公平性の基準と厚生年金改革の効果

金子能宏
山本克也

I はじめに

21世紀に向けた社会保障制度改革について,「社会保障構造のあり方について考える有識者会議」(首相の諮問機関)が,2000年10月に報告書『21世紀に向けての社会保障』を提出した。それは,社会保障制度における世代間の公平性と世代内の公平性を両立する必要性を指摘しながら,これまで一律に優遇されてきた面がある高齢者に対して,低所得者に配慮しながらも社会保障費用の「応分の負担」を求めて行く立場をとっている。『平成12年版 厚生白書』第3章が明らかにしているように,高齢者の経済状況は,所得等のフローの経済指標で見ると現役世代と遜色の無い状況にあり,住宅などのストック指標で見ると平均的には若年世代よりも大きな資産を持っている。その一方で,高齢者世帯[1)]の78.7%が,公的年金・恩給の総所得に占める割合が60%以上となっており,社会保障制度は,高齢者の生活保障にとって不可欠な役割を果たしている。このような現実を踏まえて,有識者会議の報告書は,高齢者の経済的実情が一様ではないことを認識しつつ,世代間の公平性を確保しながら社会保障制度の長期的かつ安定的な運営を可能にするために,「高齢者それぞれの経済的能力に見合った税負担や,社会保障制度における保険料負担,自己負担を求め,これから増加する負担を若い世代とともに分かち合うことが必要である」ことを指摘している。

『21世紀に向けての社会保障』が「経済的能力に見合った税負担や,社会保障制度における保険料負担,自己負担」を求めていることは,ここで導かれた社会保障制度改革の理念に,社会保障の費用負担において垂直的公平性が配慮されていることを意味している。また,年金制度の給付の適性化についても高額所得者に対する年金給付の制限などが挙げられており,社会保障給付の面でも垂直的公平性が配慮されていることがわかる。しかし,「持続可能な社会保障」制度を構築する観点から重視されている理念は,世代間の公平性である。この報告書においても,『平成11年版 厚生白書』が取り上げた「1999年1月社会保障制度に関する調査」に基づいて,社会保障の将来について世代間の不公平感が強く意識されている状況が指摘されている。従って,世代間の公平性を確保することのできる年金制度を構築するために,保険料引き上げスケジュールが検討され現行の保険料率の凍結の見直しや,年金給付の適正化などが具体的に検討されている。ただし,年金制度の財源方式については,世代間の公平性の観点から望ましいとされる積立方式の移行には二重の負担問題があることを踏まえて,報告書は社会保険方式を維持する立場をとっている。

このように,『21世紀に向けての社会保障』は,高齢者の経済状況の多様性を意識して垂直的公平性に配慮した税制・社会保障制度改革のあり方を述べているものの,年金制度改革については,どの世代の人々も拠出に見合った給付が受けられるという社会保険方式による加入インセンティブを確保しつつ,世代間の不公平感を克服して持続的な年金制度の運営を可能にするために世代間の公平性に基づく給付と負担の見直しを行っている。

しかしながら，こうした税制，社会保障制度とくに年金制度の改革が，所得再分配にどのような影響を及ぼすかについては，世代間の公平性に関する議論ほどには十分検討されているとは言えない。

これに対して，今から十数年前の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。そして，わが国の所得分布の不平等化の程度が国際的に見ても無視できない水準に達しつつあることが橘木(1999)によって指摘されたことを契機に，今日，わが国における所得分布や消費分布の不平等化傾向とこれらに対する所得再分配政策のあり方に関する研究が改めて注目されるようになった。まず，大竹(1997)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て所得分布と消費分布の不平等化傾向を指摘した。また，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』を再集計した岩本(1999,2000)によって検証されている。一方，大石・伊藤(1999)はジニ係数の国際比較においては国ごとの所得の定義の相違に注意した比較を行う必要性を指摘して，橘木(1999)の結論に対する留保を明らかにしながら，わが国における所得の不平等化傾向の特徴をまとめている。

このように所得分布の不平等化は重要な研究領域であるにも拘わらず，最近の年金改革の議論では，世代間の公平性に配慮した年金改革が所得分配政策の観点からどのような意味をもっているかあまり十分な検討がなされていない。高齢化がコホート効果とコホート別の高齢化効果を通じて所得分布や消費分布の不平等化をもたらす可能性があるとしても，その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。

本稿の目的は，世代間の公平性を提唱しながら進められてきた近年の年金改革の効果を，所得分配政策の視点から再検討することである。まず，近年，所得の不平等化が指摘されていることについて，『所得再分配調査』(1981年，1993年及び1996年)のマイクロ・データを用いて，時系列的な変化を跡付ける。次に，こうした所得分布の不平等化をもたらした要因を見いだすために，所得の構成要素ごとに所得分配の指標(ジニ係数)を分解する。そして，平成11年度の厚生年金制度改革が世代間の公平性と世代内の公平性双方の観点からどのような影響を及ぼすのかを見るために，学歴別賃金格差により代表される所得階層別に見た年金給付の生涯平均収益率をコホート毎に推計する。そして，厚生年金の生涯平均収益率(生涯で計算した保険料拠出総額に対する(年金給付総額－保険料拠出総額)の比率)が，所得階層が低い場合の方が所得階層が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を求めることによって，厚生年金の給付のあり方について検討する。最後に，本稿の結果をまとめ，今後の課題を述べる。

II 年金制度の給付と負担が所得分配に及ぼす影響

1 所得の不平等度の要因分解

所得の不平等化要因を明らかにする基準には，世帯主や個人のコホート別・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コホート効果と高齢化効果に分解する手法を用いていることは，Iで述べた通りである。

しかし，所得再分配政策を社会保障の効果，とくに年金制度の効果と関係付けて考察するために，近年注目されているのが，所得の不平等度の要因分解である。その端緒となったジニ係数の要因分解の一つの方法は，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 (GINI) は，$\mathrm{GINI} = 2\,\mathrm{cov}\,[y, F(y)]/m$，である。この式から，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。

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

ただし，y_k は k 番目の所得源泉の所得額，$\mathrm{cov}(y_k, F(y_k))$ 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，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 $R_k = \mathrm{cov}(y_k, F(y))/\mathrm{cov}(y_k, F(y_k))$ を用いて，(1) 式は，

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

と表すことができる。ここで，$G_k = 2\,\mathrm{cov}\,(y_k, F(y_k))/m_k$ 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，$I_k = R_k G_k S_k/\mathrm{GINI}$，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。

Lerman and Yitzhaki による方法の特徴は，ある一時点における世帯（あるいは個人の）総所得の不平等を所得の構成要素別に分解する点である。その前提には，所得源泉が複数あるのに対して，世帯属性は捨象されあたかも所得のみが異なる単一属性の世帯があるという仮定がある。この仮定を緩めて，Lerman and Yitzhaki によるジニ係数の要因分解を異なる世帯属性をもつ複数の世帯グループからなる場合に拡張したものが，Wodon (1999) による要因分解である。

この他に，ある一時点における所得の不平等度を所得の構成要素別に分解する方法として，変動係数 (CV) の二乗を用いた要因分解がある (J'a'ntti (1997))。これは，可処分所得の平均値とその所得を構成する第 k 番目の所得源泉額の平均値をそれぞれ μ，μ_k とすると，

$$CV^2 = \sum_k \frac{\mu_k}{\mu} CV_k^2 + \sum_{j=/=k} \sum_k \frac{\mu_j}{\mu} * \frac{\mu_k}{\mu} \times \rho_{jk} CV_j CV_k, \qquad (3)$$

