

## 公的年金給付の家計貯蓄率への影響について

増淵勝彦

### I はじめに

高齢化の進展は社会保障制度を通じてマクロ経済に対して様々な影響を及ぼす。そのうちここでは、特に公的年金制度を取り上げ、高齢化に伴う社会保障制度の成熟化がマクロの貯蓄率に及ぼす影響を検討してみたい。これは、それ自体興味深いテーマであることに加え、現在の主要な政策課題の一つである社会保障制度改革が日本経済の中長期的な成長率パスや財政収支等のマクロバランスに及ぼす影響を評価する上でも有意義と思われる<sup>1)</sup>。経済のグローバル化の進展に伴い、資本蓄積が国内貯蓄に規定される程度は以前より低下していると考えられるものの、国内貯蓄が経済成長の源泉としての資本蓄積の主たる担い手であることは変わらないからである。

### II 考え方

この問題に対してはライフ・サイクル仮説、世代重複モデルを始めとして様々な先行研究があるが、いずれも「賦課方式による公的年金制度は貯蓄率を低下させる」ことを示唆している。これに対し浜田(1998)は、この結論がマクロ的には必ずしも真でない場合があり得ることを理論的に示した。以下では、その考え方を簡潔にまとめてみたい。

人々は現役時代に貯蓄をし、引退後にそれを取り崩して生涯の消費水準を平準化するというライフ・サイクル仮説に従えば、高齢化は消費を増加させ貯蓄を減少させる。すなわち高齢化の進展は、

貯蓄率にマイナスの影響を及ぼす。また公的年金は、基本的には老後に備えて家計が行う貯蓄と代替関係にある。したがって、公的年金制度の成熟化は老後用貯蓄の必要性を低下させ、やはり貯蓄率を引き下げる方向に作用すると考えられる。しかし、老後用貯蓄は老後に取り崩されて消費されるのであり、公的年金はこの貯蓄取崩しの必要性も低下させる。したがって、公的年金が個人貯蓄に及ぼす影響は、それによる現役世代の貯蓄の減少と、老後世代の貯蓄取崩しの減少とのどちらが大きいかに依存する。

浜田は、①生涯は現役期間と老後期間の2期間、②貯蓄は老後目的のみ、③公的年金もこれに対応して賦課方式による老齢年金のみを考慮するというフレームワークで個人の生涯の貯蓄・消費の最適パスを導出し、その際に老後世代の貯蓄取崩し減少効果が現役世代の貯蓄減少効果を上回る、すなわち公的年金によってマクロの個人貯蓄率が上昇するための条件を導いた。その上で浜田は、時間選好率および相対的危険回避度について一定値を想定してシミュレーションを行い、わが国では2000年頃以降、公的年金が高齢化による貯蓄率の低下を緩和し、下支えをする可能性があることを示唆している。

以下では、この仮説の検証を試みてみたい。

### III 分析方法

この仮説の検証は、直接的には、導かれた条件下で公的年金給付が個人貯蓄率に及ぼす影響を分析することであろう。しかし、上記のシミュレーションにも示されるように、わが国の高齢化の進

展は先進諸国の中では後発であるため、現時点でわが国だけのデータからこの影響を検証することは恐らく困難と思われる。そこでここでは、より間接的な方法ではあるが、わが国を含む OECD 諸国のデータを用いてパネル分析を行うことにより貯蓄率関数を推計し、これら諸国における平均的な効果を検証するという方法を試みた。分析に用いたのは、カナダ、アメリカ、日本、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、ノルウェー、スウェーデン、イギリスの 13 カ国である<sup>2)</sup>。貯蓄率関数の定式化は、稲田・小川・玉岡・得津 (1992) および稲田 (1993) を基本的に踏襲した。ただしこれらの研究では社会保障制度を内生化したマクロ計量モデルを構築することが主目的であるため、貯蓄率関数の推計においてもプールデータに国別ダミーを適用するという手法が先験的に採用されている。しかしここでは、国ごとの個別効果の有無を検証することが可能なパネル分析を用いた。また上記の研究では、資本蓄積の決定要因として用いる必要上、貯蓄率に民間貯蓄率が選択されているが、ここでは家計の貯蓄行動の分析が主目的であるため、家計貯蓄率を採用した。更に次の 2 つの変数を説明変数に加えた。①財政収支 (中央および地方政府合計の財政収支の対名目 GDP 比) ——これは近年は各国でも民間経済主体の意思決定にあたり財政収支の動向がより注目されるようになった——「リカードの中立命題」<sup>3)</sup> が成立しやすい状況が生まれてきた——と考えられることを踏まえたものである。②金融機関対民間貸出の対前年増加分 (対名目 GDP 比) ——これは、流動性制約が貯蓄に及ぼす影響を考慮するため、先行研究の例 (Norman 他 (2000)) に基づき、家計の借入れの容易さを表す指標として用いられる。結果として説明変数は、生産年齢人口の 1 人当たり名目 GDP に対する高齢者人口の 1 人当たり公的年金給付の比率 (マクロ的な「代替率」に相当) で定義される公的年金制度の成熟度指数 (MPP)<sup>4)</sup>、総人口に占める 65 歳以上人口の比率で定義される人口の高齢化指数 (OLD)、実質 GDP でみた 1 人当たり実質所得の成長率

