公的年金の報酬比例部分の必要性

Necessity of the Earnings-related Component of the Public Pension

浜田　浩児*

Koji HAMADA*

Abstract

The reason the public pension belongs to social security is the redistribution between generations to pool the risk in old age such as inflation. The earnings-related component concentrates on this essential function of the public pension.

Meanwhile, the basic pension has not only the function but also that of vertical redistribution. The latter is not the essential function, but matches the purpose of social security, so it is desirable that the ratio of the basic pension to the earnings-related component increases. However, the extent of the increase should be restricted not to harm the essential function.

キーワード：世代間再分配、垂直的再分配、報酬比例部分、基礎年金、標準報酬上限

Keywords：redistribution between generations, vertical redistribution, earnings-related component, basic pension, upper limit of standard remuneration

* 大阪大学大学院国際公共政策研究科・社会経済研究所 教授

はじめに

公的年金の民営化論議においては、報酬比例部分（2階部分、被用者対象）に焦点が当たることが多い。これは、基礎年金（1階部分）については、高所得者から低所得者への垂直的再分配機能があるためであろう。しかし、公的年金が社会保障たる理由は、垂直的再分配にではなく、インフレ等の老後の不確実性に対応するための世代間の再分配にある。したがって、むしろ報酬比例部分のほうが、公的年金本来の機能に純化したものといえよう。

本稿では、このような観点から公的年金の報酬比例部分の必要性について考察する。以下、Iで、公的年金が社会保障たる理由について検討する。IIでは、簡単な生涯効用関数により公的年金と私的年金を比較し、それに基づいて、報酬比例部分の意義を求める。IIIでは、公的年金に占める必要な報酬比例部分の割合を推計する。最後に、IVで本稿の結論と課題を述べる。

I　公的年金が社会保障たる理由

公的年金が社会保障たる理由は、インフレ等の老後の不確実性に対応するための世代間の再分配にある。社会保障の機能としてよくあげられる垂直的再分配は、公的年金に備わっているほうが望ましいものの、生活保護や負の所得税で行うことができ、垂直的再分配のために公的年金が必要であるわけではない。また、規模の経済性による管理費用の低さ、逆選択等は、年金を国営で行うべき理由にはなっても、それが社会保障であるべき理由にはならない。

1．世代間の再分配

老後の生活保障には、高齢で勤労収入が得られなくなった後も、インフレにかかわらず年々の生活費が確保されることが必要である。しかも、インフレには、物価上昇ばかりでなく、実質賃金の上昇等に伴う一般生活水準の上昇による相対的な生活水準の低下も含めて考えるべきである。一般生活水準上昇への対応の必要性は、牛丸（1996）、堀（1997）に述べられているところである。物価上昇に対応するだけでは、たとえば、現在、30年前の平均的な生活しかできないことになり、かなりみじめな思いをすることになるであろう。

こうしたインフレのリスクは、世代で共通に被るものであり、世代内でプールできないから、私的年金では除去できない。すなわち、物価や賃金の上昇が年金積立金の運用利回りを予想外に上回れば、生活水準の低下が生ずる。さらに、運用利回り自体も不確実である。こ

れに対して、公的年金では、現役世代から老後世代への所得再分配を行うことができるため、インフレ・リスクを異なる世代間でプールできる。すなわち、公的年金の原資は現役世代の賃金に依存しているため、賃金上昇に比例して原資が増加し、年金額も引き上げることが可能である。

このような公的年金の世代間再分配機能は、公的年金が社会保障たる理由となる。国民経済計算の国際基準では、年金について負担と給付がリンクしていないことを社会保障基金の要件としているが、この要件は、何らかの再分配が行われることを意味すると考えられる。

2．垂直的再分配

公的年金で高所得者から低所得者への垂直的再分配が行われることは、負担と給付がリンクしていないことになるから、垂直的再分配は公的年金が社会保障たる理由となる。しかし、垂直的再分配を主目的とする施策として生活保護や負の所得税があるから、老後保障を主目的とする公的年金を垂直的再分配のためにわざわざ設ける理由は乏しく、垂直的再分配は公的年金本来の機能ではない。

ただし、他の理由により公的年金が設けられるべき場合には、公的年金が垂直的再分配の機能も備えるのは、社会保障の目的に照らして望ましいことである。

3．規模の経済性、逆選択

年金については規模の経済性が大きいため、国民全体が１つの年金に加入したほうがリスクが小さく、管理費用も低くなるという議論がある。また、年金加入を個人の判断にまかせると、長生きしそうな者だけが加入するために年金財政が成り立たなくなるという逆選択の問題が指摘されている。

こうした規模の経済性と逆選択が存在するのであれば、国民全体を１つの年金に強制加入させたほうがよいということになる。そうすると、競争によるチェックも消費者によるチェックも働きにくくなるため、民営では独占の弊害が生じやすいことから、年金は国営のほうがよいということになろう。

このように、規模の経済性や逆選択は、年金を国営で行うべき理由になりうる。しかし、これは、負担と給付が私的年金と同様に保険数理的にリンクした年金を国営で行うということである。したがって、負担と給付がリンクしていないことを要件とする社会保障たる年金ではない。すなわち、規模の経済性や逆選択は、年金を国営で行うべき理由にはなっても、それが社会保障であるべき理由にはならない。

II　公的年金と私的年金の比較からみた報酬比例部分の意義

1．分析の枠組み

以下では、生涯は現役期間と老後期間の2期間からなるものとし、貯蓄は老後目的のもののみであり私的年金の形で行われるとする。これに対応して、公的年金についても老齢年金のみを考慮する。したがって、老後の生活費は年金によってまかなわれることになるから、長寿のリスクは除去されており、代表的個人については寿命は確定とみなせる。

さらに、個人の効用は、一般生活水準に対する当該個人の消費の比率である相対的消費水準に依存するものとする。たとえば、現在、30年前の平均的な生活しかできなければ、かなりみじめな思いをすることになるであろう。これは、一般生活水準の上昇に伴って欲求水準も高まるため、主観的な満足感が相対的消費水準に依存することによると考えられる。ただし、客観的には、一般生活水準の上昇は、より高まった欲求水準を満たすわけであるから、意義あるものである。なお、個人の効用が物価でデフレートした実質消費に依存すると仮定しても、それに対応して物価スライド制の公的年金を想定すれば、結論は似たものになる（浜田(1998)）。

以上の前提の下で、相対的危険回避度一定で加法分離性のある通時的効用関数を仮定すると、生涯効用 U の期待値は、

$$\begin{cases} E(U)=L_\alpha \dfrac{1}{1-\gamma}\left\{\left(\dfrac{c_\alpha}{q}\right)^{1-\gamma}-1\right\}+L_\beta E\left(\dfrac{1}{1-\gamma}\left[\left\{\dfrac{c_\beta}{(1+g)q}\right\}^{1-\gamma}-1\right]/(1+\delta)\right) & (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \\ E(U)=L_\alpha \log\dfrac{c_\alpha}{q}+L_\beta E\left(\log\left(\dfrac{c_\beta}{(1+g)q}\right)/(1+\delta)\right) & (\gamma=1) \end{cases}$$

