

Discussion Paper No.344

高齢化、年金と中国の家計貯蓄率  
—CHFS データに基づく実証分析—

中央大学経済学部教授  
唐 成

汕頭大学商学院講師  
張 誠

March 2021



INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH  
Chuo University  
Tokyo, Japan

# 高齢化、年金と中国の家計貯蓄率

## －CHFS データに基づく実証分析－

唐 成<sup>a</sup>

張 誠<sup>b</sup>

### 要旨

本論文では、中国の高齢化が進む中で、家計貯蓄率が依然として高い水準にある要因を明らかにするために、中国家計金融調査（CHFS）2017年データを用いて、高齢化と年金という2つの視点から実証的な研究を行っている。そこから主に次のようなファインディングが得られた。すなわち、第1に、高齢化は家計貯蓄率に対して強いプラスの影響を与えているということである。このことから、中国の高い貯蓄率を説明するには、単純なライフサイクル説より、高齢者がいる世帯の貯蓄動機などの理由が強く、高齢化の進展が貯蓄率の上昇をもたらしたという説明のほうが妥当であると言える。

第2に、年金を受給している高齢者ほど、また、その受給額が大きい家計ほど家計貯蓄率が上昇していることがわかった。このことは、高齢者のいる家計は十分な年金を支給されておらず、家計が安心して消費を拡大できる年金制度になっていないと考えられる。

第3に、都市部の家計貯蓄率は世帯の高齢化に伴って上昇が促されるという結果を得たが、他方、農村については、家計貯蓄率は高齢化に伴い、逆に低下しているという結果が示された。また、農村の家計では年金受給（または年金受給額）による家計貯蓄率への押し上げ効果が都市の家計貯蓄率より低いことが明らかになった。これによって、都市と農村における家計貯蓄行動の異質性が示唆された。

キーワード：高齢化、年金、家計貯蓄率

---

<sup>a</sup> 中央大学経済学部教授

<sup>b</sup> 汕頭大学商学院講師

## I はじめに

改革開放以降の中国経済における重要な特徴の1つに、中国の貯蓄率、とりわけ家計貯蓄率が世界的にもきわめて高いことが挙げられる。この高い家計貯蓄率の背景には、中国の人口構造において労働力人口比率が高かったことが知られている（汪 2015）。しかしここに来て、中国の高齢化は他の国より急速に進んでいることや「未富先老」（豊かさを実現する前に高齢化が深刻になる恐れ）という深刻な問題に直面している<sup>1)</sup>。

国民経済計算（SNA）に基づく中国の家計貯蓄率は2010年の42.1%をピークにその後低下傾向に転じているものの、2017年でも36.2%と、依然として高い水準にある。このような趨勢は標準的なライフサイクル仮説と整合的であり、消費の平準化をするために、家計は現役時代に貯蓄して老後はその蓄えを取り崩すことが想定される。しかし、家計貯蓄に関する多くの先行研究では、家計貯蓄率は世帯主が若い時期や高齢期において相対的に高く、中年期はむしろ低い、すなわち世帯主の年齢と家計貯蓄率はU字型の関係があることが明らかにされている（Chamon and Prasad, 2010；Wei and Zhang, 2011；李・呉, 2014；Tang et al. 2020）。

このように、世帯主の年齢層に基づいた家計貯蓄率はもはや単純なライフサイクル仮説で説明できなくなっている。特に、高齢化を背景に年金（中国語「養老保険」という）制度が家計貯蓄率に影響を与える1つの重要な要素であると考えられる。中国の年金制度は1990年代後半から整備されるようになり、制度そのものがいくつかの段階を経て、現在では主に2つの公的年金制度が形成されるようになっている。すなわち、①2014年に農村住民と都市部の非就労者による「都市・農村住民基本養老保険（都市・農村住民年金）」、②都市部の企業などの就業者が加入する「都市企業従業員基本養老保険」及び公務員・外郭団体職員が加入する「公務員養老保険」である。

先行研究では、年金制度の未完成さが都市家計貯蓄率の高さをもたらした重要な理由の1つである（馬・邱 2006、楊・張 2013）と指摘されている。他方、年金と家計貯蓄との間に代替効果がある（何ほか 2008、陳 2010、易・黄 2018）との研究も挙げられる。このように、年金が家計貯蓄に与える影響についてはまだ一致した結論はないものの、重要な要素であると言える。また、近年では、高齢化に対応するように、中国は社会保障制度が

---

<sup>1)</sup>国家統計局（2020）「統計公報 2019」によれば、2019年の60歳以上の高齢者は2億5388万人で、人口の18.1%（うち65歳以上は1億7603万人、12.6%）に達している。

普及しつつあり、年金制度への加入者数も年金受給者数も増加している<sup>2)</sup>。現行の年金制度が家計貯蓄率に与える影響として、果たして代替的な効果が得られるのかについての検証が必要であるが、このような研究はまだ行われていない。

以上のような問題意識に基づいた本論文の研究目的は、中国の家計貯蓄率の決定要因として、高齢化と年金という2つの要素がどのような影響を及ぼしているのかを、全国規模のマイクロデータを用いて、実証的に明らかにすることである。その際に、農村と都市および所得階層別の家計は経済的条件や年金受給水準が異なっていることから、果たして家計貯蓄行動において異質性があるのかをも検証したい。

本論文は既存の先行研究に比べて、以下の点において新たな貢献ができると思われる。すなわち、一つは全国規模の家計調査データに基づいて、高齢化と年金という2つの視点から、なぜ中国の家計貯蓄率は人口構造の転換期に入っても依然として高いのかという疑問に対して、重要な示唆を提供できることである。もう一つは、異なる家計に着目して、それぞれの貯蓄行動の異質性を明らかにできることである。

