

公的年金制度は家計貯蓄を阻害するか

— 中国の省別パネルデータによる分析 —

王 梅欣

I はじめに

公的年金が家計貯蓄を阻害するかについては、長い間、数多くの研究がなされてきた。Feldstein (1974A, 1996) は、アメリカのマクロデータを使用し、社会保障資産の存在が家計貯蓄を減少させたと指摘している。しかし、単純なライフサイクルモデルに加えて遺産動機などを考慮したその後の研究では異なる結果が示されている。日本においては、吉川 (1982) が、時系列データを見ると公的年金は家計貯蓄を減少させていないが、マイクロデータを見ると社会保障給付の増大が勤労者世帯の貯蓄年収比を低下させることを確認している。増淵 (2000) は日本を含む OECD13 カ国のデータを用いたパネル分析を行い、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が、90 年代に入ると、公的年金制度の成熟化が老後世代の貯蓄取崩しを減少させ、家計貯蓄率を引き上げたか、少なくとも下支える方向に働いた可能性を指摘している。「福祉元年」といわれる 1973 年の公的年金改革に注目し、本間他 (1987) は 1973 年以前には家計貯蓄と公的年金貯蓄とは完全な代替関係が存在したのに対し、1973 年以降では代替関係が見られなくなったことを示している。

中国の社会保障と家計貯蓄に関する研究には、唐 (2000) がある。ここでは、計画経済期の医療保

険や住宅供給などの「実物福祉」が貯蓄率と強い負の関係があることを示しているものの、公的年金制度との関係については触れられていない。袁・宋 (2000) は世代重複モデルを用い、人口年齢構成の変化が最適貯蓄率に及ぼす影響は年金制度の財政方式に関係なく大きいと主張する。蒲 (2003) は 90 年代に中国の家計貯蓄が増加していることは、公的年金の不完備が主な原因であると言及している。ただし、この研究ではデータに基づいた計量分析はなされていない。社会保障とは関係ないが、いくつかの実証研究で、家計貯蓄率が非労働人口あるいは人口高齢化と負の相関があることも示されている (唐 (2001)、若林 (2000) など)。

本稿ではこれらの先行研究を踏まえながら、90 年代以降の省パネルデータを用いて、公的年金が家計貯蓄を阻害させたか否かを明らかにする。続く II 節では推定モデルを示し、III 節では本稿で使用するマクロデータについて説明する。IV 節では推定結果を報告し、V 節で結論を述べる。

II 推定モデルと分析方法

Feldstein (1974A) は、ライフサイクル仮説に基づいた消費関数を導出し、説明変数に社会保障資産を取り入れることで、公的年金が家計消費 (貯蓄) に与える影響を分析している。本稿では、Feldstein (1974A) 以降分析されてきた一連の手法を参照し

て、中国の家計貯蓄率関数を推計する。推計の基本モデルは、

$$s_{it} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{yd_{it}} + \beta_2 \frac{pension_{it}}{yd_{it}} + \beta_3 x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

である。 i は省、 t は年、 s は家計貯蓄率、 yd は可処分所得、 $pension$ は公的年金変数、 x はその他の省の属性を表す。 β_2 が公的年金と家計貯蓄の関係を表す注目係数となる。先行研究でも指摘されてきたように、公的年金が家計貯蓄を減少させる効果には、資産代替効果、不確実性縮小効果などが挙げられる。前者は、公的年金の存在により、老後に備える貯蓄が代替されるため、その分だけ家計貯蓄が減少するという効果である。後者は年金がリスクをプールすることにより、将来不安に備える貯蓄が減少するという効果である。これらに対して、認識効果、到達可能性効果などの増加効果もある。前者は公的年金の加入により、老後資金の蓄積に対する重要性を認識させ、家計貯蓄を増加させる効果である。後者は公的年金の加入で、老後の生活に必要な生活費の何割が年金で保障されるかを把握でき、その残りを家計貯蓄を通じて達成させるため、貯蓄意欲がより高まるという効果である。減少効果と増加効果を合わせた上で、 β_2 の符号が負であれば、公的年金の家計貯蓄を減少させる効果の方が大きいと判断され、公的年金の家計貯蓄阻害効果が確認される。