(RGDP)、財政収支の対名目 GDP 比 (BG)、金融機関対民間貸出残高の増加分の対名目 GDP 比 (BCPS) である<sup>5)</sup>。貯蓄率関数は次のように定式化される。

$$SR = f(MPP, OLD, RGDP, BG, BCPS)$$

$$MPP = (PPB/POP65)/(GDPN/POP1564)$$

$$OLD = POP65/POP$$

$$RGDP = \{(GDP/POP)/(GDP/POP)_{-1} - 1\} \times 100$$

$$BG = FB/GDPN \times 100$$

$$BCPS = (BC - BC_{-1})/GDPN \times 100$$

ただし、SR：家計貯蓄率

PPB：公的年金給付

POP65：65歳以上人口

GDPN：名目 GDP

POP1564：15～64歳人口

POP：総人口

GDP：実質 GDP

FB：財政収支

BC：金融機関の対民間貸出残高

社会保障給付費の国際比較において長年わが国で参照されてきたのは ILO 基準データだが、公的年金が明示的に示されることになる新集計結果 (第 19 次調査 (1994～96 年)) は、現在各国のデータが順次公表されているところであり、まだ出揃っていない。そこで、ここでは、OECD の社会支出統計 (SOCX) から公的年金に相当する給付を合計することにより公的年金給付額を算出した<sup>6)</sup>。公的年金制度成熟度指数のパラメータの符号は、仮説によりプラス・マイナスの両方があり得る。高齢化指数はライフ・サイクル仮説によりマイナス<sup>7)</sup>、実質所得の成長率は、高成長が貯蓄余力を生み出すことによりプラス、財政収支 (対名目 GDP 比) は、財政赤字の拡大が将来の増税を予想させることによりマイナスが期待される。金融機関対民間貸出の増加分 (同) も、その上昇が家計の流動性制約を緩和するためマイナスが期待される。推計期間は 1980～96 年の 17 年間である。いくつかの試算の結果、1980 年代では前後

半で目立った変化が認められないため、以下では、全期間および1980年代と90年以降の2期間について検討した。

#### IV 分析結果

##### 1 全期間

まず、全期間を推計期間とした場合の結果は表1のとおりである。固定効果モデルと変量効果モデル<sup>8)</sup>との差の有意性に関する検定(Hausman検定)の $\chi^2$ 統計量は1%有意水準で有意であり、国ごとの個別効果の存在を認める固定効果モデルが採択される。MPPとOLDのパラメータはいずれも有意にマイナスであり、予想どおり公的年金制度が成熟化するほど、また高齢化が進展するほど家計貯蓄率が低下することが分かる。BGのパラメータも高い有意性でマイナスであり、財政収支の赤字化は貯蓄率を上昇させる傾向がみとれる。またBCPSのそれも、やや有意性は劣るもののマイナスとなった。借入りの容易さの高まりは、家計貯蓄率を引き下げる効果があったものとみられる。しかしRGDPのパラメータは、プラスが期待されたが、事前の予想に反して有意にマイナスであった。これは、分析対象国の多く

