

第 7 章

コロナショック、中国社会保障と リスク金融資産の保有

はじめに

中国では、2019年12月下旬以降、新型コロナウイルスが猛威を振るった。中国国家衛生健康委員会によれば、新型コロナウイルス感染症（COVID-19）の確認症例は2020年3月末時点で81,554名、死亡者は3,312名、致死率は4.06%となっている。2020年1月から、中国政府は全国ロックダウンを実施した。現在でも都市封鎖などの厳しいコロナ対策を実施している。企業生産が徐々に再開されたが、新型コロナウイルス感染症による輸入・輸出の減少や国内・海外消費の低迷により高成長が続いてきた中国経済は、大きな打撃を受けた。コロナショックに対応し、2020年2月以降、中国政府は、経済刺激のための緊急財政対策を実施した。以前のリーマン・ショックによる金融危機とは異なり、今回のコロナショックに対応する財政対策には、社会保障の強化措置が強調された。社会保障政策の実施を重視し、それを通じて国民生活を安定化させる意図がうかがえる。

中国では、どのような社会保障政策を実施しているのか、コロナショックの後、どのような対策を取ったのか、そして社会保障政策は個人のリスク金融資産の保有にどのような影響を与えるのか。本稿では、制度的・実証的視点から、中国家計調査のパネルデータに基づいて、これらの問題を明らかにする。

本稿では、まず、第2節では、中国人口高齢化の実態および社会保障政策の内容、主に公的年金、公的医療保険の改革およびその仕組みを解説する。第3節では、中国公的年金と金融市場を紹介し、そして第4節では、コロナ後の社会保障対策と金融市場について述べる。第5節では、中国社会保障政策が個人のリスク金融資産の保有に与える影響を明らかにするため、パネルデータを用いて、実証研究を行う。最後には、得られた結論と政策示唆をまとめる¹。

中国高齢化の実態と社会保障政策の改革

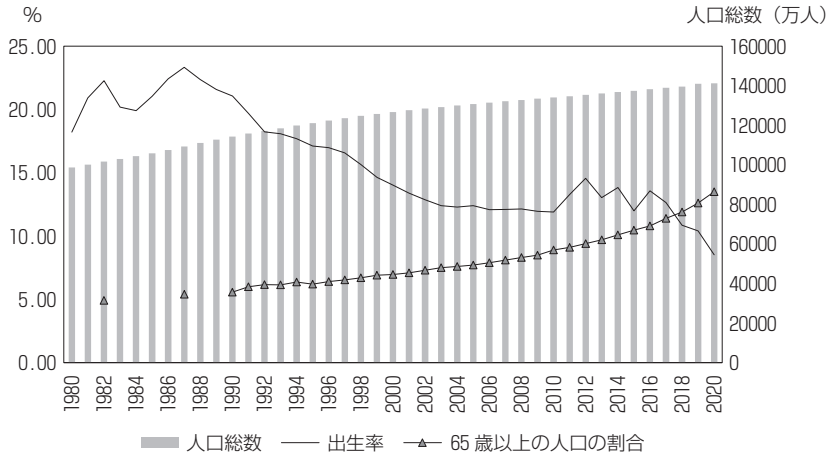
人口大国としての中国は、2010年以降世界第二の経済大国に躍進したと同時に、人口構造の少子高齢化も急速に進行している。国家統計局（NBS、2021）のデータ（図表7-1）に基づく、65歳以上の人口の割合は1990年の5.6%から2000年に7.0%、2015年に10.5%、2020年には13.5%へと増加した。また、図表7-2によると、2020年、65歳以上の人口が総人口に占める割合は中国が13.5%であったが、国連の推計によると、2060年、その割合が37.1%になると予測されている。人口高齢化の速度は、ヨーロッパ諸国（フランス、イギリスなど）や米国よりも中国の方が速い傾向がみられる。

先進国では、人口高齢化の重要な対策の一つとして、社会保障政策が実施されている。中国政府は、1990年以降、社会保障制度を改革し、公的年金、公的医療保険が全国民をカバーする社会保障制度を構築することを目指し、社会保障制度に関する改革を行っている。以下では、現行の中国社会保障政策（特に公的年金、公的医療保険）の変遷を概観する。日本や欧州などの先進国に比べ、中国社会保障の1つの大きな特徴として、戸籍制度（都市と農村戸籍）によって社会保障制度が異なることが挙げられる。

まず、公的年金制度の変遷（図表7-3参照）に関しては、都市部の雇用労働者と公務員を対象とした公的年金が1950年代労働保険に基づいて実施された。1995年から都市雇用労働者を対象とする公的年金制度が改革され、都市従業員基本年金保険に変更し、雇用労働者の年金保険料金を納付すること

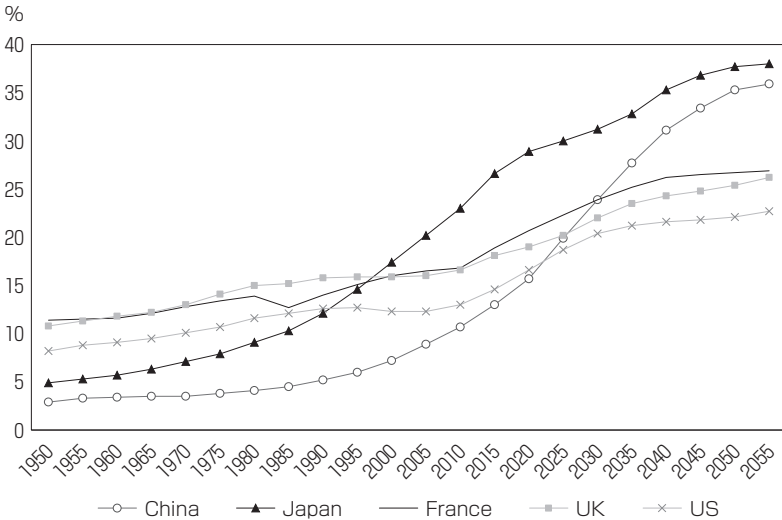
1 馬欣欣、法政大学経済学部。本稿は、公益財団法人日本証券経済研究所「アジア資本市場研究会」の成果物であり、また日本学術振興会科学研究費補助金基盤研究B（課題番号20H01512、研究代表者：馬欣欣）の研究成果の一部である。同研究会では、座長の本原隆司先生（獨協大学）をはじめ、澤田康幸先生（東京大学）、大野早苗先生（武蔵大学）および他の研究会委員の先生方から多くの有益なコメントを頂いたことに感謝申し上げる。

図表 7-1 中国における65歳人口の割合の推移



(出所)『中国統計年鑑2021』のデータに基づき筆者作成。

図表 7-2 65歳人口の割合の推移：国際比較



(出所) 以下のデータに基づき筆者作成。日本以外：United Nations (2017) World Population Prospects: The 2017 Revision に公表されたデータ。日本：1950-2015データ：人口センサス（総務省）；2020-2060 データ：国立社会保障・人口問題研究所の計算結果。2020年以降の数値は予測値である。

図表 7-3 中国における公的年金

	都市		農村	
	名称	実施年	名称	実施年
計画経済期	労働保険による企業雇用労働者年金制度および公務員年金制度	1956年	なし	
市場経済期	都市従業員基本年金保険	1995年	新型農村社会年金保険（「新農保」）	2009年
	都市住民基本年金保険	2011年		
	都市農村住民基本年金保険	2014年	都市農村住民基本年金保険	2014年

（出所）筆者作成。

などが義務付けつけられた。都市従業員基本年金保険の適用者が雇用労働者である。非雇用労働者（たとえば、自営業者、非就業者、学生など）が公的年金にカバーされなかったため、2011年、新たな公的年金制度の1種として、政府は都市戸籍を有する非雇用労働者を対象とする都市住民基本年金保険を制定・実施した。一方、農村部では、2000年代までに、公的年金制度が実施されなかった。都市部と農村部の年金格差問題を是正するため、政府は2009年に農村一部の地域（試験地区）で、新型農村社会年金保険（「新農保」）に関する実験を開始した。「新農保」は農村戸籍住民を対象とした最初の公的年金保険制度である。2014年、政府は都市住民基本年金と「新農保」を一体化する改革を行い、両制度は都市農村住民年金保険に統合された。現在、都市従業員基本年金保険および都市農村住民基本年金保険はすべての国民をカバーし、制度上で「国民皆年金保険」となっている。