先行研究に基づき、(1)式の x には高齢人口比率、年少人口比率、失業率を考える。現役時の貯蓄を高齢時に取崩して消費するというライフサイクル仮説が正しければ、高齢人口比率の係数の符号は負であると期待される。同様の理由で、年少人口比率の係数の符号も負が期待される。失業率の上昇が収入の減少、貯蓄の減少を意味するならば、失業率の係数は負となるが、自分が将来において失業する可能性の高まりをとらえるなら、以前より貯蓄を増加させる。先行研究で説明変数と

して使われている企業内部留保とストックの家計純資産は、中国のパネルデータを入手できないのでモデルから外す。これによって生じる問題については、推定結果の解釈の際に述べる。

本稿は、省別効果や時間効果を考慮できるパネル分析を固定効果モデルと変量効果モデルで推定する。(1)式の誤差項は $u_{it} = \mu_i + \nu_{it}$ ； μ_i は省別効果、 ν_{it} は省別効果以外の要素でi.i.d.に従うとする。 ν_{it} が不均一分散を持つ時、Whiteの修正を行う。さらに、 ν_{it} に系列相関が存在する時、それを考慮しないモデルの推定値は一致性を持つが有効性を持たない。そこで、 ν_{it} がAR(1)プロセスに従うとする場合の推定も行う。省別効果に加えて時間効果も入れる場合、誤差項は $uit = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$ ； λ_t は時間効果と書ける。以下では年ダミーを入れることで時間効果をとらえた結果も示す。

III データ

本稿で使用した各変数の定義を表1に記載する。(1)式で最も重要な変数は「公的年金変数」である。Feldstein(1974A)では、社会保障資産の割引現在価値を計算するために、1人当りの可処分所得に占める定年者の年金給付の比率や、1人当りの実質可処分所得の成長率、実質利子率を一定と仮定している。ここで、中国についてこれらを仮定すれば計算を誤る恐れがある。中国では90年代以来経済が急速に発展しており、これらの仮定が当てはまらないからである。また、そもそもデータの制限があるので、将来年金給付の割引現在価値を計算することは難しい。実際、Feldstein(1974A)以降の論文では、社会保障資産ではなく、「社会保障税」、「受給者1人当りの社会保障給付×(被保険者数/労働力人口)」、「社会保障のカバーの有無のダミー」、「高齢者1人当りの社会保障給付/1人当り所得」、「(公的年金給付/65歳以上人口)/(名目

表 1 変数の定義

変数名	データの出所	データの範囲	変数の定義
家計貯蓄率 年金保険料率	中国統計年鑑 中国労働統計年鑑	都市部 都市部+農村部	$(\text{可処分所得} - \text{消費支出}) / \text{可処分所得}$ $[(\text{年金基金収入} / \text{年金加入者数}) \times (\text{年金加入者数} / \text{総人口})] / \text{可処分所得}$
高齢人口比率	中国統計年鑑	都市部+農村部	65歳以上人口 / 15-64歳人口
年少人口比率	中国統計年鑑	都市部+農村部	14歳以下人口 / 15-64歳人口
失業率	中国統計年鑑	都市部	失業者数 / (在職者数 + 失業者数)
可処分所得の逆数	中国統計年鑑	都市部	1 / 可処分所得

注：データの問題としては、データの範囲が同一ではないことが挙げられる。公的年金に加入する者は主に都市部人口なので、「年金保険料率」はそのまま都市部データと見なす。「高齢人口比率」と「年少人口比率」の都市部データがないため、省レベルのデータを近似的に都市部データとして扱う。なお、可処分所得と消費支出は消費者物価指数で実質化したものを使用する。

GDP / 15 ~ 64歳人口)」などを用いている(Munnell 1974 ; 1976, Barro 1978¹⁾、Feldstein 1974B、Koskela-Viren 1983、吉川 1982、増淵 2000 など)。これらの論文を参考して、「年金基金収入」を「年金加入者数」で割り、在職年金加入者一人当たりが納付する保険料を作る。さらに、各省で公的年金に加入している比率は異なる。この加入率の差を取り除くために、一人当たりの保険料に加入率を掛けたものを可処分所得で割り代替率として求める)、「年金保険料率」と名づける。加入率は「年金加入者数」と「総人口」から算出する²⁾。

