

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して－

An empirical Analysis of Household Savings and Aging
—A Case Study of China—

キーワード： 家計貯蓄、人口高齢化、ライフサイクル仮説、中国経済、パネル分析

若林 雅代

中国の家計貯蓄は国内貯蓄のおよそ半分を占め、企業の投資と経済の高成長を支えてきた。中国では政府が押し進めた「一人っ子政策」の影響で人口構造の高齢化が急速に進み、高齢人口の増加と若年人口の減少によって近い将来に未曾有の高齢社会が到来する。国連の人口予測によれば、中国の生産年齢人口は 2025 年頃をピークに減少するとみられている。この政策によって、家計の貯蓄率を低下させ、将来的な成長を損なうというツケ（機会コスト）が発生することが懸念される。本稿では、30 地域、3 ヶ年のパネルデータを用いて貯蓄関数を計測し、推定結果に基づいて中国における家計の貯蓄行動と人口構造変化の影響を分析する。

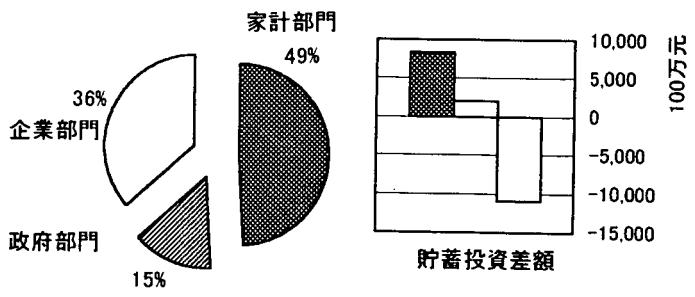
1. はじめに
2. 都市・農村世帯の貯蓄行動：理論と実態
3. 先行研究と実証モデル
4. 実証分析
 - 4.1. 推定モデル

- 4.2. データ
- 4.3. 推定結果
5. おわりに
- 参考文献

1. はじめに

中国の家計貯蓄率はおよそ 30% と極めて高く、中国経済の高成長に寄与してきた。図 1 が示すように、家計部門の貯蓄は経済全体の貯蓄の約半分を占め、それが企業部門の投資行動を資金面から支える構造になっている。しかしながら、急速な高齢化は人口構造に大きな変化をもたらし、近い将来に未曾有の高齢社会が到来するとみられている。国連の人口予測によれば、中国の生産年齢人口（15 歳以上 65 歳未満の人口）は 2025 年に 10 億 1300 万人を数えて以降は減少していくが、65

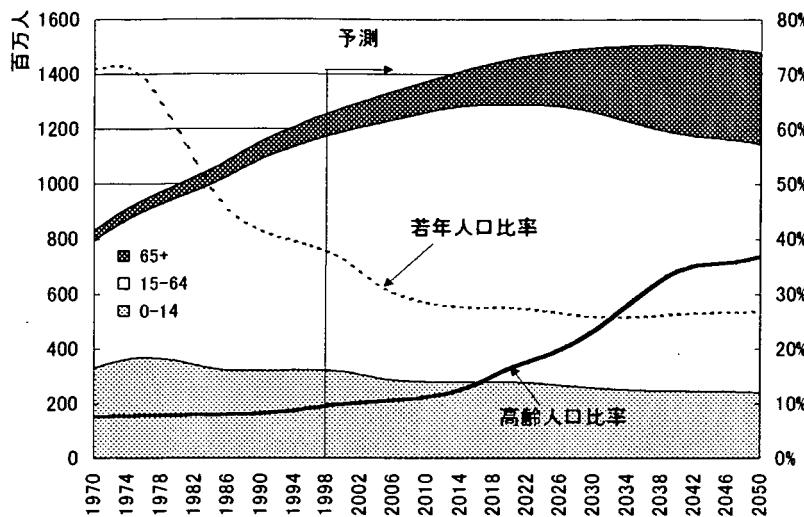
歳以上の高齢人口はその後も増え、2050 年には 98 年の推計値 8200 万人の 4 倍強となり、3 億 3000 人を超える。高齢人口が生産年齢人口に占める比率は 2020 年頃から急



貯蓄 = 総可処分所得 - 最終支出として定義
データ : 中国統計年鑑 1998 資金循環表

図 1 国内貯蓄の部門別構成と I/S バランス (1995)

* 本研究は International Institute for Applied Systems Analysis (Laxenburg, Austria) の '99 サマープログラムにおいて、社会保障改革 (Social Security Reform, SSR) のプロジェクトの一環として行われたものである。同プロジェクトは多地域経済・人口成長モデルを活用して社会保障制度の改革が地域間の資金フローの変化等を通して各地域・セクターの会計バランスにどのような影響を与えるか、などの問題を分析している。本研究を進めるにあたっては、SSR のプロジェクトリーダーである Landis MacKellar 氏の指導を受けた。研究の成果は IIASA Interim Report "Demographic Trends and Household Saving in China" Masayo Wakabayashi and Landis MacKellar にまとめられている。



データ : United Nations World Population Prospects, 1998

図 2 中国の人口構造の変化

激に上昇し、2050 年には 37% に達する。一方で 15 歳未満の若年人口が生産年齢人口に占める比率は、変化のペースは緩やかになるものの、低下傾向が続くと予想される。