と表わせる。老後期間にインフレ・リスクが存在し、生涯効用が不確実なため、その期待値が判断基準になる。ここで、L_α は現役期間、L_β は老後期間、c_α は現役期間の消費、c_β は老後期間の消費、q は一般生活水準、g は一般生活水準の上昇率、δ は時間選好率である。また、γ は相対的危険回避度に等しい。

2．公私年金の期待生涯効用の比較

以上の枠組みの下で、期待生涯効用により、公的年金と私的年金の比較を行う。

まず、公的年金で老後生活をまかなう場合には、標準報酬 y の平均 $\bar{y}$ に対する平均年金額の比率 a と保険料率 p の間には $p=\dfrac{a}{1+\pi}$（$1+\pi$ は現役世代の人口の老後世代の人口に対する比率）という賦課方式の関係がある。また、a は一定で、年金額は可処分所得にスライドし、可処分所得の上昇率は一般生活水準の上昇率 g と同じとみなせる。よって、p のうち報酬比例

部分に当てられる割合を $v(0\leqq v\leqq 1)$、基礎年金（定額部分）に当てられる割合を $1-v$ とすると、

$$C_\alpha=y-py,\ c_\beta=(1+g)a\{(1-v)\bar{y}+vy\}=(1+\pi)(1+g)p\{(1-v)\bar{y}+vy\}$$

である。

一方、公的年金と同じ保険料率の私的年金で老後生活をまかなう場合には、

$$c_\alpha=y-py,\ c_\beta=l(1+i)py \qquad (\text{i は利子率},\ l=\frac{L_\alpha}{L_\beta}\ \text{は現役・老後期間比率})$$

となる。

したがって、公的年金と私的年金の期待生涯効用の差は、

$$\begin{cases} E(U_a)-E(U_s)=\dfrac{L_\beta}{1+\delta}\dfrac{1}{1-\gamma}p^{1-\gamma}l^{1-\gamma}\left[\left[\left\{(1-v)\dfrac{\bar{y}}{q}+v\dfrac{y}{q}\right\}\dfrac{1+\pi}{l}\right]^{1-\gamma}-E\left(\left\{\dfrac{y}{q}(1+\rho)\right\}^{1-\gamma}\right)\right] \\ (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \\ E(U_a)-E(U_s)=\dfrac{L_\beta}{1+\delta}\left[\log\left(\left\{(1-v)\dfrac{\bar{y}}{q}+v\dfrac{y}{q}\right\}\dfrac{1+\pi}{l}\right)-E\left(\log\left(\dfrac{y}{\mathrm{q}}(1+\rho)\right)\right)\right] \\ (\gamma=1) \end{cases} \qquad (1)$$

となる。ここで、ρ は真利率であり、$1+\rho=\dfrac{1+i}{1+g}$ であるが、一般生活水準上昇率 g、利子率 i とも不確実であるから、ρ も不確実である。なお、現役・老後人口比率 $1+\pi$ が将来どうなるかも不確実であるが、(1)式中の $1+\pi$ は現在の現役・老後人口比率であるから、不確実性はない。

真利率は、保険料拠出から年金給付までの長期間にわたる、各年の真利率の積と考えられる。すなわち、

$$1+\rho=\prod_{k=1}^{n}(1+\rho_k) \quad (1+\rho_k>0)$$

である。ここで、n は保険料拠出から年金給付までの年数、ρ_k は各年の真利率である。したがって、$\log(1+\rho_k)$ が独立に同じ分布に従うとすると、$\log(1+\rho)$ はその和であり、n はかなり大きいから、中心極限定理により、$\log(1+\rho)$ は正規分布、したがって、$1+\rho$ は対数正規分布に従うと近似できる。このため、対数正規分布における、期待値と対数の期待値・分散との関係を用いることにより、$\mu=E(\log(1+\rho))$, $\sigma^2=V(\log(1+\rho))$ とすると、

$$E(1+\rho)^{1-\gamma}=e^{-\frac{1}{2}\gamma(1-\gamma)\sigma^2}(E(1+\rho))^{1-\gamma} \qquad (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \qquad (2)$$

$$E(\log(1+\rho))=\mu=\log(E(1+\rho))-\frac{\sigma^2}{2} \qquad (\gamma=1) \qquad (2')$$

となる[1)]。

1) $\gamma\neq 1$, $\gamma>0$ のとき、$\log(1+\rho)^{1-\gamma}=(1-\gamma)\log(1+\rho)$ だから、正規分布の再生性により、$\log(1+\rho)^{1-\gamma}$ は正規分布、したがって、$\log(1+\rho)^{1-\gamma}$ は対数正規分布に従うと近似できる。これにより、

(2),(2′)式を(1)式に代入すると、

$$\begin{cases} E(U_a)-E(U_s)=\dfrac{L_\beta}{1+\delta}\dfrac{1}{1-\gamma}p^{1-\gamma}l^{1-\gamma}\left[\left[\left\{(1-v)\dfrac{\bar{y}}{q}+v\dfrac{y}{q}\right\}\dfrac{1+\pi}{l}\right]^{1-\gamma}\right. \\ \qquad\qquad \left.-\left\{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}\dfrac{y}{q}E(1+\rho)\right\}^{1-\gamma}\right] \qquad (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \\ E(U_a)-E(U_s)=\dfrac{L_\beta}{1+\delta}\left[\log\left(\left\{(1-v)\dfrac{\bar{y}}{q}+v\dfrac{y}{q}\right\}\dfrac{1+\pi}{l}\right)-\log\left(\dfrac{y}{\mathrm{q}}E(1+\rho)\right)+\dfrac{\sigma^2}{2}\right] \\ \qquad\qquad (\gamma=1) \end{cases}$$

となるから、$\gamma\neq 1,\ \gamma>0$ のとき、

$$\left\{\frac{1-v}{y/\bar{y}}+v\right\}\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)>e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2} \tag{3}$$

ならば、$E(U_a)>E(U_s)$ であり、公的年金が私的年金より有利になる。$\gamma=1$ のときは、

$$\left\{\frac{1-v}{y/\bar{y}}+v\right\}\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)>e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}$$

ならば、$E(U_a)>E(U_s)$ であるが、これは、(3)式で $\gamma=1$ の場合に当たる。

(3)式の左辺は公的年金と私的年金の期待給付の比率であり、右辺は1より小さいから、その差の範囲で期待公的年金給付が期待私的年金給付を下回っても、公的年金のほうが有利である。したがって、$1-e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}$ は、公的年金が世代間の再分配によって、インフレ・リスクを異なる世代間でプールできることによるインフレ・リスク・プレミアムとみなせる。これは、相対的危険回避度 γ と真利率の対数の分散 σ^2 が大きいほど、大きくなる。