「年金基金収入」には賦課方式で運営される場合の基金収入と積立方式で運営される場合の基金収入がある。前者は主に企業が納付する保険料収入で構成され、保険料を納付することが困難な企業は、国家が提供する補助金収入によって構成される場合もある。そのほかに、国債を購入する場合の投資収益、利子収益、保険料の納付が遅れた場合の滞納金、社会团体あるいは個人の寄付金などの収入が含まれる。積立方式で運営される場合の基金収入には個人が納付する保険料収入、投資収益、利子収益、滞納金、寄付金などの収入が含まれる。

同年鑑に「年金基金支出」があるので、これを「年金加入退職者数」で割ることで、一人当たりの

年金給付額を計算することも可能である。「年金保険料率」の計算と同様に、一人当たりの年金給付額に加入率を掛け、可処分所得で割った「年金給付額率」が求められる。「年金保険料率」と「年金給付額率」のどちらを用いても以下に示すインプリケーションは大きく変わらないため、以下では「年金保険料率」を用いた結果のみを掲載する。老後のための貯蓄を行うのは現役世代であるので、給付額率よりも保険料率の方が家計貯蓄率への反応をみるのに適していると考えられるからである。このことは、特に1997年以降の分析に当てはまるだろう。中国では、1990年代初期まで、賦課方式の公的年金制度を採用していた。1993年に広東省を実験地域として、賦課方式と積立方式が併用された部分的積立方式という新しい公的年金制度が実施され、1996年末までにはこの新制度が全国へ拡大した。そして、1997年に公的年金の積立部分の保険料納付比率は全国一律に11%と設定された。部分的積立方式への移行により、積立部分に納める保険料は将来自分の給付となる。また、現役世代の将来における年金の給付水準は、現在の受給者の給付水準と等しいわけではなく、将来の年金給付額の現在価値を正しく求められない限り、「年金給付額率」は適切な指標にならない。個人が支払う保険料率や予定給付額率のマイクロ

表2 記述統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
	1992～1996年(標本数145)				1999～2003年(標本数155. ただし, 失業率は153)			
家計貯蓄率	0.18	0.026	0.12	0.26	0.21	0.042	0.08	0.29
年金保険料率	0.04	0.022	0.01	0.13	0.08	0.047	0.03	0.36
高齢人口比率	0.09	0.022	0.05	0.17	0.11	0.025	0.06	0.22
年少人口比率	0.41	0.079	0.23	0.58	0.32	0.080	0.12	0.58
失業率	2.88	1.291	0.40	7.40	3.49	0.831	0.60	6.50
可処分所得の逆数	2.40	0.555	1.14	3.58	1.54	0.371	0.67	2.26

注:失業率のデータには,1999年と2001年のチベットのデータはない。

データの利用が望ましいことはいうまでもないが、入手できない。

分析は、1992～1996年と1999～2003年に分けて行われる。公的年金資産を計算するための上記のデータの統計基準が1997年以前と1998年以降で異なり、連続したデータは得られないためである。90年代に入り、それまで企業が管理してきた年金保険料の徴収と給付は保険会社あるいは税務機関を通して管理されることになった。しかし、一部の中央部門と大型国営企業はこの「社会統一管理」に入らず、以前のおりに各自の部門と企業で年金を管理しているため、1992～1998年の「年金基金収入」、「年金基金支出」、および1992～1997年の「年金加入者数」、「年金加入退職者数」には、これらの部門と企業のデータが含まれていない。記述統計量を表2に掲載する。

各省の家計貯蓄率を比較すると、江西省、山東省、海南省は長期的に家計貯蓄率の高い省であることが分かる。特に、江西省は2000年から4年連続全国で最も高い。一方、重慶市³⁾は直轄市になって以来、家計貯蓄率が最低である。四川省、青海省、陝西省、湖北省も長期的に家計貯蓄率の低い省である。内モンゴル自治区は1994～1995年に家計貯蓄率で30省中26位にあったが、1997年から急激に上昇し、1999年まで3年連続最高となった。これらの違いは、本稿のように個別効果や時間効果を考慮したパネル分析が必要であるこ

