

公的年金資産がわが国家計の資産保有行動に与えている影響

若 園 智 明

要 旨

高齢化が進むわが国において、老後の生活資金を賄う公的年金が果たす役割の重要性は増すばかりである。しかしながら、現行制度下では世代間での所得再配分のバランスが崩れかけており、拡大する世代間の不公平性は家計の公的年金制度に対する信頼を低下させる一因ともなっている。このような状況下では、家計は公的年金の資産評価を強めていると考えられることから、家計の資産保有行動に対して公的年金資産が従来よりも強い影響を与えていると予想される。本稿ではこの点に着目し、公的年金資産の増加が家計の資産保有に与える影響について、個票データを使用した実証分析を行うことを研究目的とする。更に、世代間での負担保険料と給付額の関係に顕著な差がみられる点を踏まえ、賦課方式に特有の世代間移転部分についての代替性についても観察する。また、従来の推計モデルでは、観察される年金資産の代替性にゼロ方向へのバイアスが生じていることが指摘されており、この点に対処すべくGale [1998] で提示されている調整係数Q値を用いた推計を行っている。本稿の結果では、バイアスを除去した場合に、公的年金資産の家計保有資産に対する代替性は向上し、より完全代替に近い値が得られている。また、世代間移転部分に関しても代替性の存在が観察されている。世代間移転部分に関しては、公的年金制度への不信感がより強いと思われる若年世代ほど保有資産との代替性が強いとの結果が出ている。

目 次

- | | |
|------------------|--|
| I. はじめに | 2. バイアスを修正する調整係数Q値 |
| II. 公的年金資産が与える影響 | 3. Gale [1998] によるバイアス調整係数Q値を付加したモデル (バイアス修正後) |
| III. 実証仮説 | |
| IV. 推計モデル | V. データと変数の算出概要 |
| 1. ライフサイクル蓄積型モデル | VI. 推計結果 |
| (バイアス修正前) | VII. まとめ |

I. はじめに

人口に占める高齢者比率の増加と、長寿化による退職後期間の伸長という現象が顕著にみられるわが国において¹⁾、老後の生活資金を賄う公的年金が果たす役割の重要性は増すばかりである。しかしながら、予想を上回る少子・高齢化が進展したことにより、事実上の賦課方式であるわが国の現行制度（修正積立方式）下では、次世代への著しい負担の転嫁がなされ、世代間での所得再分配のバランスが損なわれつつある。この様な格差の拡大は、家計に世代間の不公平性を強く印象付け、平成不況による国家財政の悪化と共に現行年金制度への不信感を増大させる要因となっている。

わが国公的年金制度では、社会環境や経済環境の変化に対応すべく定期的な制度の見直しが行われている。しかしながら、近年実施された制度改革は将来世代が負担可能な保険料の模索とそれに合わせた給付額の伸びの抑制を基本としており、現行制度維持を前提とした対症療法的改革に終始したものであると言える。そのため、わが国国家計の公的年金制度に対する不信感は依然として大きく、現在では、家計が公的年金資産を安全資産ではなく、制度リスクを含んだ資産と捉えている可能性も指摘されている²⁾。また、公的年金制度への不信感を生む要因の一つである世代間の不公平性は家計が若年となるほど深刻であるため、制度貯蓄たる公的年金資産を金融資産の一種とみなした場合、若年世代になるほど、公的年金資産は安全で高利回りの資産ではなく、支払った保険料に見合う給付額を得ることさえ困難な不良金融資産と捉えられている恐れもある³⁾。

このように、わが国国家計が現行公的年金制度への不信感を募らせている状況下では、家計が公的年金資産に対して資産としての価値評価の重要性を強く認識していることが予想され、自らの資産保有を決定する際に公的年金資産の将来展望が従来以上に強く反映されているものと思われる。本稿ではこのような点に着目し、公的年金資産がわが国国家計の資産保有行動に与える影響について、世代間比較を行いながら個票データを用いて実証的に分析することを研究目的とする。また、本稿での分析に用いたモデルにはGale [1998] で用いられた調整係数Q値（IV参照）を導入している。これは調整係数Q値によって、公的年金制度への加入期間の違いから生じるバイアスを修正することが可能となるからである。

分析対象となる公的年金資産については、粗公的年金資産（給付総額）の他に、賦課方式下において発生する世代間移転部分も取り上げ、それぞれに対して世代ごとの反応の違いを観察する。これは上述の通り、家計の世代によって世代間移転額に大きな隔たりが生じており、この格差が世代間の不公平感を増大させ、公的年金制度自体への不信感を募らせる一因ともなっているからである。

本稿の構成は、第Ⅱ節において公的年金資産と家計行動との関係を述べている。第Ⅱ節を踏まえて第Ⅲ節では実証仮説について説明し、続く第Ⅳ節で推計モデルを提示している。本稿では個票データを基に公的年金資産を算出しており、その算出過程を明らかにするために、第Ⅴ節において使用したデータ全般についての説明を行っている。第Ⅵ節では推計結果を提示し、最後に第Ⅶ節でまとめを述べている。

