって所得再分配を実現しようとしてもその効果が社会保険料負担の非累進的效果によって相殺されてしまう虞があることに留意する必要があるだろう。この意味で、平成11年度年金改正で、国民年金について、住民税非課税者等を対象とする全額免除制度に加えて一定の所得以下の人に対する半額免除制度を導入することは評価できるだろう。しかし、厚生年金の保険料負担を総報酬に対する負担にすることと今後の保険料率の引上げが、世代内の公平性(所得再分配)にどのような効果を持っているかについては、今後の実証分析に基づいて慎重な評価をする必要があると考えられる。

#### IV 所得再分配政策の課題

今日、高齢化に伴い世帯所得や世帯消費の不平等化が指摘されている。その事実はこれまでの実証分析によっても確かめることができる。本稿の計測でも、夫の所得分布の広がりや妻の所得分布が縮小する効果は自営業世帯の方が雇用者所得よりもより大きく現れるにも拘わらず、世帯所得に占める営業所得の割合の減少と雇用者所得の割合の増加により、この効果を通じた所得分布の平等化が今後弱まっていくことが示唆されている。

確かに、世帯所得の分布を平等化させるための所得再分配政策が高齢社会における経済運営の効率性やインセンティブを維持する観点からどの程

度必要なかはそれ自体重要な理論的及び実証的研究課題である。しかし、社会保障政策の一つの理念として社会的公平の確保が含まれるとするならば、社会保障政策を通じた所得再分配は今後も重要な政策課題になる。

本稿の実証分析から、年金給付と医療給付の所得の平等化に寄与する程度が低く、社会保険料負担の所得に関する限界的な負担が逆進的である一方で、租税制度の累進構造とこれに基づく再分配効果が比較的大きいことが示された。これに対して、世帯主の年齢階級が上昇するにつれて世帯所得の不平等化が進むが、医療給付は所得分布と独立して給付される傾向があり所得の平等化には寄与する度合いが低いことも示された。また、年金制度は、社会保険料負担に逆進性が現れているため、稼働所得のある勤労世代から社会保険料を徴収し稼働所得のない引退した高齢者に年金給付を支給するため所得再分配効果が期待されているにも拘わらず、十分な再分配効果が発揮されていないことが示された。ただし、公的扶助や児童手当を含む社会保障給付は、程度は小さいものであるが所得再分配効果があることが見いだされた。

こうした事実を踏まえると、所得再分配を実現するには、給付が疾病や引退のように社会保険の受給要件を満たした場合には不可避免的に支払われる以上、まず第一に租税と社会保険料負担を所得再分配効果の観点から整合的に設計・運営する必要があると言えるだろう。その上で、医療、年金、子育て支援政策、公的扶助など個別の社会保障給付の再分配効果を実証的に把握しながら、それぞれの再分配効果を有効に発揮できるような給付設計を行う必要がある。特に、医療保険制度改革において老人保険制度における定額負担の引上げと1997年健康保険法改正による患者の自己負担割合の引上げが実施され、平成11年度年金改正で保険料引上げスケジュールが示された現在、社会保障における世代間の公平性と世代内の公平性を具体的に実現するためにも、所得再分配政策の実効性を評価する観点から負担と給付の関係を実証的に分析することが、今後の重要な課題であると考えられる。

## 謝 辞

本稿は、厚生省大臣官房政策課平成9年度「所得再分配研究会」における研究結果に基づいている。同研究会において昭和56年、平成5年「所得再分配調査」個票の再集計についてご協力頂いた厚生省大臣官房政策課の方々に心からお礼申し上げたい。また、同研究会の主査役としてご指導下さった玄田有司・学習院大学経済学部助教授と研究会メンバーの方々に記して感謝申し上げたい。なお、本稿における見解は筆者個人のものであり、ありうべき誤りは筆者が責任を負うこととお断りしておきたい。

## 注

- 1) 国庫負担が1/2に引上げられる場合は、厚生年金保険の最終保険料率は25.2%、国民年金保険の最終保険料は月額18,200円となる。
- 2) このほかの平成11年度年金制度改正の項目は次の通りである。(i) 支給開始年齢の引上げに伴い、在職中は厚生年金保険料の支払いを求める(64歳まで保険料を納付する)。さらに、平成15(2003)年4月から、就労している65歳以上70歳未満の人についても、厚生年金保険料の支払いを求める。(ii) 育児休業期間中の厚生年金保険料の免除制度を、現行の本人負担分の免除を更に拡充し、本人負担分と会社負担分ともに免除とする。(iii) 一定以上の所得のある人について、厚生年金給付額を調整する仕組みを導入する。また、国民年金については、住民税非課税者等を対象とする全額免除制度に加えて、一定の所得以下の人に対する半額免除制度を導入する。学生についても、本人の所得が一定以下の場合には、申請により国民年金保険料の納付を要しないものとする。

## 参考文献

石川経夫(1985)『所得と富』, 岩波書店。  
大石亜希子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」国立社会保障・人口問題研究所研究交流会資料。

- 大竹文雄(1994)「1980年代の所得・資産分布」『季刊理論経済学』Vol. 45, No. 5, pp. 385-402。  
大竹文雄・斎藤誠(1996)「人口高齢化と消費の不平等」『日本経済研究』No. 33, pp. 11-35。  
———(1998)「人口高齢化と所得の不平等」, 平成9年度「所得再分配研究会」資料。  
厚生省監修(1999)『厚生白書 平成11年』。  
厚生省年金局(1999)『平成11年版 年金白書——21世紀の年金を「構築」する』。  
田近栄治・金子能宏(1990)「勤労所得税と間接税の死荷重の計測——勤労者標準世帯の場合」『ファイナンシャルレビュー』No. 20。  
高山憲之『不平等の経済分析』, 東洋経済新報社。  
高山憲之・有田富美子(1996)『貯蓄と資産形成: 家計資産のマイクロデータ分析』, 岩波書店。  
西崎文平・山田泰・安藤栄裕(1997)「日本の所得格差」『経済分析 政策研究の視点シリーズ11』。  
八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論——積み立て方式への移行』, 日本経済新聞社。  
林 宏昭(1995)『租税政策の計量分析 家計間・地域間の負担配分』, 日本評論社。  
松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配』, 日本経済評論社。  
八代尚弘・小塩隆士・井伊雅子(1997)「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151。  
Lambert, P. J. (1993) *The Distribution and Redistribution of Income* (Manchester Univ. Press).  
Lerman, R. and S. Yitzhaki (1985) "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 151-156.  
———(1989) "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients," *Journal of Econometrics*, Vol. 42, pp. 43-47.  
Karoly, Lynn A. (1994) "Trends in Income Inequality: the Impact of, and Implications for, Tax Policy," in edited by J. B. Slemrod, *Tax Progressivity and Income Inequality* (Cambridge University Press, U. K.).  
(かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部第3室長)