本論文の構成は次のとおりである。第II節では、先行研究のサーベイを行ったうえで、ここでの研究課題を明らかにする。第III節では、実証に用いる推定モデル、データの概要及び記述統計分析を行い、高齢化と年金がそれぞれの家計貯蓄率に与える影響を実証的に分析する。第IVでは、前節の実証結果を掘り下げて、交互作用の検証、農村部と都市部別および所得階層別の家計貯蓄行動の異質性を分析した上で、頑健性を検定する。最後の第V節では、主な結論、実証結果から得られるインプリケーション、今後の研究課題を述べる。

## II 先行研究

単純な「ライフサイクル仮説」では、人々は若い時に就業して、稼いだ所得の一部を貯蓄することで老後に備え、老後は貯蓄してきた資産を取り崩すことで生活費を補うとされている。マクロデータによる先行研究では、中国の家計貯蓄率の高さは高い経済成長率のほかに、従属人口指数の低下が重要な要因である (Modigliani and Cao 2004、汪 2015)

---

<sup>2)</sup> 2019 年末の加入状況を見てみると、都市・農村住民基本養老保険の加入者は 5 億 3266 万人で、2016 年より 2419 万人増加している。また都市従業員基本養老保険制度の加入者は 4 億 3482 万人で、2016 年より 5620 万人も増加している (国家統計局「統計公報」2016 年、2019 年)。

という指摘がある。しかし、李・程（2017）は高齢化が家計貯蓄率に強い影響を与え、両者の間にU字型が存在していることを明らかにしている。同様に、孟ほか（2019）は高齢化によって高まる老後の生活への不安が家計貯蓄率の上昇をもたらしていることを導出した。

他方、マイクロデータによる分析では、Chamon and Prasad(2010)は中国都市家計調査（以下、UHS と呼ぶ）のデータに基づいた分析によって、年齢とともに家計貯蓄率が必ずしも理論通り明確に低下しなかったとし、その理由は高齢化と低出生率による人口構造の変化が大きく影響を与えていると指摘している。また、劉・杭（2013）は中国健康と栄養調査（CHNS）のデータを用いて、高齢化が家計貯蓄率の上昇をもたらしていると報告している。その理由として、現段階では年金制度が不完備であると分析している。

さらに、胡・許（2014）は中国家計所得分配調査（以下、CHIP と呼ぶ）のデータを用いた分析では、人口の高齢化は農村家計貯蓄率にマイナス、都市家計貯蓄率にプラスという異なる影響を与えていると指摘している。このほか、汪・呉（2019）はUHS データ及び中国家計追跡調査（以下、CFPS と呼ぶ）のデータを用いて、都市家計貯蓄率と世帯主年齢とは1996年前後を境に、逆のU字型関係からU字型関係に転換していることを明らかにしている。

他方、高齢化は社会保障制度を通じて、家計貯蓄率に大きな影響を及ぼすことが考えられる。何ほか（2008）はUHS データを用いた分析によって、年金保険改革により年金と貯蓄との間に強い代替効果があると報告している。また、陳（2010）はマクロデータに基づいた分析から、年金保障はある程度都市部家計の消費支出を促進する効果を得ていると指摘している。同じく、易・黄（2018）はCFPS データを用いて、年金は家計の消費を強く促進する効果があり、特に低所得者層及び中間層の家計の消費に強いプラス効果を及ぼしていると分析している。しかし、年金制度改革は家計に対して老後の生活への不安を解消していない（楊・張 2013）とか、年金保険料の納付水準の上昇が家計の消費支出を減少させ、家計貯蓄率の上昇を促した（白ほか 2012）といった研究もある。また、馬・周（2014）は農家による新型農村養老保険制度への加入は、家計貯蓄率にほとんど影響を与えなかったことを明らかにしている。

以上のように、高齢化または年金という視点から家計貯蓄率に与える影響を分析した先行研究では必ずしも一致した結論が得られていない。したがって、本論文でそのメカニズムを解明し、どの結論が正しいのかを精査する必要がある。この目的のため、さらに農村部と都市部、所得階層別の相違などを知るためには全国規模のマイクロデータによる研究が

不可欠である。また、マイクロデータによる先行研究では、ほとんどが世帯主の年齢に焦点を当てているが、家計は異なる年齢の構成員からなっており、世帯主の年齢が必ずしも高齢化の程度や年金の受給状況を反映していないと思われる。特に中国の場合、家庭内による養老、すなわち子供が老いた高齢者を扶養する傾向が強く、その慣習自体が家計貯蓄行動に及ぼす影響も大きいと思われる。

こうした先行研究の問題点などを踏まえて、本論文では次のような改善を加えてみることにした。すなわち、第1に、世帯人数に占める高齢者人数を高齢化率と定義し、また年金制度への加入の有無だけでなく、実際の年金受給の有無及び受給額に着目して、高齢化と年金が家計貯蓄率に与える影響を同時かつ総合的に実証研究が可能になるようにした。

第2に、代表的な全国規模の中国家計金融調査（以下、CHFS と呼ぶ）の2017年のデータを用いて、新しい年金制度の下で、急速に進展している高齢化と普及しつつある年金制度という2つの視点が同時に家計貯蓄率にどのような影響を及ぼしているかを究明する。

第3に、農村部と都市部及び所得階層別の家計を掘り下げて、それぞれについて高齢化と年金が同時に家計貯蓄率に与える影響を分析することによって、両者の異質性を明らかにすることにした。