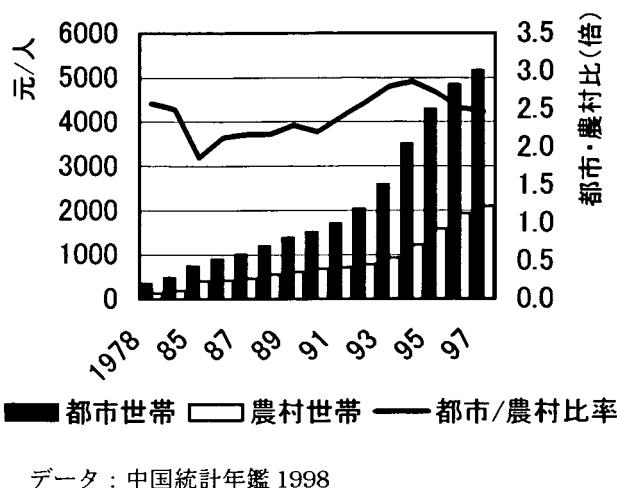
家計貯蓄のライフサイクル仮説(LCH)の重要な含意は、集計された貯蓄率が勤労世帯に占める高齢世帯の比率と逆相関する傾向をもつということである。また、子供を養育する若い世帯の貯蓄率は相対的に低い傾向があり、集計ベースの貯蓄率は同様に若年人口比率とも負の相関関係にある。

図 2 に示されるように、中国の生産年齢人口は 2025 年頃から減少傾向を示し、高齢人口比率が急速に上昇する一方、若年人口比率は引き続き低下する。高齢人口比率の上昇と若年人口比率の低下は相反する効果をもつため、このような人口構造の変化がマクロの貯蓄率に与えるネットの影響はわからない。本稿では、地域パネルデータを用いてベーシックな LCH に基づく貯蓄関数を推計し、人口構造の変化が貯蓄に及ぼす影響を解明する。

2. 都市・農村世帯の貯蓄行動：理論と実態

中国では都市と農村に行政上明確な区分があり、両者では制度機構が大きく異なる。現在、農村地域はおよそ 70% の人口を抱え、生活水準の地域間格差が顕著にみられる。地域間の人口移動が中国政府によって厳しく制限されていることも、地域間格差が解消しない原因の一つとなっている。元来、都市の家計は農村に比べて生活水準が高い傾向があったが、昨今の経済開放政策の結果、都市の住民はさらに豊かになり、農村との格差が拡大した。公式データからも、都市の一人あたり年間収入が 1997 年には農村の約 2.5 倍にまで拡大していることが確認できる（図 3）。

家計の貯蓄行動を説明する様々な理論の基本は、多くが LCH に依拠している。個々の家計は勤労期間中に資産を形成し、引退後はそれを取り崩す。家計の資産形成・取り崩しのパターンはよく知られるアーチ形



データ：中国統計年鑑 1998

図3 都市と農村における家計の年間収入の比較

の貯蓄プロファイルを描き、20-30代では低く、40-50代にかけて上昇してピークを作り、その後は低下してマイナスとなる。このような基本的なLCHの想定に加え、以下に挙げる諸要因も貯蓄行動に重要な影響を与える。

1. 遺産動機（子に対する資産の移転）
2. 流動性制約（家計が流動性制約に直面しているれば、住居取得などのために貯蓄が促進されると考えられる）
3. 予備的貯蓄動機（病気やその他の不意の支出に備えるための貯蓄）

しかしながら、これらの諸要因を実証分

析で考慮するには詳細な個人情報を必要とする。このため、本稿のように集計データを用いた分析でこれらの貯蓄動機を取り込むことは、データの制約上困難である。

中国では、いくつかの理由によって都市の家計は農村に比べて貯蓄ニーズが小さいと考えられる。第一に、都市の労働者は就労期間と引退時の給与水準に基づく年金を受け取ることが約束されている。このため、引退後の生活に備える貯蓄動機が起こりにくい。また、給与所得は比較的安定し、健康保険や他の厚生制度も所属する企業（単位）によって保証されているため、予備的な貯蓄動機も小さい。さらに、かつては住居でさえ企業（所属単位）によって提供され、個人で保有する習慣がなかった。住宅の個人保有が奨励されるようになつた今日でも、企業が労働者に提供する住宅は市価よりも相当安いというのが現実である。