となる。

これに対して，所得の不平等度を一時点の世帯間の所得不平等度とそれぞれの世帯における通時的な所得変動に基づく不平等度に分解する方法として，Salas and Rabadan (1998) が提案した要因分解がある。これは所得の不平等度に関するアトキンソン指標 ($I(A)$) を，社会的厚生関数を世帯の通時的な所得変動を含むように再構成して導出したものである。これによって，アトキンソン指標は，ある時点内の世帯間の垂直的な不平等度 ($I(A)^{W}_{*t}$) と，それぞれの世帯の（t 時点を中心にした）通時的な所得変動による不平等化要因 ($I(A)^{B}_{*t}$) とに分解される。その結果は次のように表される。

$$1 - I(A) = (1 - I(A)^{W}_{*t})(1 - I(A)^{B}_{*t}). \qquad (4)$$

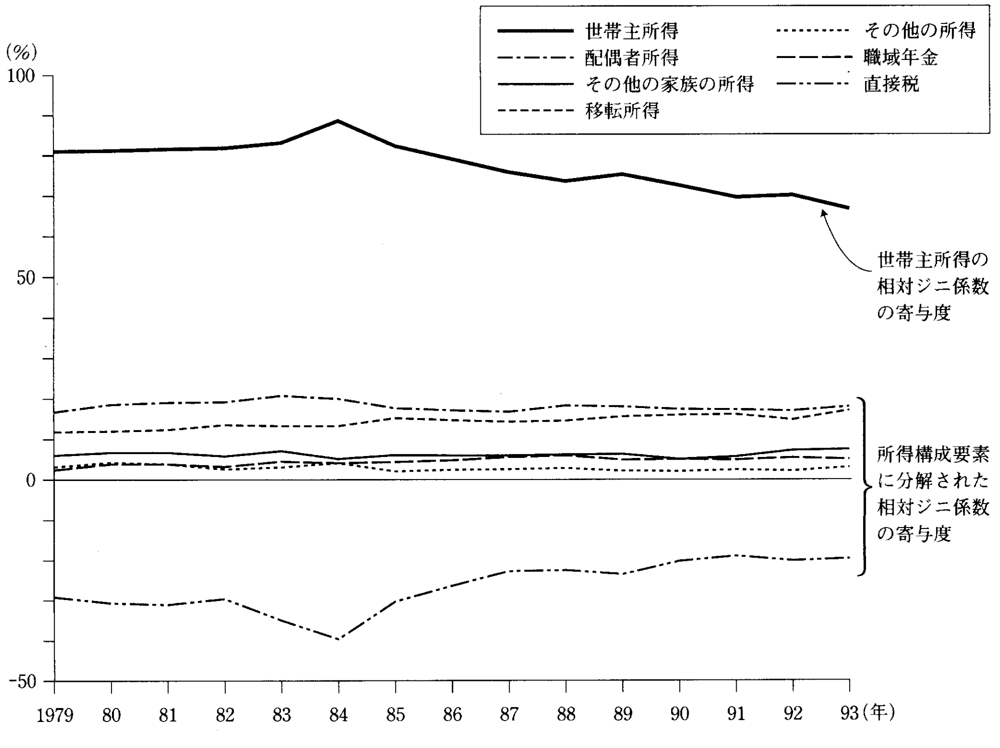
2　垂直的公平性から見た年金給付の効果

このように所得の不平等度の要因分解は，垂直

的公平性の観点のみならず，ある世帯の通時的な所得変動がもたらす不平等化をも測れるように拡張されてきたが，世代会計が主張するような世代間の公平性と完全に整合的な指標を得るまでには至っていない。そのような限界がある中で，年金制度が所得再分配政策に及ぼす影響を検証するために用いられている所得不平等度の要因分解は，Lerman and Yitzhaki (1985,1989,1994) の方法とJ'a'ntti (1997) の方法である。

Achdut (1996) は，イスラエル中央統計局の『所得調査』を用いて，1979年から1993年までの期間を対象にLerman and Yitzhaki (1985,1989,1994) によるジニ係数の要因分解を行った。まず，イスラエルのジニ係数は1980年から1983年にかけて低下したが，その後少しずつ増加した。このようなジニ係数の変化を説明するために，Achdutは世帯の可処分所得の構成要素を世帯主所得，配偶者所得，その他の稼得所得，移転所得，その他の家族からの所得，職域年金，直接税に分け，それぞれの所得要素ごとの相対ジニ係数と所得分布への寄与度 (I_k) を求めた (図1)。その結果，図1に見られるように，移転所得と直接税は税引き前所得と負の相関を示しているため所得の平等化要因になっているのに対して，職域年金はこれとは逆に所得の不平等化要因になっていることが示された。

また，J'a'ntti (1997) は，『ルクセンブルク所得調査』を用いてカナダ，オランダ，スウェーデン，イギリス，アメリカそれぞれの世帯所得の構成要素を，世帯主所得，配偶者所得，自営業所得，財産所得，その他の私的所得，公的年金からの所得，生活保護による所得，所得税，(公的年金を賄う社会保険料に相当する) 給与税に分けて，これら所得源泉のうちいずれが不平等化要因として



出所）Achdut (1996)。

図1 イスラエルにおける所得構成要素に分解された相対ジニ係数の世帯所得に対する寄与度の推移 (1979〜93年)

表 1　所得源泉別に要因分解した所得の不平等度（全世帯）

所得源泉	所得源泉の世帯所得に占める割合 100×（μ_k/μ）		変動係数 100×CV^2		寄与度 100×S_k		相対的寄与度 100×S_k	
	t_1	t_2	t_1	t_2	t_1	t_2	t_1	t_2
カナダ								
世帯主所得	63	70	70	69	13	18	49	65
配偶者所得	16	22	302	205	6	8	24	30
自営業所得	5	6	2539	1974	3	4	13	14
財産所得	7	4	918	1695	4	4	17	13
その他私的所得	21	14	347	455	7	5	28	18
社会保険	6	7	248	244	−0	−0	−1	−1
公的扶助	1	1	737	853	−0	−0	−1	−2
所得税	−19	−24	101	91	−7	−10	−29	−37
給与税（社会保険料）	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
可処分所得	*100*	*100*	*26*	*28*	*26*	*28*	*100*	*100*
オランダ								
世帯主所得	130	107	42	43	19	17	82	79
配偶者所得	21	21	489	424	11	10	50	49
自営業所得	7	7	2881	3633	8	6	34	28
財産所得	1	1	10743	9556	0	1	2	3
その他私的所得	19	11	626	995	6	4	26	19
社会保険	12	10	361	530	2	1	7	5
公的扶助	1	4	6865	954	−0	1	−0	4
所得税	−19	−22	185	236	−9	−11	−42	−53
給与税（社会保険料）	−71	−38	23	38	−13	−7	−59	−35
可処分所得	*100*	*100*	*23*	*21*	*23*	*21*	*100*	*100*
スウェーデン								
世帯主所得	110	116	46	53	16	21	122	81
配偶者所得	41	47	137	128	11	14	81	55
自営業所得	4	4	1890	2029	−1	−1	−6	−3
財産所得	4	4	741	8277	1	13	5	48
その他私的所得	1	2	1544	650	0	−0	1	−0
社会保険	21	25	218	202	2	3	12	10
公的扶助	5	1	671	1277	−0	−0	−1	−1
所得税	−42	−48	59	67	−8	−13	−58	−48
給与税（社会保険料）	−44	−53	36	42	−8	−11	−56	−42
可処分所得	*100*	*100*	*13*	*26*	*13*	*26*	*100*	*100*
イギリス								
世帯主所得	83	79	51	70	15	21	73	74
配偶者所得	19	21	248	277	6	8	30	29
自営業所得	4	6	2228	1695	1	4	6	13
財産所得	2	3	2980	1589	2	3	8	10
その他私的所得	21	20	341	354	7	7	31	25
社会保険	10	9	138	150	−0	−0	−0	−1
公的扶助	1	2	1201	832	−0	−0	−1	−1
所得税	−19	−22	74	94	−5	−9	−25	−32
給与税（社会保険料）	−22	−19	34	51	−5	−5	−22	−18
可処分所得	*100*	*100*	*21*	*28*	*21*	*28*	*100*	*100*
アメリカ合衆国								
世帯主所得	93	76	64	82	26	28	90	73
配偶者所得	21	22	283	261	8	11	29	28
自営業所得	6	6	2075	2051	3	4	10	10
財産所得	5	6	1988	1896	5	7	16	18
その他私的所得	15	14	476	495	5	6	17	16
社会保険	4	4	865	765	1	1	3	2
公的扶助	1	1	1791	1850	−0	−0	−2	−1
所得税	−22	−21	218	258	−12	−15	−42	−39
給与税（社会保険料）	−24	−8	52	49	−6	−3	−21	−7
可処分所得	*100*	*100*	*28*	*38*	*28*	*38*	*100*	*100*

注）t_1 と t_2：カナダは 1981 と 1987；オランダは 1983 と 1987；スウェーデンは 1981 と 1987；イギリスは 1979 と 1986；アメリカは 1979 と 1986．第 k 所得源泉の世帯所得に占める割合は，第 k 所得源泉の平均値が平均世帯所得に占める割合である．