### III 高齢化、年金と家計貯蓄率の実証分析

#### 1. 推定モデルと CHFS データの概要

以上で述べたように、高齢化と年金が家計貯蓄率に及ぼす影響を実証的に明らかにするため、本論文では以下の推定モデルを試みる。すなわち、

$$saving\ rate_i = \alpha + \beta old\_p_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (\text{推定式 1})$$

$$saving\ rate_i = \alpha + \beta old\_ins_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (\text{推定式 2})$$

このうち、 $saving\ rate_i$ は第*i*の家計貯蓄率を示している。またここでの注目変数として、 $old\_p_i$ は世帯人数に占める高齢者の割合、 $old\_ins_i$ は高齢者が年金を受給しているか否かのダミー変数、または年金受給額を示している。 $X_i$ はコントロール変数であり、世帯主や家計の特徴を示す様々な属性である。 $\mu_i$ は観測不可能な誤差項である。そして、まず通常の最小二乗法（OLS）モデルによって、2つの異なる貯蓄率の決定要因を推定し、高齢化率と年金が家計貯蓄率を説明する要因であるかどうかを明らかにする。また、高齢化

率や年金が家計貯蓄率に与える影響の推定では、多くの被説明変数が0に集中しており、誤差項が正規分布せずに推定パラメータにバイアスをもたらす可能性があるため、我々はTobitモデルを用いて、推定結果の頑健性を確認することにした。

本論文では、西南财经大学中国家計金融調査研究センターが実施しているCHFS2017を用いて、実証的な分析を試みる。CHFS2017の有効なサンプルサイズは40,011戸で、調査範囲は新疆、チベットを除く29の省(市、区)、363の県、1,404の村にもおよんでいる。その調査は層化3段と確率比例サンプリング方法(PPS sampling)が用いられ、調査データの質も高く、代表的なサンプル調査である(甘ほか2012)。以下では、各説明変数についての説明を行う。

#### (1) 被説明変数について

家計貯蓄率について、検定結果の頑健性及び信頼性を高めるため、先行研究を参考にしながら、2つの定義を行っている。1つ目は単純に家計の総収入から家計の消費支出を差し引いた貯蓄額の総収入に対する比率である<sup>3)</sup>。すなわち、家計貯蓄率1(以下、貯蓄率1と呼ぶ)は

$$\text{貯蓄率1} = (\text{総収入} - \text{消費支出}) / \text{総収入} \quad (\text{推定式3})$$

2つ目は頑健性検定の側面から、家計貯蓄率の定義をDeaton and Paxson(1994), Chamon and Prasad(2010)などにしたがって、家計収入の対数から家計消費支出の対数を差し引いたものとする。すなわち、家計貯蓄率2(以下、貯蓄率2と呼ぶ)は

$$\text{貯蓄率2} = \text{Ln}(\text{家計所得}) - \text{Ln}(\text{家計消費}) \quad (\text{推定式4})$$

#### (2) 注目変数について：

注目変数の1つは高齢化率である。法定退職年齢は女性が55歳(幹部、管理職以上が60歳)、男性が60歳であることから、本論文では、60歳以上を高齢者と定義している。また高齢化率は60歳以上の人数/世帯人数の比率を表している。また、もう1つの年金については、2つの説明変数を用意している。すなわち、高齢者がいずれかの公的年金を受けとっているか否かをダミー変数で処理している。さらに、頑健性を確認するために、年金の受給金額を説明変数に加えている。

#### (3) コントロール変数について

既存の研究を参考に、家計のコントロール変数として、世帯サイズや子供の人数、労働力数、自家用車の所有の有無や自営業であるかどうか、総資産などを用いた。このほか、

---

<sup>3)</sup> CHFSの家計調査では、可処分所得の代わりに、総収入という項目を設けている。

世帯主属性のとして、農村戸籍ダミー変数を作り、都市戸籍との違いを鮮明にすることを試みた。また、世帯主の年齢とその年齢二乗項を加えて、性別、結婚や健康水準の状況、資産選択に関するリスクの考え方、共産党員であるかどうかなども採用した。

表1によれば、家計貯蓄率1の平均値は18.6%、家計貯蓄率2の平均値は31.7%である。60歳以上の高齢者がいる世帯は全体の36.2%を占めており、このうち、高齢者が年

表1 記述統計分析

変数名	観測値	平均	標準偏差	最小限	最大値
被説明変数：					
家計貯蓄率1	39,257	0.186	0.627	-1	1
家計貯蓄率2	39,257	0.317	0.687	-1	1
説明変数：					
高齢化率	39,257	0.362	0.409	0	1
年金受給額（万元）	39,241	0.8126	1.7263	0	24
年金受給ダミー	39,257	0.3639	0.4811	0	1
家計のコントロール変数：					
世帯サイズ	39,257	3.174	1.549	1	15
3歳以下子供数	39,257	0.0332	0.186	0	3
4～6歳子供数	39,257	0.0780	0.301	0	4
7～15歳子供数	39,257	0.164	0.442	0	5
労働力数	39,257	1.501	1.170	0	10
自家用車所有ダミー	39,257	0.278	0.448	0	1
自営業ダミー	39,256	0.141	0.348	0	1
総資産（万元）	39,257	105.64	179.56	0	1000
世帯所得（万元）	39,257	9.116	19.298	0	500
世帯主属性コントロール変数：					
農村戸籍ダミー	39,257	0.315	0.465	0	1
リスク選好ダミー	39,257	0.0897	0.286	0	1
男性ダミー	39,256	0.793	0.405	0	1
共産党員ダミー	39,257	0.114	0.318	0	1
年齢	39,257	56.16	14.09	19	90
既婚ダミー	39,257	0.852	0.355	0	1
健康ダミー	39,250	0.811	0.391	0	1