一方、農村地域の所得も経済成長に伴つて急速に増加してはいるが、都市に比べると依然として低水準であり、都市の労働者が享受している定年後の年金制度や安価な

表1 家計の一人あたり所得と貯蓄、1985-97

| | (元) | | | | | | |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 都市世帯 | 1985 | 1990 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 |
| 一人あたり年間収入 | 749 | 1523 | 2583 | 3502 | 4288 | 4845 | 5189 |
| うち可処分所得 | 739 | 1510 | 2577 | 3496 | 4283 | 4839 | 5160 |
| 一人あたり年間消費支出 | 673 | 1279 | 2111 | 2851 | 3538 | 3919 | 4186 |
| 貯蓄率 (%) | 8.9% | 15.3% | 18.1% | 18.4% | 17.4% | 19.0% | 18.9% |
| 年平均増加率 (%) | 85.90 | 90.93 | 93.94 | 94.95 | 95.96 | 96.97 | |
| 可処分所得 | 15.4% | 19.5% | 35.6% | 22.5% | 13.0% | 6.6% | |
| 消費支出 | 13.7% | 18.2% | 35.1% | 24.1% | 10.8% | 6.8% | |
| 農村世帯 | 1985 | 1990 | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 |
| 一人あたり年間収入 | 547 | 990 | 1334 | 1789 | 2338 | 2807 | 2999 |
| うち純収入(可処分所得) | 398 | 686 | 922 | 1221 | 1578 | 1926 | 2090 |
| 一人あたり年間支出 | 486 | 903 | 1211 | 1636 | 2138 | 2535 | 2537 |
| うち消費支出 | 317 | 585 | 770 | 1017 | 1310 | 1572 | 1617 |
| 貯蓄率 (%) | 20.2% | 14.8% | 16.5% | 16.7% | 16.9% | 18.4% | 22.6% |
| 年平均増加率 (%) | 80.85 | 85.90 | 90.93 | 93.94 | 94.95 | 95.96 | 96.97 |
| 可処分所得 | 15.8% | 11.5% | 10.3% | 32.5% | 29.2% | 22.1% | 8.5% |
| 消費支出 | 14.4% | 13.0% | 9.6% | 32.1% | 28.9% | 20.0% | 2.9% |

データ：中国統計年鑑 1998

表 2 先行研究における貯蓄率と人口構造変化の関係

| 著者 | 国・地域、期間 | 人口要因 (生産年齢人口比) | |
|-----------------------------|---------------------------------------|-------------------|---------------------------|
| | | 高齢人口 | 若年人口 |
| Schmit-Hebbelほか (1992) | 10の発展途上国・地域 1970-85 | -0.48* | (-3.2) |
| Weil (1994) | 14カ国のパネルデータ 1960-1985 | -0.5* | (-2.53) -0.27* (-2.41) |
| Horioka (1991) | 日本のマクロデータ 1956-87 | -1.037 (-1.80) | -0.29* (-2.90) |
| Heller & Symansky (1997) | 東アジア・東南アジア諸国 ¹⁾ 1990-96 | -0.89 (-1.92) | -0.23 (-1.48) |

1) () 内は t 統計値。*は推定値が有意水準 95% で統計的に有意であることを示す
中国を含む

住宅マーケットなども農村にはない。農民の所得は天候や農作物の市場価格に左右され、不安定である。さらに、農家は農耕を行う生産単位でもあり、必要な農機具の修理・購入や家畜の購入を行う。本来、これらは企業でいう投資行動にあたり、家計の貯蓄とは切り離して考えるべきである。しかしながら、生産単位としての農家と生活単位としての家計とが同一であるために、統計上は家計貯蓄の中にこのような投資資金が含まれ、結果として農村世帯の貯蓄率を引き上げることにつながっている。

表 1 が示すように、1985 年時点の都市の家計貯蓄率は、農村地域に比べてかなり低かった。これは上述したような事情によって説明できる。しかし、90 年代の都市と農村の家計貯蓄率には顕著な違いはみられず、この間に都市の家計貯蓄率が 80 年代に比べておよそ倍になる一方、農村の貯蓄率は僅かに低下した。都市では、1985-90 年平均 15%、90-97 年平均およそ 20% という極めて高い所得の伸びがみられ、これが都市における貯蓄率上昇の理由の一つに挙げられる。農村ではこれほど顕著な経済成長はみられなかった。また、都市では金融市场の整備・発達によって農村地域の家計よ

りも資産運用の機会に恵まれていたことも貯蓄率上昇の一因となったろう。一人っ子政策や起業家の出現などもあるいは人々の貯蓄動機を強める働きがあったと考えられる。

3. 先行研究と実証モデル

集計データを用いた実証分析で人口構造の変化が貯蓄に与える影響に着目する場合、一般にモデルは次のように定式化される。

$$s = A + D \cdot \gamma + Z \cdot \theta + u$$

s は貯蓄率、 A は定数項、 D は人口要因を表す変数、 Z は所得その他の要因、 u は誤差項、 γ や θ はそれぞれの要因のパラメータである。

表 2 はこのモデルを適用して人口要因と貯蓄率との関係を分析した最近の実証研究を要約したものである。多くの研究で、数カ国のパネルデータが用いられ、人口要因の変数には高齢人口および若年人口、あるいは両者を併せた非生産年齢人口と生産年齢人口との比率が使われている。 Z の変数としてどのような要因を取り込むか、またモデルの定式化を線形とするか、対数線形とするか、などによっても γ の大きさは異なってくるため、係数の大きさを直接に比

較することは妥当ではないが、表が示すように、いずれの研究においても非生産年齢人口の割合が貯蓄率と負の相関関係にあることが確認されている。また、Weil 以下の計測結果をもとに高齢人口と若年人口の影響を比較すると、高齢人口比率の影響の方が大きくなっている。

この計測結果は、仮に高齢人口の増加と若年人口の減少が同程度の大きさで起こつたならば、若年人口のプラス効果が高齢人口のマイナス効果に打ち消され、総合的な貯蓄率へのインパクトはマイナスとなることを意味する。しかしながら、これらの研究には複数国のデータをサンプルに用いているにもかかわらず、各国特有の要因に対して十分な配慮がなされていないという問題がある。とりわけ、中国の場合は特有の経済的・社会的要因が家計の貯蓄行動に少なからぬ影響を及ぼしていると考えられ、中国でも高齢化によって貯蓄率が低下するかどうかは疑問である。