II. 公的年金資産が与える影響

公的年金資産の存在が米国家計の貯蓄率を引き下げていると報告したFeldstein [1974]以降、公的年金資産が家計行動に与える影響が注目され、多くの先行研究を生んでいる。わが国でも野口 [1982] や吉川 [1982] を初めとして多くの実証分析が行われている。わが国の先行研究では、野口 [1982]、佐々木・橋本 [1985]、高山編 [1992]、太田・桜井 [1996]、中山 [1997] など公的年金資産が家計の保有資産や貯蓄率と代替関係にあることが報告されている。これに対して吉川 [1982] では、公的年金資産と家計の消費支出との関係に有意性が認められておらず、近年行われた駒村・渋谷・浦田 [2000] ではむしろ公的年金資産は家計貯蓄率を引き上げているとの報告がされている⁴⁾。また代替性を認めている野口 [1982] をはじめとした先行研究においても、その代替の程度は小さく、総じて不完全代替を示している。

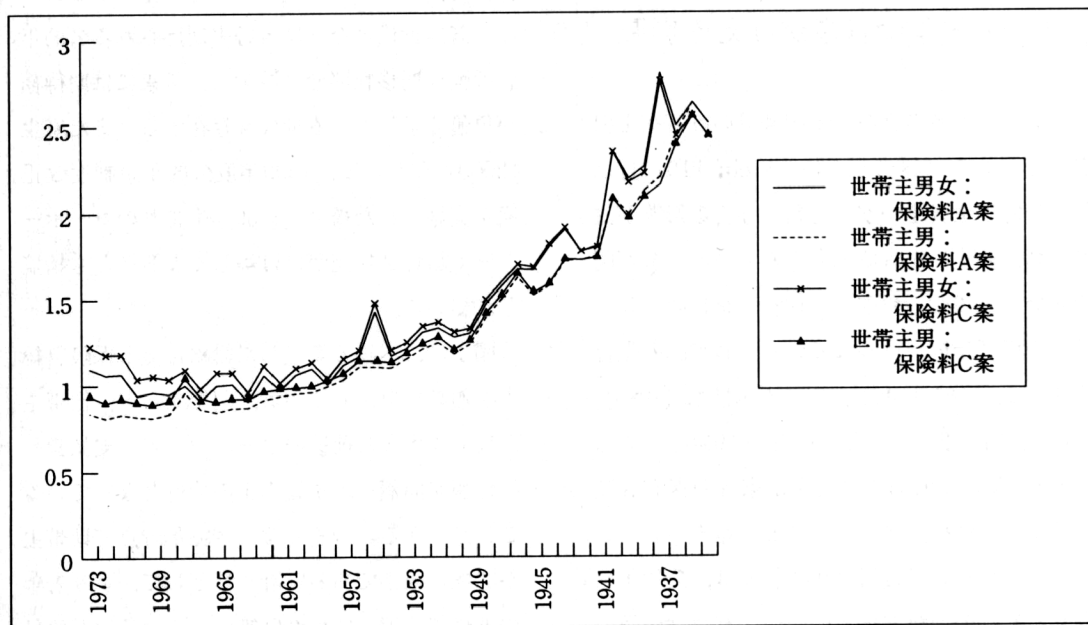
このように公的年金の代替性を不完全とする要因としては、Feldstein & Pellechio [1979] が挙げているように、a) 物価スライド（賃金スライド）制、b) 公的年金の非流動性（流動性の制約の存在）、c) 保険数理的にフェアでないこと（支給総額の期待値と保険料徴収額の不一致）、d) 世代間移転の存在（制度変更により世代間移転が変化）、e) 法律上の制度であり、国との契約ではないこと（OptimistとPessimistが存在）、等が考えられる。これらの幾つかは、わが国家計に現行制度への懸念を生じさせている要因でもある。

特に本稿が注目する d) の世代間移転部分について、麻生 [1990]、小口・木村・八田

[1994]、八田・小口 [1999] 等が指摘するように、若年世代となるほど将来期待される公的年金の世代間移転部分は減少し、将来には期待額が負値を予想される世代も存在する。また麻生 [2000] において、1999年度公的年金制度改革案が実施された場合に1960年生まれのコーホート⁵⁾で給付と負担がほぼ等しくなることも指摘されている。

図1は、本稿で算出した総給付額と保険料総支払額の比を示している。図1からも、世帯主が1960年生まれ前後のコーホートで、支払額と給付額が同額を示す比率1の境目となっていることがわかる。つまりは、1998年時点で世帯主が30歳代後半である家計を境として、より若年の世代で負担と給付が同等もしくは負担が給付を上回っていることになる。また図1では、厚生省『平成9年版年金白書』p9で提示されている給付と負担のあり方に関する「5つの選択肢」のうち、1999年度制度改革の土台となったC案の第1案（Vおよび注15参照）を採用した場合においても、若年世代で若干の改善が見られるものの、上記の問題が根本的に解決されるわけではないことが解る。このように若年世代となるほど、負担保険料と給付額の世代間格差の拡大は深刻な問題となっている⁶⁾。わが国では公的年金資産を世代間移転部分と保険料部分に分離し、それぞれの代替効果を観察した先行研究は少なく、僅かに、野口 [1982]、高山編 [1992]、中山 [1997] で行われている程度である。このうち高山編 [1992] では、本稿と同じく個票データを用いた分析が行われている。これら世代間移転部分に関する先行研究の結果は、総じて世代間移転部分の代替性について否定的であった⁷⁾。しかしながら、中山 [1997] でも分析対象期間は1992年までであり、現状で