出所) CHFS2017 より筆者推定。



金を受給している割合は全体の 80.4%で、年間の年金受給額は 1 人あたり 8126 元である。また、世帯の平均人数は 3.174 人で、うち、4~6 歳の子供を持つ世帯は 7.80%、7~15 歳の子供を持つ世帯は 16.4%を占めている。さらに、85.2%の世帯は結婚をしており、世帯主の 79.3%を男性が占め、世帯の平均労働力は 1.502 人で、平均年齢は 56.2 歳であることがわかった。

## 2.高齢化と家計貯蓄率

表 1 の分析結果から、高齢化率の係数は貯蓄率 1 と家計貯蓄率 2 に対して、OLS や Tobit 検定において 5%水準でいずれも有意に正の値を示している。これは世帯に占める高齢者の割合が高くなると、家計貯蓄率が上昇することを意味する。例えば、貯蓄率 1 の場合、高齢化率が 1 %上がると、家計貯蓄率は 3.2%上昇するということになる。なぜ高齢化率が直接家計貯蓄率の上昇をもたらすのかについては、次のような理由が考えられる。1 つ目は高齢者がいる世帯の貯蓄動機が強いことが考えられる。それは老後のための蓄え不足や高齢者がいる世帯は老人を扶養するための貯蓄が必要だと考えている家計が多いと考えられる<sup>3)</sup>。

2 つ目は高齢者自身の生活体験から節約志向が強いことが考えられる。高齢者世代は戦乱の世やモノ不足、大飢饉、文化大革命などを経験していることから、自身も儉約的な老後生活を送っている人々が多いと見られる。こうした節約志向が、結果的に家計貯蓄率を高めることになったと考えられる。例えば、程・張(2011)は 1956 年から 1961 年の大飢饉を自然実験として、より厳しい大飢饉を経験した地域の家計ほど、家計貯蓄率が高いことを実証的に示している。

3 つ目は遺産動機の視点から見ると、高齢者の遺産動機が家計貯蓄率にプラス影響を与えていることが挙げられる。Tang et al. (2020) は高齢者世帯の家計貯蓄率の日中比較を通じて、中国も日本と同じく利他的な遺産動機が強いことが示されている。

次に、家計の属性コントロール変数などを少し吟味してみよう。子供の年齢層を見ると、4-6 歳の就学前や 7-15 歳の就学生がいる世帯の係数はいずれも 1 %の有意性で負の値を示しており、これは汪・呉 (2019) の研究結果と一致していると言える。すなわち、教

---

<sup>3)</sup>例えば、衛 (2018) は 2016 年に吉林省長春市 12651 世帯の調査では、全体の 93.7%の世帯は、何らかの形で高齢者の世話をしている現状がわかった。このうち、2198 世帯 (17.4%) は子供から経済的な支援を受け、5507 世帯 (43.5%) は親の日常生活の世話をしている。

表2 高齢化と家計貯蓄率の推定結果

	(1)貯蓄率 1	(2)貯蓄率 2	(3)貯蓄率 1	(4)貯蓄率 2
高齢化率	0.0320** (0.0128)	0.0342** (0.0139)	0.0220** (0.0092)	0.0248** (0.0117)
世帯サイズ	0.0253*** (0.0030)	0.0269*** (0.0032)	0.0190*** (0.0021)	0.0231*** (0.0027)
3歳以下	0.0979*** (0.0218)	0.1092*** (0.0243)	0.0650*** (0.0170)	0.0833*** (0.0217)
4-6歳	-0.0831*** (0.0150)	-0.0880*** (0.0165)	-0.0644*** (0.0112)	-0.0763*** (0.0142)
7-15歳	-0.0644*** (0.0079)	-0.0725*** (0.0086)	-0.0528*** (0.0057)	-0.0663*** (0.0073)
労働力数	0.0681*** (0.0040)	0.0822*** (0.0044)	0.0472*** (0.0028)	0.0672*** (0.0036)
リスク選好ダミー	0.0082 (0.0106)	0.0141 (0.0117)	0.0081 (0.0080)	0.0144 (0.0102)
男性	-0.0227*** (0.0081)	-0.0251*** (0.0089)	-0.0157*** (0.0060)	-0.0212*** (0.0077)
共産党員	0.1046*** (0.0088)	0.1185*** (0.0097)	0.0763*** (0.0071)	0.1003*** (0.0090)
年齢	-0.0078*** (0.0016)	-0.0084*** (0.0017)	-0.0076*** (0.0012)	-0.0089*** (0.0015)
年齢二乗	0.0098*** (0.0014)	0.0106*** (0.0016)	0.0091*** (0.0010)	0.0108*** (0.0013)
自家用車ダミー	0.0212*** (0.0076)	0.0281*** (0.0084)	0.0117** (0.0057)	0.0202*** (0.0073)
自営業ダミー	-0.0896*** (0.0097)	-0.1035*** (0.0106)	-0.0470*** (0.0069)	-0.0714*** (0.0088)
既婚ダミー	0.1003*** (0.0104)	0.1128*** (0.0112)	0.0706*** (0.0074)	0.0962*** (0.0094)
健康ダミー	0.0381*** (0.0089)	0.0545*** (0.0095)	0.0053 (0.0060)	0.0299*** (0.0077)
農村戸籍ダミー	-0.1655*** (0.0079)	-0.1836*** (0.0086)	-0.0889*** (0.0055)	-0.1268*** (0.0070)
総資産対数	0.0225*** (0.0014)	0.0252*** (0.0016)	0.0181*** (0.0011)	0.0222*** (0.0014)