公的医療保険制度（図表 7-4 参照）に関しては、都市戸籍を有する雇用労働者およびその扶養家族を対象とした公的医療制度が1950年代に実施された。1997年以降、この公的医療制度が改革され、都市戸籍を有する雇用労働者のみを対象とする都市従業員基本医療保険に変更した。2007年に新たな公的医療保険制度として、都市戸籍を有する非雇用労働者（自営業者、非就業者など）を対象とする都市住民基本医療保険が制定・実施された。一方、農村部では、1960年代に人民公社が管理した農村合作医療制度が実施された。

図表 7 - 4 中国における公的医療保険

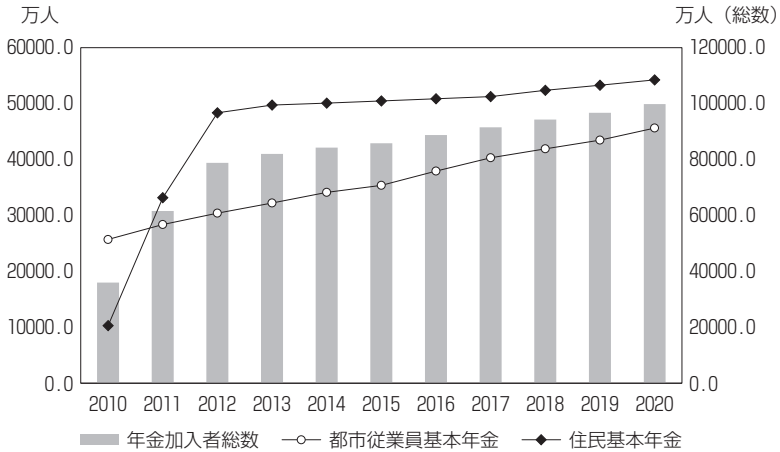
	都市		農村	
	名称	実施年	名称	実施年
計画経済期	労働保険による企業雇用労働者および公務員の公費医療	1956年	農村合作医療	1960年代
市場経済期	都市従業員基本医療保険	1998年	新型農村合作医療保険（「新農合」）	2003年
	都市住民基本医療保険	2007年		
	都市農村住民基本医療保険	2017年	都市農村住民基本医療保険	2017年

（出所）筆者作成。

1980年代初期、農村土地改革—農村家庭生産責任制度が導入された後、農業生産は集団単位（たとえば、人民公社）から世帯単位となったため、農村合作医療制度の維持・管理ができなくなった。2003年以降、新型農村合作医療保険制度（「新農合」）が徐々に実施された。さらに、2017年に政府は都市住民基本医療保険と「新農合」を一体化する改革を実施した。

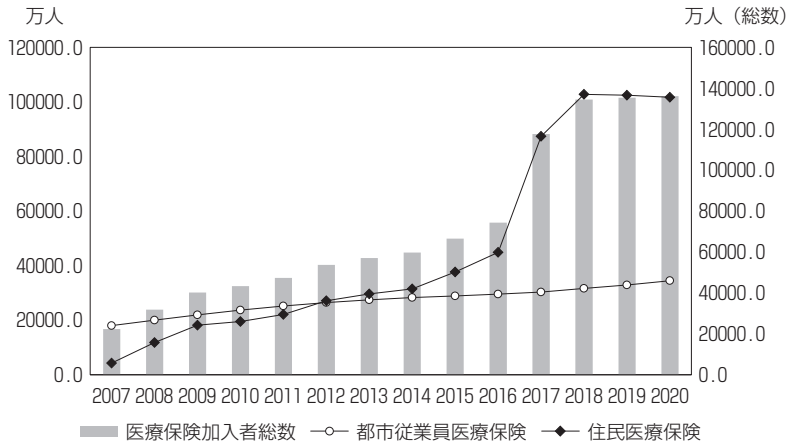
1990年以降、中国政府が社会保障制度の改革を促進した結果、公的年金および公的医療保険に加入する者の割合が増加した。図表 7 - 5 によると、2010年から2020年にかけて、都市従業員基本年金加入者数が2億5707万人から4億5621万人へ増加し、住民基本年金保険の加入者数は1億277万人から5億4244万人へと増加した。特に2014年以降、都市住民基本年金保険と新型農村社会年金保険を都市農村住民基本年金保険に統合した後、公的年金の加入者数が大幅増加した。2020年に、公的年金加入者総数は9億9865万人となっている。図表 7 - 6 によると、2007年から2020年にかけて、都市従業員基本医療保険の加入者数は1億8020万人から3億4455万人へ増加し、住民基本医療保険の加入者数は4291万人から10億1676万人へ増加した。特に2017年以降、都市住民基本医療保険と新型農村合作医療保険が統合した後、住民基本医療保険の加入者数が大幅増加した。2019年に、公的医療保険加入者数は13億5407.4万人、中国人口総数（14億5万人）に占める割合が96.72%となっている。

図表 7-5 中国公的年金加入者数の推移 (2010-2020年)



(出所)『中国統計年鑑2021』のデータに基づき筆者作成。

図表 7-6 中国公的医療保険加入者数の推移 (2007-2020年)



(出所)『中国統計年鑑2021』のデータに基づき筆者作成。

現在、都市従業員基本年金保険および都市農村住民基本年金保険、都市従業員基本医療保険および都市農村住民基本医療保険はすべての国民をカバーし、制度上で「国民皆保険」となっているが、都市と農村の戸籍によって公的年金および医療保険制度が異なり、社会保障の格差問題が存在している。

たとえば、年金受給額に関しては、2018年中国健康と退職パネル調査（China Health and Retirement Longitudinal Study）に基づいて筆者が計算した結果によると、60歳以上のグループの平均年間年金受給額は、都市従業員基本年金保険加入者が7,038元であったが、都市農村住民年金保険加入者が1,650元であった。都市と農村の戸籍によって公的年金制度が異なり、年金受給額の格差が大きいことがうかがえる。また、都市と農村によって、医療保険基金が異なり、適用された制度の内容（たとえば、適用できる疾病の種類、治療レベルなど）、償還率（あるいは医療費自己負担率）などが異なる（Ma, 2022；馬 2022）。たとえば、医療費自己負担率は、都市戸籍者がほぼ3割であるが、農村戸籍者が5～6割であった（馬 2015；胡等2019）。雇用形態や戸籍によって参加できる社会保障制度が異なり、またそれぞれの社会保障制度の仕組みが異なるため、新たな格差問題—社会保障格差が問題視されている（Ma, 2022；馬 2022；于 2022）。したがって、社会保障制度が家計・個人の行動に与える影響は、戸籍によって異なると考えられる。この点に関しては、第5節では、実証研究に基づいて検証する。

第3節

中国公的年金と金融市場

中国公的年金基金の運営は金融市場の発展状況に関連している。年金制度を管轄する地方政府は、給付に充てられなかった部分（年金積立金）の運用について、これまで銀行預金、国債の売買に限定し、自己運用してきた。このような運用手法は、安全に運用できる一方、利回りは低く、近年は物価上昇分をカバーできない問題が生じた。

中国政府は、2015年8月に、年金積立金のリスク金融資産への投資（たとえば、株式投資など）を解禁した。中国全国社会保障基金理事会は、市場での年金積立金の運営を受託する機関として指定された。2016年には、全国社会保障基金理事会在年金積立金運用を受託する21社の金融機関²、資産管理を受託する4社の銀行³を公表した。全国社会保障基金は、少子高齢化など人口構造の変化による基本年金積立金の収支が赤字になった場合に備えて、

図表 7-7 中国年金積立金の委託運用資金の運用・投資先 (2017年)

運営・投資先	資産(残高)
銀行預金(普通預金・1年以内の定期預金)、中央銀行手形、国債(償還年限1年以内)、債券、年金商品、MMF	5%以上
銀行預金(普通預金・1年以内の定期預金)、協議預金、銀行間預金、金融債、企業債、地方政府債、転換社債、短期融資券(CP)、中期手形(MTN)、資産担保証券(ABS)、債券ファンド	135%以下
株式、株式ファンド、合同運営ファンド、年金商品	30%以下
国家の重大建設プロジェクト、重点企業のエクイティ投資	20%以下
国債先物投資	別途規定
株価指数先物取引	別途規定