とを示唆する。

IV 推定結果

1992～1996年のデータを用いて推定すると(表3を参照)、省別効果を考慮するモデルについて固定効果モデルが支持される。モデル1,2のどちらでも年金保険料率の係数は有意ではない。そのほかの変数では、可処分所得の係数は正で、高齢人口比率のそれは負で有意であるが、年少人口比率と失業率の係数は有意ではない。誤差項の系列相関について、1次の自己相関を修正した結果も示す。モデル1'では、変量効果モデルの仮定が支持され、年金保険料率の係数は有意ではないことには変わりはないが、高齢人口比率の係数は有意ではなくなる。一方、時間効果も考慮するモデルについて推定したところ(モデル1'')、固定効果モデルが支持される。ここでも、年金保険料率の係数の値は負であるが、有意ではない。

1999～2003年のデータで省別効果を考慮するモデルで推定した結果(表4を参照)、変量効果モデルが支持される。モデル1,2のどちらでも年金保険料率の係数は負で有意となっている。そのほかの変数では、可処分所得の係数は正で有意であるが、高齢人口比率のそれは負で有意ではない。年少人口比率と失業率の係数は表3と同様に有意ではない。誤差項の1次自己相関を考慮したモデル1'では、固定効果モデルが支持され、年金

表 3 1992～1996年の家計貯蓄率関数

被説明変数：家計貯蓄率 説明変数	モデル1		モデル2		モデル1'		モデル1''	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
年金保険料率	0.13 (0.185) [0.216]	-0.01 (0.133)	0.11 (0.186) [0.227]	-0.04 (0.133)	0.37 (0.384)	-0.04 (0.130)	-0.02 (0.171) [0.201]	-0.09 (0.137)
高齢人口比率	-0.86 *** (0.307) [0.304]	-0.34 * (0.197)	-0.77 ** (0.318) [0.322]	-0.40 ** (0.197)	-0.58 (0.366)	-0.25 (0.187)	-0.58 * (0.317) [0.340]	-0.45 ** (0.201)
年少人口比率			-0.05 (0.084) [0.091]	0.01 (0.045)				
失業率			-0.003 (0.002) [0.003]	-0.004 ** (0.002)				
可処分所得の逆数	-0.04 *** (0.008) [0.008]	-0.02 *** (0.006)	-0.04 *** (0.010) [0.010]	-0.03 *** (0.007)	-0.06 *** (0.016)	-0.02 *** (0.007)	-0.08 *** (0.015) [0.014]	-0.04 *** (0.009)
定数項	0.34 *** (0.040) [0.039]	0.27 *** (0.030)	0.36 *** (0.045) [0.045]	0.29 *** (0.036)	0.35 *** (0.041)	0.26 *** (0.029)	0.45 *** (0.047) [0.049]	0.32 *** (0.037)
標本数	145	145	145	145	116	145	145	145
決定係数 (within)	0.173		0.187		0.138		0.346	
Var [u]		0.020		0.019		0.018		0.021
Var [e]		0.016		0.016		0.017		0.014
F統計量1	9.00 ***		8.06 ***				9.00 ***	
LM統計量		90.39 ***		73.01 ***				90.39 ***
F統計量2							7.20 ***	
WALD統計量								16.91 ***
修正D-W統計量/LBI指標					1.533 / 1.983			
Hausman統計量 [自由度]		9.44 [3]**		14.01 [5]**		5.68 [3]		22.32 [7]***

注 1：F統計量1, 2は、それぞれ固定効果モデル(表にはFEで表示)の個別効果、時間効果についての検定統計量。LM統計量はOLSの仮定を満たすか否かについて、WALD統計量は変量効果モデル(表にはREで表示)の時間効果についての検定統計量。