また、(3)式のうち、$\dfrac{1+\pi}{l}$ は、1歳当たり人口でみた現役世代の老後世代に対する比率であるから、人口増加率に1を加えたものと考えられる。したがって、人口増加率が期待真利率に比べて相対的に高まれば、公的年金に有利に働く。これは、名目経済成長率が利子率に比べて相対的に高まれば、公的年金に有利に働くということになる。

さらに、(3)式は標準報酬の平均 $\bar{y}$ について成立しなければならないから、

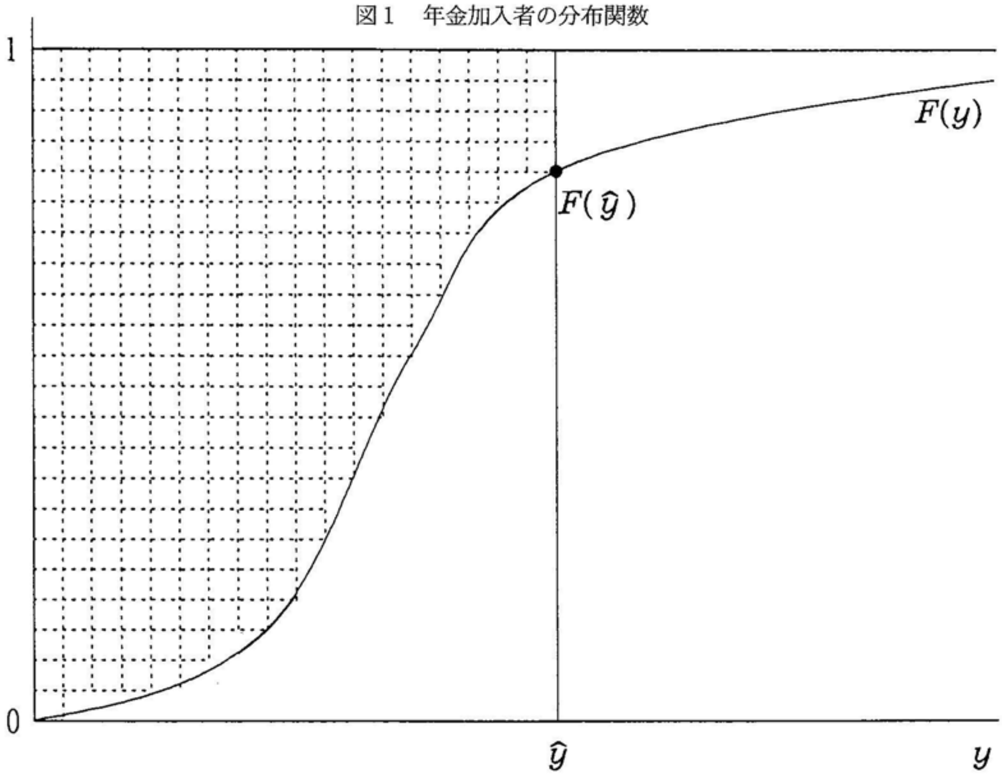
$$\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)>e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2} \tag{3'}$$

すなわち、公的年金が私的年金より有利であるためには、人口増加率が期待真利率を下回る程度がインフレ・リスク・プレミアムの範囲でなければならない。

$$E(\log(1+\rho)^{1-\gamma})=E((1-\gamma)\log(1+\rho))=(1-\gamma)\mu$$
$$V(\log(1+\rho)^{1-\gamma})=E((1-\gamma)\log(1+\rho)-(1-\gamma)\mu)^2=(1-\gamma)^2\sigma^2$$

となるから、対数正規分布における、期待値と対数の期待値・分散との関係を用いることにより、(2)式が導かれる。

図１　年金加入者の分布関数



3．報酬比例部分の意義

公的年金が安定的な保険集団を構成するためには、公的年金のほうが私的年金より有利であるための条件(３)式は、加入者の標準報酬の高低にかかわらず成立しなければならない。

しかし、(３)式左辺の中かっこのうち、基礎年金に対応する第１項は、標準報酬が高いほど小さくなり、公的年金に不利に働く。これに対し、報酬比例部分に対応する第２項は、標準報酬の影響を受けず、加入者に共通の条件となる。したがって、公的年金に占める報酬比例部分の割合 v が高まれば、公的年金のほうが私的年金より有利であるための条件の標準報酬によるばらつきが小さくなり、公的年金は構築しやすい。

このような観点から、報酬比例部分の必要割合を考えると、(３)式は y が大きいほど成立しにくいことから、

$$v > \left\{ \frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}\,\hat{y}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)} - \bar{y} \right\} / (\hat{y} - \bar{y}) \qquad (\hat{y}\text{ は標準報酬の上限}) \qquad (4)$$

となる。

ここで、年金加入者の分布関数を $F(y)$ とすると、図１の網かけ部分の面積が標準報酬の平

均となるから、

$$\bar{y}=\int_0^{\hat{y}}\{1-F(y)\}dy=\hat{y}-\int_0^{\hat{y}}F(y)dy \tag{5}$$

(5)式を(4)式に代入すると、

$$v>1-\left\{1-\frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)}\right\}\hat{y}\Big/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy \tag{6}$$

(6)式の右辺を$\hat{y}$で微分すると、

$$\left\{1-\frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)}\right\}\left\{\hat{y}F(\hat{y})-\int_0^{\hat{y}}F(y)dy\right\}\Big/\left\{\int_0^{\hat{y}}F(y)dy\right\}^2$$

$F(y)$ が増加関数であることおよび(3′)式よりこれは正になるから、標準報酬の上限$\hat{y}$を下げれば、報酬比例部分の必要割合が下がり、基礎年金の割合が高まる。しかし、報酬比例部分の割合を下げると、標準報酬の上限が低くなるから保険料収入が減り、基礎年金と報酬比例部分を合わせた年金の水準（年金額の一般生活水準に対する比率）が低下する可能性がある。

このような年金水準の低下が過半数の年金加入者について起きれば、インフレ等の老後の不確実性に対応するという公的年金本来の機能が損なわれ、報酬比例部分の割合の引下げは加入者の支持を得られないであろう。そうならないためには、標準報酬中位者（中央値の者）の年金水準が、報酬比例部分の割合の引下げによって上昇すればよい。この引下げ、すなわち基礎年金の割合の引上げは、標準報酬の低い者ほど有利に働くため、標準報酬中位者の年金水準が上昇すれば、それより標準報酬の低い者の年金水準も上昇し、過半数の加入者の年金水準が上昇することになるからである。