(出所) 保険・年金フォーカス「中国年金積立金、株式運用が本格始動」(2017年4月18日発表)に基づき筆者作成。

2000年に創設された基金(赤字補填金)である。その財源は、年金保険料ではなく、国庫拠出金、国有企業の株式売却益、宝くじの収益金で構成されている。その運用は、全国社会保障基金理事会が担っている。運用方式は主に国内外の株式、証券ファンドなどのリターンが高い資産への投資であるが、海外投資も可能である。2012年以降、広東省や山東省などの地域は、年金積立金の運用に関する将来的な規制緩和を想定し、運用を受託して実験を行った。その結果、高い利回りを確保した。2015年、全国社会保障基金理事会が運営した年金積立金の収益率は15.2%と高かった。

そして、2016年3月末時点で、第一弾として、北京市、上海市、河南省、湖北省、広西チワン族自治区、雲南省、陝西省の7つの省が全国社会保障基金理事会と委託契約を結んで、その委託金額は合計3,600億元であった。各地域が管理する年金積立金を全国で合計すると、2015年末時点で、およそ4

2 21社は、保険会社、保険関連会社6社(中国人保資産管理、華泰資産管理、泰康資産管理、中国人寿養老保険、平安養老保険、長江養老保険)、基金管理会社14社(博時基金管理、大成基金管理、富国基金管理、工銀瑞信基金管理、広発基金管理、海富通基金管理、華夏基金管理、匯添富基金管理、嘉実基金管理、南方基金管理、鵬華基金管理、易方達基金管理、銀華基金管理、招商基金管理)、証券会社1社(中信証券)である。

3 4社の銀行は、中国工商銀行、中国銀行、交通銀行、招商銀行である。

兆元（約73兆円）であった。集まった委託運用資金3,600億元の投資先は公表されていないが、新たな規定によると、投資先は中国の企業年金とほぼ同様で、海外投資は行ってはいけないと規定されている。2017年以降、年金積立金の委託運用資金・投資先はより多くなっている（図表7-7）。

第4節

コロナ後の社会保障対策と金融市場

中国経済は、「国家資本主義」、「混合型市場」、「混合型所有制」と言われている（加藤他 2013）。こうした国家資本主義の合理性に関しては、開発経済学における「開発独裁モデル」⁴によれば、経済発展初期には、国家が主導する産業振興などの経済政策と政治独裁は、経済成長を促進する効果を持つと説明されている。

経済ショックが発生するとき、集権型政府は全国の財政を駆使し、大きな景気対策も実施できると考えられる。たとえば、2008年のリーマン・ショック後、中国政府が打ち出した4兆元の景気対策は、中国経済の回復に大きく貢献した。しかし、この対策は、中国地方政府や国有企業の債務を急増させ、不動産バブルといった後遺症をもたらした。コロナショックが発生した後、中国政府は速やかに一連の財政・税制政策を制定・実施した。リーマン・ショックの大規模財政支援政策（国有企業援助、公共事業プロジェクトなど）からの教訓を受けて、今回、コロナショックに対して、中国政府は大規模な財政支出を抑え、特別国債の発行、地方政府の債券発行、減税・社会保険料の引き下げの対策を中心にして緊急財政・税制対策を実施した。

図表7-8では、コロナショックに対応する中国緊急税制・財政政策の類型と金額をまとめている。今回、中国政府は、政府財政支出1兆元、特別国債の発行1兆元、地方政府の債券発行3.75兆元、減税・社会保険料の引き下

4 開発独裁モデルとは、発展途上国における権威主義的な開発政策と強権政治からなる体制を指す。具体的には1970年代から、ラテンアメリカやアジアに現れた新しい形の独裁政権のもとで、工業化、外国資本の導入が積極的に行われ、経済的発展がすべてに優先する経済発展政策が実施されていた。これを正当化するために政治的自由は制限される体制である。

図表 7-8 コロナショックに対応する中国緊急税制・財政政策

項目	金額
政府財政支出	1兆元
特別国債の発行	1兆元
地方政府の債券発行	3.75兆元
減税・社会保険料の引き下げ	2.5兆元
合計	8.25兆元（約120兆円）

（出所）中国政府資料に基づき筆者作成。

図表 7-9 コロナショックに対応する中国政府の社会保険料の引き下げ対策

公布時期	公布機関	政策名称
2020年2月21日	医保局、財政部および 税務総局	従業員基本医療保険の保険料の定期的な削減に関する指導意見（医保発〔2020〕6号）
2020年2月25日	税務総局	企業の社会保険料の定期的な削減と免除の実施に関する通知（税総函〔2020〕33号）
2020年2月26日	住宅と都市・農村建設部、財政部、人民銀行	新型コロナウイルス感染性肺炎の流行に適切に対応し、住宅積立基金を定期的にサポートする政策に関する通知

（出所）中国政府公表資料および国連開発計画（2020）に基づき筆者作成。

げ2.5兆元、合計8.25兆元（約120兆円）の政策を打ち出した。そのうち、税制対策は2.5兆元であり、総額（8.25兆元）の30.3%となっている。

新型コロナウイルス感染症が蔓延する時期、中国政府は全国でロックダウンを実施した結果、中小規模企業、大企業のいずれにおいても、雇用者賃金の支払い、家賃の支払い、借金返済などの資金問題が深刻化していた（馬2020）。企業負担を軽減するため、2020年2月以降、一連の新たな政策も制定・実施した（図表7-9）。

2020年2月21日、医保局、財政部および国家税務総局が「従業員基本医療保険の保険料の定期的な削減に関する指導意見」（医保発〔2020〕6号）を公布し、以下のことが規定されている。

(ア) 2020年2月より、基金収支のバランスを中長期的に確保することを前提

にしたうえで、従業員の医療保険の保険料を負担するユニットに対し、徴収額を半額にする。保険金減額期間を5カ月以内とする。

- (イ) プールした保険基金の累計金額に基づき、6カ月以上の支払ができる地域で、保険料減額を実施する。支払ができる月数は6カ月以下である地域に関しては、各省が検討して決める。後払いの方針を継続して実施し、後払い期間は原則6カ月を超えないものとし、後払い期間中の延滞料を徴収しない。

また2020年2月25日、税務総局が「企業の社会保険料の定期的な削減と免除の実施に関する通知」（税総函〔2020〕33号）を公布し、新たな内容が定められている。

- (ア) 払い戻しが必要な保険対象ユニット（企業等）の払い戻しを迅速に処理し、企業（特に中小企業）経営の困難を確実に緩和する。2月に支払われた社会保険料の支払いを翌月の支払いと相殺する保険対象ユニットに対して、相殺するプロセスと運用方法を明確化し、相殺する業務を秩序正しく行う。

- (イ) 原則として延滞期間が6カ月を超えないことや、延滞期間中には延滞料が免除されることを厳格に履行する。社会保険料の支払者（労働者）が社会保険を十分に享受できることを確保する。

さらに2020年2月26日、住宅と都市・農村建設部、財政部、人民銀行が共同して「新型コロナウイルス感染性肺炎の流行に適切に対応し、住宅積立基金を定期的にサポートする政策に関する通知」を公布した。主な内容は以下の通りである。

- (ア) 新型コロナウイルス感染性肺炎の流行の影響を受けた企業は、2020年6月30日までに規定にしたがって住宅積立基金の繰延支払いを申請できる。延滞支払期間は、従業員の通常引き出しや住宅積立基金ローンの申請に影響を与えることなく、継続的に計算される。

- (イ) 新型コロナウイルス感染性肺炎の流行を受けた従業員の場合、2020年6月30日まで、住宅供給基金ローンを返済できない場合、期限切れの処理は行わず、期限切れの記録として信用調査部門に報告されない。既に報告された場合、処理調整を行う。

(ウ) 家賃の支払い負担が大きい従業員の場合、住宅積立基金ローンから家賃の引き出し額を合理的に引き上げ、引き出し期間を柔軟に調整する。

コロナ感染症流行の初期に、都市封鎖による企業減産、雇用減少などの負の影響を軽減するため、中国政府は早い段階に企業や労働者の両方を対象とする社会保険料の引き下げ対策および住宅保障政策を打ち出したことは、コロナショックに対応する有効な政策として評価できる。