図1 総給付額・保険料支払総額比 (1998年時点)



注：縦軸が比率を表し横軸は誕生年（コーホート）を表している。比率が1を下回る世代は支払総保険料（期待値を含む）が期待総給付額を上回っていることを示している。

は世代間移転部分に関する家計の反応が大きく変化している可能性がある。

Ⅲ. 実証仮説

公的年金制度は国により運営されており、本来はインフレヘッジ機能を備えた安全性の高い資産である。しかしながら、Feldstein & Pellechio [1979] でも述べられているように、公的年金制度は法律上の制度に過ぎず、家計と国との契約に基づいて成立している制度ではない。このため、家計は公的年金制度に対して常に楽観と悲観との間で揺れ動くこととなる。特に現在のように公的年金制度の危機が叫ばれ、家計が公的年金制度に対する不信感を募らせている場合、家計は私的保有資産を増加させることで自らの不安に対処しているものと考えられる。従って、このような制度への不信感は家計

保有の資産と公的年金資産の代替性を弱めるものと思われる。特に若年世代の家計ほど、前述の理由から公的年金制度への不満や不信感は大きくなっていることが予想される。

一方で公的年金資産は制度貯蓄であり、通常は給付開始年齢まで取り崩せないことから、家計にとって強制的・優先的に配分が行われる資産でもある。ここから老後への意識をより強く抱く家計ほど、公的年金資産と私的な保有資産との代替性がはっきりと現れると考えられる⁸⁾。

更に、公的年金制度への認識の深さも公的年金資産の代替性に影響を与えられられる。例えば、若年世代は公的年金制度への加入期間が中高年世代と比較して短いため、制度への加入者としての意識が薄いと考えられる。従って、若年世代の公的年金への反応は、中高年世代と比較して鈍くなることが予想される。これは公的年金資産の代替性を観察する際、若年世代は

どゼロ方向にバイアスがかかっていることを意味する。このバイアスは家計自身の行動から生じたものではなく、制度への加入期間という外部的な要因として捉えられるべきであると考えられる。このため、このバイアスを放置したままで公的年金資産の代替性を観察した場合、家計全体で観察された代替性は真の値より低く見積もられる恐れがある。従って、真の代替性を観察するためには、このようなバイアスを修正する必要がある。本稿では、次項で説明するGale [1998] の調整係数を用いて、このようなバイアスの修正を試みることにする。

ここで、公的年金資産をKotlikoff [1979]、野口 [1982] 等の概念を用いて細分化してみる。将来期待される年金給付額の現在価値である粗公的年金資産をEGFB、将来における保険料支払い額をEFC、過去の支払済み保険料の蓄積額をACC、賦課方式下でのみ発生する世代間純移転額の現在価値をAYPで表すと、以下の関係式が成立する。

$$EGFB = EFC + ACC + AYP \quad (1) \text{式}$$

(1) 式はEGFBが、将来の保険料 (EFC)、過去の支払い済み保険料の蓄積額 (ACC) と、期待される世代間純移転額の現在価値 (AYP) から成り立っていることを示している。わが国の公的年金制度が完全積立方式であるならばAYPはゼロ値となる。

Kotlikoff [1979] の理論的考察によれば、家計の私的保有資産と公的年金資産であるEGFBの代替性値は-1 (完全代替) ~ 0の間を取ることが予想される。また家計が公的年金資産を制度貯蓄として認識していると仮定すれば、ACCは毎期の所得から天引きされる積立金の総額と考えられることから、私的保有資産に対す

るACCの係数は-1が予想される。AYPの係数はEGFBと同じく-1 ~ 0の間の値が予想される。

以上を踏まえて、本稿で実証分析する仮説を以下の通りとする。

- ①公的年金資産 (EGFB) の代替性は、調整係数Q値によりバイアスを修正した場合、先行研究よりも完全代替 (-1) に近い値をとる。但し、制度への不信感が影響するため、依然として不完全代替である。また、世代間比較を行った場合、制度への不信感がより強いと思われる若年世代の代替性は中高年世代の代替性よりも不完全となる。
- ②家計がACCを貯蓄の一種と認識しているならば、ACCの値は-1をとる。
- ③バイアスを修正したならば、先行研究で否定されたAYPの代替性は支持され、AYPは-1 ~ 0の間の値をとる。但し、世代間で比較した場合、若年世代の制度への不信感がAYPによって代理されるならば、若年世代のAYPへの反応はより強くなり、その値は中高年世代よりも-1に近くなる。

IV. 推計モデル

推計に際して、バイアス修正前の代替性についてはFeldstein [1979] や野口 [1982] 等の先行研究で用いられている (2) 式のライフサイクル蓄積型モデルを使用し、バイアス修正後の代替性については (8) 式の調整係数Q値を付加したモデルを使用する。

1. ライフサイクル蓄積型モデル (バイアス修正前)

$$W_t = C + \alpha Z_t + \beta P_t + \varepsilon \quad (2) \text{式}$$

W_i : 1998年時点における家計*i*保有広義資産
残高⁹⁾

(GW: グロス資産, NW: ネット資産)