地域コントロール	YES	YES	YES	YES
N	39248	39248	39248	39248
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.075	0.080	0.0492	0.0426

注) ①(1)、(2) 式は OLS, (3)、(4) 式は Tobit でそれぞれ推定している。②\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ 10%,5%,1%の有意性を示す。括弧内は不均一分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

育負担が大きい家庭ほど、家計貯蓄率が低下してしまうということであろう。これによって、年齢と家計貯蓄率とは U 字型の関係にあることがわかった。これは劉・杭 (2013) や汪・呉 (2019) の研究結果と一致している。さらに、農村戸籍のダミー変数の係数が有意に負の値を示していることから、都市世帯の家計貯蓄率は農村世帯より高い傾向にあると言える。また、家計総資産の係数もいずれも 1%での有意な値を示していることから、資産が多いほど、家計貯蓄率も高いと言え、Bach et al. (2016) の研究結果と一致している。

### 3.年金と家計貯蓄率

次に、年金制度が家計貯蓄率にどのような影響を及ぼしているのかを回帰分析してみた。表3の推定結果に見られるように、年金受給のダミー変数は OLS や Tobit 分析からも統計的に強い正で有意になっている<sup>4)</sup>。例えば、表3の第(1)式の結果によれば、年金を受給している家計を見ると、貯蓄率1の場合は15.37%、貯蓄率2の場合は17.53%上昇するという事になっている。このように、高齢者が年金を受給している場合は、家計の貯蓄を強く促進する効果が働くとと言える。このほか、コントロール変数は、表1の検定結果とほとんど変わっていない。

表3 年金受給と家計貯蓄率の推定結果

	(1) 貯蓄率1	(2) 貯蓄率2	(3) 貯蓄率1	(4) 貯蓄率2
年金受給ダミー	0.1537*** (0.0100)	0.1753*** (0.0108)	0.0791*** (0.0069)	0.1144*** (0.0088)
世帯サイズ	0.0234*** (0.0029)	0.0249*** (0.0032)	0.0178*** (0.0021)	0.0216*** (0.0027)

<sup>4)</sup> さらに、頑健性をチェックするため、年金の受給額が家計貯蓄率に及ぼす影響についても回帰分析を行ったが、年金受給額の係数は家計貯蓄率のいずれに対しても正の有意性が得られている。ただし、紙幅の制約で詳細な推定結果は省略した。

3歳以下子供数	0.0980*** (0.0218)	0.1093*** (0.0243)	0.0651*** (0.0170)	0.0835*** (0.0216)
4-6歳子供数	-0.0886*** (0.0149)	-0.0944*** (0.0165)	-0.0671*** (0.0111)	-0.0805*** (0.0142)
7-15歳子供数	-0.0627*** (0.0079)	-0.0705*** (0.0086)	-0.0519*** (0.0057)	-0.0649*** (0.0073)
労働力数	0.0729*** (0.0039)	0.0879*** (0.0043)	0.0494*** (0.0028)	0.0709*** (0.0035)
リスクダミー	0.0075 (0.0106)	0.0134 (0.0117)	0.0076 (0.0079)	0.0138 (0.0101)
男性ダミー	-0.0093 (0.0081)	-0.0098 (0.0089)	-0.0085 (0.0060)	-0.0109 (0.0077)
共産党员	0.1020*** (0.0088)	0.1156*** (0.0097)	0.0750*** (0.0071)	0.0984*** (0.0090)
年齢	-0.0081*** (0.0016)	-0.0087*** (0.0017)	-0.0079*** (0.0012)	-0.0092*** (0.0015)
年齢二乗	0.0074*** (0.0014)	0.0079*** (0.0015)	0.0081*** (0.0010)	0.0092*** (0.0013)
自家用車ダミー	0.0226*** (0.0075)	0.0298*** (0.0083)	0.0121** (0.0057)	0.0211*** (0.0073)
自営業ダミー	-0.0858*** (0.0097)	-0.0992*** (0.0106)	-0.0451*** (0.0069)	-0.0686*** (0.0088)
既婚ダミー	0.0989*** (0.0103)	0.1110*** (0.0111)	0.0704*** (0.0073)	0.0955*** (0.0094)
健康ダミー	0.0361*** (0.0088)	0.0523*** (0.0095)	0.0044 (0.0060)	0.0286*** (0.0077)
農村戸籍ダミー	-0.1600*** (0.0079)	-0.1774*** (0.0086)	-0.0856*** (0.0055)	-0.1224*** (0.0070)
総資産対数	0.0221*** (0.0014)	0.0248*** (0.0016)	0.0179*** (0.0011)	0.0220*** (0.0014)
地域コントロール	Yes	Yes	Yes	Yes
N	39248	39248	39248	39248
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.081	0.087	0.0515	0.0450

注) ①(1)、(2) 式は OLS モデル, (3)、(4) 式は Tobit モデルでそれぞれ推定している。②\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%の有意性を示す, 括弧内は不均一分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

#### IV 交互作用、異質性および頑健性の分析

##### 1. 交互作用の分析

高齢化と年金が、相互に影響し合いながら相乗効果として被説明変数の家計貯蓄率に影響を与えることが考えられるため、ここでは、交互作用の検証を行ってみた。表4は諸変数をコントロールした上で、高齢化率と年金受給ダミー変数を加えて、それぞれの交差項を説明変数として推定した結果を示している。この結果を見ると、交差作用を表す高齢化率と年金受給ダミー係数が統計的に有意にプラスになっていることから、交互作用効果が存在すると考えられる。すなわち、年金受給を受けており、かつ高齢化率が高い世帯ほど、家計貯蓄率が大きくなることわかる<sup>5)</sup>。