において推計期間を平均すると実質個人消費の増加率が実質成長率より高かったことの反映であるが、その説明は今後の課題として残っている。

##### 2 1980年代

1980~89年を推計期間とした結果は表2のとおりである。Hausman検定により、ここでも固定効果モデルが採択される。MPP、OLD、BCPSおよびBGのパラメータが事前の予想どおり有意にマイナスであるのは全期間で推計した場合と同じだが、RGDPのそれは有意でなくなった。またパラメータの絶対値をみると、MPPおよびOLDの影響度は全期間の場合より有意に大きく、BGのそれは小さい。BCPSの影響度には有意な差はみられない。これらから、分析対象国において、①年金制度の成熟化と高齢化の進展が家計貯蓄率を引き下げた効果は相対的に80年代に大きかったこと、②財政収支の動向が家計貯蓄率に及ぼす影響は、80年代と比較して90年代には高まった可能性があること、等が示唆される。

##### 3 1990年代

1990~96年を推計期間とした結果は表3のとおりである。 $\chi^2$ 統計量は6.24と5%有意水準で有意でなく、個別効果が存在しないという仮説を棄却できない(棄却した場合の過誤の確率は

表1 全期間で推計した家計貯蓄率関数

	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数	家計貯蓄率	同左
説明変数		
公的年金制度の成熟度指数 (MPP)	-19.910*** (-3.440)	-5.783 (-1.200)
高齢化指数(OLD)	-1.491*** (-9.056)	-1.340*** (-8.678)
1人当たり実質所得の成長率 (RGDP)	-0.185** (-2.788)	-0.163** (-2.459)
財政収支の名目GDP比 (BG)	-0.404*** (-5.470)	-0.340*** (-4.826)
金融機関対民間貸出増の 名目GDP比(BCPS)	-0.0894** (-2.596)	-0.0695* (-2.046)
自由度修正済R <sup>2</sup>	0.843	0.122
$\chi^2$ 統計量(自由度)	21.078(5)***	

注) ( )内はt値。

\*\*\*, \*\*, \*は各々1%, 5%, 10%有意水準で有意。以下の表も同じ。

表2 1980年代で推計した家計貯蓄率関数

	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数	家計貯蓄率	同左
説明変数		
公的年金制度の成熟度指数	-27.530*** (-4.734)	-8.742 (-1.829)
高齢化指数	-2.451*** (-6.699)	-1.672*** (-6.212)
1人当たり実質所得の成長率	-0.162 (-1.783)	-0.196* (-2.184)
財政収支の名目GDP比	-0.334*** (-3.137)	-0.375*** (-3.824)
金融機関対民間貸出増の 名目GDP比	-0.112** (-2.580)	-0.101** (-2.359)
自由度修正済R <sup>2</sup>	0.909	0.278
$\chi^2$ 統計量(自由度)	34.528(5)***	

28.3%)。したがって変量効果モデルが採択される。MPPのパラメータはプラスに転換し、10%有意水準であれば有意となった。BGのそれは、予想どおり有意にマイナスである。しかしOLDのパラメータはマイナスながら絶対値で大きく低下し、有意でなくなった。推計式全体の説明力も、80年代の同じモデルの結果と比較して満足すべきものとはいえない。

この原因は、1つには説明変数の組合せに問題があることが考えられる。試みにMPPを固定効果モデルでBGに単回帰させてみると、極めて強い線型関係があることが分かる<sup>9)</sup>。したがって、

この2変数間には多重共線性が存在している可能性が高く、同時に説明変数とすると安定したパラメータを得ることが困難とみられる。

そこで、説明変数からBGおよびMPPをそれぞれ除外してみた場合の結果が表4である。やはり、いずれの場合も国ごとの個別効果が存在しないという仮説は棄却できず(棄却した場合の過誤の確率はBG除外ケースで32.2%、MPP除外ケースで25.5%)、変量効果モデルが採択される。BG除外ケースについて表3の結果と比較してみると、MPPのパラメータはプラスでより有意性が高く、その絶対値も80年代のそれにほぼ等しい水準となった。他方、OLDのパラメータは表3と同様にマイナスながら絶対値で大きく低下し、有意でない。BCPSで表される流動性制約の程度も、やはり有意な説明力を示していない。しかし推計式全体の説明力は、若干の改善をみている。次にMPP除外ケースについて表3の結果と比較してみると、BGのパラメータが絶対値で大きくなったことが目立っている。しかし、推計式全体の説明力は大幅に低下した。表4においてMPP、BGのパラメータの有意性および絶対値の大きさが高まったことは、各々が他方の説明する変動部分を吸収した結果であり、両変数の説明力として額面どおり受け取ることはできない。しかし、MPPを除外した場合の方が情報量の損失が相対的に大きいことは窺うことができる。

表3 1990年代で推計した家計貯蓄率関数(1)