第5節

実証研究：中国社会保障と リスク金融資産の保有

I 問題所在

社会保障政策は、先進国や発展途上国を含む世界中のほとんどの国で実施されている。公的年金や医療保険などの社会保障制度の実施は、老後の所得低下のリスクを軽減でき、また高額な自己負担医療費のリスクも軽減できるため、個人・家計のリスク金融資産の保有に正の効果を持つ可能性がある。他方で、社会保障の対象外である場合、予防的な貯蓄動機により、より高いリターンを求めため、リスクの高い金融資産を保有する可能性が高くなる。個人・家計は、将来の収入の不確実性に対応するために、リスクの高い金融資産の保有から高いキャピタルゲインを獲得するためのより高いインセンティブを持つことが指摘されている (Zhou et al. 2017; Angrisani et al. 2018)。このように、経済理論によると、社会保障政策がリスク金融資産の保有（あるいは家計ポートフォリオの選択）に与える影響は明確となっていない。この課題を解明するため、実証研究を行う必要がある。社会保険への加入行動とリスクの高い金融資産の保有行動の両方がリスク選好度などの個人属性に影響されるため、分析では個人間の異質性の問題を考慮する必要がある。以下では、中国大規模なパネル調査の個票データを用い、個人間の異質性などの問題に対応したうえで、公的年金および医療保険は、どの程度中

国人のリスク金融資産の保有（あるいはリスク金融市場への参加行動）に影響を与えるのかを明らかにする。

II 先行文献のサーベイ

家計ポートフォリオの選択行動に関する経済理論については、ライフサイクル仮説および恒常所得仮説に基づいて、Lehand (1968) は予備的貯蓄仮説を提唱した。その後、Sandmo (1970) と Dreze and Modigliani (1972) は、予防的貯蓄に関する複数期間モデルを発展させた。この仮説によると、予防的貯蓄がライフサイクル消費を平滑し、所得低下のリスクを減らすと説明されている。将来のリスクや不確実性が高くなると、より多くの貯蓄が発生するため、将来のリスクや不確実性がリスク金融資産の保有に影響を与える可能性が存在する (Hall 1978 ; Blanchard and Mankiw 1988; Browning and Lusardi 1996)。

社会保障はどのようにリスク金融資産の保有に影響を与えるのか。以下のように、社会保険加入と未加入の両方がリスク金融資産の保有を高める可能性が存在するため、理論上では明確な結論が得られない。

3つのチャンネルによって社会保険加入がリスク金融資産の保有を高める効果を持つと考えられる。(1)年金を受け取ることにより、老後の所得の不確実性を減らすことできる (Bertauand Haliassos1997; Nelissen 1998; Jensen and Richter 2004; Iskhakov and Keane 2021; Bottanetal 2021; Bai et al 2021)。(2)公的医療保険への加入は、疾病を罹患するとき、自己負担医療費の高額の支払いによって引き起こされる貧困になるリスクを軽減できる (Sommers and Oellerich 2013; Korenman and Remler 2016; Chen et al.2019; Korenman et al.2021; Qin et al.2021)。(3)公的医療保険への加入は、医療サービスの利用（たとえば、健診、外来治療、入院治療など）を増やし、健康状態を改善する効果を持つ (Jensen and Richter 2004; Wagstaff et al.2009; Antwi et al.2015; Mebratie et al 2019; He and Nolen 2019; Huang and Wu 2020; Ma and Os-hio 2020)。上記の3つのメカニズムにより、社会保障にカバーされると、予防的貯蓄のインセンティブが減少し、リスクの高い金融市場への参加やり

スク金融資産の保有の可能性が高くなる。

一方、以下の2つのメカニズムによって、社会保険未加入はリスク金融資産を保有する可能性を高める効果を持つことも考えられる。(1)社会保険の対象外である場合、予備的貯蓄動機により、将来の収入の不確実性に対応するために、リスクの高い投資から高いキャピタルゲインを獲得するインセンティブが存在する。その結果、社会保険加入者に比べ、社会保険未加入者がリスク金融資産を保有する可能性が高くなる (Zhou et al. 2017 ; Angrisani et al. 2018)。(2)観察されない個人間の異質性 (性格、リスク選好度など) が、社会保険への加入行動とリスク金融資産の保有行動に影響を与える。たとえば、社会保険加入者に比べ、社会保険に加入しないことを選択した者は、予備的貯蓄動機が少なく、リスク選好度が高いため、リスク金融資産を保有する可能性も高い。

以上のように、理論上で明確な結論が得られなかったが、多くの実証研究では、社会保障がリスク金融資産の保有を高める効果を持つことが示されている。たとえば、Angrisani et al. (2018) は、アメリカの健康と退職に関するパネル調査 (Health and Retirement Study) のデータと固定効果モデルを用い、米国では、メディケア (Medicare) が実施される前に、健康状態が良いグループに比べ、健康状態の悪いグループでは、医療費自己負担のリスクが高く、株式を保有する確率が低かったが、メディケアが適用された後、健康状態による株式保有の差異が小さくなったことを示している。

中国を対象とした実証研究に関しては、呉・周 (2015) は、2011年中国家計金融調査 (China Household Finance Survey : CHFS) のデータを用いた分析結果により、医療保険未加入者に比べ、医療保険加入者の場合、株式投資の可能性が大きくなり、また保有するリスク金融資産 (株式) が金融資産総額に占める割合が多いことを示している。宗等 (2015) は、CHFS2011を用いて実証研究を行い、年金保険は、リスク資産を保有する可能性と保有割合 (リスクの高い金融資産が金融資産総額に占める割合) を高める効果を持つと指摘している。Zhou et al. (2017) は、2002年中国家計所得調査 (Chinese household Income Project Survey: CHIP) のデータを用いて実証研究を行い、医療保険が、中国都市住民の金融資産、特にリスク金融資産を保有

する可能性を高める効果を持つことを示している。また、王・劉（2021）は、CHFS2017のデータと、Probit、Tobit および操作変数法を用い、公的年金および医療保険は、リスク金融資産を保有する確率および保有割合を高めると報告している。ただし、これまでの研究は、クロスセクションデータを用いた分析であり、内生性問題（例えば、逆因果関係の問題や個人間の異質性問題など）が考慮されなかったため、分析結果にはバイアスが存在する可能性がある。そこで、本稿では、パネルデータおよびその分析手法を活用し、これらの計量分析の問題に対処したうえで、公的年金および医療保険がリスク金融資産の保有確率および保有割合に与える影響を明らかにする。

III 分析方法

(1) 推定モデル

基本モデルとして、ロジスティック回帰モデル（Logit）を用いてリスク金融資産を保有する確率を計測する。また、リスク金融資産を保有しないサンプルが存在するため、サンプル切断によるサンプル・セレクション・バイアス問題に対処するため、トービット回帰モデル（Tobit）を用いてリスク金融資産の保有割合を分析する。これらの推定式は式(1)で示す。

$$RFA_i = \alpha + \beta_{SC}SS_i + \beta_X X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式で、 RFA は被説明変数（リスク金融資産を保有するかどうかまたはリスク資産の保有割合）、 i は個人、 SS は社会保険要因（公的年金、公的医療保険）、 X はリスク金融資産の保有に影響を与える他の要因（たとえば、個人属性要因、所得要因、社会資本など）を示す。 β は推定係数、 ε は誤差項である。

ただし、(1)式には、2つの計量分析問題が存在する可能性がある。第1に、真の誤差 u 、個人 i 固有の時間とともに変化しない要因 v に関連するものである。具体的には、式(1)では、 ε には個人固有の要因 v および真の誤差 u が含まれ、推定結果で個人間の異質性問題（heterogeneity）が発生する可能性がある。(2)式で示される固定効果（fixed-effects: FE）あるいはラン

ダム効果 (random-effects: RE) モデルを用い、この問題に対処する。(2)式で、 t は調査年次である。

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it} + \beta_X X_{it} + v_i + u_{it} \quad (2)$$

第2に、逆因果関係 (reverse causality) が存在する可能性がある。たとえば、リスク金融資産の保有によって、より高いキャピタルゲインを獲得する (所得上昇) 可能性が高くなるため、より良い健康状態および長寿を好んで、公的年金および医療保険に加入するインセンティブが高くなる可能性がある。逆因果関係問題に対応するため、本稿では説明変数の一期ラグ項を活用するラグ変数 (lagged variable : LV) モデルを用いる。前期 ($t-1$ 期) の社会保険加入状態 (たとえば、2011年の公的年金加入状態、2011年の公的医療保険加入状態) が、現在 (t 期) のリスク金融資産の保有 (たとえば、2013年にリスク金融資産を保有したかどうか、2013年にリスク金融資産を保有した割合) に与える影響を計測する。(3)式はLVモデル、(4)式はLV_FEモデルをそれぞれ示している。SS $_{t-1}$ は前期社会保険の加入状態を示す。