表4 高齢化、年金受給と家計貯蓄率の推定結果

	(1)貯蓄率1	(2)貯蓄率2	(3)貯蓄率1	(4)貯蓄率2
高齢化率	-0.0961*** (0.0177)	-0.1311*** (0.1844)	-0.0357*** (0.0176)	-0.0890*** (0.0165)
年金受給ダミー	0.1115*** (0.0091)	0.1252*** (0.0098)	0.0673*** (0.0061)	0.0942*** (0.0885)
高齢化率と年金受給の交差項	0.1923*** (0.0176)	0.1876*** (0.0178)	0.0885*** (0.0152)	0.1135*** (0.0160)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.1634*** (0.0579)	-0.2955*** (0.0627)	0.5325*** (0.0622)	0.2053*** (0.0869)
<i>N</i>	39248	39946	39248	39248
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1205	0.1627		
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>			0.0825	0.0834
<i>F</i>	79.46	122.68		

<sup>5)</sup> 紙幅の制約で詳細な推定結果を省略したが、表4と同じように、高齢化率と年金受給額が相乗的に家計貯蓄率に与える影響についても推定を行った。この結果、交互作用を表す高齢化率と年金受給額の交差項の係数は有意にプラスになっており、高齢化率と年金受給額が相乗的に家計貯蓄率に影響を与える可能性が示唆された。さらに、観測値の対象を60歳以上の高齢者に限って、同じ方法で推定した結果も表4と同じである。

注) ①(1)、(2) 式は OLS, (3)、(4) 式は Tobit でそれぞれ推定している。②  
\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ 10%,5%,1%の有意性を示し、括弧内は不均一分散頑健標準偏差  
である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

## 2.農村部と都市部及び所得階層別の異質性分析

これまでの分析は都市と農村の双方を含む全世帯の推定結果である。しかし、すでに表  
2, 3 において、農村ダミー変数を見ると、都市世帯と異なる係数の符号が確認されてい  
る。そこで、表 5 で示しているように、都市世帯と農村世帯者のそれぞれの家計貯蓄率へ  
の影響を推定した。この結果によれば、高齢化率の係数は都市の家計貯蓄率には 1%の有  
意性で正の値、農村の家計貯蓄率には 5%の有意性で負の値を示している。この結果か  
ら、高齢化は農村と都市の家計貯蓄率への影響が異なっていることが確認することができ  
た。

表 5 都市と農村別、高齢化、年金と家計貯蓄率の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	都市	農村	都市	農村	都市	農村
高齢化率	0.0783*** (0.0149)	-.0508** (0.0247)				
年金受給ダミー			0.2049*** (0.0118)	0.0803*** (0.0191)		
年金受給額					0.1749*** (0.0056)	0.1465*** (0.0089)
世帯主コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家計コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域コントロール	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	26878	12370	26878	12370	9969	4302
R <sup>2</sup>	0.071	0.073	0.082	0.074	0.211	0.116

注) ① (1) から (6) までの推定式の被説明変数はいずれも都市及び農村の家計貯  
蓄率 1 である。② いずれも \*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% の有意性を示す, 括弧内は不均一  
分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

次に、年金受給が農村部と都市部において、家計貯蓄率にどのような影響を与えているかを推定式 (3) 及び (4) 式の結果で見ると、年金受給ダミー変数の係数はいずれも 1% の有意で正の値を示している。しかし、都市世帯のほうが農村世帯より係数が大きく、都市の場合は家計貯蓄率を 20.49%押し上げるが、農村の場合は 8.03%にとどまっていることがわかる。また、年金受給額の係数の大きさからも、同様のことが言える。この背景には、年金受給額は都市部と農村部の格差が大きいと見られるため、結果的に家計貯蓄率の上昇幅にも影響を与えていると考えられる。我々の CHFS2017 の集計結果によると、「新型農村社会養老保険」の平均受給額を 1 基準とすると、「都市従業員基本養老保険」はその 12 倍、「都市・農村住民基本養老保険」は 6 倍を超えている。

表 6 所得階層別、高齢化、年金と家計貯蓄率の推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高所得	低所得	高所得	低所得	高所得	低所得
高齢化率	0.0424*** (0.0141)	0.0323** (0.0155)				
年金受給ダミー			-0.0013 (0.0102)	0.1298*** (0.0106)		
年金受給額					-0.0117** (0.0055)	0.1754*** (0.0053)
世帯主コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家計コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域コントロール	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11959	27289	11959	27289	3668	10603
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.062	0.059	0.061	0.065	0.085	0.171

注) ① (1) から (6) までの推定式の被説明変数はいずれも家計貯蓄率 1 である。

②\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ 10%, 5%, 1%の有意性を示す, 括弧内は不均一分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

次に、所得階層別の推定結果を表6で見ると、高齢化率は所得階層にかかわらずいずれも家計貯蓄率を押し上げていることがわかる。この結果は表2の分析結果と一致している。しかし、高所得層世帯の年金受給ダミー変数の係数は有意性がないものの、符号がマイナスであるが、逆に低所得階層の場合は1%有意で正の値を示している。また、年金受給金額に関して、高所得層世帯の推定係数が5%有意で、負の値であるのに対して、低所得階層世帯の推定係数が1%有意で正の値を示している。