1988 年の Yingyi Qian の研究では、中国の家計貯蓄に焦点を当て、二つのモデルを用いて都市と農村それぞれの地域における家計の貯蓄関数を推計している。

絶対所得モデル(Absolute Income Model, 以下では AIM と呼ぶ)は、貯蓄が現在の可処分所得と線形関係にあると仮定した初期のケインジアンタイプの貯蓄決定モデルで、貯蓄関数は以下の式で表される。

$$S = \alpha + \beta \cdot Y + u$$

S は貯蓄、 Y は可処分所得、 u は誤差項を表す確率変数である。貯蓄率は

$$\text{平均貯蓄性向}(APS) = S/Y = \alpha/Y + \beta + u$$

として求められる。 $\alpha < 0$ かつ $0 < \beta < 1$ であるとき、 APS は可処分所得の増加に伴って上昇する。 β 係数は限界貯蓄性向(MPS)と意味づけられる。 $\alpha < 0$ の場合には MPS が APS を上回ることが容易に確認できる。このモデルでは、貯蓄の決定は現在の可処分所得のみに依存し、かつ所得の変化に対する反応が長期と短期で等しいという仮定が暗黙に置かれている。

恒常所得モデル(Permanent Income Model, 以下では PIM と呼ぶ)では、家計が定期的な収入を期待する所得期待値(恒常所得)と、所得の期待値と実現値との差で定義される一時的な変動部分(一時所得)とに所得を分けた場合に、それぞれの変化

表 3 現在所得・恒常所得・一時所得の限界貯蓄性向 (MPS)
Yingyi Qian(1988)による実証結果

| 地域 | 期間 | 所得類型別 MPS | | |
|----|---------|---------------|---------------|--------------|
| | | (AIM) 現在所得 | (PIM) 恒常所得 | 一時所得 |
| 都市 | 1955-78 | 0.04 | | |
| | 1979-85 | 0.26 | 0.02 0.25 | 0.20 0.27 |
| 農村 | 1982-84 | 0.53 | | |
| | 1983-84 | | 0.34 | 1.31 |
| | 1982 | 0.41 | | |
| | 1983 | 0.53 | | |
| | 1984 | 0.58 | 0.34 0.36 | 1.34 1.23 |

- 1) 現在所得の MPS は AIM、恒常所得および一時所得の MPS は PIM の推計結果
- 2) 所得には現物も含まれる。また、耐久消費財の購入は支出に含まれない
- 3) 所得と支出は一人あたり、実質の値(General retail price index を使用して実質化)
- 4) 恒常所得は過去 3 年間の所得平均値。一時所得は現在所得と恒常所得の差として定義

が貯蓄行動に異なるインパクトを与えると考える。モデルは次式で表される。

$$S = \alpha + \beta_p \cdot Y_p + \beta_t \cdot Y_t + u$$

p および t はそれぞれ恒常所得、一時所得を意味する添字であり、 $Y = Y_p + Y_t$ が成り立つ。恒常所得の変化は家計の期待所得の変化を意味し、新しい期待に基づいて資産形成計画を変更する。その結果、これを達成するための貯蓄率も変化する、というメカニズムが働く。一方、一時的な所得変動の一部は今期の消費に影響するが、残りは次期以降の消費変動によって吸収される。一定の消費水準を維持しようとする家計の行動によって、消費の変動は所得に比べて小さいものとなる。このような PIM の想定の下では、所得変動が貯蓄に対してもつ効果は長期と短期とで異なったものとなる。

家計がライフサイクルを通した消費決定を行うことにより、消費行動パターンが平準化されると考える LCH の下では、消費は一時的な所得の変動よりも恒常的な変化に対してより敏感に反応する。例えば、農作物が不作の年、農家の所得は著しく減少するが、それが一時的な天候要因などによるものであれば、来期以降の所得には影響がないと判断し、LCH に基づいて消費の意志決定を行う家計は、将来の何期かにわたってその分の消費を抑制する行動をとるだろう。その結果、今期における消費の減少は所得の変動よりも緩やかになる。このため、一時所得の MPS は恒常所得の MPS よりも大きいことが予想される。

Yingyi は都市の推定には時系列データを用い、農村では十分な時系列データが得られなかつたために地域のプールド・データを利用した。表 3 は Yingyi の分析結果を利用し、AIM の計測結果を現在所得の MPS

として、PIM の計測結果を恒常所得と一時所得の MPS としてまとめたものである。このうち、現在所得の MPS をみると、78 年以前には都市の MPS はほぼゼロに近かつた。78 年以前の都市の貯蓄率は極めて低く、今日の経済構造とは全く異なった状況下にあったといえよう。79-85 年の計測期間では、都市の MPS は 0.26、農村では 0.41-0.58 の値が得られている。

所得効果を恒常所得と一時所得とに分離すると、都市では両者の MPS に大きな差がみられないが、農村では両者の間に大きな乖離が生じている。とりわけ、一時所得の MPS は 1 を上回り、推定結果の妥当性が疑わしいものになっている。彼は農村世帯の分析に地域のプールド・データを使っているが、推定段階では地域固有の要因（地域の個別効果）が配慮されていないように見受けられる。各地域の MPS が等しいという仮定の下で地域の個別効果を想定すると、仮に所得が相対的に高い地域の個別効果が低所得地域の個別効果よりも大きければ、通常の最小二乗法の推定値は MPS を過大に評価してしまう。