Z_i : 家計*i*の資産保有行動に影響を与える要因
(Y, FS, d, Stage)

Y: 年間所得 (符号: 正值を予想)

FS: ファミリーサイズ

d: 家計の属性を表すダミー変数

d1: 性別ダミー, d2: 学歴ダミー (世帯主
が大卒以上 = 1), d3: 婚姻ダミー, d4:
共稼ぎダミー, d5: 生命保険料支払いダ
ミー¹⁰⁾, d6: 退職金受け取り予定ダミー,
d7: 持ち家ダミー

Stage: 家計のライフステージを表すダミー
変数 (該当する場合に 1) ¹¹⁾

(各Stageの係数はStageの進行とともによ
り大きな正值を予想)

Stage1: 第1子誕生, Stage2: 第1子小
学校入学, Stage3: 第1子中学校入学,
Stage4: 第1子高校入学, Stage5: 第1
子大学入学, Stage6: 第1子独立,
Stage7: 末子独立, Stage8: 孫の誕生,

P_i : 家計*i*に関する公的年金資産変数

EGFB: 老齢厚生年金資産給付額 (粗公
的年金資産) (符号: 負値を予想)

EFC: 将来支払い予定厚生年金保険料総
額 (符号: 正值を予想)

ACC: 過去支払い済み厚生年金保険料の
蓄積額 (符号: 負値を予想)

AYP: 世代間移転額 (符号: 負値を予想)

α, β : パラメーター, C: 定数項, ε : 誤
差項

2. バイアスを修正する調整係数Q値

家計が保有する資産と公的年金資産の代替性
を実証的に分析する場合に, 推計上の問題点と
して, 従来の推計方法において求められる年金
資産の代替性値には, ゼロ方向へのバイアスが
生じていることがGale [1998] など指摘され
ている。Gale [1998] では, このようなバイア
スを修正する調整係数Q値を導出している。Gale
[1998] において家計の私的保有資産と公的年
金資産の理論的關係は, 相対的危険回避度一定
を仮定した効用関数の下, (3) 式の最大化問
題を解くことで求められる最適消費と, (4) 式
で示す私的保有資産と貯蓄の關係式から導かれ
ている。

$$\max_{\{C_t\}} V = \int_0^T \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} e^{\alpha t} dt + \lambda \left(\int_0^T E_t e^{\alpha t} dt - \int_0^T C_t e^{\alpha t} dt + \int_0^T B_t e^{\alpha t} dt \right) \quad (3) \text{ 式}$$

$$W_A = \int_0^T (E_t - C_t) e^{(\alpha-t)} dt \quad (4) \text{ 式}$$

Gale [1998] では最終式として (5) 式が提
示されている。

$$W_A = \int_0^T E_t e^{(\alpha-t)} dt - Q \left[\int_0^T E_t e^{(\alpha-t)} dt \right] - Q \left[\int_0^T B_t e^{(\alpha-t)} dt \right] \quad (5) \text{ 式}$$

ここで,

$$Q = \frac{e^{\alpha S} - 1}{e^{\alpha T} - 1} \text{ if } x \neq 0$$

$$Q = \frac{S}{T} \text{ if } x = 0 \quad (6) \text{ 式}$$

$$x = \frac{(r-\delta)}{\rho} - r \quad (7) \text{ 式}$$

C_t : t 期の消費, E_t : 年間収入, B_t : 年金から

の年間収入， A ：世帯主労働経過年数， λ ：ラグランジェ乗数， ρ ：相対的危険回避度， δ ：時間選考率， r ：実質利子率， R ：引退時期， T ：死亡時期， S ：年金制度加入期間（ $S=A$ ）， $t=0$ ：労働開始ならびに公的年金制度加入時期（（5）式導出過程の詳細はGale [1998] を参照のこと）。

本稿の仮説で述べているように，公的年金制度への加入期間が長くなるほど強制加入である公的年金制度と家計との結びつきは強くなり，その結果，公的年金資産や公的年金制度への認識は強まるものと考えられる。Q値はこのような制度への加入期間から生じる家計の制度に対する認識の程度を家計本来の行動から切り離すものである。またQ値は，制度加入期間によりもたらされる公的年金制度の有用性に関する学習の蓄積の程度を修正するものであるとも言える。Q値によってバイアスを修正しない場合，加入期間が加算されることによってバイアスは減少していくことから，現在の若年世代が次第に公的年金制度への反応を強めていくという錯覚を与えることになるのである。つまりは，Q値によってバイアスを修正しない場合に観察さ