出所）J'a'ntti (1997)「ルクセンブルグ所得調査」に基づく推計。

表2 所得の構成要素別に見た平均所得額と公的再分配所得額（全世帯・年齢計）

（単位：万円/年）

	1981年		1993年		1996年	
	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
当初所得	393.85	303.60	660.90	555.50	668.70	533.10
雇用者所得	322.80	239.40	630.70	489.50	644.60	454.90
事業所得	329.20	349.30	406.90	487.70	413.70	593.40
農耕・畜産所得	164.90	133.30	112.30	157.80	105.60	185.80
財産所得	247.40	414.10	187.80	348.00	154.10	299.70
その他の収入	125.20	123.20	81.60	82.30	88.40	76.80
再分配所得	377.45	241.48	589.00	453.76	606.02	459.63
租税	−37.12	102.16	−63.10	129.39	−63.04	115.44
社会保険料負担	−24.70	73.44	−45.52	33.64	−47.33	39.06
年金給付	137.10	365.55	57.54	102.36	69.32	116.90
医療給付	264.56	904.26	47.67	150.76	55.33	172.70
その他の社会保障給付	109.71	305.89	3.04	20.72	3.35	20.99
サンプル数	7141		8709		8089	

筆者推計）1981年，1993年，1996年「所得再分配調査」より作成。

作用しているのかを検証した。表1からわかるように，どの国においても所得税は所得の不平等度を緩和する作用を示しているのに対して，年金制度は国ごとに異なる影響をもたらしている。表2の所得の構成要素別に見た不平等化の相対的影響を見ると，カナダとイギリスでは，公的年金が所得の不平等化を緩和しているのに対して，アメリカでは公的年金がわずかではあるが所得の不平等化要因として作用しており，スウェーデンとオランダでは更に大きく公的年金が所得の不平等化要因として作用していることがわかる。

カナダの公的年金は税方式の基礎年金（定額）と報酬比例部分から成るが，後者の1人当たり年金額は基礎年金の半分程度である。イギリスの公的年金は社会保険方式であるが，その給付に占める基礎年金（定額）の割合は高い。これに対して，アメリカの公的年金の給付算定方式では，基本年金額が逓減的ではあるが報酬に比例して増加する。すなわち，最低生活保障のため報酬額が月額455ドルまではその90％が年金額に反映され，これを超える報酬に対してはより高いカット率が適用されて年金額が決まる[2]。スウェーデンの公的年金は，わが国の公的年金と同様に報酬比例部分の割合が比較的高く，最近では報酬比例部分のうち一定部分が確定拠出年金として積み立てられるようになった。このような年金制度の各国間の相違に注目すると，報酬比例部分がある国々においては，公的年金の給付が所得の不平等化に影響する可能性があることが理解される。

わが国の厚生年金の報酬比例部分を決める算定式は，

$$\text{報酬比例年金額} = \text{平均標準報酬月額} \times \text{給付乗率}\left(\frac{7.125}{1000}\right) \times \text{加入期間} \times \text{物価上昇率}, \qquad (5)$$

であり，標準報酬月額の算定基礎となる厚生年金加入者の賃金（現金給与）が高いほど，また加入期間（言いかえれば勤続年数）が長いほど，厚生年金額が高くなる仕組みになっている。従って，勤労所得と年金所得は正の相関を示す傾向があり，所得の不平等化要因として勤労所得が作用するのと同様に，年金からの所得もまた所得の不平等化

表 3 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

1981 年

GINI 0.34448	1：雇用者所得	2：事業所得	3：農耕畜産所得	4：財産所得	5：その他の所得
R_i	0.76047	0.12974	0.03017	0.13667	0.02339
G_i	0.38893	0.41098	0.40709	0.56741	0.48514
S_i	0.81968	0.83604	0.41879	0.62827	0.31794
I_i	0.70377	0.12940	0.01493	0.14143	0.01047

1993 年

GINI 0.37897	1：雇用者所得	2：事業所得	3：農耕畜産所得	4：財産所得	5：その他の所得
R_i	0.94442	0.10417	0.01399	0.11012	0.00228
G_i	0.36083	0.49334	0.60754	0.66456	0.47787
S_i	0.95434	0.61575	0.17002	0.28427	0.12348
I_i	0.85815	0.083503	0.00381	0.05489	0.00036

1996 年

GINI 0.37427	1：雇用者所得	2：事業所得	3：農耕畜産所得	4：財産所得	5：その他の所得
R_i	0.96139	0.11161	0.01543	0.06946	0.00273
G_i	0.35140	0.52156	0.64608	0.67889	0.43428
S_i	0.96400	0.61861	0.15797	0.23039	0.13225
I_i	0.87014	0.09622	0.00421	0.02902	0.00042

筆者推計）「所得再分配調査」(1981 年，1993 年，1996 年) 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：農耕畜産所得，4：財産所得，5：その他の所得。

2. R_i，G_i，S_i，I_i の添え字 i は要因分解するそれぞれの構成要素 1 から 5 を示す。

要因として作用する可能性がある。『賃金構造基本調査』の学歴別・企業規模別に見た決まって支給される現金給与と勤続年数を用いて両者の間の相関係数を求めると，平成 10 年では，学歴計・男女計が 0.457，中学卒業者が 0.882，高校卒業者が 0.916，専門学校卒業者が 0.963，大学卒業者が 0.988 という値となっている。このように，学歴が高くなるほど現金給与と勤続年数との相関が大きくなる傾向があり，これと学歴が高いほど平均的な現金給与が高い学歴間賃金格差とが相互に作用すると，(5) によって決められる報酬比例部分にもまた，所得格差が反映されてしまう可能性がある。

この問題を見るために，この節では，金子 (2000) と同様に，『所得再分配調査』を用いて，Lerman and Yitzhaki (1985,1989,1994) による世帯所得の要因分解について検討する。ここでは，金子 (2000) の 1981 年と 1993 年の計測結果に，1996 年の計測結果を加えて検討する。世帯所得として用いた所得は，『所得再分配調査』における世帯の当初所得 (雇用者所得，事業所得，農耕畜産所得，財産所得，その他の所得の合計) である[3)]。これらの基本統計量は表 2 に示されている。世帯所得の要因分解 ((2) 式) をこれらの所得源泉別に計測した結果が，表 3 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 に増加したが，1996 年には 0.37427 に低下した。それぞれの時点のジニ係数の要因のうち，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い。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，バブル経済の崩壊以後の時期に当たる 1993 年と 1996 年では 1981 年の値よりも大きく低下している。不平等化の一因として資産格差の影響が指摘されること

表4 公的再分配所得のジニ係数の要因分解（全世帯・年齢計）

1981年

GINI 0.31654	1：当初所得	2：租税	3：社会保険料負担	4：年金	5：医療給付	6：その他の移転
R_i	0.93474	−0.80770	−0.68794	0.10871	0.41612	0.04554
G_i	0.34448	−0.60008	−0.32243	0.41033	0.68974	0.49889
S_i	1.04305	−0.10354	−0.068607	0.17421	0.12325	0.11753
I_i	1.06188	−0.15854	−0.048076	0.024550	0.11175	0.00844

1993年

GINI 0.36406	1：当初所得	2：租税	3：社会保険料負担	4：年金	5：医療給付	6：その他の移転
R_i	0.95126	−0.80572	−0.77442	0.02578	0.41146	0.00980
G_i	0.37897	−0.59403	−0.36222	0.38742	0.66970	0.63967
S_i	1.11510	−0.11850	−0.083016	0.27112	0.13958	0.07828
I_i	1.10802	−0.15579	−0.063964	0.00744	0.10565	0.00135

1996年

GINI 0.36217	1：当初所得	2：租税	3：社会保険料負担	4：年金	5：医療給付	6：その他の移転
R_i	0.93319	−0.73236	−0.63746	0.042762	0.42888	0.01251
G_i	0.37427	−0.59393	−0.38536	0.37343	0.66494	0.59582
S_i	1.09769	−0.11265	−0.087115	0.30226	0.14723	0.08668
I_i	1.10802	−0.13529	−0.059087	0.001333	0.11593	0.00178

筆者推計） 1981年，1993年，1996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. R_i，G_i，S_i，I_i の添え字 i は要因分解するそれぞれの構成要素1から6を示す。