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it-1} + \beta_X X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$RFA_{it} = a + \beta_{SC}SS_{it-1} + \beta_X X_{it} + v_i + u_{it} \quad (4)$$

(2) データおよび変数の設定

本稿では、3時点 (2011、2013、2015) の中国健康と退職パネル調査 (China Health and Retirement Longitudinal Study : CHARLS) のデータを用いる。CHARLSは、2011年から2015年まで北京大学によって2年間隔で実施され、中国の代表的な地域を対象としている。調査は中国全国31省・直轄市のうち、29省・直轄市をカバーした。調査対象者は2011年時点で45歳以上の個人である。2011年に実施されたCHARLSのベースライン全国調査には、150の郡/地区および450の村/居住委員会の約10,000世帯と17,708人の個人が含まれている。追跡調査は2013年と2015年に実施された。CHARLSには都市部と農村部の住民が含まれている。CHARLSから、リスク金融資産 (株式や債券など)、総金融資産、個人属性要因 (性別、教育、戸籍、婚姻状況

など)や所得要因(家計収入、住宅所有)、社会資本要因などに関する情報を取得できる。異常値サンプル、無回答サンプル、欠測値のあるサンプルを削除した。

以下のような2種類のリスク金融資産保有変数を、被説明変数として設定した。

- ① リスク金融資産を保有する確率関数では、個人が株式と債券の両方を含むリスクの高い金融資産を保有するかどうかに関する二値変数(保有する場合 = 1、保有しない場合 = 0)を被説明変数として設定した。
- ② トービット回帰モデルでは、リスク金融資産の保有割合を被説明変数として用いた。保有割合は、リスクの高い金融資産(本稿では、株式、債券)を家計総金融資産で割って算出した。家計総金融資産は、リスクの高い金融資産(株式や債券)とリスクのない金融資産(貯蓄や現金など)の合計である。家族人数に基づいて、一人あたりリスク金融資産の保有割合を算出した。リスク金融資産の金額が0より大きい場合、リスク金融資産を保有すると定義される。

説明変数の設定に関しては、まず、重要な説明変数は、公的年金と公的医療保険加入のダミー変数(加入 = 1、未加入 = 0)である。CHARLSの調査項目における公的年金および医療保険の加入状態に関する質問に基づいて、回答者が5つの選択肢—(1)都市従業員基本年金、(2)農村住民基本年金、(3)都市農村住民基本年金、(4)都市住民基本年金、および(5)高齢者年金補助のいずれかの選択肢を選択した場合、公的年金加入とみなす。また、回答者が、6つの選択肢—(1)都市従業員基本医療保険、(2)都市住民基本医療保険、(3)新型農村合作医療保険、(4)都市農村住民基本医療保険、(5)公務員医療保険、(6)公的医療補助のいずれかの選択肢を選択した場合、公的医療保険加入とみなす。

次に、コントロール変数に関しては、以下のように設定した。

第1に、年齢、年齢の二乗、性別(1 = 女性、0 = 男性)、学歴(中学生および以下、高校、大学および以上ダミー)、既婚(1 = 既婚、0 = その他)、都市戸籍、および健康状態(慢性病の数、調査年に入院した経験があるダミー、手段的日常生活動作 [IADL]、基本的日常生活動作 [BADL])

図表 7-10 記述統計量

	全体	加入者	未加入者	<i>t</i> 検定	
				(b) vs. (c)	
				(b)-(c)	p-value
リスク金融資産保有	0.154	0.148	0.318	-0.170***	0.000
株式保有	0.148	0.142	0.313	-0.171***	0.000
証券保有	0.137	0.130	0.314	-0.184***	0.000
公的年金加入	0.617				
公的医療保険加入	0.935				
年齢	59.791	59.802	59.494	0.308**	0.031
女性	0.514	0.513	0.538	-0.025***	0.007
学歴					
中学校および以下	0.876	0.876	0.869	0.007	0.254
高校	0.101	0.101	0.110	-0.009	0.166
大学および以上	0.022	0.022	0.022	0.000	0.778
既婚	0.865	0.868	0.790	0.078***	0.000
都市戸籍	0.217	0.213	0.330	-0.117***	0.000
慢性病	0.714	0.720	0.563	0.157***	0.000
入院	0.127	0.129	0.063	0.066***	0.000
IADL (0-7)	0.786	0.790	0.688	0.102***	0.006
BADL (0-10)	1.845	1.858	1.511	0.347***	0.000
一人あたり家計所得	9519	9526	9319	207	0.676
家計負債	8401	8479	5837	2642	0.469
持ち家	0.889	0.890	0.862	0.028***	0.000
非就業者	0.325	0.323	0.386	-0.063***	0.000
社会参加	0.497	0.499	0.425	0.074***	0.000
家族人数	3.398	3.403	3.249	0.154***	0.000
地域					
東部	0.191	0.194	0.167	0.027**	0.011
中部	0.212	0.209	0.248	-0.039***	0.000
西部	0.568	0.567	0.560	0.007	0.531
東北	0.030	0.030	0.025	0.005	0.156
調査年					
2011年	0.312	0.301	0.593	-0.292***	0.000
2013年	0.329	0.332	0.265	0.067***	0.000
2015年	0.359	0.367	0.141	0.226***	0.000
サンプル数	31,814	19,489	12,325		

(出所) CHARLS2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。IADL：手段的日常生活動作；BADL：基本的日常生活動作。

を個人属性要因として設定した。

第2に、所得要因の指標として、(1)1人あたり世帯収入（第1～第5所得五分位）および(2)持ち家ダミーの2種類の変数を設定した。

第3に、社会資本の影響をコントロールするため、家族の人数と社会参加ダミー変数を用いた。家族人数が多いグループ、および社会活動に参加するグループで、社会資本がより多いと考えられる。

第4に、金融市場における地域格差の影響を制御するために、4つの地域ダミー変数（東部、中部、西部、東北）を設定した。また、景気循環の影響と年次ごとのマクロ経済環境の変化をコントロールするため、年次ダミーを設定した。

図表7-10には各変数の記述統計量をまとめている。公的年金加入者の割合は61.7%、公的医療保険加入者の割合は93.5%となっている。リスク金融資産を保有する者の割合は15.4%であり、そのうち、株式、証券を保有する者の割合はそれぞれ14.8%、13.7%となっている。また、リスク金融資産保有者の割合は、社会保険未加入者が加入者より多い。さらに、*t*検定の結果によると、個人属性、家族要因で社会保険加入者と未加入者間の差異が存在する。そのため、分析では、これらの要因をコントロールする必要がある。

IV 主な分析結果

(1) リスク金融資産の保有確率に関する分析結果

図表7-11では、社会保障がリスク金融資産を保有する確率に与える影響に関する分析結果をまとめている。以下のことが示された。

第1に、モデル1～4はクロスセクションデータ（2011～2015年）を用いた分析である。用いる説明変数の違いによって、4つのモデルに分けられている。これらの分析結果によると、公的年金と公的医療保険のいずれも、リスク金融資産を保有する確率を高める効果を持つことが示された。先行研究の結論に一致している（呉・周 2015；Zhou et al. 2017；呉等2017；卢等 2019；張・程2019；馬（瑞）2020；王・劉 2021）。

異なるコントロール変数の使用によって、公的年金および公的医療保険の

図表 7-11 社会保障とリスク金融資産の保有確率

	係数	z値
モデル 1 : Logit		
公的年金	0.800***	7.30
公的医療保険	0.650***	3.04
モデル 2 : Logit		
(説明変数 : モデル 1 + 個人属性要因)		
公的年金	0.302***	2.82
公的医療保険	0.740***	3.40
モデル 3 : Logit		
(説明変数 : モデル 2 + 所得要因)		
公的年金	0.333***	3.01
公的医療保険	0.616***	2.82
モデル 4 : Logit		
(説明変数 : モデル 3 + 社会資本要因)		
公的年金	0.328***	2.90
公的医療保険	0.589***	2.63
モデル 5 : FE		
(説明変数 : モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.115	0.54
公的医療保険	-0.012	-0.02
モデル 6 : RE		
(説明変数 : モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.348**	2.22
公的医療保険	0.613**	2.05
モデル 7 : LV		
(説明変数 : モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.292**	2.16
公的医療保険	0.617**	2.03
モデル 8 : LV_RE		
(説明変数 : モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.365**	1.98
公的医療保険	0.866**	2.11