	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数 説明変数	家計貯蓄率	同左
公的年金制度の成熟度指数	2.833 (0.233)	14.210* (2.024)
高齢化指数	-0.677 (-1.765)	-0.423 (-1.365)
1人当たり実質所得の成長率	-0.157* (-2.250)	-0.143* (-2.080)
財政収支の名目GDP比	-0.418*** (-4.343)	-0.343*** (-4.157)
金融機関対民間貸出増の名目GDP比	0.0508 (1.224)	0.0674 (1.713)
自由度修正済R <sup>2</sup>	0.875	0.132
χ <sup>2</sup> 統計量(自由度)	6.243(5)	

表4 1990年代で推計した家計貯蓄率関数(2)

	固定効果モデル	変量効果モデル	固定効果モデル	変量効果モデル
被説明変数 説明変数	家計貯蓄率	同左	同左	同左
公的年金制度の成熟度指数	35.006*** (3.267)	26.267*** (4.030)		
高齢化指数	-0.517 (-1.216)	-0.521 (-1.582)	-0.696 (-1.870)	-0.403 (-1.269)
1人当たり実質所得の成長率	-0.0820 (-1.087)	-0.0886 (-1.180)	-0.161** (-2.368)	-0.166** (-2.453)
財政収支の名目GDP比			-0.432*** (-5.699)	-0.421*** (-5.687)
金融機関対民間貸出増の名目GDP比	-0.0166 (-0.366)	0.00964 (0.239)	0.0484 (1.211)	0.0594 (1.516)
自由度修正済R <sup>2</sup>	0.845	0.199	0.877	-0.0264
χ <sup>2</sup> 統計量(自由度)	4.681(4)		5.326(4)	

#### 4 日本を除いた場合

前述のとおり、わが国においては、公的年金給付が家計貯蓄率を下支えする段階にはまだ到っていない可能性が高い。そこで、これまでの分析を日本を除いた欧米12カ国のデータのみについて行ってみた。表5は、その結果を検定により採用されたモデルのみについてまとめて示したものである。日本を含む結果と比較すると、90年代において公的年金給付が家計貯蓄率を下支えする傾向に転じた可能性がより明確に示されているとみられる。

以上、各期の結果を総合すると、分析対象国全体の傾向として1990年代に、①公的年金制度の成熟化は家計貯蓄率を引き上げる、あるいは少なくとも下支えする効果を持った可能性があること、②高齢化および流動性制約の緩和が家計貯蓄率に及ぼす影響は、80年代ほど明確でなくなった可能性があること、③80年代には明確であった国ごとの個別効果も棄却されるようになったこと等が指摘できる。

①の結果の安定性にはまだ疑問が残り、確定的なことは言いにくい<sup>10)</sup>。また、仮に①の結果が真であるとしても、別の理論的枠組みで解釈することも可能かもしれない<sup>11)</sup>。しかし、分析対象国を平均してみると、公的年金制度の成熟度が家計貯蓄率に及ぼす影響が変化しつつあることを示している可能性は、否定できないと思われる。②につ

いても同様の解釈は可能かもしれないが、その理由は明らかでない。むしろこの結果は、例えば高齢化の影響は65歳以上人口の構成比のみでは十分には捉えきれず、異なる貯蓄性向を持つ年齢階層別の構成比の変化を個々の国ごとにより細かく把握する必要があることを示している、と解釈すべきかもしれない。また③は、国ごとの貯蓄率の相違を縮小させる何らかの要因が作用している可能性を示唆する。1人当たり所得水準の収斂等が候補の可能性はあるが、ここでは明らかでない。

#### V ま と め

以上の結果を公的年金給付の影響を中心にまとめると、暫定的ながら次のような結論が導かれる。ただし、これらはいずれも可能性に留まり、今後より厳密な検証が必要であることは言うまでもない。

- (1) OECDの13カ国の平均的傾向をみると、1980年代においては、高齢化の進展と公的年金制度の成熟化がともに家計貯蓄率を引き下げる方向に作用した。しかし90年代に入ると、公的年金制度の成熟化は、老後世代の貯蓄取崩しを減少させることにより家計貯蓄率を引き上げる、あるいは少なくとも下支えする方向に働いている可能性がある。