今回我々が行った実証分析では、基本的には Yingyi のモデルを踏襲しながらも、パネル分析の手法を用いることで各地域の個別効果への配慮を加えた¹。さらに、都市と農村の世帯の貯蓄行動を比較するため、両地域それについて同期間の地域データをプールし、同じモデルの定式化による推定結果から両者の比較を試みている。

¹ 通常の OLS 分析が誤差の均一分散を前提としているのに対し、パネル分析では地域特有の要因による誤差の分散不均一を想定できる。本稿の分析ではランダム効果モデルを採用し、各地域の誤差が異なる分散をもつ確率変数である、という想定の下で一般化最小二乗法(GLS)を使ってパラメータを推定した。

4. 実証分析

4.1. 推定モデル

基本モデルは Yingyi が用いた AIM、PIM の二つのモデルを踏襲した。ただし、人口構造の変化が貯蓄行動に与える影響をみるために、所得変数のパラメータ（限界貯蓄性向、MPS）の中に人口要因を明示的に追加した。人口要因は先行研究に倣って高齢人口および若年人口が生産年齢人口に占める比率 ($DepRate_e$, $DepRate_y$) を用いた。推定モデルは以下の式で表される。

AIM

$$\begin{aligned} Saving &= \alpha \\ &+ (\beta_1 + \beta_2 DepRate_e + \beta_3 DepRate_y) \cdot Y + u \end{aligned}$$

PIM

$$\begin{aligned} Saving &= \alpha \\ &+ (\beta_{p1} + \beta_{p2} DepRate_e + \beta_{p3} DepRate_y) \cdot Y_p \\ &+ (\beta_{t1} + \beta_{t2} DepRate_e + \beta_{t3} DepRate_t) \cdot Y_t + u \end{aligned}$$

$Saving$ は実質貯蓄額、 Y は実質可処分所得を意味し、PIM の p, t はそれぞれ恒常所得および一時所得を表す添字である。PIM の恒常所得は過去 3 年間の所得の平均値、一時所得は現在所得と恒常所得の差として定義した²。 β_2 および β_3 はそれぞれ高齢人口・若年人口の比率が MPS に与える影響

² この定義に従う恒常所得は「後ろ向きの」恒常所得と解釈され、これが本来の意味での恒常所得に対応するかは疑問が残る。殊に、都市労働者の所得に関しては、1978 年の改革以降、賃金配分の均等主義的な性格をなくすために奨励金制度と出来高給が復活し、それらの決定における企業の自主裁量権が認められるようになったことから、賃金総額に占める時間給・基本給などの固定部分の比率は年々低下し、奨励金および各種手当の比率が飛躍的に上昇している。このため、過去の平均賃金が給与の固定部分と言えるかどうかは疑問であるが、これらの手当が既に固定化されつつあるという事実から、賃金の固定部分だけでなく奨励金や手当部分も含めた給与総額について期待形成が行われ、貯蓄・消費行動が決定されていると考えた。また、農村では所得の変動が大きく、そもそも恒常所得という概念を当てはめること自体に無理があるのではないか、という指摘も考えられるが、ここでは農村でも過去の平均的な所得をもってある程度の期待形成を行っている、と考えた。

度合を表すパラメータとして読みとれる。

4.2. データ

全てのデータは中国の公式統計から得られる。「中国統計年鑑」は、31 の地域レベルで世帯のサンプル調査を行い、チベットを除く全ての地域で都市・農村別に集計した家計の一人あたりの年間収入と支出を報告している³。本稿の分析では、1995 年から 97 年の 3 時点のデータをプールし、地域別消費者物価指数によって実質化した変数を用いた。その際、96 年以前の数字が報告されていない重慶 (Chongqing) はサンプルから除外した。サンプル数は都市が 29 の地域と全国平均を含めた 30 地域、全 90 サンプル、農村が全国平均を含めて 31 地域、全 93 サンプルである。

貯蓄は可処分所得から消費支出を引いて求めた。可処分所得は総収入から租税および移転支出を除いたもので、農村世帯の場合は純収入（農村に定住する住民の年間総収入から農家の経営費用、租税支払い等を引いたもの）がこれに相当する。前述したように、農村の場合の可処分所得（純収入）は農家の生活に必要な支出だけでなく、農耕に必要な生産設備の購入にもあてられる。すなわち農村世帯の貯蓄を

貯蓄 = 可処分所得（純収入） - 消費支出
と定義した場合、この中に将来の生活資金（= 本来の意味での家計貯蓄）以外に生産活動のための投資資金も含まれてしまう。データの制約によって農村世帯の貯蓄から生産活動に対する投資部分を切り離すことができないため、以下の分析結果でも農村の家計貯蓄率には上方バイアスが含まれて

³ チベットには都市の家計がなく、農村家計のデータのみ報告されている。

いることを十分に考慮する必要がある。

4.3. 推定結果

推定結果を表 4 に示す。定数項は全ての推定でマイナスの値が得られ、*MPS*が *APS* を上回り、所得の増加によって貯蓄率 (*APS*) が上昇することを示唆している。また、人口要因は高齢人口・若年人口とも貯蓄にマイナスの影響を及ぼす効果が計測された。そして高齢人口の方が相対的にマイナスのインパクトが大きく、また貯蓄率との関係が有意に認められるなど、先行研究の実証分析とも整合的な推定結果を得ている。しかし、若年人口比率が貯蓄に及ぼす影響は、我々の分析では有意には認められなかつた。以下ではこの表の詳細をみていく。