もあるが，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。

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。次に，公的年金の影響に注目しながら，J'a'ntti (1997) の結果と比較するために，世帯所得（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，医療給付等，及び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の動向を見る。公的再分配所得の構成要素の全世帯平均額（年齢計）は，表2の通りである。ここで，租税の金額には所得税，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。

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抑制するように機能している。すなわち，表4で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0.36406，1996年では0.37427と0.36217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，1996年は1993年に比べて若干ではあるが低下した。これらの3時点を通じて言えることは，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で

である。

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4の2番目から6番目の項目である。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うち消す役割を果たしていることを示している。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。これに対して，公的再分配所得が1993年から1996年の間に低下した理由は，当初所得のジニ係数が低下したことに加えて，年金給付の相対ジニ係数がその他の要因に比べて大きく低下したことが考えられる。

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。他方，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。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増加させるものとなっている。この結果は，年金給付に占める報酬比例部分の影響がかならずしも一様ではないことに留意する必要があるものの，J'a'ntti (1997) が示したアメリカ，スウェーデン及びオランダの結果と符合する結果である。

しかし，昭和56年の年金制度改革による基礎年金の導入以後，年金改革の度に年金給付に占める基礎年金給付の割合が増加する改正が行われてきた。昭和56年には基礎年金の導入に加えて，報酬比例部分の給付算定乗率が引き下げられたため，旧法厚生年金に比べて現行の厚生年金給付に占める報酬比例部分の割合が低下した。平成6年(1994年) の年金改革では，給付と負担のバランスを確保する観点からネット所得スライド制が導入された一方で，年金給付に占める報酬比例部分の割合が低下する要因となる老齢基礎年金，障害基礎年金，遺族基礎年金の引き上げが行われた。さらに，平成11年の年金改革でも，世代間の公平性を図るために，保険料引き上げを抑制しその代わりに報酬比例部分の給付乗率を7.5/1000から7.125/1000に引き下げて年金給付額を5%ほど適正化することとなった。この改正により，将来の年金給付に占める報酬比例部分は今よりも若干低下し，基礎年金を含む年金給付を通じた所得再分配効果が今後大きくなることが期待される。

IIIでは，このような厚生年金の年金給付を通じた再分配効果が，賃金階級別・コホート別に見た給付と負担の関係に及ぼす影響をシミュレーション分析によって考察する。

III　年金改革が世代間の公平性と世代内の公平性に及ぼす影響——厚生年金保険の場合——

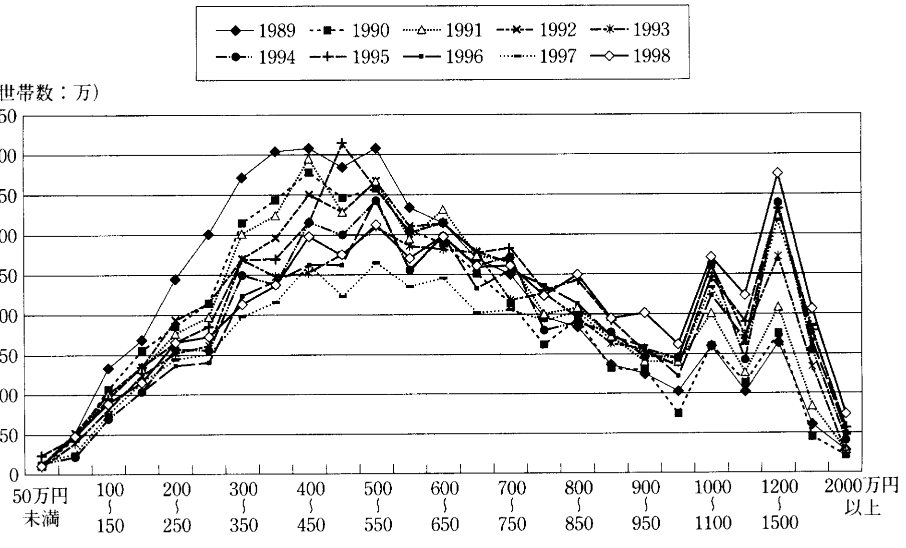
1　分析の目的

世代間の公平性を保つために保険料率の引き上げが抑制される一方で，給付の適正化が報酬比例部分の適正化によって達成されるならば，基礎年金額が維持される限り再分配効果が発揮されて，世代内の公平性も同時に達成されることになる。確かに，八田・小口 (1999) が明らかにしているように，世代間の公平性は厳密には即座に保険料率を引き上げない限り実現しない。平成11年度改革による給付の適正化によって，生涯における保険料拠出額に対するネットの給付額 (年金給付額－保険料拠出額) の比率 (平均収益率) がどの生まれ年の人にとっても一様な値をとるようになるまでに，時間の経過が必要である。もしこのような世代間の公平性が達成されたとしても，このような年金の平均収益率が低所得者層では低く高所得者層では高い場合には，世代内の公平性は充

分には達成されていないことになる。世代内の公平性も同時に満たされるためには，基礎年金を通じた再分配効果が平均収益率の格差を是正する結果が見いだされなければならないだろう。

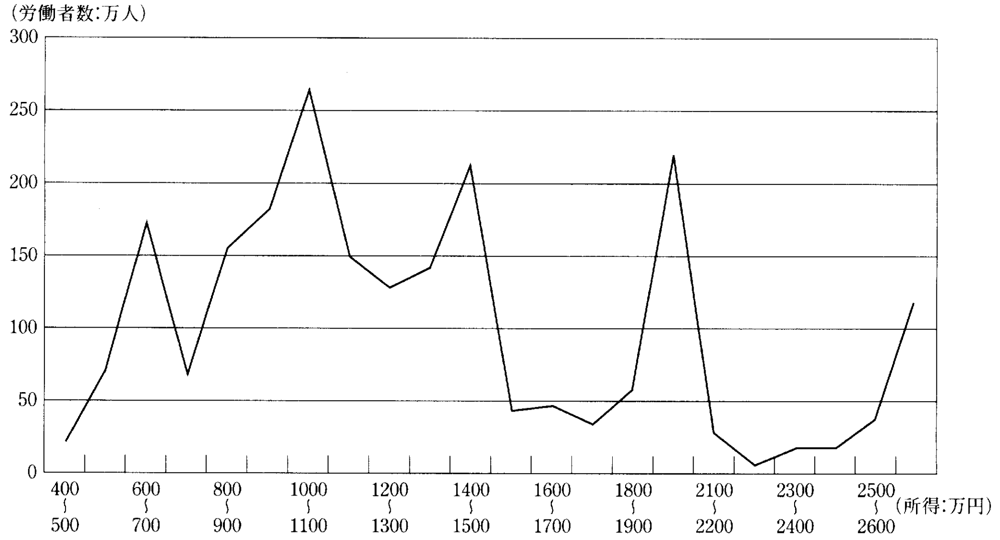
このような結果の有無を見るためには，年金給付に占める報酬比例部分の割合が異なることによって，所得階層別・コホート別に見た平均収益率にどのような相違が生じるかを調べる必要がある。報酬比例部分の割合が低下するほど，定額給付の特徴が強い基礎年金部分の影響が大きくなり，年金給付を通じた所得再分配効果が現れるようになると期待される。IIIの目的は，シミュレーション分析により，世代間の公平性を考慮して給付と負担の関係がどのコホートも公平になるように保険料率を引き上げる保険料引き上げスケジュールを踏まえながらも，コホート別に見ると所得の低い所得階層の平均収益率がより高い所得階層の平均収益率よりも大きくなるような報酬比例部分の削減率（現行報酬比例部分に対して何％削減するか）を推計することである。確かに，『21世紀に向けての社会保障』においても，給付の適正化が検討されているが，このような意味で世代間の公平性を配慮しながら所得階層の低い加入者の平均収益率がより高い所得階層の加入者のそれを上回るという意味で所得再分配的な効果を持つ給付体系のシミュレーション分析はなされていない。したがって，このIIIで行う推計作業の目的は，世代間の公平性と世代内の公平性という異なる公平性の基準を矛盾無く満たす年金制度の負担と給付の仕組みを具体的に求める手法の一例を提示することである。以下，厚生年金を対象に所得階層別・コホート別に分けた被保険者数，保険料額，受給者数，年金給付額の推計方法の概略を述べ，ついでこのような望ましい性質を持つ報酬比例部分の削減率について具体的に検討する。