つまり、高齢者がいる高所得層世帯の家庭では、相対的に年金を多く受け取れると想定できるため、経済的な余裕から消費支出を拡大させることが考えられる。逆に高齢者がいる低所得層世帯にとって、年金受給額が少なく、それだけでは強い予備的貯蓄動機を緩和させることが出来ず、結果的に家計貯蓄率を押し上げたと言われる。

### 3. 頑健性の分析

さらに、第III節で示された主な回帰分析の結果に対して、我々は次のような2つ頑健性テストの推定を行ってみた。まずは、傾向スコアによるマッチング（PSM: Propensity Score Matching）という推定方法を用いて、1対2の傾向スコアマッチングで、基準の回帰モデルで再推定を行う。ここで、説明変数としての高齢化率について、中位数より高いものを処置群とし、中位数より低いものを対処群と分別する。また、年金受給（あり）を処置群とし、年金受給（なし）を対処群と分別する。

その推定した結果は表7で示している通り、PSM法による推定の適合性が確認された。また傾向スコアマッチングの結果、高齢化率と年金受給はいずれも家計貯蓄率を押し上げることがわかった。例えば、貯蓄率1の場合、高齢化率の平均処置効果（ATT）が10.20%を示していることから、高齢化率の低い世帯に比べて、高い世帯のほうが家計貯蓄率を10.2%大きく上昇させたと言える。また、同じく年金給付を受けていない世帯に比べて、給付を受けている世帯のほうが貯蓄率1を31.42%大きく押し上げる結果となっている。このように、PSMの頑健性推定から、高齢化と年金受給が家計貯蓄率に強いプラス影響を与えているということが一層明確になったと言える。



表7 頑健性テスト（傾向スコアによるマッチング）

解析方法	説明変数	被説明変数	処置群	対処群	ATT	標準誤差	T 値
傾向スコアマッチング (1:2)	高齢化率	貯蓄率 1	0.2091	0.1071	0.1020***	0.0284	3.59
	年金受給ダミー	貯蓄率 1	0.2579	-0.0563	0.3142***	0.0176	17.89
	高齢化率	貯蓄率 2	0.3395	0.2361	0.1035***	0.0313	3.31
	年金受給ダミー	貯蓄率 2	0.3927	0.0371	0.3556***	0.0189	18.78

注) \*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ 10%,5%,1%の有意性を示す,括弧内は不均一分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

表8 頑健性テスト（上下5%のウィンソライズ対応）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	貯蓄率 1	貯蓄率 2	貯蓄率 1	貯蓄率 2	貯蓄率 1	貯蓄率 2
高齢化率	0.0220** (0.0092)	0.0248** (0.0117)				
年金受給ダミー			0.0791*** (0.0069)	0.1144*** (0.0088)		
年金受給額					0.1063*** (0.0031)	0.1391*** (0.0039)
世帯主コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
家計コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地域変数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	39248	39248	39248	39248	14271	14271
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0492	0.0426	0.0515	0.0450	0.1313	0.1132

注) (1)～(6) 式はいずれも Tobit モデルで推定している。\*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ

10%,5%,1%の有意性を示す,括弧内は不均一分散頑健標準偏差である。

出所) CHFS2017 より著者推定。

最後に、表2～表3の回帰分析の結果に対して、表8はウィンソライズ(winsorize)して、その頑健性検定の結果を示している。ここでは、貯蓄率1及び貯蓄率2、そして年金

受給額に対して、それぞれ下方の5%以下の値と上方の95%を超えた値を置換して、Tobitモデルで推定した。この推定の結果から、高齢化率、年金受給ダミー、及び年金受給額のいずれも貯蓄率1及び貯蓄率2に対して、有意に正の値を示していることがわかる。このように、頑健性検定でも、高齢化率の上昇は家計貯蓄率の上昇を促していることがわかる。同様に、年金受給や年金受給額の場合でも家計貯蓄率を押し上げる効果があると言える。

## V おわりに

本論文では、高齢化が進む中国において、なぜ家計貯蓄率が依然として高い水準にあるのかという問題に対して、高齢化と年金という2つの視点から、中国家計金融調査(CHFS)の2017年データを用いて、実証的な研究を行った。そこから主に次のようなファクト・ファインディングが得られた。すなわち、第1に、高齢化は家計貯蓄率に対して強いプラスの影響を与えているということである。このことから、中国では単純なライフサイクル仮説による貯蓄率へのマイナス効果よりも、予備的貯蓄動機など他の要因によって家計貯蓄率を押し上げる効果が大きいと考えられる。

第2に、高齢者のうち年金を受給している高齢者ほど、及びその受給額が大きい家計ほど、家計貯蓄率の上昇を促進していることがわかった。このことは、中国では年金を含む社会保障制度が普及しつつある中でも、全体的に年金の給付水準が低いため、家計が年金によって消費を拡大できる制度になっていないと考えられる。

第3に、都市部の家計貯蓄率は世帯の高齢化に伴って上昇が促されるという結果を得たが、農村部については、家計貯蓄率は高齢化に伴い、逆に低下しているという結果が示された。また、農村の家計では年金受給(または年金受給額)による家計貯蓄率への押し上げ効果が都市の家計貯蓄率より低いことが明らかになった。さらに、所得階層別では、年金は異なる貯蓄効果をもたらしていることがわかった。すなわち、高所得層世帯にとっては、年金受給により消費を拡大させるが、低所得層世帯にとっては、逆に貯蓄を励むという効果をもたらしている。このように、家計の貯蓄行動に関して、その異質性を持っている背景には、両者の経済水準や年金受給の格差が大きいことがあると考えられる。