- 2：モデル1'は、モデル1について誤差項の1次自己相関を修正済みのモデルである。モデル2についても修正したが、モデル1の修正結果とほとんど同じである。LBI指標はBaltagi and Wu (1999)に基づく1次の自己相関の存在を検定する統計量。
- 3：モデル1''は、モデル1について時間効果を考慮し、年ダミーで取り除いている。
- 4：説明変数の()内は標準誤差, []内は誤差項のWhiteの修正を施した標準誤差を示す。
- 5：***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%で有意である。
- 6：標本グループは29, チベットは含まれていない。

保険料率の係数は負で有意である。時間効果も考慮するモデルについて推定した結果(モデル1'')、変量効果モデルが支持されるが、年金保険料率の係数は負で有意となっている⁴⁾。

このように、中国のマクロデータによるパネル分析では、1992～1996年では公的年金資産の増加が家計貯蓄を減少させたという仮説は支持されないものの、少なくとも近年(1999～2003年)の分析では、公的年金は家計貯蓄を減少させたと言える。

この結果は、公的年金の資産代替効果を表す

とともに、公的年金が賦課方式から積立方式に移行する場合に生じる「二重の負担」の問題によって、流動性制約が強く作用したためにやむを得ず家計貯蓄を減らしたことをとらえている可能性もある。しかしながら、後者の可能性は小さいと考えられる。その理由は主に二つある。

中国の公的年金改革の特徴は賦課方式と積立方式を結合した部分的積立方式への移行である。個人が納付する保険料はすべて積立部分に入り、企業が納付する保険料の一部は積立部分に入り、

表 4 1999～2003年の家計貯蓄率関数

被説明変数：家計貯蓄率 説明変数	モデル1		モデル2		モデル1'		モデル1''	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
年金保険料率	-0.27 (0.137) ** [0.220]	-0.20 ** (0.099)	-0.17 (0.140) [0.179]	-0.18 * (0.099)	-0.85 *** (0.252)	-0.17 * (0.097)	-0.21 (0.137) [0.194]	-0.21 ** (0.101)
高齢人口比率								
年少人口比率								
失業率								
可処分所得の逆数								
定数項								
標本数	155	155	153	153	124	155	155	155
決定係数 (within)	0.158		0.171		0.238		0.256	
Var [u]		0.035		0.037		0.032		0.035
Var [e]		0.024		0.023		0.024		0.023
F統計量1	11.08 ***		12.15 ***				11.08 ***	
LM統計量		130.85 ***		137.66 ***				130.85 ***
F統計量2							3.86 ***	
WALD統計量								13.70 ***
修正D-W統計量/LBI指標					1.325/1.774			
Hausman統計量[自由度]		2.09 [3]		3.06 [5]		18.55 [3]***		3.94 [7]

注 1：表3の注を参照。

2：標本グループは31である。

残った大部分は賦課方式に入る。すなわち、制度移行前に定年した世代に対する賦課方式の年金給付は主に企業が負担する。制度移行後、家計が納付する保険料が増えているが、その増えた分はすべて積立部分に入り、前世代の負担にはなっていない。企業が納付する保険料を労働者に配分する所得の減少として、家計に転嫁させる可能性はあるが、この転嫁効果は制度変更前にも存在するはずであり、1999年以降さらに大きくなったとは思われない(企業が支払う保険料率は、1998年以降減少している)。現役世代にとって「二重の負担」が大きいとは考えにくい。

次に、1999～2003年の分析は中国が急成長を遂げている時期に当り、保険料が増加したとしてもそれ以上に借入れが難しくなったとは予想されない。『中国統計年鑑』のデータによると、1990

年において国家銀行が都市部の個人経営ビジネスに貸出した現金は216.8億元であり、その後年々上昇し、1997年には3028.2億元になっている。また、家計への貸出金額は1998年の3189.9億元に対して、2003年には8079.9億元まで上がっている。1996年以前よりも1999年以降で流動性制約が強く作用したとは思われず、90年代後半以降の分析のみで、年金資産の増加と家計貯蓄の負の関係が見られるようになったことの主要因を流動性制約に求めるのは難しい。

1999年以降の分析における年金保険料率の負の係数は、財政方式の変更と関係している可能性がある。保険料率によって年金資産の貯蓄代替効果を測る場合、積立方式の下で代替効果がより反映されると考えられる。賦課方式の場合、現在納付した保険料と同程度の年金を将来受け取れるか