表5 日本を除いた場合の家計貯蓄率関数

推計期間	全期間	1980年代	1990年代	1990年代	1990年代
関数型	固定効果モデル	同左	変量効果モデル	同左	同左
被説明変数	家計貯蓄率	同左	同左	同左	同左
説明変数					
公的年金制度の成熟度指数	-21.287*** (-3.359)	-32.500*** (-5.364)	19.851*** (3.189)	29.609*** (4.839)	
高齢化指数	-1.907*** (-9.298)	-2.962*** (-7.331)	-0.364 (-1.068)	-0.663 (-1.853)	-0.304 (-0.806)
1人当たり実質所得の成長率	-0.201*** (-2.945)	-0.171 (-1.876)	-0.141 (-1.941)	-0.0826 (-1.056)	-0.174** (-2.434)
財政収支の名目GDP比	-0.447*** (-5.779)	-0.381*** (-3.530)	-0.336*** (-3.961)		-0.437*** (-5.579)
金融機関対民間貸出増の名目GDP比	-0.0765** (-2.156)	-0.108** (-2.492)	0.0886* (2.180)	0.0276 (0.671)	0.0703 (1.722)
自由度修正済R <sup>2</sup>	0.837	0.908	0.404	0.340	0.0362

- (2) この傾向が仮にわが国においても妥当するとすれば、現在の事実上の賦課方式による公的年金制度が将来において貯蓄率を顕著に低下させ、資本蓄積と経済成長を阻害するという事態は避けられる可能性がある。
- (3) 分析対象国の平均的傾向として経済成長率と家計貯蓄率がマイナスの相関を示すこと、80年代には明確であった貯蓄率の国ごとの個別効果が90年代には棄却されるようになったこと等、今後説明すべき課題は多く残された。

## 謝 辞

本稿の作成に当たっては、植村尚史・国立社会保障・人口問題研究所副所長、尾形裕也・社人研社会保障応用分析研究部長（現・九州大学医学部教授）、金子能宏・同部第1室長、加藤久和・社人研社会保障基礎理論研究部第4室長、石川達哉・ニッセイ基礎研究所経済産業調査部門主任研究員、及び本誌の2名のレフェリーより、各々ご専門の立場から大変有益なコメントを賜った。また勝又幸子・社人研総合企画部第3室長からは、OECD社会支出統計をご提供頂き、その加工方法についてご教示を賜った。これらの方々へ改めて御礼申し上げます。

（平成13年8月投稿受理）

（平成13年10月採用決定）

## 注

- 1) このための有力な分析手段の1つは、社会保障制度を内生化した長期マクロ経済モデルによるシミュレーション分析である。一般的に長期マクロモデルにおいては、主として供給側の要因が成長率パスを決定する。労働力や資本ストックが希少な生産要素である限り、価格調整が十分に働かず長期においては、それらが遊休し続けるとは考えられないからである。長期マクロモデルの生産水準決定に至る典型的なフローは次のように示される。

異時点間の消費、貯蓄率の決定→設備投資の決定→資本ストックの蓄積→（生産関数）→GDP

↑  
総人口→労働力人口の決定

したがって、貯蓄率をどう定式化するかがポイ

ントとなる。しばしば用いられるのは、高齢化比率、労働生産性上昇率、公的年金の代替率等を説明変数とする貯蓄率関数を推計し、貯蓄率の内生化を図る方法である。公的年金の代替率には、貯蓄率に対するマイナスの効果が期待される。今回の分析は、この方法が現実を十分近似し得るか検討する意味も持っている。