れた家計の行動は公的年金制度への加入期間が短いほど過小評価されていることになる。

本稿では調整係数Q値を含んだ下記（8）式をバイアス修正後のモデルとして推計に用いる。

3. Gale[1998]によるバイアス調整係数Q値を付加したモデル （バイアス修正後）

$$W_i = C + \alpha Z_i + \beta Q_i P_i + \varepsilon \quad (8) \text{ 式}$$

Q_i ：家計iの調整係数Q値

$$Q_i = \frac{(e^{xS_i} - 1)}{(e^{xT_i} - 1)} \quad (9) \text{ 式}$$

$$x = \frac{(r - \delta)}{\rho} - r \quad (10) \text{ 式}$$

S_i ：1998年時点における家計iの厚生年金制度への加入期間

T_i ：家計iの労働開始以降の期待寿命年数¹²⁾

r ：実質利子率

δ ：時間選好率（ $r = \delta$ と仮定）¹³⁾

ρ ：相対的リスク回避度係数

本稿で算出したQ値の概要を表1で提示している。

表1 コーホート別推計調整係数Q値概要（1998年時点）

	大卒男子	その他男子	大卒女子	その他女子
1973年コーホート	0.087	0.139	0.082	0.132
1968年コーホート	0.220	0.265	0.208	0.251
1963年コーホート	0.340	0.378	0.321	0.358
1958年コーホート	0.448	0.480	0.424	0.455
1953年コーホート	0.545	0.571	0.516	0.542
1948年コーホート	0.631	0.652	0.599	0.621
1943年コーホート	0.706	0.723	0.673	0.690
1938年コーホート	0.772	0.785	0.739	0.753
1934年コーホート	0.818	0.828	0.782	0.793

V. データと変数の算出概要

本稿の分析は日本経済新聞社のNEEDS-RADAR『金融行動調査：1998年版』の個票データを用いている。本稿では厚生年金加入の現役世帯を対象としているため、世帯主年齢が25歳～64歳であり、かつ民間企業に勤務中の家計を抽出した。対象となった1125サンプルから、一部の富裕層と流動性の制約を受ける可能性がある層を除くため、更に保有資産の上位・下位約10%を対象からはずしている。最終的に残ったサンプル数は全体で879サンプルである¹⁴⁾。本稿で世代間比較を行う際に、20歳代と30歳代の家計を若年世代、40歳代から60歳代の家計を中高年世代と定めている。内訳は若年世代である20代と30代が合計382サンプル。中高年世代である40代と50代、60代が合計497サンプルである。

公的年金関連の変数は当該データの調査項目には含まれていないため別途算出している。公的年金関連変数を算出に必要な各家計の過去および将来の賃金流れは、データ項目から各家計の世帯主年齢、世帯主学歴、世帯主の性別、勤務先企業規模、年間収入をベースとして求めている。過去の賃金については、労働省『賃金構造基本統計調査（賃金センサス）』各号より、世帯主の誕生年・性別・学歴・勤務先企業規模ごとに1998年を基準とするモデル賃金指数を作成し、各年のCPIで実質化した後、データ項目の年間収入を掛け合わせることで求めた。また、将来の賃金については、2000年までは実績成長率をもって、2000年以降については、厚生省『平成9年版年金白書』に記載されている年金改革に関する5つの選択肢の前提となった実質2%

の成長率を仮定して求めている。このようにして求めた家計の賃金に対して、所定の算出式に従い家計ごとに各年の年金保険料と年金給付額を求めている。更に、厚生省『平成10年簡易生命表』より100歳を上限として各世帯主の年齢別生存確率を求め、将来の年金保険料と年金給付額に掛け合わせることでそれぞれの期待値を作成した。また、将来の厚生年金保険料率については、厚生省が提示した5つの選択肢の中からC案（2025年に月収の27.6%）を推計に用いている¹⁵⁾。その他、実質利率は2%として推計を行っている。また、『金融行動調査』では年間収入や各種金融資産の残高は本来カテゴリー値であるが、本稿では『金融行動調査』において数量値化された額をそのまま用いている。推計にあたりソフトウェアはTSPを用いた。また、推計方法は最小絶対偏差法（LAD）を採用している¹⁶⁾。

VI. 推計結果

粗公的年金資産（EGFB）の代替性

表2～表6は家計が私的に保有している資産（GWとNW）と、EGFBおよびEFC・ACC・AYPの代替性について推計した結果である。

表2は家計全世代について、バイアス修正前の（3）式による推計とバイアス修正後の（8）式によるEGFBの代替性を比較している。（3）式を用いた推計の結果では、EGFBは-0.319～-0.312で統計的に有意な代替性を示している。しかしながら、先行研究の結果と同様に不完全代替であった。この-0.319～-0.312という代替性は、佐々木・橋木 [1985] で求められた-0.542～-0.061やカナダの家計について分析しているDicks-Mireaux&King [1984] の-0.273～-0.107

表2 バイアス修正前後EGFB比較：全世代

	バイアス修正前		バイアス修正後	
	EGFB	t 値 (p 値)	EGFB	t 値 (p 値)
GW	-0.312	-4.789*** (0.000)	-0.615	-8.452*** (0.000)
NW	-0.319	-4.902*** (0.000)	-0.574	-7.890*** (0.000)

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意

表3 バイアス修正後EGFB：若年世代，中高年世代

	若年世代 (20代・30代)		中高年世代 (40代・50代・60代)	
	EGFB	t 値 (p 値)	EGFB	t 値 (p 値)
GW	-0.400	-3.337*** (0.001)	-0.679	-5.030*** (0.000)
NW	-0.403	-3.370*** (0.001)	-0.621	-4.605*** (0.000)