都市の推定結果をみると、高齢人口比率のパラメータは有意にマイナスで、絶対値も若年人口比率のそれを上回っている。AIM では高齢人口比率のパラメータは 99% 水準で有意にマイナスの値が得られたが、若年人口比率のパラメータはマイナスではあるものの非常に小さく、統計的にも有意ではない。一方、PIM では一時所得の効果に対しては高齢人口比率が有意にマイナスの影響を与えていたが、恒常所得に対しては効果も小さく、有意な影響はない。若年人口比率は恒常所得、一時所得のどちらにも有意な影響を及ぼしていない。

続いて農村の推定結果をみると、高齢人口のパラメータは総じて都市よりも大きな値が得られたが、ここでも若年人口は有意な影響が認められなかつた。AIM の計測では、高齢人口は 99% 水準で有意にマイナスの値を得た。パラメータの絶対値は都市のほぼ 3 倍で、高齢化の影響が農村の家計貯

蓄率により大きな影響をもたらすことを示唆している。また、PIM の推定結果は、高齢人口比率の上昇が恒常所得の効果を通して貯蓄に対しマイナスに影響すること、そしてその効果が統計的にも有意であることを示している。一時所得の効果に関しては、高齢人口比率のパラメータは負ではあるが統計的に有意ではない。若年人口の影響は恒常所得で期待される符号とは逆のプラスの値が得らているが、恒常所得・一時所得とともにパラメータはごく小さく、統計的にも有意ではない。

以上を要約すると、人口構造変化のうち高齢化の要因は有意に貯蓄にマイナスの影響を与え、その影響は農村地域でより強いことが明らかとなつた。これは、先にみた都市と農村における社会保障制度の違い、すなわち、都市の労働者の多くは企業が支払う年金によって引退後の所得保障を受けられるが、農村では年金をはじめ多くの社会保障制度が未整備のままになっているという事実と整合的な結果である。概して、農村の家計は LCH が想定するように引退後の生活資金の貯蓄に対して強いインセンティブを持つが、都市の家計はこれが弱い、といえるだろう。

表 5 はパラメータの推定値とサンプルの平均値を用いて求めた都市・農村それぞれの地域における家計の限界貯蓄性向 (*MPS*) をまとめたものである。現在所得の *MPS* は AIM のパラメータを、恒常所得と一時所得の *MPS* は PIM のパラメータを利用して計算した。表にみられるように、平均値で評価すると現在所得、恒常所得、一時所得いずれにおいても農村の家計の *MPS* は都市の家計よりも高いという Yingyi の研究と同様の結果が得られた。

表 4 推定結果

AIM

| | 都市 | | 農村 | |
|-------------------------|---------|---------------------|---------|---------------------|
| 決定係数 | within | = 0.5843 | within | = 0.6866 |
| | between | = 0.8418 | between | = 0.7673 |
| 説明変数 | overall | = 0.8004 | overall | = 0.7452 |
| Y | | 0.3489 ** (0.0493) | | 0.6662 ** (0.0898) |
| DepRate _e ・Y | | -0.0068 ** (0.0024) | | -0.0190 ** (0.0050) |
| DepRate _y ・Y | | -0.000739 (0.00046) | | -0.00066 (0.0015) |
| Constant | | -254.75 ** (86.411) | | -367.32 ** (68.473) |
| (人口要因なし) | within | = 0.5671 | within | = 0.6967 |
| | between | = 0.8441 | between | = 0.7341 |
| | overall | = 0.7934 | overall | = 0.7060 |
| Y | | 0.2076 ** (0.016) | | 0.3674 ** (0.030) |
| Constant | | -93.01 (61.187) | | -250.33 ** (52.467) |

PIM

| | 都市 | | 農村 | |
|--------------------------------------|---------|---------------------|---------|---------------------|
| 決定係数 | within | = 0.6189 | within | = 0.689 |
| | between | = 0.8621 | between | = 0.7696 |
| 説明変数 | overall | = 0.8243 | overall | = 0.7471 |
| Y _P | | 0.2259 ** (0.0634) | | 0.6378 ** (0.1487) |
| DepRate _e ・Y _P | | -0.0007 (0.0030) | | -0.0178 * (0.0083) |
| DepRate _y ・Y _P | | 0.00023 (0.00073) | | 0.00012 (0.0023) |
| Y _T | | 1.3911 ** (0.3873) | | 0.9006 (0.6419) |
| DepRate _e ・Y _T | | -0.0641 ** (0.0214) | | -0.0278 (0.0418) |
| DepRate _y ・Y _T | | -0.0102 (0.0055) | | -0.0050 (0.0096) |
| Constant | | -208.77 * (82.452) | | -380.81 ** (78.385) |
| (人口要因なし) | within | = 0.5239 | within | = 0.6641 |
| | between | = 0.8631 | between | = 0.7411 |
| | overall | = 0.8102 | overall | = 0.7136 |
| Y _P | | 0.1919 ** (0.015) | | 0.3463 ** (0.036) |
| Y _T | | 0.2860 ** (0.047) | | 0.4550 ** (0.088) |
| Constant | | -65.54 (55.589) | | -242.17 ** (53.341) |