- 2) OECD “Social Expenditure Database 1980-1996”, “National Accounts”, United Nations “Demographic Yearbook”, IMF “International Financial Statistics” より、ほぼ継続して必要なデータが入手できる OECD 加盟国を可能な限り網羅した結果である。
- 3) 公債の発行で公共投資を追加しても、人々が将来の増税に備えて消費を抑制するため、民間部門の行動に影響を与えることはないとする考え方。現在のように公的債務が急増する過程では、この命題が妥当する状況が成立しやすくなると考えられる。
- 4) Feldstein (1995) は、社会保障制度が貯蓄率に与える影響を分析するに当たっては、期待年金資産額（将来受け取ることが期待される年金総額の割引現在価値）というストック概念が有効であることを重ねて実証している。MPP のようなフロー概念よりこちらの方が望ましいことは明らかと思われるが、クロスカントリーのパネル分析では後者に留まらざるを得なかった。これは今後の課題である。
- 5) 貯蓄率関数の説明変数としてしばしば用いられる物価上昇率、若年層の人口比率（又は高齢者層と合わせた従属人口比率）は、今回の分析では有意な結果が得られなかったため、選択しなかった。
- 6) 公的年金として集計したのは次の7項目である。(1.1) Old age pension, (1.2) Old age civil servant pension, (1.3) Veteran's old age pension, (2.1) Disability pension, (2.2) Disabled civil servant pension, (6.1) Survivors pension, (6.2) Survivors civil servant pension.
- 7) 高齢化の進展は、相対的に貯蓄率の高い若年・壮年層のウェイトを低下、貯蓄率の低い高齢層のウェイトを上昇させることによりマクロの貯蓄率を低下させる。他方、公的年金制度の成熟化は、各年齢層の貯蓄率自体を変化させることによりマクロの貯蓄率を変化させる。したがって、両者の影響は重複しない。
- 8) 個々の企業や家計のように属性の異なる主体のクロスセクションデータの時系列データをパネルデータというが、2変数のパネルデータ  $(X_{it}, Y_{it})$  について、

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \quad (i=1, \dots, N \quad t=1, \dots, T)$$

という関係を分析する場合、 $\alpha_i$  のような属性を考慮する変数を「個別効果」という。ここで  $i$  は

属性,  $t$  は時点,  $u_{it}$  は誤差項を表す。 $\alpha_i$  を確率変数として扱うモデルを「変量効果モデル」、非確率変数(定数)として扱うモデルを「固定効果モデル」と呼ぶ。固定効果モデルは、個別の主体の属性をダミー変数で処理する方法に等しい。

- 9) 1990~96年の期間において、MPPをBGに固定効果モデルにより回帰させた結果は次のとおり。( )内は $t$ 値。BGは社会保障基金を含まないのでMPPの上昇が直接BGを悪化させることはないが、やはり両者の連動性は強い。

$$\text{MPP} = (\text{固定効果}) - 0.00535202 * \text{BG} \\ (-7.741)$$

自由度修正済  $R^2 = 0.983$

- 10) 踏み込んだ結論のためには、各変数の定常性の検定、変数間の共和分関係の検定を始め、一連の頑健性の検証が必要であるが、今回はそこまでには到らなかった。
- 11) 前述のように、期待年金資産額により貯蓄率を説明する理論的枠組みも有力な方法と思われる。また特に90年代の日本については、景気低迷が将来稼ぎ得る所得に関する不確実性を高め、これが予備的動機の貯蓄を増加させているという実証結果も得られている(土居(2001))。これらは今後の研究の発展方向を示唆している。

#### 参考文献

- 稲田義久・小川一夫・玉岡雅之・得津一郎(1992)「年金制度の計量分析——日本経済の成長経路をめぐって——」『季刊社会保障研究』第27巻4号。
- 稲田義久(1993)「日本経済の長期展望：長期マクロモデルによるシミュレーション」細見卓・竹中平蔵編、ニッセイ基礎研究所経済調査部署

『日本経済21世紀への展望』, 有斐閣。

- 勝又幸子(2000)「社会保障給付費の国際比較データの見方と分析」『海外社会保障研究』第130号。
- 高山憲之(2000)『年金の教室』, PHP新書。
- 土居丈朗(2001)「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」内閣府経済社会総合研究所ディスカッションペーパー・シリーズNo.1。
- 浜田浩児(1998)「公的年金と老後用貯蓄」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。
- 古川尚史・高川泉・植村修一(2000)「国民負担率と経済成長——OECD諸国のパネル・データを用いた実証分析——」日本銀行調査統計局ワーキングペーパー・シリーズ。
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ, 井原一磨, 越智田邦史, 南部一雄(1992)「日本の貯蓄率の水準と決定要因について」『フィナンシャル・レビュー』第25号, 大蔵省財政金融研究所。
- Feldstein, Martin (1995) "Social Security and Saving: New Time Series Evidence." NBER Working Paper 5054.
- Norman, Schmidt-Hebbel and Serven (2000) "What Drives Private Saving Across the World?," *The Review of Economics and Statistics*, 82 (2) : 165-181.
- OECD (1999) *Social Expenditure Database 1980-1996*.
- Samwick, A. Andrew (2000) "Is Pension Reform Conductive to Higher Saving?," *The Review of Economics and Statistics*, 82 (2) : 264-272.
- (ますぶち・かつひこ 内閣府経済社会総合研究所主任研究官)