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意

表4 バイアス修正後EGFB細分化：全世代

	ACC	t 値 (p 値)	EFC	t 値 (p 値)	AYP	t 値 (p 値)
GW	-1.050	-3.519*** (0.000)	-0.011	-0.067 (0.947)	-0.306	-2.049** (0.041)
NW	-0.902	-3.024*** (0.003)	0.020	0.125 (0.901)	-0.332	-2.226** (0.026)

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意

表5 バイアス修正後EGFB細分化：若年世代

	ACC	t 値 (p 値)	EFC	t 値 (p 値)	AYP	t 値 (p 値)
GW	0.556	0.545 (0.586)	-0.375	-0.971 (0.332)	-0.799	-2.600*** (0.010)
NW	0.916	0.902 (0.368)	-0.470	-1.223 (0.222)	-0.864	-2.826*** (0.005)

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意

表6 バイアス修正後EGFB細分化：中高年世代

	ACC	t 値 (p 値)	EFC	t 値 (p 値)	AYP	t 値 (p 値)
GW	-1.058	-2.531*** (0.012)	0.687	2.102** (0.036)	0.144	0.523 (0.601)
NW	-1.159	-2.777*** (0.006)	0.931	2.856*** (0.004)	0.326	1.181 (0.238)

*** 1%水準で有意, ** 5%水準で有意, *10%水準で有意

と比較的近い値である。一方、調整係数Q値を導入した(8)式のモデルでの推計結果では、家計全世代についてEGFBは-0.615～-0.574の代替性を示しており、バイアスを修正することにより得られる真の代替性は修正前よりも向上している。しかしながら、バイアスを修正した後も依然としてEGFBの代替性は不完全代替である。本稿と同様の手法を用いているGale [1998] では、社会保障資産と私的保有資産と

の代替率が64%～83%と計測されている。米国と日本の公的年金制度の違いや家計の老後に対する意識の違いから単純に比較することは出来ないが、表2の結果は、わが国EGFBの代替性が米国と比べてかなり低い値となっていることを示している。

表3では、世代を20歳代と30歳代の若年世代と40歳代・50歳代・60歳代の中高年世代とに分け、(8)式を用いた推計の結果を比較してい

る。若年世代の代替性が $-0.403 \sim -0.400$ であるのに対して中高年世代の代替性は $-0.679 \sim -0.621$ と大きい。このような結果は仮説で述べたように、老後の生活に対する意識の強さが反映されていると考えられる。また、家計が若年となるほど強まっていると思われる公的年金制度への不信感も影響を与えている可能性がある。

更に、(1)式からEGFBを $ACC \cdot EFC \cdot AYP$ の3変数に細分化し、(8)式のモデルによって推計を行ったのが表4～表6である。

全世代での推計を表す表4から、 ACC は $-1.050 \sim -0.902$ とほぼ -1 に近い値が示されている。ここから、家計が過去に支払った厚生年金保険料を積立金の一種と認識していることが解る¹⁷⁾。また、 AYP は $-0.332 \sim -0.306$ を示しており、先行研究の結果とは異なり、バイアスを修正した本稿の推計では統計的に有意な代替性が確認できる¹⁸⁾。

次に表5と表6を用いて、EGFBを細分化した推計について世代間比較を行ってみる。表5では、若年世代において ACC の代替性に関して統計的な有意性が認められないものの、 AYP は $-0.864 \sim -0.799$ とかなり完全代替に近い値を有意に示している。これに対して、中高年世代は表6において ACC が $-1.159 \sim -1.058$ と、ほぼ完全代替(-1)に近い値が認められる。しかしながら、中高年世代の AYP は統計的に有意とならず、しかも $0.144 \sim 0.326$ と正の符号を示している¹⁹⁾。

VII. まとめ

本稿の推計結果から、バイアスを修正した後で得られた家計全体の真の代替性は先行研究の結果よりも高いことが解った。しかしながら、依然として不完全代替を示しており、また、

Gale [1998]における米国の家計の代替性と比較しても低い値である。次に世代間で比較した場合、EGFBの代替性は若年世代よりも中高年世代の方がより強く観察された。これは従前の予想通り、老後についての意識の強さと公的年金制度への不信感の程度が影響しているものと考えられる。更に、公的年金資産であるEGFBを(1)式に基づいて細分化し、(8)式のモデルを用いた推計を行った。これらの推計結果からは、過去に支払った厚生年金保険料の蓄積額を表す ACC は、若年世代では統計的に有意とはならなかったものの、中高年世代では -1 に近い値が観察されている。ここから、中高年世代では厚生年金保険料を老後に向けての積み立ての一種とみなしていると言える。一方で若年世代の結果は、 ACC の絶対額が影響しているのかもしれない。先例研究で代替性が否定された世代間移転額を表す AYP に関しては、若年世代においてかなり高い代替性を示していることが観察された。一方で、中高年世代では AYP の代替性を支持することが出来なかった。家計が AYP の格差によって公的年金制度の不公平性を認識していると考えれば、本稿の結果から、将来 AYP が負値と予想される若年世代の危機意識がいかに大きなものであるかが解る。若年世代は中高年世代よりもネガティブな意味で公的年金制度への関心を高めていると言えよう。

金融ビックバン以降のわが国金融市場にとって、家計の自己責任と自由な選択の達成がメインテーマの1つとなっている。家計を取り巻く制度への不信が、家計の自由な選択を束縛する事態は緊急に改善されるべきである。