そこで、報酬比例部分の割合の引下げ、したがって標準報酬の上限の引下げが標準報酬中位者の年金水準に及ぼす効果をみると、以下のようになる。

まず、標準報酬中位者の年金水準 b は、2.と同様に、

$$b=(1+\pi)(1+g)\frac{p}{q}\{(1-v)\bar{y}+v\tilde{y}\} \qquad (\tilde{y}\text{は標準報酬の中央値})$$

と表されるから、これに(5)式および(6)式を代入すると、

$$b<(1+\pi)(1+g)\frac{p}{q}\left[\left\{1-\frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)}\right\}\hat{y}\left\{\hat{y}-\int_0^{\hat{y}}F(y)dy-\tilde{y}\right\}\Big/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy+\tilde{y}\right] \tag{7}$$

この(7)式の右辺は標準報酬中位者の年金水準の上限 $\hat{b}$ を表す。

これを$\hat{y}$で微分すると、まず、$\hat{y}=\tilde{y}$のときは、

$$\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}=(1+\pi)(1+g)\frac{p}{q}\frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)}>0 \tag{8}$$

となる。したがって、標準報酬の上限が低くて過半数の加入者が上限にかかり、上限と中央値が等しくなるという特殊な場合は、報酬比例部分の割合の引下げによって標準報酬中位者の年金水準は低下してしまう。

一方、$\hat{y}>\tilde{y}$のときは、

$$\begin{aligned}\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}=(1+\pi)(1+g)\frac{p}{q}\left\{1-\frac{e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2}}{\frac{1+\pi}{l}/E(1+\rho)}\right\}\Big[\tilde{y}\Big\{\hat{y}F(\hat{y})/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy-1\Big\}\\ -\hat{y}\Big\{\hat{y}F(\hat{y})/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy-2\Big\}-\int_0^{\hat{y}}F(y)dy\Big]/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy\end{aligned} \tag{9}$$

となる。$F(y)$ が増加関数であることより、(9)式の大かっこのうち、

$$\tilde{y}\Big\{\hat{y}F(\hat{y})/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy-1\Big\}>0$$

である。$F(y)$ は通常、図1のように、中間的な標準報酬までは凸、それより上では凹となる。このため、$\hat{y}$が小さく$\tilde{y}$に近いほど、$\hat{y}F(\hat{y})/\int_0^{\hat{y}}F(y)dy$が高まり、大かっこ中で上記の正の部分のウエイトが大きくなるから、大かっこの中、したがって $\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}$ が正になりやすい。逆に、$\hat{y}$が大きければ、$\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}$ が負になる可能性がある。したがって、標準報酬の上限が過半数の加入者の標準報酬を超える通常の場合には、標準報酬の上限が比較的高ければ、報酬比例部分の割合の引下げによって標準報酬中位者の年金水準が上昇し、過半数の加入者の年金水準が上昇する可能性がある。

III　報酬比例部分の必要割合の推計

1. 推計の枠組み

報酬比例部分の必要割合は、(4)式に基づいて推計できる。ただし、現実には、保険料拠出と年金給付は現役期間と老後期間の各年で行われ、各保険料拠出、各年金給付ごとに拠出から給付までの経過期間が異なるから、その間の真利率も異なったものになる。

そこで、真利率の対数の分散 σ^2 の推定ができるように、保険料拠出は現役期間の中間年の年齢、年金給付は老後期間の中間年の年齢で行われるとし、

$$v > \left[e^{-\frac{1}{2}\gamma\sigma^2} \hat{y} \Big/ \left[\frac{L_\beta}{L_\alpha} \prod_{k=L_\alpha/2}^{L_\alpha+L_\beta/2} \frac{1}{1+\rho_k} \Big/ \left\{ \frac{1}{L_\alpha} \sum_{n=1}^{L_\alpha} \frac{1}{1+\pi_n} \right\} \right] - \bar{y} \right] \Big/ (\hat{y} - \bar{y}) \qquad (10)$$

という式に基づいて、報酬比例部分の必要割合の推計を行なった。

(10)式では、保険料、年金とも、中間年より前では中間年との間の真利率で伸ばさない分過小になり、中間年より後では中間年との間の真利率で割り引かない分過大になるが、これらは、中間年の前と後、及び分母の保険料と分子の年金で相殺関係にある。

2. 推計方法

(10)式の推計にあたっては、基礎年金制度に即して20歳から60歳までを現役、65歳以降を老後とし、「日本の将来推計人口（1997年1月推計)」(国立社会保障・人口問題研究所）の中位推計に基づいて現役・老後期間比率 l 及び現役・老後人口比率 $1+\pi$ を推計した。

標準報酬については、厚生年金の標準報酬の上限が59万円から62万円に引き上げられる予定であり、これは平均の約1.9倍となることから、上限を平均の1.9倍とした。

また、保険料拠出は現役期間の中間年である40歳、年金給付は老後期間の中間年である、65歳に平均余命の半分を加えた年齢で行われるとした。よって、期待真利率 $E(1+\rho)$ は、老後期間の中間年と現役期間の中間年との間（約35年）の期待利子率と期待可処分所得上昇との比率となるため、「平成6年財政再計算」(厚生省）で想定された利子率年5.5%、標準報酬上昇率年4.0%に基づいてこれを推計した。ただし、可処分所得上昇率を得るためには、賃金上昇率から税・社会保障負担率の上昇分を除く必要がある。そこで、税・社会保障負担率については、「家計調査」(総務庁）が全国ベースで行われるようになった1963年と1994年の差に基づき、今後年0.2%ポイント上昇していくと想定した。このようにして、期待真利率は年1.7%程度と推計した。

真利率の対数の分散 σ^2 については、次のように推定した（浜田(1998))。各年の真利率の対数の平均との偏差 $x_k = \log(1+\rho_k) - E(\log(1+\rho_k))$ について、自己回帰モデルの推定を行うと、

$x_k = r x_{k-1} + z_k$,（$r=0.857$, 誤差 z_k は独立でその平均は0, 分散 $\sigma_z^2 \fallingdotseq 0.025^2$)

という結果が得られた。データについては、利子率は「銀行局金融年報」(大蔵省）の生命保険会社の各年度の資産運用利回り、賃金上昇率は「毎月勤労統計」(労働省）のきまって支給する給与の各年度の上昇率を用い、これらの比率として真利率を計算し、推定期間は1950年度から1994年度までとした。

この推定結果より、

$$x_k = \sum_{j=0}^{\infty} r^j z_{k-j}$$

$$\therefore E(x_k)=0,\ V(x_k)=E(x_k^2)=\sum_{j=0}^{\infty}(r^2)^j\sigma_z^2=\frac{1}{1-r^2}\sigma_z^2$$

したがって、保険料拠出から年金給付までの真利率の対数の分散 σ^2 は、

$$\sigma^2=V\left(\sum_{k=1}^{n}\log(1+\rho_k)\right)^2=E\left(\sum_{k=1}^{n}x_k\right)^2=E\left(2\sum_{m=1}^{n}\sum_{k=0}^{n-m}x_m x_{m+k}-\sum_{k=1}^{n}x_k^2\right)$$
$$=\sigma_z^2\frac{1}{(1-r)^2}\left(n-2r\frac{1-r^n}{1-r^2}\right)$$