否は不明で、保険料率を納めても家計は年金資産の増加を認識しないかもしれない。一方、積立方式の場合、若年期に納付した保険料は将来の自らの年金受給のためにのみ用いられるため、保険料の積上げにより家計は年金資産が増加することを認識するだろう。中国では1997年以降、公的年金制度が部分的積立方式に移行しており、この資産代替効果が1999年以降の分析で現れた可能性がある。実は、1997年に積立部分の保険料納付比率が11%と全国统一された時、個人が支払う部分は4%であったが、1998年から2年ごとに1%ずつ上昇し、最終的に8%まで増加している。企業が支払う部分は7%から3%まで減少している。これにより、個人が自らの将来のために納付する保険料(将来のための資産)が増加したことをより自覚するようになり、貯蓄が減少したと考えられる。

もちろん、ここでの議論は、財政方式の変更の影響を厳密に計量分析したものではない。前述のように、入手可能な年金データは制度変更のあった1997年と重なる形で、1996年以前と1999年以降で不連続となってしまうため、財政方式が家計貯蓄に与える影響を厳密に分析することはできない。財政方式と貯蓄の関係については今後の分析課題として残される。

最後に、本稿の分析について、いくつかの留意点を挙げておく。1999年以降の分析で、高齢人口比率の係数はマイナスながら絶対値で大きく低下し、有意ではなくなっている。その原因として、1つは公的年金の充実度が高くなり(年金給付額率の平均値は改革前の16%から改革後の22%に上昇)、高齢者の貯蓄の取崩しが少なく済み、貯蓄率が下がらなかった可能性が考えられる。もう一つは、高齢人口比率とそのほかの説明変数の間に多重共線性が存在している可能性がある。このことは増淵(2000)でも指摘されている。変数の間に多重共線性が存在すれば推定も検定も誤る可能性がある。説明変数の間に多重共線性が存在す

れば、通常その中の一つを落としたほうがより安定した結果を得られるが、高齢人口比率はこれまでの研究でも重要とされてきた変数であり、重要な変数を落とせば推定値にバイアスが生じる⁵⁾。厳密な議論は、より精度の高いデータを用いた今後の分析に委ねられる。

また、本稿の推定におけるデータの年数は5年ずつである。標準期間が短く、変数の変動が小さいとき、推定の精度は下がる。ただし、使用データを見ると、国全体の高齢人口比率の変動は1992～1996年と1999～2003年において、それぞれ1%と3%であり、人口比率の変動としてこれらの大きさは小さくない。省ごとの年間変動のばらつきも大きい。年金保険料率を含むほかの説明変数についても同様である。むしろ、期間が短い下でも年金保険料率が改革後に有意となったことに注目されたい⁶⁾。

分析で使っている説明変数のほかに、例えば、II節で説明した家計純資産をとらえる必要があるかもしれない。家計純資産は家計貯蓄率に正の影響を与え、可処分所得と正の相関があると考えられるならば、モデルの推定結果は正のバイアスを持ち、過大評価される。しかし、ストックの家計純資産は時間によって大きく変化しない可能性が大きく、固定効果モデルでは平均との乖離をとることでこの影響は取り除かれると考えられる。家計純資産の欠落は推定結果を大きく変えることはないと思われる。

V おわりに

本稿はライフサイクル仮説を前提にして、中国の公的年金が家計貯蓄に与える影響を分析した。パネル推定によって、家計貯蓄に影響する省別、時間別の影響を考慮しながら、公的年金の家計貯蓄に及ぼす効果を測定した。分析により、90年代前半では、公的年金は中国の家計貯蓄を阻害して

いなかったが、1999年から2003年にかけて、公的年金は家計貯蓄を減少させていたことが分かった。少なくとも近年の中国において、公的年金制度の存在が家計貯蓄を阻害している効果がある。残念ながら、データの制約上、例えば流動性制約の可能性の検証など必ずしも十分な計量分析はできなかった。また、1997年以降年金制度の財政方式の変更が家計貯蓄にどのような影響をもたらしたのか、現時点では分析できない。これらを解決することが今後の課題として残されている。