注

** 本稿は2000年11月に開催された日本金融学会(九州大学)で発表した論文に、加筆修正を加えたものである。

本稿執筆にあたり、匿名のレフェリー・首藤恵先生（中央大学）・村本孜先生（成城大学）・金子隆先生（慶応義塾大学）・松浦克巳先生（横浜市立大学）・田村茂先生（中央大学）、ならびに「日本の金融システムに関する研究会」（関西経済研究センター、2000年12月）出席者の諸先生方から有益かつ貴重なコメントを頂戴しました。記して感謝いたします。

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口：平成9年1月推計』によると、わが国の65歳以上人口の比率は1990年に12%であったものが、2050年では32.3%を占めると予想されている。
- 2) 例えば、駒村・渋谷・浦田 [2000] 第7章。
- 3) 例えば、太田・桜井 [1994] では郵政研究所のアンケート調査をもとに公的年金制度への期待度が与える影響を分析している。また、太田・桜井 [1994] の結果では若年世代ほど公的年金制度への期待度は低くなっており、制度への期待度が低いほど貯蓄率が高く、老後の就業意識が強くなっている。
- 4) このような公的年金資産の代替性を否定する結果に対して、駒村・渋谷・浦田 [2000] では家計が公的年金資産を安全資産とはみなさなくなったとの解釈をその理由として挙げている。
- 5) コーホートとは、統計用語で、ある特定の期間内に生まれた人の集団を意味する。
- 6) 公的年金制度に関する不公平性については、最近では橘木 [2000] にて論じられている様に、世代間の公平性を示す垂直的公平の他に所得を基準とした水平的公平の概念も重要である。
- 7) 賦課方式においてのみ生じる世代間移転部分（AYP）に関しては、その代替性の有無によってRicardo-Barroの中立命題の成否を論じることが出来る。本稿と同じく個票データを用いて推計を行っている高山編 [1992] ではAYPの代替性を否定しているが、中立命題の成立については懐疑的である。
- 8) 例えば、小巻 [1995] では貯蓄率に対する年金給付額の影響を観察している。この推計結果では、40代と50代において貯蓄率引き下げの効果が顕著となっており、この世代が年金を意識する世代であることが理由として挙げられている。
- 9) 本稿で用いている資産は金融資産に実物資産を含めた広義資産である。その内訳は、普通預金、定期預金、大口定期預金、通常郵便貯金、定額・定期貯金、ビック・ヒット、信託貯蓄、債券、株式、MMF・MMR・中国ファンド、証券投信、外貨預金、抵当証券・商品ファンド、社内預金・財形貯蓄・ミリオン、一時払い養老保険満期受取額、積立型損保返戻金総額、居住土地評価額、その他土地評価額、その他評価額となっている。
- 10) この生命保険料支払いダミーは、世帯主が生命保険に加入する目的として予備的動機の外に、死亡時の生命保険料を遺産として残す目的も考えられることから、遺贈の意思の有無を表している。
- 11) 先行研究では世帯主の年齢が説明変数として使用されているが、年齢変数と所得変数との間に高い相関性が懸念

されるため、世帯主年齢変数の代理として家計のライフステージを表すStageダミーを採用した。

- 12) ここでは、公的年金変数を算出した際に用いた厚生省『平成10年簡易生命表』から男女別・誕生年別に生存確率を求め、100歳を生命限度として期待値を算出している。
- 13) 本稿では実質利子率 r と時間選好率 δ が等しいとの仮定において分析している。これは家計による最適な選択を前提としている。
- 14) 家計の保有資産による制限を行わない1125サンプルを用いた推計結果では、公的年金資産変数に関して意味のある結果が得られなかった。資産上位家計については、富裕層ゆえに老後の生活資金を公的年金資産で賄う必要性が低い可能性がある。この点のみを考慮して保有資産上位5%をサンプルから除いた計1056サンプルでの推計では、本稿で示した値と近い結果が得られている。しかしながら、公的年金資産を細分化した推計では、若年世代においてAYPの係数が負の符号を示しているものの、値もより不完全代替となり、統計的に有意性も低下している。ここから、若年世代には保有資産が少額な家計が多く含まれており、流動性の制約が推計結果に影響を与えている可能性が考えられる。
- 15) 『平成9年版年金白書』において、厚生省は厚生年金給付額の削減に関して5つの選択肢を提示している。このうちA案は1994年度改正を維持した場合、B案は厚生年金保険料を月収の30%以内に抑制、C案は厚生年金保険料を年収の20%程度に抑制、D案は厚生年金保険料の現状維持、E案は厚生年金の民営化を提案している。続いて厚生省は、1998年5月の年金改革に関する有識者調査によって支持されたC案に関して、同年10月に更に具体的な3つの改革案を提示した。本稿では5つの選択肢の中から、将来の厚生年金保険料として1999年度公的年金制度改正案の土台となったC案の第1案を採用している。
- 16) クロスセクションデータを用いた推計を行う場合、誤差項の分散不均一性の問題に配慮する必要がある。そこで本稿では、誤差項の分散不均一性を仮定する必要がある最小絶対偏差法（LAD）を用いている。
- 17) 本稿で得られたACCの係数は全世代においては-1.050～-0.902、中高年世代においては-1.159～-1.058であるが、この値は1969年～1980年のマクロデータを用いた推計を行っている野口 [1982] の結果と近い。野口 [1982] では-1.179～-0.938の推計結果であった。
- 18) (1) 式よりEGFBを細分化し、バイアス修正前の(2)式のモデルによってAYPの推計を行った結果では、家計全世代に関してAYPは0.082～0.112と正の符号を示し、F値も0.3以上で統計的に有意とはならなかった。
- 19) その他の変数について、家計の年間所得を表すY変数は、統計的に有意な0.755～0.863の値を安定的に示している。この年間所得の係数は先行研究と比較しても妥当な値であると思われる。Stageダミーは、波はあるもののStageの進行とともに家計保有の私的資産が増加していることを示している。D1～D7で表している各種ダミー変数のうちでは、D2の学歴ダミー、D5の生命保険料支払い