()内は係数の標準誤差。**は有意水準 99%、*は 95%で統計的に有意であることを示す。

- 1) 所得・支出は一人あたり、実質の値（地域別消費者物価指数を用いて実質化）
- 2) 恒常所得は過去 3 年間の所得の平均値。一時所得は現在所得と恒常所得の差
- 3) 高齢人口比率 ($DepRate_e$) および若年人口比率 ($DepRate_y$) は各地域の人口構成を用いて計算した
- 4) 下段は Yingyi の分析と同じ人口要因を含まないモデル定式化による推定結果
- 5) 個別効果にはランダム効果モデルを採用し、一般化最小二乗法 (GLS) によって推定した
- 6) 推定に用いたデータは都市・地域とも 1995-97 年の 3 ヶ年、都市は 29 地域および全国の 30 地域 90 サンプル、農村は 30 地域および全国の 31 地域 93 サンプル (チベットのデータは農村のみ観測可)
- 7) データ：中国統計年鑑 1993-98

表 5 の上部、現在所得の MPS をみると、人口要因を無視した場合には都市が 0.21、農村が 0.37 である。Yingyi が計測した都市の MPS は 0.26 であったから、Yingyi は時系列データを用い、我々の分析では地域のパネルデータを用いているという相異はあるものの、双方の結果はほぼ一致して

いるとみることができよう。また、農村の MPS は Yingyi の計測値 0.41-0.58 と比較するとやや小さい。これは、所得水準の高い地域の貯蓄率が相対的に高いために生じたクロスセクションの上方バイアスが、我々の計測では地域の個別効果を考慮することによって取り除かれた結果とみられる。

人口要因による *MPS* の変化を考慮した左側の値は、都市の場合は 0.25、農村は 0.45 へとそれぞれ上昇する。人口要因を考慮した場合、所得と貯蓄の関係はより強まっている。表 4 の推計結果に立ち返ると、高齢人口比率が *MPS* に有意にマイナスに働いている。このことから、高齢人口比率の高い地域では *MPS* が低いという効果をモデルに追加した結果、所得係数の絶対値が大きくなつたとみられる。

何故、高齢人口比率が高い地域では *MPS* が低いのか。これには二つの異なる解釈が可能である。一つは、LCH が想定するように、消費行動を平準化することにより、高齢者が貯蓄を取り崩している可能性があるためである。またもう一つは、中国では地方の高齢人口比率が高い地域には高齢者が子供と同居しているケースが多く、同居家族が高齢者の面倒をみるという期待を抱くことによって貯蓄のインセンティブを弱めている可能性が考えられる。

表 5 の下半分にまとめられている恒常所

得と一時所得の *MPS* を比較すると、人口要因を無視した都市の *MPS* は前者が 0.19、後者が 0.29 で、農村ではそれ 0.35、0.45 という値が得られた。Yingyi の計測とは異なり、我々の計測結果では農村地域における一時所得の *MPS* も経済理論と整合的な 1 以下の値が得られている。

人口要因を考慮した場合は、農村の恒常所得の *MPS* は 0.35 から 0.47 へと上昇する。一時所得の方は 0.43 へと僅かながら低下するが、その変化は恒常所得ほど大きくはない。一方、都市の一時所得の *MPS* は人口要因を考慮するとおよそ 0.08 ポイント上昇し、0.37 となるが、恒常所得の方は 0.23 へと僅かな上昇にとどまる。

この結果は以下のように解釈できよう。農村の貯蓄は一時的な所得の変動に対して人口構造とは無関係に敏感に反応する一方、恒常所得の変化に対する反応は人口構造に大きく依存する。これは、農家の貯蓄行動では、恒常所得の貯蓄は人口要因による影響が大きく、ライフサイクルとの関係が強

表 5 所得の源泉別限界貯蓄性向 (*MPS*)

| 地域 | 期間 | 現在所得 | <i>MPS</i> | | 貯蓄率 (APS) |
|------------|---------|------|------------|--------|--------------|
| | | | 人口要因なし | 人口要因なし | |
| 都市 | 1995–97 | 0.25 | 0.21 | 0.18 | |
| 農村 | 1995–97 | 0.45 | 0.37 | 0.19 | |
| <i>MPS</i> | | | | | |
| 地域 | 期間 | 恒常所得 | 一時所得 | | |
| | | | 人口要因なし | 人口要因なし | 人口要因なし |
| 都市 | 1995–97 | 0.23 | 0.19 | 0.37 | 0.29 |
| 農村 | 1995–97 | 0.47 | 0.35 | 0.43 | 0.45 |

- 1) *MPS* (左側) は表 4 で計測したパラメータと推定に用いた全サンプルの平均値から算出した (現在所得に対する *MPS* は AIM の推計結果、恒常所得および一時所得の *MPS* は PIM の推定結果を利用)
- 2) 人口要因を含まない *MPS* (右側) は Yingyi が分析に用いたモデルと同じ定式化によるモデルの推定結果 (表 4 下段)

いことを示唆する。一方、一時所得の貯蓄と人口要因との関係は不確かで、それ以外の要因が影響しているとみられる。農家の所得は都市労働者に比べると非常に不安定であり、農作物の出来・不出来やそれに伴う価格変動などで不確実な部分が多い。このため、農村の家計は貯蓄の予備的動機が強く、一時的な所得変動に対して、現在の消費を増減させるよりも、貯蓄して将来にわたる消費水準を少しだけ変える傾向が強いと考えられる。このような予備的動機による貯蓄は LCH とは異なり、人口構造との関係が弱い。