これから、σ^2 は0.88程度と推定される。なお、II2.の前提と異なり、$\log(1+\rho_k)$ は独立ではないが、この場合でも $1+\rho$ は対数正規分布に従うと近似できる。

また、相対的危険回避度 γ については次のように推定した（浜田(1998)）。より一般的に多期間モデルを考え、やはり相対的危険回避度一定で加法分離性のある通時的効用関数を仮定すると、生涯効用 U は、

$$\begin{cases} U=\displaystyle\sum_{t=0}^{L}\frac{1}{1-\gamma}\left[\left[c_t/\left\{q_0\prod_{k=0}^{t}(1+g_k)\right\}\right]^{1-\gamma}-1\right]/(1+\delta)^t & (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \\ U=\displaystyle\sum_{t=0}^{L}\log\left(c_t/\left\{q_0\prod_{k=0}^{t}(1+g_k)\right\}\right)/(1+\delta)^t & (\gamma=1) \end{cases} \quad (11)$$

と表わせる。一方、生涯における予算制約式は、

$$\sum_{t=0}^{L}\left[c_t/\left\{\prod_{k=0}^{t}(1+i_k)\right\}\right]=Y_0,\quad (Y_0\text{は生涯所得の現在価値}) \quad (12)$$

と表わせる。個人は、(12)式を制約条件として生涯効用関数(11)式を最大化する。

$$\therefore\log\left(\frac{c_t}{c_{t-1}}/(1+g_t)\right)=\frac{1}{\gamma}\log\left(\frac{1+i_t}{1+g_t}\right)-\frac{1}{\gamma}\log(1+\delta) \quad (13)$$

これに基づき、(13)式を非線形最小二乗法で推定することにより、相対的危険回避度 γ を求めた。データについては、消費と賃金は「国民経済計算」（経済企画庁）の家計最終消費支出と可処分所得を「人口推計月報」（総務庁）の総人口で割ったもの、利子率は「銀行局金融年報」（大蔵省）の生命保険会社の資産運用利回りを用い、推定期間は、「国民経済計算」の計数の増加率が得られる1956年度から、1994年度までとした。ただし、チャウ検定により、1980年度以降構造変化が生じていることが１％有意水準で認められたため、1956～1979年度と1980～1994年度の二期間に分けて推定を行なった。

相対的危険回避度の推定値は、1956～1979年度について3.0で95％信頼区間が2.4～4.2、1980～1994年度について2.5で95％信頼区間が1.6～5.6であるが、一方の期間の推定値が他方の信頼区間に含まれていることから、両期間で有意な差はない。そこで、より現在に近い1980～1994年度の推定値2.5を用いた。相対的危険回避度については、Szpiro（1986b）において、保険需要に基づく推定が各国に関して行われているが、その中で、日本の推定値は2.7

表1　公的年金に占める報酬比例部分の必要割合

受給開始年度	現役・老後期間比率	現役・老後人口比率	期待真利率	公私年金期待給付比率	報酬比例部分の必要割合
1995	2.14	7.33	74.7%	1.96	-76%
2000	2.05	6.57	75.9%	1.82	-73%
2005	2.01	5.78	76.4%	1.63	-68%
2010	1.98	5.00	76.8%	1.42	-62%
2015	1.96	4.28	77.1%	1.23	-55%
2020	1.95	3.64	77.4%	1.05	-45%
2025	1.93	3.10	77.6%	0.90	-34%
2030	1.92	2.69	77.7%	0.79	-23%
2035	1.92	2.39	77.8%	0.70	-12%
2040	1.91	2.15	77.9%	0.63	-1%
2045	1.91	1.95	78.0%	0.57	10%
2050	1.90	1.78	78.1%	0.53	21%
2055	1.90	1.66	78.1%	0.49	31%
2060	1.90	1.57	78.1%	0.46	39%

程度、95%信頼区間は2～4となっており、ここでの推定結果に近い。

3．推計結果

以上の結果に基づき、(10)式から、公的年金に占める報酬比例部分の必要割合を推計すると、表1のようになる。

現役・老後期間比率、現役・老後人口比率、期待真利率から、(3′)式の左辺に当たる公私年金期待給付比率が求められる。この期待給付比率は、高齢化で現役・老後人口比率が急速に低下していくことにより、今後小さくなっていき、2060年に受給開始年齢に達する者、すなわち1995年現在0歳の者では0.46程度になると予想される。ただし、年次の現役・老後人口比率が2049年を底にして上昇に向かうため、期待給付比率の低下幅は小さくなっており、これよりやや低い程度で下げ止まるものと見込まれる。インフレ・リスク・プレミアムは0.67程度と推計されるので、(3′)式が成立する。なお、本稿での想定以上に高齢化が進み、期待給付比率がもっと小さくなる可能性があるが、一方で、補論のように、高齢化による真利率の低下によって期待給付比率の低下が緩和される面もある。

このような公私年金期待給付比率の低下に対応して、報酬比例部分の必要性が増していく。すなわち、現在の公的年金受給者については(10)式の右辺は負になり、報酬比例部分の必要性はないが、期待給付比率の低下に伴い、2040年過ぎに受給開始年齢に達する者から報酬比例部分が必要になる。その後も公的年金に占める報酬比例部分の必要割合が高まっていき、2060年に受給開始年齢に達する者では39%程度になると予想される。

公的年金は、賦課方式であるため、どの世代にも受け入れられる必要があることから、報酬比例部分の割合は、4割弱は必要であるということになる。これに対し、現行制度における報酬比例部分の割合は、年金受給者に被扶養配偶者のいる比率を考慮すると、5割程度と考えられる。したがって、若干報酬比例部分の割合を引き下げ、基礎年金の割合を引き上げる余地があることになる[2)]。

しかし、報酬比例部分の割合を必要以下にまで下げてしまえば、標準報酬の上限の引下げが必要になるから保険料収入が減少し、II3.で述べたとおり、多くの加入者の年金水準が下がってしまう可能性がある。

そこで、被用者の所定内給与の分布から、報酬比例部分の割合の引下げが標準報酬中位者の年金水準に及ぼす効果をみると、表2のとおりである。表2の累積割合は $F(y)$、単位区間（1万円）当たりの割合は $F'(y)$、その階差は $F''(y)$ に相当するから、中間的な標準報酬までは $F''(y)>0$、それより上では $F''(y)<0$ である。したがって、$F(y)$ は、通常想定されるように、中間的な標準報酬までは凸、それより上では凹となる。このため、報酬比例部分の割合の引下げによる標準報酬中位者の年金水準の変化については、標準報酬の上限が低ければ低下し、標準報酬の上限が高ければ上昇する傾向があるといえる。