なお，推計作業に当たっては，所得階層の区分として学歴別賃金に見られる賃金格差を用いた。その理由は，将来の企業規模の分布については不確実性が高いため賃金の企業規模間格差も変動しやすいと考えられるのに対して，学歴分布は大学進学率が50％に近づいた今日では将来ある一定水準に落ち着くと予想され，賃金の学歴間格差の方がより安定した区分であると考えたからである。こうした学歴間の賃金格差と世帯主の所得格差を



出所）『国民生活基礎調査』各年版より筆者作成。

図2　所得階級別にみた一般常雇者世帯数
（1989～1998各年・男女計）



出所)『賃金構造基本調査』各年版より筆者作成。

図3 現金給与所得階級ごとの労働者数
(1989～1998年平均・男女計)

見るために,『所得再分配調査』所得票の基礎となる『国民生活基礎調査』の所得階級別に見た世帯主の雇用所得分布と,『賃金構造基本調査』から求めた男子常用労働者の現金給与分布を比較したグラフが図2,図3である。いずれの分布においても,最頻値は平均値よりも小さいけれども,高所得あるいは高い現金給与水準においてもう一つの分布の山が見られるという共通した特徴が見いだされる。

2 厚生年金の被保険者数,受給者数等の推計方法

厚生年金の生涯平均収益率を所得階層(学歴)別・コホート別に求めて,年金財政収支を制約としながら,低所得層の平均収益率が高所得層のそれを上回るような報酬比例部分を推計するためには,厚生年金の被保険者数,受給者数,1人当たり年金額などを推計する必要がある。以下,これらの推計方法を簡単に述べる。

年齢別の被保険者の推計は,年齢別人口に総務庁統計局『労働力調査』による男女別・年齢階級別の労働力率,厚生省年金局監修『年金白書』掲載の公的年金加入率で案分する方法をとる[4]。なお,労働力人口を労働力率を掛けて求める基礎となる年齢別の人口推計については,1997年1月の国立社会保障・人口問題研究所の中位推計を用いた。被保険者の算出式を示すと次のようになる。

$$\mathrm{wpim}(i,k,t)=\mathrm{popm}(i,t)\times \mathrm{lprf}(i,k,t)\times \mathrm{pprm}(i,t) \quad (6)$$

$$\mathrm{wpif}(i,k,t)=\mathrm{popf}(i,t)\times \mathrm{lprf}(i,k,t)\times \mathrm{pprf}(i,t) \quad (7)$$

ただし,$\mathrm{wpim}(i,k,t)$ は t 年に k 所得階層に属する i 歳の男子の被保険者数,$\mathrm{wpif}(i,k,t)$ は t 年に k 所得階層に属する i 歳の女子の被保険者数を表す。記号 i, k, 及び t の意味を同じとして,$\mathrm{popm}(i,t)$ は男子の人口,$\mathrm{popf}(i,t)$ は女子の人口を意味し,$\mathrm{lprm}(i,k,t)$ は t 年に k 所得階層に属する i 歳の男子の労働力率,$\mathrm{lprf}(i,k,t)$ は t 年に k 所得階層に属する i 歳の女子の労働力率,$\mathrm{pprm}(i,t)$ は男子の公的年金加入率,$\mathrm{pprf}(i,t)$ は女子の公的年金加入率を指す。公的年金加入率を考慮するのは,任意適用事業所があるためである。

$\mathrm{wpim}(i,k,t)$,$\mathrm{wpif}(i,k,t)$ を用いると,保険料収入の算出式は次のように表せる。

$$rwrm(i,k,t)=wpim(i,k,t)\times maem(i,t)\times crm(t) \quad (8)$$

$$rwrf(i,k,t)=wpif(i,k,t)\times maef(i,t)\times crf(t) \quad (9)$$

ただし，$rwrm(i,k,t)$ と $rwrf(i,k,t)$ は各々，t 年の k 所得階層に属する i 歳の男子と女子それぞれの保険料総額，$crm(t)$ と $crf(t)$ は各々，t 年の男女それぞれの保険料率である。

厚生年金の受給者数は，『事業年報（社会保険庁編）』に掲載されている厚生年金の受給者状況の既裁定と新規裁定の資料を用いて，既裁定の年齢別受給者に失権率を乗じ，これに新規裁定の受給者を65歳以降生存したものの数に加えていくことによって推計する。ただし，旧法の受給者数は，既裁定者を失権率で減少させていくことにより求める。すなわち，受給者数の算出式は，

$$wpbm(i,k,t)=wpim(i-1,k,t-1)\times lprrm(i-1) \quad (10)$$

$$wpbf(i,k,t)=wpif(i-1,k,t-1)\times lprrf(i-1) \quad (i=65\cdots\text{歳}) \quad (11)$$

となる。ただし，$wpbm(i,k,t)$ は，k 所得階層に属する t 期に i 歳の男子の受給者数，$wpbf(i,k,t)$ は，k 所得階層に属する t 期に i 歳の女子の受給者数を表す。また，$wpim(i-1,k,t-1)$ は，$t-1$ 期に $i-1$ 歳の男子の被保険者数，$wpif(i-1,k,t-1)$ は，$t-1$ 期に $i-1$ 歳の女子の被保険者数を意味する。$lprrm(i-1)$ は，$i-1$ 歳の男子の失権率，$lprrf(i-1)$ は $i-1$ 歳の女子の失権率を指す。

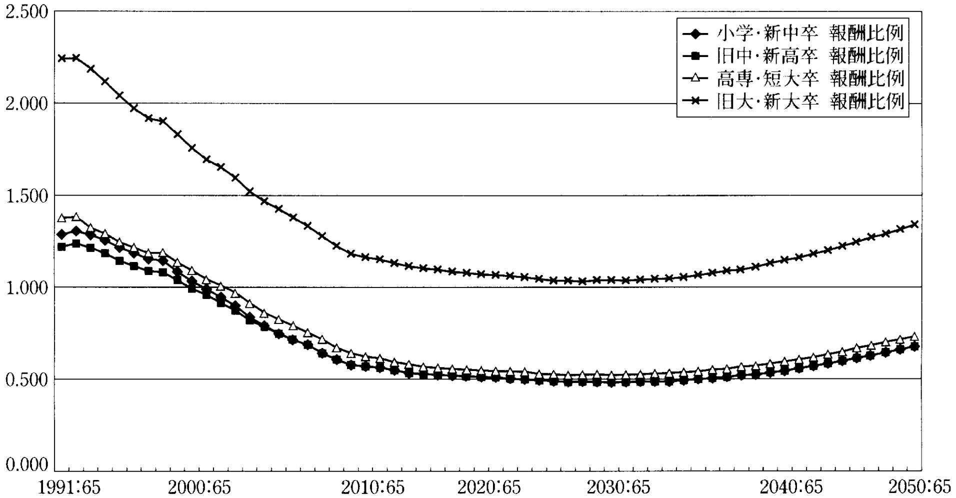
厚生年金の受給額については，1997年分までは男女別・年齢階級別の既裁定者1人当たり年金額を用い，1998年以降の分は1999年の年金改革に示された基礎年金額と報酬比例部分（(5)式）を合わせて推計した。

以上のような厚生年金の被保険者数，保険料額，保険料総額，受給者数，年金給付額，年金給付総額を用いて，所得階層（学歴）別・コホート別に見た厚生年金の平均生涯収益率，及び年金財政収支の推移を推計することができる。