謝 辞

本稿を作成するに当たり、大阪大学小原美紀助教授から貴重なコメントやアドバイスを頂いた。ここでお礼を申し上げる。また、本誌レフェリー、一橋大学斯波恒正教授、大阪大学チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授、大阪府立大学若林緑講師、大阪大学万軍民助手、梶谷真也氏より有益なコメントを頂いた。記して感謝を申し上げます。

投稿受理(平成17年10月)

採用決定(平成18年12月)

注

- 1) Barro (1978) は「受給者1当り社会保障給付×(被保険者数/労働力人口)」のほかに、社会保障資産(Feldstein (1974A)に同じ)も使用したが、推定結果は大きく変わらない。
- 2) 加入率の分母を「15-64歳人口」にしても、IV節の推定結果には大きな変化がない。
- 3) 中国では、31の省・自治区・直轄市がある。重慶市は1997年に四川省から独立し、直轄市になっている。
- 4) 誤差項 $U_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it}$ において、 λ_t も確率変数 ($\lambda_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2_\lambda)$) としてとらえた変量効果モデルで推定しても、結果はほぼ同じになる(年金保険料率の係数は-0.20、標準誤差は0.100で、5%有意水準で負で有意)。
- 5) 年金保険料率の変化が高齢人口比率の変化を通じて、家計貯蓄率に影響を与えることを考え、両者の交差項を推定式に入れる分析も行った。しかしながら、交差項の係数の推定値は有意ではない。

- 6) 特に変量効果モデルにおいて、期間が短いことで推定結果にバイアスが生じている可能性は否めない。

参考文献

- Barro, R. J. 1978. "The impact of Social Security on Private Saving-Evidence from the U.S. Time Series Data." Washington, D.C.: American Enterprise Institute.
- Feldstein, M. 1974A. "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation." *Journal of Political Economy* 82(5): pp.905-926.
- Feldstein, M. 1974B. "Social Security and Private Savings: International Evidence in an Extended Life Cycle Model." Discussion Paper No.361 Harvard Institute of Economic Research.
- Feldstein, M. 1996. "Social Security and Saving: New Time Series Evidence." *National Tax Journal* 49(2): pp.151-164.
- Koskela, E and Viren, M. 1983. "Social Security and Household Saving in an International Cross Section." *American Economic Review* 73(1): pp.212-217.
- Munnell, A.H. 1974. "The Impact of Social Security on Personal Saving." *National Tax Journal* 27(4): pp.553-567.
- Munnell, A.H. 1976. "Private Pensions and Saving: New Evidence." *Journal of Political Economy* 84(5): pp.1013-1032.
- 唐成 2000 「中国における社会保障と貯蓄」『東アジア地域研究』Vol.7 東アジア地域研究会, pp.35-45.
- 唐成 2001 「家計貯蓄率と人口構成の変化—中国におけるライフサイクル仮説の検証」『築波大学経済学論究』Vol.20, pp.21-39.
- 本間正明・跡田直澄・岩本康志・大竹文雄 1987 「年金：高齢化社会と年金制度」浜田宏一・堀内昭義・黒田昌裕編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会 pp.149-175.
- 増淵勝彦 2000 「公的年金給付の家計貯蓄率への影響について」『季刊社会保障研究』Vol.37 No.3, pp.274-280.
- 吉川薫 1982 「公的年金は個人貯蓄を減少させるか」『ESP』4月号, pp.70-76.
- 若林雅代 2000 「中国における家計貯蓄行動の実証分析—人口高齢化の影響を中心に—」『電力経済研究』No.43, pp.21-32.
- 蒲曉紅 2003 「養老保険の儲蓄効用」(「公的年金の貯蓄効用」)『当代経済研究』Vol.11, pp.56-59.
- 袁志剛・宋錚 2000 「人口年齢結構、養老保険制度と最優貯蓄率」(「人口年齢構造、公的年金制度と最適貯蓄率」)『経済研究』第11期, pp.24-32.
- (Meixin Wang 大阪大学国際公共政策研究科 博士後期課程, 中国青島大学経済学部講師)