実際、表2の累積割合から得られる標準報酬の中央値約26万円と(7)、(8)、(9)式を用いて、標準報酬中位者の年金水準の標準報酬の上限に対する弾力性 $\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}\frac{\hat{y}}{\hat{b}}$ を求めると、所定内給与60万円未満で正、同60万円以上で負となっている。したがって、所定内給与60万円未満では報酬比例部分の割合を高めて標準報酬の上限を引き上げるほうがよく、同60万円以上では報酬比例部分の割合を低めて標準報酬の上限を引き下げるほうがよいから、標準報酬の上限は所定内給与で60万円程度が望ましいということになる。

これに関して公的年金制度をみると、厚生年金の標準報酬の上限が59万円から62万円に引き上げられる予定であり、これは所定内給与に換算すると約57万円となる。したがって、厚生年金の標準報酬の上限はほぼ適切な水準にあり、その引上げの予定も望ましいことであるといえる。さらに、表2より、標準報酬の上限は約95％の年金加入者の月給を超える水準にあるから、標準報酬の上限は、ほとんどの加入者がその上限にかからないような高い水準に設定されるのがよいということがいえる[3)]。

以上の結果、報酬比例部分の割合を必要以下にまで下げてしまえば、標準報酬の上限の引

2) さらに、損得勘定を超えた垂直的再分配に対する加入者のある程度の共感も考慮すれば、報酬比例部分の割合をもっと下げることができよう。

3) 厚生年金の標準報酬は、労働省「賃金センサス」のきまって支給する現金給与に相当し、所定内給与より超過労働給与の分だけ多いと考えられるため、所定内給与のきまって支給する現金給与に対する比率（92％）を標準報酬の上限に乗じることによって所定内給与に換算した。ただし、標準報酬の上限付近の給与を得ている者は管理職が多く、超過労働給与のウエイトは小さいであろうから、この比率はもっと高いであろう。したがって、標準報酬の上限を所定内給与に換算した値はもっと高く、上限以下の加入者の割合はもっと多いであろう。

表2　報酬比例部分の割合の引下げが年金水準に及ぼす効果

所定内給与階級	被用者数の分布			$\frac{d\hat{b}}{d\hat{y}}\frac{\hat{y}}{\hat{b}}$
	累積割合 $F(y)$	単位区間（1万円）当り割合 $F'(y)$	同階差 $F''(y)$	
10万円未満	0.4%	0.04%	0.04%	1.00
10～12万円	1.5%	0.55%	0.52%	1.00
12～14万円	4.1%	1.32%	0.76%	1.00
14～16万円	9.0%	2.43%	1.11%	1.00
16～18万円	16.4%	3.71%	1.28%	1.00
18～20万円	25.0%	4.30%	0.59%	1.00
20～22万円	33.8%	4.43%	0.13%	1.00
22～24万円	41.9%	4.02%	−0.41%	1.00
24～26万円	49.0%	3.55%	−0.47%	1.00
26～28万円	55.2%	3.11%	−0.44%	0.80
28～30万円	60.9%	2.87%	−0.24%	0.65
30～32万円	66.1%	2.60%	−0.27%	0.53
32～34万円	70.6%	2.22%	−0.38%	0.44
34～36万円	74.6%	2.02%	−0.20%	0.36
36～38万円	78.1%	1.73%	−0.29%	0.30
38～40万円	81.2%	1.55%	−0.18%	0.25
40～45万円	87.2%	1.21%	−0.34%	0.15
45～50万円	91.2%	0.80%	−0.41%	0.09
50～55万円	94.0%	0.56%	−0.24%	0.05
55～60万円	95.9%	0.36%	−0.20%	0.02
60～70万円	98.1%	0.22%	−0.14%	−0.01
70～80万円	99.1%	0.11%	−0.11%	−0.02
80～90万円	99.6%	0.05%	−0.06%	−0.03
90～100万円	99.8%	0.02%	−0.03%	−0.03
100～120万円	99.9%	0.01%	−0.01%	−0.02

（注）労働省「賃金センサス（平成10年調査）」により推計。

下げを通して多くの加入者の年金水準が下がってしまい、インフレ等の老後の不確実性に対応できなくなるから、公的年金本来の機能が損なわれる。このため、報酬比例部分を必要以下にまで減らすことは望ましくない。

IV　結論と課題

物価上昇や、一般生活水準の上昇による相対的な生活水準の低下のリスクは、世代で共通に被るものであり、世代内でプールできないから、私的年金では除去できない。これに対して、公的年金では、現役世代から老後世代への所得再分配を行うことができるため、賃金上

昇に比例して年金額を引き上げ、こうしたインフレ・リスクを異なる世代間でプールすることができる。公的年金が社会保障たる理由は、こうしたインフレ等の老後の不確実性に対応するための世代間の再分配にある。

この公的年金本来の機能に純化したのが、報酬比例部分（２階部分）である。物価上昇や一般生活水準の上昇に応じた形で現役時代の収入を老後もある程度維持するという従前所得の保障は、国民共通のニーズであろう。このニーズには、現役世代から老後世代への所得再分配を行うことができる公的年金でなければ対応できないから、公的年金に報酬比例部分は必要である。

その際、相対的に高額な年金も現役世代の拠出によってまかなわれることになるが、報酬比例部分では、現役世代と老後世代の同じ所得階層の間で水平的再分配がなされるから、高額な年金は現役世代の中の高所得層の負担になるとみなせ、逆進性はない（高額な年金を現役世代の低所得層も負担しているから逆進性があると考えることも可能であるが、その場合は、逆に低額な年金を現役世代の高所得層も負担していることになるから、前者の逆進性は相殺される。）。したがって、報酬比例部分が公的年金にふさわしくないとはいえない[4)]。

一方、基礎年金（１階部分）は、公的年金本来の機能に加えて高所得者から低所得者への垂直的再分配の機能も果たしている。垂直的再分配は、生活保護や負の所得税の主目的であり公的年金本来の機能ではないが、社会保障の目的に沿ったものであるから、垂直的再分配機能も兼ね備えた基礎年金の割合が高まることは、望ましいことである。

しかし、それは、公的年金本来の機能が損なわれない範囲でなければならない。III3.で述べたように、公的年金に占める報酬比例部分の割合を若干引き下げ、基礎年金の割合を引き上げる余地がある。また、報酬比例部分は、スライドは可処分所得に対して行われるようになっているが、スライド前の額はグロス賃金に比例して決められるため、その可処分所得に対する比率である給付水準は、将来世代の方が高くなる。これは、税・社会保障負担率の上昇によってグロス賃金と可処分所得の乖離率が広がるためである。したがって、スライド前の年金額も可処分所得に比例するように改めることで報酬比例部分の給付水準を引き下げる余地がある[5)]。