3 世代間の公平性と世代内の公平性を両立させる報酬比例部分の推計方法

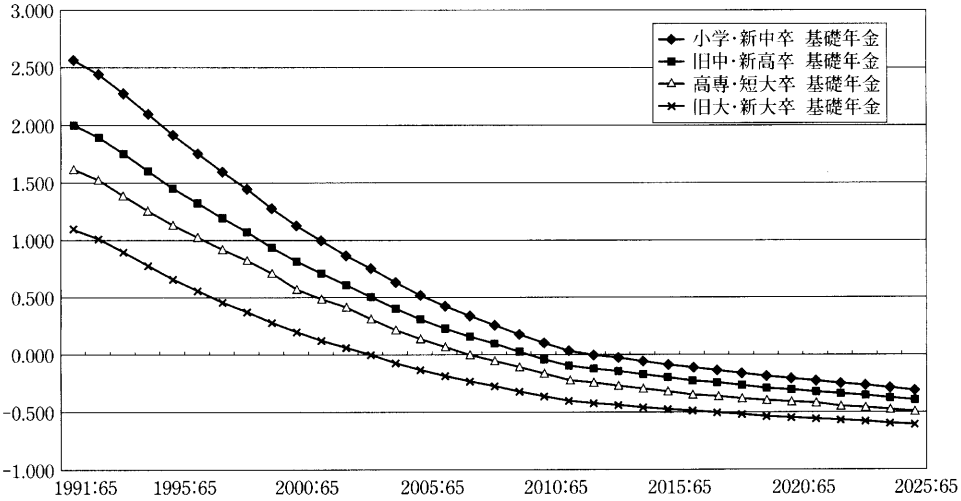
まず，1で提案した世代間の公平性と世代内の公平性を両立させる報酬比例部分を推計する第1段階として，保険料引き上げスケジュールなどについて平成11年の年金改革を前提して[5]，男女計の学歴別・コホート別に見た厚生年金の生涯平均収益率（すなわち生涯保険料拠出額に対する（生涯年金給付額－生涯保険料拠出額）の比率）を推計した[6]。本稿では，生涯保険料拠出額を推計するに当たり，企業による保険料の労働者への転嫁がないと仮定して，労使折半された保険料率（例えば，1999年であれば17.35%の1/2,8.675%）を適用した[7]。図4-1，図4-2と図5はそれぞれ報酬比例部分，基礎年金に関する生涯平均収益率と，報酬比例部分と基礎年金の合計に関する生涯平均収益率である。縦軸は生涯平均収益率を，横軸は各コホートが65歳に達する年を示している（例えば，2000：65は2000年に65歳になる1935年生まれのコホートを示す）。これらの図では，世代間の公平性を配慮した平成11年の年金改革において決められた保険料引き上げスケジュールを前提しているため，早く生まれたコホートの生涯平均収益率は高いけれども，コホートが若くなるに従って次第に生涯平均収益率がある一定値に近づくことがわかる。生涯平均収益率が一定値で安定することは生涯平均収益率がコホートから独立していることを意味するので，図5は長期的には厚生年金において世代間の公平性が実現する可能性があることを示唆している。

これに対して，世代内の公平性に関わる所得再分配効果を視点に図4-1，図4-2を見ると，報酬比例部分だけでは学歴別に見た所得階層が上になるほど（学歴が長いほど）生涯平均収益率が高くなっているのに対して，基礎年金部分ではこれが逆転して，所得階層が低くなるほど（学歴が短くなるほど）生涯平均収益率が高くなっていることが分かる。しかし，報酬比例部分と基礎年金を合わせた年金給付で見ると，報酬比例部分の割合が相対的に大きいために基礎年金を通じた再分配効果が十分には発揮されず，2005年に65歳になる



注） 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%，報酬比例部分削減0，0，0，0%。
出所） 筆者推計。

図4-1 厚生年金の生涯平均収益率（報酬比例部分・男女計）



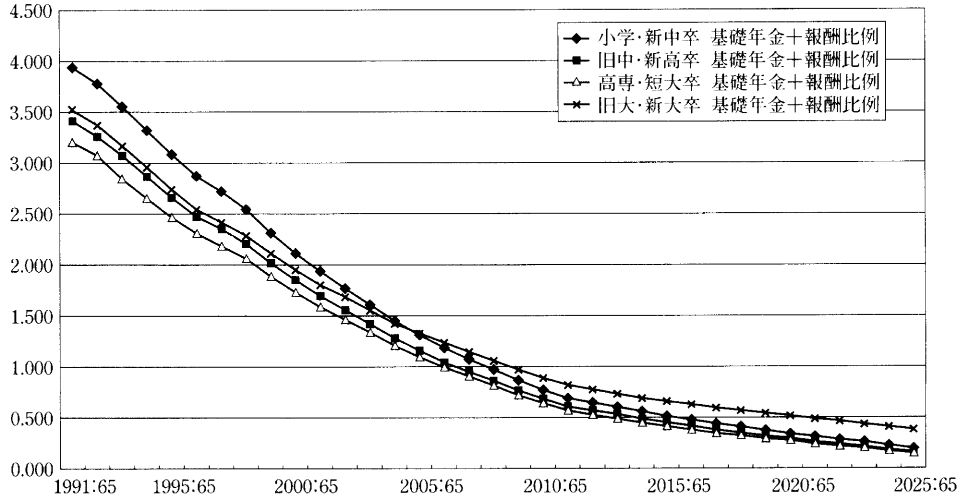
注） 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%，報酬比例部分削減0，0，0，0%。

図4-2 厚生年金の生涯平均収益率（基礎年金・男女計）

コホート（1940年生まれの人）より若いコホートでは所得階層が上になるほど（学歴が長いほど）生涯平均収益率が高くなっている（図5）。

そこで，男女計で見た年金給付の生涯平均収益率が，基礎年金部分の再分配効果を通じて所得階層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために，現行の報酬比例部分を逐次削減するシミュレーションを行った結果が，図6である。

図6は，これまでの年金改正で給付の適正化が



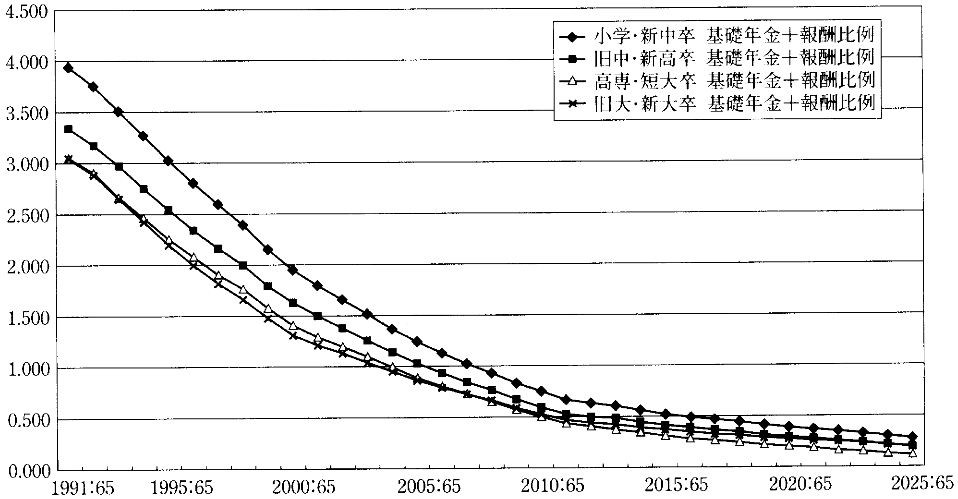
注） 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%，報酬比例部分削減0，0，0，0%。
出所） 筆者推計。

図5 厚生年金の生涯平均収益率（報酬比例部分＋基礎年金・男女計）

給付の5%カットのように一律に行われてきたことを踏襲して，報酬比例部分を現行水準に比べて一律60%削減した場合である。この場合には，どのコホートをとっても，所得階層が下になるほど（学歴が短いほど）平均生涯収益率が高い結果となった。しかし，これに至る削減率，例えば10%，20%では平均収益率が所得階層が下にある者ほど高くなる結果は得られなかった。この第1段階の推計では保険料引き上げスケジュールを平成11年の年金改革によるものとしているため，報酬比例部分を削減した分だけ年金給付総額が少なくなり，年金財政の積立金が増加することに対する保険料の修正については考慮されていない。確かに，年金制度の持続的な運営のためには厚生年金の積立金の確保は必要ではあるが，その増加が著しい場合には保険料率を引き下げるなどの措置により，年金加入者の可処分所得を増加させて，加入者の経済厚生を高める配慮も必要であると考えられる。

そこで，将来における厚生年金財政の単年度収支が赤字化することがないことを制約として報酬比例部分の削減により財政収支が好転した部分を保険料率の引き下げに反映させるようにしながら，年金給付の平均収益率（男女計）が，所得階層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために，現行の報酬比例部分を逐次削減する推計作業を行った。保険料引き下げを含むシミュレーション分析を行った背景には，高山（2000）が世代間の公平性を保つ一つの方法として，保険料引き上げスケジュールを緩和して若年世代の可処分所得を引き上げ，代わりに厚生年金給付を抑制することを提唱しているからである。ただし，高山（2000）ではこうした保険料拠出水準と給付抑制の組み合わせと所得再分配との関係については明示的には取り上げられていない。そこで，本稿では，年金給付の適正化が垂直的公平性を満たすように，より高い所得階層の報酬比例部分に対する削減率が所得階層の低いものよりも大きい値となるように，所得階層別の削減率を推計した。