(出所) CHARLS 2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Logit : ロジット回帰モデル ; FE : 固定効果モデル ; RE : ランダム効果モデル ; LV : ラグモデル、社会保険加入のラグ項 ($t-1$ 期) を使用。
3. 個人属性要因 (年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作)、所得要因 (家計収入、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

効果が異なることがわかる。たとえば、個人属性要因を追加すると、公的年金の正の効果は小さくなったが、公的医療保険の正の効果は大きくなった。所得要因や社会資本要因を加えると、公的年金および公的医療保険の推定値の変化は小さかった。リスク金融資産の保有確率に対する社会保障の効果は、個人属性要因によってより大きく作用され、属性グループ（たとえば、都市と農村住民、中年齢者と高年齢者）によって、社会保障政策の効果が異なることを示された。

第2に、個人間の異質性問題を考慮し、FEモデル（モデル5）およびRE（モデル6）を用いて分析を行った。モデル5の分析結果により、公的年金および公的医療保険のいずれも、リスク金融資産を保有する確率に有意な影響を与えていない。観察できない個人の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが示された。

第3に、逆因果関係問題を考慮して、LVモデル（モデル7とモデル8）を用いて分析を行った。社会保険がリスク金融資産を保有する確率を高める効果を持つことが示された。モデル1～4を用いた分析と同じような結果が得られた。

(2) リスク金融資産の保有割合に関する分析結果

図表7-12には社会保障がリスク金融資産の保有割合に与える影響に関する分析結果をまとめている。以下のことが示された。

第1に、モデル1～5はクロスセクションデータを用いた分析である。モデル1の分析結果により、公的年金と公的医療保険のいずれも、リスク金融資産の保有割合を高める効果を持つことが示された。個人属性や他の要因を追加すると（モデル2～5）、公的年金の効果が統計的に有意ではなかったが、公的医療保険は依然として保有割合に正の影響を及ぼし、また推定係数のサイズはほとんど変化しなかった。リスク金融資産の保有割合に対する社会保険の効果は、公的年金よりも公的医療保険の方が大きいことが示された。

第2に、個人間の異質性問題を考慮し、固定効果およびランダム効果モデル（モデル5、6および8）を用いて分析を行った。モデル5およびモデル

図表 7-12 社会保障とリスク金融資産の保有割合

	係数	z値
モデル 1 : Tobit		
公的年金	0.005***	3.87
公的医療保険	0.004*	1.92
モデル 2 : Tobit		
(説明変数: モデル 1 + 個人属性要因)		
公的年金	0.002	1.53
公的医療保険	0.005***	2.62
モデル 3 : Tobit		
(説明変数: モデル 2 + 所得要因)		
公的年金	0.002	1.57
公的医療保険	0.005**	2.52
モデル 4 : Tobit		
(説明変数: モデル 3 + 社会資本要因)		
公的年金	0.002	1.57
公的医療保険	0.004**	2.31
モデル 5 : FE		
(説明変数: モデル 4 と同じ)		
公的年金	-0.002	-1.11
公的医療保険	0.003	1.22
モデル 6 : RE		
(説明変数: モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.001	0.68
公的医療保険	0.004**	2.23
モデル 7 : LV Tobit		
(説明変数: モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.002	1.18
公的医療保険	0.002	0.86
モデル 8 : LV_RE Tobit		
(説明変数: モデル 4 と同じ)		
公的年金	0.002	1.24
公的医療保険	0.002	0.82

(出所) CHARLS 2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Tobit: トービット回帰モデル; FE: 固定効果モデル; RE: ランダム効果モデル; LV: ラグモデル、社会保険加入のラグ項 (t-1期) を使用。
3. 個人属性要因 (年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段の日常生活動作、基本的日常生活動作)、所得要因 (家計収入、住宅所有)、社会資本 (社会参加、家族の数)、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

8の分析結果によると、公的年金、公的医療保険のいずれも、リスク金融資産の保有割合に有意な影響を与えていない。観察できない個人の異質性要因（たとえば、性格、能力、リスク選好など）が保有割合に大きな影響を与えることが示された。

(3) リスク資産種類別分析結果

リスク金融資産の種類によって、社会保障の効果が異なる可能性がある。通常、金融資産のリスクは、債券より株式のほうが高い。本稿では、リスク資産を株式と債券の2種類に分けてそれぞれの推計を行った。

図表7-13では、株式や債券の保有確率に関する分析結果をまとめている。公的年金および医療保険が債券保有確率に与える影響は、ほとんど統計的に有意ではない。一方、公的年金および医療保険が株式の保有確率を高める効果を持つことが示された。ただし、個人間の異質性問題に対応すると、公的医療保険の有意性がなくなった。

図表7-14では、株式や債券の保有割合に関する分析結果をまとめている。図表7-13の結果に類似し、公的年金および医療保険が債券保有割合に与える影響は、ほとんど統計的に有意ではない。一方、公的年金および医療保険が株式の保有割合を高める効果を持つことが示された。

(4) グループ別分析

グループ間の差異を考慮し、LV_FEモデルを用いて年齢別、都市・農村戸籍別分析をそれぞれ行った。分析結果は図表7-15（年齢別）と図表7-16（戸籍別）にまとめている。

まず、年齢別の社会保障効果については、中年齢層（45～59歳）と高年齢層（60歳以上）に分けて推計した（図表7-15）。(1)公的年金に関しては、中年齢層で、公的年金がリスク金融資産の保有確率と保有割合の両方を高める効果を持つことが示された。一方、高年齢層で、正の効果は確認されなかった。公的年金がリスク金融資産の保有に与える影響は、年齢層によって異なることは明らかである。これらの分析結果は、先行研究（王・劉 2021）の結果に類似している。(2)公的医療保険に関しては、高年齢層で、公的医療

図表 7-13 社会保障とリスク金融資産の保有確率（リスク金融資産種類別分析）

	(1)株式		(2)債券	
	係数	z値	係数	z値
モデル 1 : Logit				
公的年金	0.482***	3.63	0.029	0.15
公的医療保険	0.800***	2.76	0.079	0.25
モデル 2 : FE Logit				
公的年金	0.342	1.13	-0.102	-0.33
公的医療保険	0.988	1.37	-1.564	-1.34
モデル 3 : RE Logit				
公的年金	0.652***	3.07	0.006	0.03
公的医療保険	1.100**	2.46	0.030	0.09
モデル 4 : LV_Logit				
公的年金	0.389**	2.51	-0.028	-0.12
公的医療保険	0.408	1.27	1.161*	1.62
モデル 5 : LV_RE Logit				
公的年金	0.703***	2.69	-0.028	-0.12
公的医療保険	0.680	1.28	1.161*	1.62

(出所および注) 図表 7-11 と同じ。

図表 7-14 社会保障とリスク金融資産の保有割合（リスク金融資産種類別分析）

	(1)株式		(2)債券	
	係数	z値	係数	z値
モデル 1 : Tobit				
公的年金	0.003**	2.56	-0.001	-1.39
公的医療保険	0.004**	2.21	0.001	0.79
モデル 2 : FE				
公的年金	0.000	0.23	-0.002**	-2.19
公的医療保険	0.004**	2.15	-0.001	-0.84
モデル 3 : RE				
公的年金	0.002**	2.14	-0.001	-1.57
公的医療保険	0.004***	2.58	0.001	0.67
モデル 4 : LV_Tobit				
公的年金	0.002	1.58	0.000	-0.49
公的医療保険	0.001	0.56	0.001	0.81
モデル 5 : LV_RE				
公的年金	0.003**	2.07	0.000	-0.49
公的医療保険	0.001	0.55	0.001	0.81

(出所および注) 図表 7-12 と同じ。

保険がリスク金融資産の保有確率を高めることが確認された。年齢層によって、公的医療保険の効果が異なることが示された。

次に、戸籍制度の影響を考慮し、都市戸籍住民と農村戸籍住民に分けて分析を行った（図表7-16）。都市戸籍住民と農村戸籍住民によって、公的年金、公的医療保険の効果がそれぞれ異なることが示された。具体的に言えば、公的医療保険は都市戸籍住民のリスク金融資産の保有確率を高める効果が確認されたが、公的医療保険は農村戸籍住民に有意な影響を与えていない。一方、公的年金は農村戸籍住民のリスク金融資産の保有確率を高める効果を持つことが示されたが、公的年金は都市戸籍住民に有意な影響を与えていない。