---

4) むしろ、定額保険料・定額給付となっている自営業者世帯等についても、所得比例保険料とし、給付に所得比例部分を設けることが望ましい。定額保険料は垂直的公平の点で問題であるとともに、定額給付の水準が低所得者の負担限度による制約を受ける。自営業者世帯等に対する所得比例保険料の適用には所得捕捉の問題があるが、それよりも、定額保険料の垂直的公平上の問題のほうが大きいと思われる。所得税においても、自営業者世帯等の所得捕捉の問題があるが、だからといって定額税にすべきであるとはいわれない。

　また、被用者の被扶養配偶者が自ら保険料を支払わなくとも基礎年金を受給できることについて、自営業者等の被扶養配偶者が保険料を課されていることとの不公平が問題にされるが、自営業者世帯等について所得比例保険料とすれば、自営業者等の被扶養配偶者も自分の所得がないので保険料を支払わなくてもよくなるから、問題はなくなる。

5) 報酬比例部分のグロス賃金に対する比例定数を ψ、現役期と老後期の間の可処分所得上昇率を g, t 期におけるグロス賃金を w_t、税・社会保障負担率を ϕ_t とすると、t 期の現役世代が老後に受給する報酬比例部分の年金額は

しかし、報酬比例部分を必要以下にまで引き下げてしまえば、標準報酬の上限の引下げにつながる。標準報酬の上限はほぼ適切な水準にあるため、それを引き下げれば、多数の加入者の年金水準が低くなってインフレ等の老後の不確実性に対応できなくなるから、公的年金本来の機能が損なわれる。このため、報酬比例部分を必要以下にまで減らすことは望ましくない。

≪補論≫高齢化が公的年金に及ぼす影響の真利率低下による緩和

――高齢化は真利率低下を通じて積立方式に影響を及ぼす――

公的年金は賦課方式に基づいているため、高齢化が悪影響を及ぼす。しかし、高齢化は、労働力人口の減少が資本・労働比率の上昇を通じて真利率を低下させる方向に働くことから、積立方式である私的年金にも悪影響を及ぼす。すなわち、積立方式でも高齢化の影響は免れないから、その分、高齢化が公的年金に及ぼす影響は、相対的に緩和される。

I．高齢化が真利率に及ぼす影響

そこで、高齢化が真利率に及ぼす影響を求めるために、まず消費面について、次のような生涯効用関数を仮定する。

$$\begin{cases} U=L_{\alpha t}\dfrac{1}{1-\gamma}\left\{\left(\dfrac{c_{\alpha t}}{q_t}\right)^{1-\gamma}-1\right\}+L_{\beta t+1}\dfrac{1}{1-\gamma}\left[\left\{\dfrac{c_{\beta t+1}}{(1+g_{t+1})q_t}\right\}^{1-\gamma}-1\right]/(1+\delta) \\ (\gamma\neq 1,\ \gamma>0) \\ U=L_{\alpha t}\log\dfrac{c_{\alpha t}}{q_t}+L_{\beta t+1}\log\left(\dfrac{c_{\beta t+1}}{(1+g_{t+1})q_t}\right)/(1+\delta) \\ (\gamma=1) \end{cases} \tag{A1}$$

この効用関数は本論II1.と同様であり、各変数に時点を示す添え字が付いただけである。ただし、老後のインフレ・リスクは考慮していない。インフレ・リスクを考慮すれば、それに対応するために貯蓄が増加するから、資本・労働比率の上昇を通じて真利率がより低くなるであろう。

また、私的年金で老後生活をまかなう場合の生涯における予算制約式は、積立方式では拠

$(1+g)\psi w_t$、その時点の現役世代（t期の現役世代からみれば次の世代）の可処分所得は $(1+g)(1-\phi_t)w_t$ となるから、給付水準は $\psi/(1-\phi_t)$ である。同様にして、$t+1$ 期の現役世代の給付水準は $\psi/(1-\phi_{t+1})$ となり、税・社会保障負担率の上昇により、t期の現役世代の給付水準よりも高くなる。

その上昇率は $(\phi_{t+1}-\phi_t)/(1-\phi_{t+1})$ となるから、その分、$t+1$ 期の現役世代の報酬比例部分の給付水準を引き下げる余地がある。したがって、III2.で想定したように、今後、税・社会保障負担率が年0.2%ポイント上昇していくとすれば、今後に受給開始となる報酬比例部分の給付水準は年0.2%ポイント強引き下げていく余地があることになる。

出と給付の現在価値が同じになり生涯所得が変わらないことから、

$$L_{\alpha t}c_{\alpha t}+L_{\beta t+1}\frac{c_{\beta t+1}}{1+i_{t+1}}=L_{\alpha t}w_t \tag{A2}$$

と表わせる。

個人は、(A2)式を制約条件として生涯効用関数(A1)を最大化するから、

$$c_{\beta t+1}=(1+g_{t+1})\left\{\frac{1+i_{t+1}}{(1+g_{t+1})(1+\delta)}\right\}^{\frac{1}{\gamma}}c_{\alpha t}$$

したがって、

$$c_{\alpha t}=w_t l_{t+1}/\left\{l_{t+1}+h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}/(1+\rho_{t+1})\right\}$$

ここで、 $l_{t+1}=\dfrac{L_{\alpha t}}{L_{\beta t+1}}$, $1+\rho_{t+1}=\dfrac{1+i_{t+1}}{1+g_{t+1}}$, $h_{t+1}=\dfrac{1+\rho_{t+1}}{1+\delta}$ である。

よって、t 期における現役世代１人当りの貯蓄 $s_{\alpha t}$ は、

$$s_{\alpha t}=w_t-c_{\alpha t}=w_t/\left\{l_{t+1}(1+\rho_{t+1})/h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}+1\right\} \tag{A3}$$

となる。

生涯における予算制約式により生涯貯蓄は０になるから、t 期末すなわち $t+1$ 期の資本ストックは、t 期における老後世代やそれ以前の世代には関係なく、t 期における現役世代の貯蓄のみからなる。また、$\dfrac{1+\pi}{l}$ は、１歳当たり人口でみた現役世代の老後世代に対する比率であるから、人口増加率に１を加えたものと考えられる。したがって、$t+1$ 期における資本・労働比率は、

$$k_{t+1}=s_{\alpha t}/\{(1+\pi_{t+1})/l_{t+1}\}=w_t B_{t+1} \tag{A4}$$

ただし, $B_{t+1}\equiv\dfrac{1}{1+\pi_{t+1}}/\left\{(1+\rho_{t+1})/h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}+1/l_{t+1}\right\}$