興味深いことに、都市では農村とは全く逆の結果が出ている。すなわち、都市では一時所得の貯蓄は LCH の想定に従い、人口要因との関係が強いが、恒常所得の貯蓄は LCH に従わない。都市における恒常所得の *MPS* は農村の半分以下であり、一時所得の *MPS* は恒常所得より約 0.14 ポイントほど高い。

恒常所得の *MPS* が都市において低く、農村では高いという計測結果は、都市と農村の家計が置かれた環境の違いを顕著に反映していると考えられる。都市の家計は、一時的な所得の増加が生じた場合、次期以降の消費のためにそれを貯蓄しておく傾向があるが、恒常的な所得については多くの部分を現在の生活に費やし、将来に備える部分は相対的に小さい。これは、都市には所得保障や年金などの社会保障制度が整備され、人々がその恩恵に与っている現実を反映していると考えられる。一方、農村の家計は日常から貯蓄動機が強く、恒常的な所得の多くの部分を将来の支出（生活費のほか、家畜や農耕機具の購入にもあてられる）に備えて貯蓄する習慣を持っている。この

ように、中国の農村と都市とでは家計の貯蓄行動に大きな違いが認められる。

5. おわりに

本研究では、中国の家計貯蓄関数の推定を通して人口構造の変化が家計貯蓄率に与える影響を分析した。推定の結果、高齢化は中国の貯蓄にマイナスの影響を及ぼすことが明らかとなった。また、人口要因の影響は都市の労働者世帯よりも農村世帯により大きく、今後、高齢化の進展によって、特に農村地域での貯蓄の低下が懸念される。

都市の家計貯蓄率に対してはこれまでのところ人口要因がそれほど大きく影響していないなかつた。しかしながら、都市の労働者に与えられてきた安定的な収入と年金などの引退後の生活保証とが都市の住民に将来を楽観視させていたとするなら、年金制度改革・経済改革のあり方が今後の都市住民の貯蓄率にも大きく影響すると考えられる。改革の方向如何によっては、都市の貯蓄行動が様変わりする可能性がある。

21世紀半ばの中国は、急激な高齢化によって生産年齢人口の 40% 近い高齢者を抱えるようになり、現行の賦課方式のままでは現役世代の負担は目に見えて大きくなる。年金制度を維持するためには現在の年金水準の引き下げも必要であろう。その結果、都市でも定年後の生活資金の相当部分を個人で貯蓄する必要性が生じ、LCH が想定するような貯蓄形成と取り崩しが現在よりもより顕著となる可能性が高い。

謝辞

本研究の実施にあたっては、IIASA 滞在中に SSR プロジェクトのリーダーである Landis MacKellar 氏、プロジェクト関係者、スタッフ等関係諸氏から多大なご助力をいた

だいたい。また、本稿執筆に際しては中国の諸事情に詳しい慶應義塾大学商学部の唐木圓和教授、家計経済研究所の溝口由己氏および本誌匿名査読者の方々より多くの有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げる。もちろん、本論文の内容に関する誤り等については、一切筆者の責任である。

【参考文献】

- [1]Andrew Mason (1988) "Saving, Economic Growth and Demographic Change", Population and Development Review Vol. 14, No. 1
- [2]Angus Deaton and Christina Paxson (1997), "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality", The Demography of Aging Vol. 34, No. 1
- [3]Charles Yuji Horioka (1991) "The determinants of Japan's saving rate: the impact of the age structure of the population and other factors", The Economic Studies Quarterly Vol. 42, No.3
- [4]David N. Weil (1994) "The Saving of the Elderly in Micro and Macro data", Quarterly Journal of Economics Vol. 109
- [5]Ehtisham Ahmad and Arthur Hussain (1991) "Social Security in China: A Historical Perspective", in Research Studies in Development Economics, Ehtisham Ahman et al. eds.
- [6]Franco Modigliani and Arlie Sterling (1983) "Determinants of Private Saving with Special Reference to Social Security --Cross-Country Tests", in The Determinants of National Saving and Wealth, F. Modigliani and R. Hemming eds.
- [7]Joseph C. H. Chai (1996) "Consumption and Living Standards in China" in The Chinese Economy Under Deng Xiaoping, Ash Rovert F and Kueh Y. Y. eds
- [8]Klaus Schmidt-Hebbel, Steven B. Webb, and Giancarlo Corsetti (1992) "Household Saving in Developing Countries: First Cross-Country Evidence", The World Bank Economic Review Vol. 6, No. 3
- [9]Masayo Wakabayashi and Landis MacKellar (1999) "Demographic Trends and Household Saving in China", IIASA Interim Report IR-99-057
- [10]Matthew Higgins and Jeffrey G. Williamson (1997) "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital", Population and Development Review Vol. 23, No. 2
- [11]Peter Heller and Steve Symansky (1997) "Implications for Savings of Aging in the Asian Tigers", IMF working paper
- [12]Ronald D. Lee, Andrew Mason and Tim Miller (1999) "Saving, Wealth and Population", not published
- [13]World Bank (1995) Averting the Old Age Crisis
- [14]World Bank (1997) China 2020
- [15]Yingyi Qian (1988) "Urban and Rural Household Savings in China", IMF working paper

(わかばやし まさよ
電力中央研究所 経済社会研究所)