分析結果の理由は、主に中国社会保障制度が戸籍制度によって分断化されることにある。具体的には、まず、公的年金の効果に関しては、計画経済期に、都市戸籍労働者が公的年金制度の対象者であり、年金保険料を納付せずに、定年退職後年金給付を受給できることがあった。一方、体制移行期に、公的年金制度が改革され、雇用労働者が年金保険料を納付することなどが義務付けられた。つまり、都市戸籍者にとって、公的年金制度の改革によって、自己負担が増加した。一方、2000年代までは、農村部で公的年金制度が実施されなかった。2009年に開始した新型農村社会年金保険（「新農保」）は、農村戸籍者を対象とした初めての公的年金である。しかも、中国政府が農村地域で公的年金制度を普及させるため、個々の保険加入者に対する補助金を提供し、年金保険料金を低く設定している。したがって、公的年金の効果は、農村戸籍者が都市戸籍者より大きいと考えられる。また、公的医療保険に関しては、2000年代に、制度上で、全国民を対象とした公的医療保険制度が実施されているが、都市戸籍住民と農村戸籍住民によって、適用された制度の内容（たとえば、適用できる疾病の種類、治療レベルなど）や償還率（あるいは医療費の自己負担率）などが異なる。たとえば、医療費の自己負担率は、都市住民がほぼ3割で日本と同じであるが、農村住民が5～6割であった（馬 2015；胡等2019；Ma 2022）。戸籍の違いによって、医療保険の仕組みや保険レベルには格差が生じているため、公的医療保険の効果は、都市戸籍者が農村戸籍者より顕著であることが考えられる。

図表 7-15 社会保障とリスク金融資産の保有確率と保有割合（年齢別分析）

	(1)保有	(2)割合
	LV_RE Logit	LV_RE Tobit
45-59歳		
公的年金	0.722*** (3.18)	0.005** (2.39)
公的医療保険	0.461 (0.95)	0.002 (0.56)
60歳および以上		
公的年金	-0.715** (-1.88)	-0.005* (-1.81)
公的医療保険	1.781** (2.09)	0.003 (0.75)

(出所) CHARLS 2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

2. Logit：ロジット回帰モデル；Tobit：トービット回帰モデル；RE：ランダム効果モデル；LV：ラグモデル、社会保障変数のラグ項(t-1期)を使用。

3. 個人属性要因（性別、学歴、既婚、都市戸籍、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作）、所得要因（家計所得、住宅所有）、社会資本（社会参加、家族の数）、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

図表 7-16 社会保障とリスク金融資産の保有確率と保有割合（都市と農村戸籍別分析）

	(1)保有	(2)割合
	LV_RE Logit	LV_RE Tobit
都市戸籍		
公的年金	0.181 (0.59)	0.009 (1.34)
公的医療保険	1.317** (2.07)	0.009 (0.94)
農村戸籍		
公的年金	0.512** (2.17)	0.000 (-0.13)
公的医療保険	0.552 (0.92)	0.000 (0.16)

(出所) CHARLS 2011、2013、2015のデータに基づき筆者計測。

(注) 1. ** $p < 0.05$ 。

2. Logit：ロジット回帰モデル；Tobit：トービット回帰モデル；RE：ランダム効果モデル；LV：ラグモデル、社会保障変数のラグ項(t-1期)を使用。

3. 個人属性要因（年齢、年齢の二乗、性別、学歴、既婚、慢性病、入院、手段的日常生活動作、基本的日常生活動作）、所得要因（家計収入、住宅所有）、社会資本（社会参加、家族の数）、地域、および年次ダミー変数を分析したが、表に掲載しなかった。

結論と政策示唆

1990年代以降、中国政府は、計画経済時代の社会保障制度を改革し、すべての国民をカバーする「国民皆保険」を実施している。コロナショック後、2020年2月以降、中国政府は、緊急財政対策を実施し、社会保険料の引き下げ・納付期間延長などの措置を実施した。高齢化社会となった国民生活を安定化させる姿勢が見られた。本稿では、中国社会保障制度（特に公的年金、公的医療保険）の変遷を回顧したうえで、全国大規模なパネル調査のデータ（CHARLS）を用いて、社会保障が個人のリスク金融資産の保有に与える影響に関する実証分析を行った。得られた主な結論は、以下の通りである。

第1に、現行の中国社会保障は、戸籍制度（都市住民、農村住民）によって分断化されている。たとえば、個人納付の社会保険料、政府補助金が異なるため、社会保険基金が異なっている。そのため、医療費の自己負担率や年金受給額などが異なる。都市戸籍住民に比べ、農村戸籍住民の社会保障レベルが低い。

第2に、中国政府は、2015年8月に、年金積立金の株式運用など、リスク資産への投資解禁を決定し、年金積立金の一部は、金融市場で運用できるようになったが、政府機関としての全国社会保障基金理事会は、積立金運用の管理・監督を行っている。今後、年金積立金の運用が中国金融市場、特に証券市場に与える影響を注目すべきである。

第3に、CHARLSのパネルデータに基づく実証分析の結果によると、(1)クロスセクションデータ分析結果で、公的年金および公的医療保険のいずれもリスク金融資産の保有確率および保有割合を高める効果を持つことが示されたが、個人間の異質性問題に対応した後、両者の効果が統計的に有意ではない。クロスセクション分析方法に基づく既存研究には、推定バイアスが存在することがうかがえる。個人間の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが示された。(2)社会保障の効果は、リスク金融資産の種類によって異なる。リスクの低い金融商品（債券）に比べ、社会保障はリスク

の高い金融商品（株式）の保有を高める効果が顕著である。(3)グループ間の差異が存在する。年齢、戸籍によって社会保障の効果が異なる。公的年金の効果は、中年齢層、農村住民グループで大きく現れ、一方で公的医療保険の効果は、高年齢層、都市住民グループで顕著である。

本稿の分析結果は、以下の政策含意を持つ。まず、実証分析の結果によると、個人間の異質性がリスク金融資産の保有に大きな影響を与えることが明らかになった。個人間の異質性は、個々の性格、認知能力および非認知能力、リスク選好度などによるものである（Gong and Zhu 2019; Moret et al. 2020）。個人間の異質性は、金融市場の不確実性を引き起こす可能性がある。金融市場を安定して発展させるため、適切な規制に基づいて金融市場を一定程度管理・監督を行うことは、必要である。現在、中国銀行保険監督管理委員会（「銀保監会」）、中国証券監督管理委員会（「証監会」）は、この重要な役割を果たしているが、金融市場に対する政府の管理監督と市場メカニズムのバランスを取る政策の実施は、中国政府の大きな課題となっている。また、証券市場を安定させるため、株式市場での情報開示、透明性の向上などの政策が必要である。また、グループ（都市と農村戸籍住民、若者層、中年齢層と高年齢者層など）間の金融知識（financial literacy）の格差を縮小することによって、リスク金融市場への参加行動における個人間の差異を減らす可能性がある。健全な金融市場を発展させるため、低学歴者、高年齢者や農村戸籍住民などを対象とする金融知識の普及は必要である（Balloch、Nicolae and Phillip 2015; Zou and Deng 2019）。

第2に、戸籍制度（都市戸籍、農村戸籍）によって、中国社会が分断化されている。制度的には、現行の公的年金保険、公的医療保険はすべての国民をカバーし、「国民皆保険」の目標が達成されたが、社会保障制度の仕組みが戸籍制度によって異なる。社会保障のレベルは農村戸籍住民が都市戸籍住民に比べて低く、社会保障の格差によって、消費格差や医療格差などの問題が生じた（Ma and Oshio 2020; Ma 2022; 馬2022）。本稿の分析結果によると、戸籍によって社会保障のリスク金融資産の保有に与える影響は異なることが示されている。今後、格差を是正するため、農村戸籍住民の社会保障レベルをさらに高め、都市と農村の社会保障制度を一体化する改革を促進すべ

きである。農村戸籍住民の社会保障レベルを引き上げることによって、農村戸籍住民がより多くの株式投資行動を行う可能性が高くなる。その結果、ベンチャー企業がイノベーションを行う際に、直接金融による資金調達がより容易になり、経済成長は好循環になると考えられる。