次に生産面については、コブ・ダグラス型の生産関数を仮定すると、t 期における現役世代１人当りの生産は k_t^{ζ} と表される。ζ はパラメータで $0<\zeta<1$ であり、資本所得のシェアになる。賃金、利子率は、それぞれ労働、資本の限界生産力に等しいから、

$$w_t=(1-\zeta)k_t^{\zeta} \tag{A5}$$

$$i_t=\zeta k_t^{\zeta-1} \tag{A6}$$

である。したがって、$t+1$ 期の真利率については、

$$1+\rho_{t+1}=\frac{1+i_{t+1}}{w_{t+1}/w_t}=\frac{1+\zeta k_{t+1}^{\zeta-1}}{(k_{t+1}/k_t)^{\zeta}}=\left(\frac{k_{t+1}}{k_t}\right)^{-\zeta}+\zeta\left(\frac{k_{t+1}}{k_t^{\zeta}}\right)^{-1} \tag{A7}$$

(A7)式に(A4)、(A5)式を代入すると、

$$1+\rho_{t+1}=\{(1-\zeta)k_t^{\zeta-1}B_{t+1}\}^{-\zeta}+\zeta\{(1-\zeta)B_{t+1}\}^{-1} \tag{A8}$$

これを $1+\rho_{t+1}$ と $1+\pi_{t+1}$ について全微分して整理すると、

$$\frac{d(1+\rho_{t+1})}{d(1+\pi_{t+1})}=\left[\frac{1+\pi_{t+1}}{\zeta\{(1-\zeta)k_t^{\zeta-1}B_{t+1}\}^{-\zeta}+\zeta\{(1-\zeta)B_{t+1}\}^{-1}}-\frac{(1+\pi_{t+1})\left(1-\frac{1}{\gamma}\right)}{1+\rho_{t+1}+\frac{h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}}{l_{t+1}}}\right]^{-1} \tag{A9}$$

(A8)式より、

$$\zeta\{(1-\zeta)k_t^{\zeta-1}B_{t+1}\}^{-\zeta}+\zeta\{(1-\zeta)B_{t+1}\}^{-1}<1+\rho_{t+1}$$

であるから、(A9)式の右辺第1の分母は第2項の分母より小さい。また、$\gamma>0$ より、第1項の分子は第2項の分子より大きい。このため、

$$\frac{d(1+\rho_{t+1})}{d(1+\pi_{t+1})}>0$$

となる。したがって、$1+\pi_{t+1}$ の低下、すなわち高齢化によって真利率は低下する。

なお、定常状態においては、(A4)～(A7)式において $t+1=t$ とおくことにより、

$$1+\rho=1+\zeta\{(1-\zeta)B\}^{-1} \qquad ただし, B=\frac{1}{1+\pi}/\left\{(1+\rho)/h^{\frac{1}{\gamma}}+1/l\right\} \tag{A8'}$$

これを $1+\rho$ と $1+\pi$ について全微分して整理すると、

$$\frac{d(1+\rho)}{d(1+\pi)}=\left[\frac{1+\pi}{\zeta\{(1-\zeta)B\}^{-1}}-\frac{(1+\pi)(1-1/\gamma)}{(1+\rho)+h^{\frac{1}{\gamma}}/l}\right]^{-1} \tag{A9'}$$

(A8′)式より、(A9′)式の右辺第1項の分母は第2項の分母より小さい。また、$\gamma>0$ より、第1項の分子は第2項の分子より大きい。このため、

$$\frac{d(1+\rho)}{d(1+\pi)}>0$$

したがって、定常状態においても、高齢者比率の高い場合のほうが真利率は低い。

2．高齢化が真利率に及ぼす影響を考慮した公私年金の比較

(A9)式より、

$$\begin{aligned}\frac{d(1+\rho_{t+1})}{d(1+\pi_{t+1})}&>\left[\frac{1+\pi_{t+1}}{\zeta\{(1-\zeta)B_{t+1}\}^{-1}}-\frac{(1+\pi_{t+1})(1-1/\gamma)}{1+\rho_{t+1}+h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}/l_{t+1}}\right]^{-1}\\&=\left\{(1+\rho_{t+1})/h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}+1/l_{t+1}\right\}/\left\{(1-\zeta)/\zeta-(1+\pi_{t+1})(1-1/\gamma)/h_{t+1}^{\frac{1}{\gamma}}\right\}\end{aligned} \tag{A10}$$

この(A10)式の右辺に基づいて、高齢化による真利率低下の程度を求め、それを用いて将来の

表A　高齢化による真利率低下を考慮した公私年金の比較

受給開始年度	期待真利率	公私年金期待給付比率
1995	74.7%	1.96
2000	71.3%	1.87
2005	62.9%	1.76
2010	49.7%	1.68
2015	35.5%	1.61
2020	29.2%	1.45
2025	26.6%	1.27
2030	22.3%	1.14
2035	13.9%	1.09
2040	4.9%	1.07
2045	0.8%	1.01
2050	0.3%	0.94
2055	2.6%	0.85
2060	6.2%	0.78

真利率を推計した。

表Aは、この真利率以外は本論の表1と同様に想定して、公私年金の比較を行なったものである。公私年金期待給付比率は、今後、高齢化により低下していくと見込まれるものの、期待真利率が小さくなっていくため、表1ほどは低下しない。したがって、インフレ・リスク・プレミアムも含めて公的年金が私的年金より有利である可能性は、表1よりも大きい。

しかも、(A10)式の右辺に基づいていることから、高齢化による真利率低下の程度は小さめに推計されるから、表Aの真利率は高めの推計といえる。また、ベンチ・マークとなる1995年の真利率は表1と同じとみなしているが、積立方式である私的年金で老後生活をまかなう場合には、賦課方式である公的年金によるよりも貯蓄残高が増加するから、資本・労働比率の上昇を通じて、ベンチ・マークの真利率自体も、ここでの推計より低くなるであろう。さらに、ここでは貯蓄のすべてが老後に取り崩されると仮定しているが、貯蓄にはねたきり等の不安に備えるためのものも多く、不安が現実になる者は一部であるから、貯蓄のかなりの部分が結果的に取り崩されずに残ると考えられる。その分、ここでの推計よりも貯蓄残高が多くなるから、真利率はより低くなるであろう。

以上のように、高齢化が資本・労働比率の上昇を通じて真利率を低下させる方向に働くことを考慮すると、高齢化が公的年金に及ぼす影響は、緩和される。

参考文献

牛丸聡（1996）『公的年金の財政方式』（東洋経済新報社）

厚生省（1995）『年金と財政』（法研）

国立社会保障・人口問題研究所（1997）『日本の将来推計人口』

酒井泰弘（1982）『不確実性の経済学』（有斐閣）

堀勝洋（1997）『年金制度の再構築』（東洋経済新報社）

労働省（1999）『賃金センサス（平成10年調査）』

浜田浩児（1998）「インフレ・リスク、高齢化と公的年金、個人年金の機能」、チャールズ・ユウジ・ホリオカ、浜田浩児編著『日米家計の貯蓄行動』（日本評論社）

Szpiro, George G. (1986a), "Measuring risk aversion:an alternative approach", Review of Economics and Statistics, vol. 68

Szpiro,George G. (1986b), "Relative risk aversion around the world", Economics Letters, vol. 20