このような本論文の研究結果から、次のような政策的提言ができると思われる。すなわち、年金の給付水準をいっそう充実させる必要性があるということである。現在の社会経済環境の下では、高齢者がいる世帯ほど、いっそう貯蓄をする必要性を感じていること

や、年金を受給しても、生活不安から貯蓄を減らして消費を楽しむことができないということであり、年金の水準を高めていくことが重要である。また年金とともに、医療制度の充実も含めた社会保障水準の向上が、家計における予備的貯蓄動機を緩和させ、消費支出の拡大をもたらす可能性があると考えられる。さらに、農村部と都市部、及び所得階層の異なる家計では、高齢化と年金が家計貯蓄率に与える影響が上述のように異なることから、特に新しい年金制度の下で、農村または低所得階層の年金の給付水準をより拡充していく必要があると考えられる。

#### 参考文献

- 白重恩・李宏彬・吳斌珍(2012)「医療保険と消費：来自新型農村合作医療的証拠」『經濟研究』第2期,pp.41-53。
- 陳夢真(2010)「養老社会保障と城鎮居民消費：理論分析と実証研究」『社会保障研究』第3期, pp.46-60。
- 程令国・張曄(2011)「早年的飢荒經歷影響了人們的貯蓄行為嗎？—对我国居民高貯蓄率的一個新解釋」『經濟研究』第8期,pp.119-134。
- 高夢滔(2010)「新型農村合作医療と農戶貯蓄：基于8省微觀面板数据的經驗研究」『世界經濟』第4期, pp.121-133。
- 甘犁・尹志超・賈男・徐舒・馬双(2012)『中国家計金融調查2012』西南財經大學出版社。
- 何立新・封進・佐藤宏(2008)「養老保險改革对家庭儲蓄的影響：中国的經驗証拠」『經濟研究』第10期,pp.117-130。
- 胡翠・許召元(2014)「人口高齢化对貯蓄率影響的实証研究」『經濟学』第4期,pp.1345-1364。
- 雷震・張安全(2013)「預防性貯蓄の重要性研究：基于中国的經驗分析」『世界經濟』第6期, pp.126-144。
- 劉雯・杭斌(2013)「高齢化背景下我国城鎮居民儲蓄行為研究」『統計研究』第12期,pp.77-82。
- 李蕾・吳斌珍(2014)「家庭結構与貯蓄率U型之謎」『經濟研究』第1期,pp.44-54。
- 馬光荣・周広肅(2014)「新型農村養老保險对家計貯蓄的影響：基于CFPS数拠的研究」『經濟研究』第11期, pp.116-129。
- 易行健・黃遠(2018)「基本養老保險对不同城鎮家庭消費的影響差異：基于CFPS数拠的

- 実証検験」『潭大学学报（哲学社会科学版）』第2期,pp.74-82。
- 万春·邱長溶（2006）「我国養老体系的全国統籌模型建立及予測分析」『予測』第3期,pp.43-47。
- 汪偉（2015）『中国高儲蓄現象的理論与实証研究』上海財經大学出版社。
- 汪偉·吳紳（2019）「中国城鎮家庭儲蓄率之謎—儲蓄年齡-時期-組群分解的再考察」『中国工業經濟』第7期,pp.81-100。
- 衛元元（2018）「子女数量、養老担憂与養老方式偏好探索」『广西經濟管理幹部学院学报』第4期,pp.21-27。
- 楊繼軍·張二震（2013）「人口年齡結構、養老保險制度軌对居民貯蓄率的影響」『中國社会科学』第8期,pp.47-66。
- 朱波·杭斌（2015）「流動性約束，醫療支出与予防性貯蓄」『宏觀經濟研究』第3期, pp.112-119。
- 趙昕東·吳昊·劉婷（2017）「人口高齡化、養老保險与居民儲蓄率」『軟科学』第8期,pp.156-165。
- 王瑞芳（2008）「我国養老制度变遷对城鎮居民儲蓄的影響」『西北農林科技大学学报』（社会科学版）第7期,pp.85-90。
- 李豫新·程谢君（2017）「中国後人口轉變時代高齡化对居民貯蓄率的影響」『南方金融』第8期、pp.3-10。
- 孟令国·呂翠平·吳文洋（2019）「全面兩孩政策下人口年齡結構、養老保險制度对居民貯蓄率の影響研究」『当代經濟科学』第1期,pp.67-75。
- Bach, L, L E Calvet and P Sodini (2017) “Rich pickings? Risk, return, and skill in the portfolios of the wealthy,” *CEPR Discussion Paper*, No. 11734.
- Chamon, M., and E. Prasad (2010) “Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.2, No.1, pp.93-130.
- Deaton, A. S. and C. H. Paxson (1994) “Saving, growth, and aging in Taiwan.” In *Studies in the Economics of Aging* (ed.), 331-357, University of Chicago Press, pp.331-357.
- Horioka, Charles Yuji, and Wan, Junmin (2007) “The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.39, No.8, pp.2077-2096.
- Modigliani, F., and S. L. Cao (2004) “The Chinese Saving Puzzle and the Lifecycle Hypothesis,” *Journal of Economic Literature*, Vol.42, No.1) pp.145-170.

Shang-Jin Wei and Xiaobo Zhang (2011) "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," *Journal of Political Economy*, Vol.119, No.3, pp.511-564.

Tang Cheng., Zhang Cheng., and YANG Huaxia (2020) "Bequest Motives and Saving Behavior Among the Elderly: A Comparative Study Between China and Japan Based on Micro-data," Mimeo.