保険料率引き上げスケジュールの緩和は将来世代の年金給付の生涯平均収益率を上昇させる影響を及ぼすために，所得階層が低い場合の方が生涯平均収益率が所得階層の高い場合よりも高くなる報酬比例部分の削減率は，これまでの結果と異なる値となる。保険料率引き上げの緩和の程度と所



注）1999 年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度 100%，報酬比例部分削減 60，60，60，60%。
出所）筆者推計。

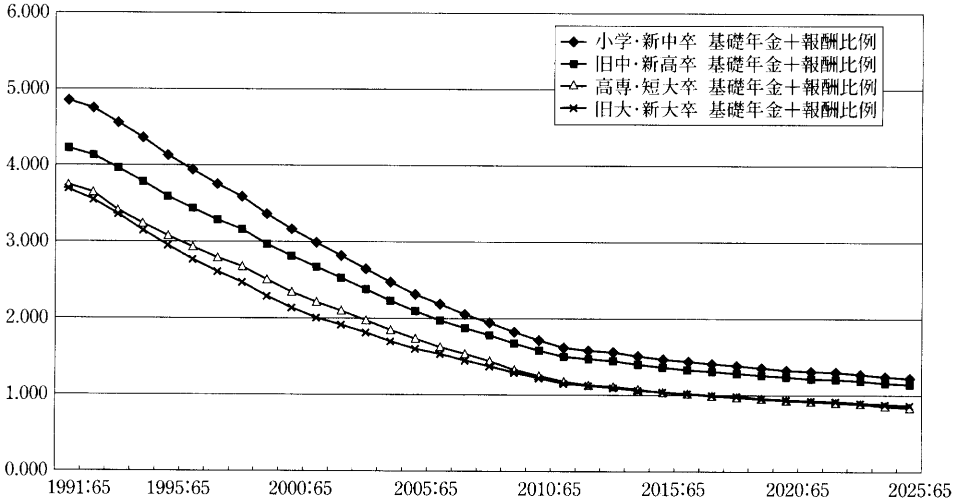
図 6　厚生年金の生涯平均収益率（報酬比例部分＋基礎年金・男女計）

得階層別（学歴別）にみた削減率の組み合わせ次第で多様な推計結果が導かれるが，ここでは，二つの組み合わせを示す。まず，図 7 は，平均所得の低い所得階層とみなされる中卒者と高卒者の現行報酬比例部分を削減せず，その代わり平均所得が最も高い所得層（大卒者）とその次に所得が高い層（高専・短大卒者）の場合に，報酬比例部分をそれぞれ 30%，15%削減することにより，生涯平均収益率が所得が低い階層ほど高くなる結果である。この場合，年金財政収支の制約を満たしつつ，1999 年の年金改革に伴う保険料率引き上げ幅を 15%ほど引き下げることができる（ピーク時の保険料率は約 23.5%）。これに対して，図 8 は，保険料引き上げスケジュールを 25%ほど緩和する（ピーク時の保険料率は約 20.7%）代わりに，報酬比例部分の削減を逓減的に全ての所得階層について実施した場合である。この場合の報酬比例部分の削減率は，大卒者，高専・短大卒，高卒，中卒それぞれについて 40%，30%，20%，10%である。この場合にも，厚生年金の生涯平均収益率は所得が低い階層ほど高くなる。

ただし，以上の推計から得られた現行水準と比べた報酬比例部分の削減率は，学歴別賃金格差により代表される所得階層の存在を仮定して求めている点について留保する必要がある。確かに，所得格差に配慮して給付を適正化することは，『21 世紀に向けての社会保障』で検討することとされた課題，すなわち年金給付の適正化に当たっては給付の一律カットではなく何らかの再分配効果を配慮した適正化に努めることに応えたものである。しかしながら，このような所得階層の想定は，所得分布の実証研究や社会階層論からみて議論の余地を残すものである。従って，より一般的には，給付算定方式（5）に見られる給付乗率を標準報酬月額が上がるほど逓減させることによって累進的な構造を持った報酬比例部分をつくることとここで行った推計作業を合わせて，より精度の高い世代間の公平性と世代内の公平性を両立させることのできる年金給付額の算出方法を提示することが必要であると考えられる。

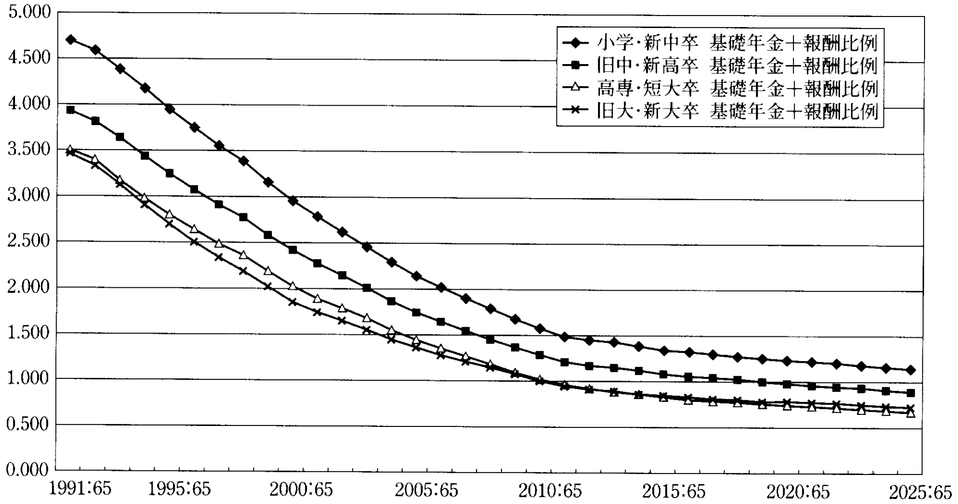
Ⅳ　世代間と世代内の公平性を確保する年金制度改革の課題

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。確かに，世帯所得の分布



注在 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度85％，報酬比例部分削減0，0，15，30％。
出所） 筆者推計。

図7 厚生年金の生涯平均収益率（報酬比例部分＋基礎年金・男女計）



注） 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度75％，報酬比例部分削減10，20，30，40％。
出所） 筆者推計。

図8 厚生年金の生涯平均収益率（報酬比例部分＋基礎年金・男女計）

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のかはそれ自体重要な理論的及び実証的研究課題である。また，所得再分配政策がかえって世代間の公平性を阻害するような場合には，後者の視点から所得再分配政策を見直す必要がある。したがって，社会保障政策の理念として，世代間の公平性と世代内の公平性を両立させるように社会保障政策を展開していくことが，今後の重要な課題となる。

このような問題意識は，海外においても広く認識されるようになった。今日，先進諸国では，世代間の公平性を確保するために年金制度における給付と負担の関係を見直し，積立方式の利点を生かした確定拠出年金を活用するような改革を含む，多様な年金制度改革が試みられている。その一方で，公的年金の給付が果たしてどの程度再分配政策に寄与するものなのか，実証分析が試みられていることは，IIで見たとおりである。『所得再分配調査』のマイクロ・データを用いたジニ計数の要因分解によってわが国の年金給付の効果を見ると，年金給付は所得の平等化に寄与する程度が低く，租税制度を通じた再分配効果の方が大きいことが示された。ただし，基礎年金部分が再分配効果を発揮することが期待されている年金給付の影響を見ると，昭和56年の年金改正以後，報酬比例部分が給付に占める割合が低下するような改正が逐次行われたため，公的所得再分配所得のジニ係数に対する年金給付の影響は低下する傾向が見られる。これは，基礎年金を通じた再分配効果が次第に発揮されてきたことを示唆している。厚生年金給付に占める報酬比例部分の割合は平成11年度の年金改正においても低下することとなった。

年金制度が世代間の公平性と世代内の公平性を両立させるものとなっているかどうかを検討するためには，もちろん制度全体のシミュレーション分析が必要である。しかし，本稿では，その第一歩として，年金給付の生涯平均収益率が，基礎年金部分の再分配効果を通じて所得階層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために，現行の報酬比例部分を逐次削減するシミュレーション分析を行った。その結果，平成11年の年金改革による保険料引き上げスケジュールを前提とした場合には，現行水準よりも報酬比例部分を60％削減しなければ，世代間の公平性を配慮した生涯平均収益率の推移を維持しながら所得階層の低い場合の方が生涯平均収益率が所得階層が高い場合よりも大きくならないという結果を得た。これは，現行の報酬比例部分の逆進性を除くためにはかなりの給付適正化が必要であることを示している。これに対して，保険料率を厚生年金財政の単年度収支が赤字化しないことを制約として，報酬比例部分の削減に応じた保険料率引き上げスケジュールの緩和を実施する場合には，所得階層が高いほどより大きい削減率を適用しても，厚生年金の生涯平均収益率が所得の低い階層ほど高くなる結果が得られた。