ダミー、D6の退職金受け取り予定ダミーとD7の持ち家ダミーが統計的に支持された。このうちD5の結果は、世帯主が生命保険に加入している家計は遺産相続の意思があるものと解釈出来るため、ライフサイクル仮説における遺産動機の妥当性を示していると言える。

参考文献

- 麻生良文 [1990]「公的年金制度と貯蓄」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄-資産選択』第5章, ぎょうせい。
- 麻生良文 [2000]「公的年金の所得移転」『経済研究』Vol.51, No.2, April, pp152-161。
- 太田清・桜井俊行 [1996]「公的年金と貯蓄行動, 高齢期就業-1994年郵政研究所アンケート調査による分析」高山憲之他編『郵政研究所研究叢書: 高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』第7章, 日本評論社。
- 大竹文雄 [1990]「公的年金資産と家計の資産選択行動」貯蓄経済研究センター編『人口の高齢化と貯蓄資産選択』第4章, ぎょうせい。
- 駒村康平・渋谷孝人・浦田房良 [2000]『年金と家計の経済分析』東洋経済新報社。
- 小巻泰之 [1995]「人口構造の高齢化と貯蓄・資産選択についての一考察: 高齢者の貯蓄行動と保険年金需要」『フィナンシャル・レビュー』February。
- 小口登良・木村陽子・八田達夫 [1994]「日本の公的年金の再分配効果」石川経夫編『日本の所得と富の分配』第10章, 東京大学出版会。
- 佐々木基彦・橋本俊詔 [1985]「公的年金制度が世代別貯蓄率と資産形成に与えた影響」『季刊社会保障研究』Vol.21, No.1, Summer, pp59-71。
- 高山憲之編 [1992]『ストック・エコノミー』第6章, 東洋経済新報社。
- 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。
- 橋本俊詔 [2000]『セーフティ・ネットの経済学』日本経済新聞社。
- 中山光輝 [1997]「個人の貯蓄行動と公的年金制度の

経済効果」『フィナンシャル・レビュー』December, pp73-112。

- 野口悠紀雄 [1982]「わが国公的年金の諸問題」『季刊現代経済』Autumn, pp18-33。
- 八田達夫・小口登良 [1999]『年金改革論: 積立方式へ移行せよ』日本経済新聞社。
- 村本孜 [2000]「金融制度改革と家計の金融資産選択」『季刊家計経済研究』45号, 冬, pp15-22。
- 吉川薫 [1982]「公的年金は個人貯蓄を減少させるか?」『EPS』4月号, pp70-77。
- Diamond, P.A. and J.A. Hausman [1984] "Individual Retirement and Savings Behavior," *Journal of Public Economics*, 23, pp81-114。
- Diamond, P.A. [1996] "Proposals to Restructure Social Security," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.10, No.3, Summer, pp67-88。
- Diamond, P.A. [1998] "Macroeconomic Aspects of Social Security Reform," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp1-88。
- Dicks-Mireaux, Louis and Mervyn King [1984] "Pension Wealth and Household Savings: Tests of Robustness," *Journal of Public Economics*, 23, pp115-139。
- Feldstein, Martin. [1974] "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol.82, No.5, pp905-926。
- Feldstein, Martin and Anthony Pellechio [1979] "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence," *The Review of Economics and Statistics*, August, Vol.61, No.3。
- Feldstein, Martin. [1996] "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," *National Tax Journal*, Vol. XLIX, No.2, June, pp151-164。
- Gale, William G. [1998] "The Effects of Pensions on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political*

- Economy*, Vol.106, No.4, pp706-723.
- Hubbard, R.Glenn.[1986] "Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence, " *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.18, No2, May, pp167-178.
- Kato, Ryuta.[1998] "Transition to an Aging Japan: Public Pension, Savings and Capital Taxation," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, pp204-231.
- Kotlikoff, L.J.[1979] "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *The American Economic Review*, Vol.69, No.3, June, pp396-410.
- Poterba, J.M., S.F.Ventnti and D.A.Wise [1997] "The Effects of Special Saving Programs on Saving and Wealth," in M.D.Hurd and N.Yashiro (ed.), *The Economic Effects of Aging in the United States and Japan*, The University of Chicago Press, pp217-240.
- (中央大学大学院経済研究科博士後期課程)