最後に、実証分析の限界を指摘しておきたい。第1に、本稿では、固定効果モデルや時間ラグモデルを用い、個人間の異質性および逆因果関係問題に対処したが、分析結果に内生性問題は依然として存在すると考えられる。今後、操作変数法や自然実験法などを活用するさらなる分析は必要である。第2に、CHARLSの調査対象者は45歳以上の中高齢者である。若年層を含む実証分析は今後の課題としたい。第3に、分析期間（2011-2015）に公的年金および医療保険の加入率が高い（特に公的医療保険の加入率が9割以上である）ため、分析結果に影響を与えると考えられる。また、年金受給額の影響に関する分析は、今後の研究課題となる。

<参考文献>

[英語]

- ・ Angrisani, M., V. Atella, and M. Brunetti (2018) Public health insurance and household portfolio Choices: Unravelling financial “Side Effects” of Medicare. *Journal of Banking and Finance*, 93, 198-212.
- ・ Antwi, Y.A., A.S. Moriya, and K. I. Simon (2015) Access to health insurance and the use of inpatient medical care: Evidence from the Affordable Care Act young adult mandate. *Journal of Health Economics*, 39, 171-187.
- ・ Bai, C., W. Chi, T. X. Liu, C. Tang, and J. Xu (2021) Boosting pension enrollment and household consumption by example: A field experiment on information provision. *Journal of Development Economics*, 150: 102622.
- ・ Balloch, A., A. Nicolae, and D. Phillip (2015) Stock market literacy, trust, and participation. *Review of Finance*, 19 (5), 1925-1963.
- ・ Bertau, C.C., and M. Haliassos (1997) Precautionary portfolio behavior from a life-cycle perspective. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21 (8-9), 1511-1542.

- Blanchard, O. J., and N. G. Mankiw (1988) Consumption: Beyond certainty equivalence. *American Economic Review*, 78 (2), 173-77.
- Bottan, N., B. Hoffmann, and D. A. Vera-Cossio (2021) Stepping up during a crisis: The unintended effects of a noncontributory pension program during the Covid-19 pandemic. *Journal of Development Economics*, 150: 102635.
- Browning, M., and A. Lusardi (1996) Household saving: Micro theories and micro facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797-855.
- Chen, Y., J. Shi, and C. Zhuang (2019) Income-dependent impacts of health insurance on medical expenditures: Theory and evidence from China. *China Economic Review*, 53, 290-310.
- Dreze, J. H., and F. Modigliani (1972) Consumption decisions under uncertainty. *Journal of Economic Theory*, 5 (3), 308-335.
- Hall, R. E. (1978) Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86 (6), 971-987.
- He, H., and P.J. Nolen (2019) The effect of health insurance reform: Evidence from China. *China Economic Review*, 53, 168-179.
- Huang, X., and B. Wu (2020) Impact of urban-rural health insurance integration on health care: Evidence from rural China. *China Economic Review*, 64:101543.
- Iskhakov, F., and M. K. Keane (2021) Effects of taxes and safety net pensions on life-cycle labor supply, savings and human capital: The case of Australia. *Journal of Econometrics*, 223 (2), 401-432.
- Jensen, R., and K. Richter (2004) The health implications of social security failure: evidence from the Russian pension crisis. *Journal of Public Economics*, 88 (1-2), 209-236.
- Gong, X., and R. Zhu (2019) Cognitive abilities, non-cognitive skills, and gambling behaviors. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 165, 51-69.

- Korenman, S., and D.K.Remler (2016) Including health insurance in poverty measurement: The impact of Massachusetts health reform on poverty. *Journal of Health Economics*, 50, 27–35.
- Korenman, S., D.K. Remler, and R. T. Hyso (2021) Health insurance and poverty of the older population in the United States: The importance of a health inclusive poverty measure. *Journal of the Economics of Ageing*, 18:100297.
- Leland, H. E. (1968). Savings and uncertainty: The precautionary demand for savings. *The Quarterly Journal of Economics*, 82 (3), 465–473.
- Ma, X., and T. Oshio (2020) The impact of social insurance on health among middle-aged and older adults in rural China: A longitudinal study using a three-wave nationwide survey. *BMC, Public Health*, (2020) 20:1842. doi:10.1186/s12889-020-09945-2
- Ma, X. (2022) *Public Medical Insurance Reform in China*. Springer.
- Mebratie, A.D., R. Sparrow, Z. Yilma, D. Abebaw, G. Alemu, and A. S. Bedi (2019) The impact of Ethiopia’s pilot community-based health insurance scheme on healthcare utilization and cost of care. *Social Science & Medicine*, 220, 112–119.
- Moret, F., P. Pinson, and A. Papakonstantinou (2020) Heterogeneous risk preferences in community-based electricity markets. *Research*, 287 (1), 36–48.
- Nelissen, J. H. M. (1998) Annual versus lifetime income redistribution by social security. *Journal of Public Economics*, 68 (2), 223–249.
- Qin, L., C. Chen, Y. Li, Y. Sun, and H. Chen (2021) The impact of the New Rural Cooperative Medical Scheme on the “health poverty alleviation” of rural households in China. *Journal of Integrative Agriculture*, 20 (4), 1068–1079.
- Sandmo, A. (1970) The effect of uncertainty on savings decisions. *The Review of Economic Studies*, 37 (3), 353–360.
- Sommers, B.D., and D. Oellerich (2013) The poverty-reducing effect of

Medicaid. *Journal of Health Economics*, 32 (5), 816-832.

- Wagstaff, A., L. Magnus, J. Gao, L. Xu and J. Qian (2009) Extending health insurance to the rural population: An impact evaluation of China's new cooperative medical scheme. *Journal of Health Economics*, 28 (1), 1-19.
- Zhou, Q., K. Basu, and Y. Yuan (2017) Does health insurance coverage influence household financial portfolios? A case study in urban China. *Frontiers of Economics in China*, 12 (1), 94-112.
- Zou, J., and X. Deng (2019) Financial literacy, housing value and household financial market participation: Evidence from urban China. *China Economic Review*, 55, 52-66.

[中国語]

- 国家統計局 (2021) 『中国統計年鑑2021』、中国統計出版社。
- 胡令遠・袁堂軍・馬欣欣 (編著) (2019) 『冷戦後日本社会保障制度：对中国の啓示』、上海人民出版社。
- 卢亜娟・張雯涵・孟丹丹 (2019) 「社会養老保險对家庭資産配置の影響研究」、『保險研究』、第12期、108-119頁。
- 馬瑞 (2020) 「社会養老保險与我国居民家庭風險金融資産投資の影響－基於中国総合社会調査 (CGSS) の数拠研究」、『商業會計』、第11期、97-101頁。
- 宗慶慶・劉沖・周亜虹 (2015) 「社会養老保險与我国居民家庭風險金融資産投資－来自金融資産調査 (CHFS) 数拠」、『金融研究』、第10卷第424期、99-114頁。
- 王爽・劉喜華 (2021) 「社会保險对家庭資産配置の影響研究－基於医養結合角度的実証研究」、『長春理工大学学報 (社会科学版)』、第3期、118-124頁。
- 吳洪・徐斌・李潔 (2017) 「社会養老保險与家庭金融資産投資－基於家庭微觀数拠の実証分析」、『財經科学』、第4期、39-51頁。
- 吳慶躍・周欽 (2015) 「医療保險、風險偏好与家庭風險金融資産投資」、『投資研究』、第5期、18-32頁。
- 張軍・程川南 (2019) 「社会保障对家庭資産選択の影響」、『重慶理工大学

学報（社会科学）』、第11期、60-72頁。

[日本語]

- ・加藤弘之・渡邊真理子・大橋英夫（2013）『21世紀の中国経済篇－国家資本主義の光と影』、朝日新聞出版。
- ・馬欣欣（2015）『中国の公的医療保険制度の改革』、京都大学学術出版会。
- ・馬欣欣（2020）「コロナショックと中国緊急税制対策」『月刊税理』、第63巻第11号、88-99頁。
- ・馬欣欣（2022）「中国公的医療保険制度の改革とその評価」、『社会保障研究』、第6巻第4号、421-438頁。
- ・于洋（2022）「未完の年金制度改革」『社会保障研究』、第6巻第4号、389-403頁。