これらの推計結果を踏まえると，世代間の公平性を観点とした年金改革に伴う給付抑制方法として報酬比例部分の適正化は所得再分配政策の観点から評価されるべきであると考えられる。今日，年金改革は給付の適正化があたかも将来の給付がなくなっていくような印象を与えるように議論され，国民の年金に対する不安が助長されている。しかし，平成11年の年金改革の給付の適正化は，実は報酬比例部分を抑制して年金給付に占める基礎年金部分の割合を高めて，世代内の公平性を高める効果を発揮する可能性をもつものである。この意味で，世代間の公平性と世代内の公平性とが相互に関連した年金改革が今行われつつあることを，改めて認識する必要があるのではなかろうか。また，現行の報酬比例部分の給付算定方式（(5)式）には再分配機能がないが，アメリカの老齢遺族障害年金（OASDI）の基本的な給付額の算定式（primary insurance amount（PIA）の算定式）は，給付算定基礎となる所得（スライド済平均月収）が上昇するほどには給付額が伸びない逓減的なものとなっている[7]。こうした諸外国の動向から見ても，給付の適正化を報酬比例部分の望ましいあり方を観点に検討することは重要であると考えられる。

もちろん，報酬比例部分が所得再分配効果を発揮するように改めるといっても，年金給付の適正化を補う老後の所得保障の手段をいかに確保するかという重要な問題がある。この問題に対する一つの解決策は，生涯における職業選択に柔軟に対応できしかも老後の所得保障を個人の選択に応じて設計することのできる企業年金の活用ではなかろうか。生涯における職業や消費と貯蓄の選択を多様化することに対応した企業年金として確定拠出企業年金が注目されているが，こうした企業年金の普及と公的年金改革の効果を，世代間の公平

性と世代内の公平性双方から考察することは今後の課題である。また，ここで取り上げた二つの公平性概念は，経済哲学によって提起されている多くの公平性概念の一部に過ぎない。こうした問題を経済理論と経済哲学とによって解明しつつ，その斬新な成果をこのような年金制度改革の考察に結びつけることも，今後の重要な課題であると考えられる。

謝 辞

本稿は，国立社会保障・人口問題研究所の「社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業」における研究成果の一部を「琵琶湖コンファレンス」において発表し，そこで頂いたコメントをもとに改訂したものである。コメンテータであった大竹文雄先生（大阪大学）を始め，同コンファレンスでコメントしてくださった諸先生方に心からお礼申し上げたい。また，上記のプロジェクト研究において「所得再分配調査」の使用許諾を与えて下さった厚生省大臣官房政策課並びに統計情報部の方々にも心からお礼申し上げたい。そして，本稿における厚生年金のシミュレーション分析で協力してくださった，岡田壮一郎氏，佐藤格氏，齋藤真二氏（以上，慶應義塾大学経済学部），前田有司氏（一橋大学大学院）にも謝意を表したい。なお，本稿における見解は筆者ら個人のものであり，ありうべき誤りは筆者の責任となることをお断りしておきたい。

注

1) 65歳以上の者のみで構成するか，又はこれに18歳未満の未婚の人が加わった世帯。
2) 基本年金額（PIA）は，スライド済平均月収（average indexed monthly earnings: AIME）に次のような逓減的な給付算定方式を当てはめることによって算定される。基本年金額（PIA）＝（AIMEの最初の455ドルまでの90%）＋（455ドルを超えて2741ドルまでのAIMEの32%）＋（2741ドルを超えるAIMEの15%）。（SSA（1997）§706，金子（1999）参照）。ここで，スライド済平均月収は，21歳到達の翌年から62歳到達までの算定期間中における適用対象者の収入を再評価した値のうち最も低い5年分を除いた合計額を，算定期間で割った値である。
3) わが国の所得に関するデータを用いてジニ係数を推計する際の問題と国際比較の際の問題それぞれについては，梅渓（2000）と太田（2000）を参照。
4) 被保険者の推計に関しては，労働力率の変化，特に男子高齢労働者，女子の労働力率の変化をどのように推計に織り込んでいくかが重要事項となるであろう。以上の点を留保しながら，この推計では1997年以降の男女別・年齢階級別労働力率が一定であると仮定した。
5) 厚生年金の保険料率の引き上げスケジュール（将来見通し）は，現行17.35%，2005年から19.85%，2010年から22.35%，2015年から24.85%，2020年から27.35%，そして2025年以降27.6%となっている。
6) 本稿では，『賃金構造基本調査』の学歴別に見た賃金の格差による厚生年金の生涯平均収益率の格差に注目したが，標準的な個人を想定して，これに比べて所得が30%高い場合と低い場合を比較することにより，厚生年金給付の問題を考察した研究として，石川（1999）がある。
7) 田近・金子・林（1996），八田・小口（1998）では，厚生年金の生涯平均収益率や内部収益率を計算するに当たって企業による保険料の労働者への転嫁があると仮定している。一方，厚生省年金局監修（1994）『年金と財政』では企業による年金保険料の労働者への転嫁がないと仮定してこれらの指標を計算している。年金保険料の転嫁に関する仮定は，その相違から厚生年金の収益率の大きさが異なり，加入インセンティブの有無が議論される重要な問題である。本稿では，厚生省年金局監修（1994）の仮定に従った。
7) 注2）を参照

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。
石川達哉（1999）「世代別に見た個人の生涯税・社会保険料負担と年金給付――99年度年金制度改正案を踏まえて」『ニッセイ基礎研所報』第11巻（秋の号）。
梅渓健児（2000）「所得調査の特徴とジニ係数」『日本労働研究雑誌』2000年7月，第480号。
太田 清（2000）「国際比較からみた日本の所得格差」『日本労働研究雑誌』2000年7月，第480号。
牛丸聡・吉田充志・伊藤寛・瀬沼雄二・飯山養司・草嶋隆行（2000）「公的年金制度の考え方と抜本改革の方向性」『経済分析』，経済企画庁経済研究所編。
大石亜希子・伊藤由樹子（1999）「所得分配の見方と統計上の問題点」『日本経済研究センター会

報』1999年7月号。
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。
――― (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。
大竹文雄 (2000)「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』2000年7月，第480号。
金子能宏 (1999)「年金制度」『先進諸国の社会保障 アメリカ』塩野谷祐一・藤田伍一編，東京大学出版会。
厚 生 省 (1999)『厚生白書 平成11年』。
――― (2000)『厚生白書 平成12年』。
厚生省年金局監修 (1995)『年金と財政』。
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』。
社会保険庁『事業年報』，各年版。
高山憲之 (1980)『不平等の経済分析』，東洋経済新報社。
――― (2000)『年金の教室』，PHP研究所。
田近栄治・金子能宏・林文子 (1996)『年金の経済分析――保険の視点』，東洋経済新報社。
橘木俊詔 (1998)『日本の経済格差――所得と資産から考える』，岩波書店。
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。
府川哲夫 (2000)「世帯の収支と所得分配」，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。
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。
文部省監修『文部統計要覧』，各年版。
八木　匡 (2000)「所得と資産の不平等――年金資産不平等度貢献度の時系列変化」2000年7月，第480号。
八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子 (1997)「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151。
労働省大臣官房政策調査部『賃金構造基本調査』，各年版。

Achdut, L. (1996) "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trents: Israel, 1973～93", *Economica*, Vol. 63, pp. s 1-s 27.
J'a'ntti, M. (1997) "Inequality in Five Countries in the 1980 s: The Role of Demographic Shifts, Markets and Government Policies", *Economica*, Vol. 64, pp. 415-40.
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.
Lambert, P. J. (1993) *THE DISTRIBUTION AND REDSISTRIBUTION 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.
Salas, R. and Rabada'n, I. (1998) "Lifetime and Vertical Intertemporal Inequality, Income Smoothing, and Redistribution: A Social Welfare Approach", *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 1.

（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）
（やまもと・かつや　国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部研究員）