

# 所得変動と中国家計のポートフォリオ 選択行動

馬 欣 欣\*

## 要 旨

本稿では、2010～2018年中国家庭パネル調査のデータを活用し、固定効果モデル、ランダム効果モデル、および傾向スコアマッチング法を用い、個人間の異質性や非ランダムな選択バイアスの問題に対応し、所得変動が家計のポートフォリオ選択行動に及ぼす影響に関する実証分析を行った。実証分析の結果から、主に以下の2点の結論が得られた。第一に、所得変動が大きいほど、リスク性金融資産保有の確率および保有量がともに低下する。一方、所得水準が高いほど、それらは増加する。内生性への対応を含む頑健性チェックの結果からも、これらの結論は支持された。第二に、所得変動および所得水準の影響は個人属性のグループによって異なる。所得変動がリスク性金融資産保有に与える負の影響は、中高年層および都市戸籍者が若年層および農村戸籍者より大きい。以上の結果は、家計所得を安定化させる経済政策が家計の金融市場への参加を促進し、リスク性金融資産の保有拡大に寄与する可能性が示唆された。

キーワード：所得変動、所得水準、家計のポートフォリオ、リスク性金融資産

## 目 次

- |                             |                                   |
|-----------------------------|-----------------------------------|
| 1. はじめに                     | 4.1 推定モデル                         |
| 2. 研究背景：中国における経済不安定と所得変動の実態 | 4.2 データと変数の設定                     |
| 3. 先行文献のサーベイ                | 5. クロス集計の結果                       |
| 4. 計量分析の方法                  | 5.1 リスク性金融資産保有と非保有グループにおける個人属性の差異 |

\* 本稿の作成にあたっては、日本証券経済研究所のアジア資本市場研究会（「構造変化下のアジア金融資本市場」）で、木原隆司教授（ノースアジア大学）、小川英治教授（東京経済大学）、大野早苗教授（武蔵大学）、クエンティフォンタン准教授（立教大学）から多くの有益なコメントを頂いた。また、日本学術振興会・科学研究費補助金 基盤研究B「中国社会保障制度の経済分析：マイクロデータに基づく実証研究」（課題番号：20H01512；研究代表者：法政大学馬欣欣）および日本学術振興会・二国間国際交流事業・共同研究プロジェクト「人口転換と持続的経済発展：雇用就業のメカニズムと政策に関する日中比較研究」（課題番号：120257301；研究代表者：法政大学馬欣欣）より研究助成を受けた。記して感謝の意を申し上げる。

- 5.2 低所得と高所得グループ別リスク性金融資産保有量
- 5.3 所得変動別リスク性金融資産の保有
- 6. 計量分析の結果
  - 6.1 所得変動とリスク性金融資産保有に関する

- ベースライン分析結果
- 6.2 頑健性チェック
- 6.3 内生性問題を考慮した分析結果
- 6.4 グループ別分析結果
- 7. 結論と政策示唆

## 1. はじめに

現代社会において、人々は常に多様な経済リスクに直面している。たとえば、2019年の新型コロナウイルス感染症による経済ショック、2022年以降に顕著となったインフレの進行、さらには戦争や自然災害など、さまざまな経済的ショックが頻発している。こうした経済リスクは、多くの場合、個人や家計の所得に大きな変動（とくに減少）をもたらし、生活水準の低下を引き起こす懸念がある。

このような状況において、人々はライフサイクル仮説や恒常所得仮説に基づき、予備的貯蓄を行ったり、株式などのリスク性金融資産に投資したりすることによって、消費と生活水準の平準化を図ろうとする（Lehand 1968; Sandmo 1970; Dreze and Modigliani 1972）。すなわち、家計のポートフォリオ選択行動は、所得の不確実性に対する重要な対応手段の一つである。本稿では、所得変動が中国における個人のリスク金融市場への参加行動に与える影響を実証的に明らかにする。

本稿の意義は、以下の2点にある。第一に、中国は1978年以降の市場化改革を経て、急速な経済成長を遂げ、2021年には国内総生産（GDP）の総額において日本を上回り、世界第二位となった。また、1980年代以降の「改革開放」政

策により「世界の工場」としての地位を確立し、2009年以降、輸出規模は世界第一位、輸入規模は第二位を維持している。中国における経済リスク、とりわけ所得変動が金融市場に及ぼす影響は、国内経済にとどまらず、世界経済にも大きな影響を与えると考えられる。第二に、日本、米国、西欧諸国などの先進国では、金融・財政政策を通じた政府の市場介入が行われつつも、市場メカニズムの自律的な作用も大きく働いている。一方で、中国においては、1990年代以降に金融市場の改革が進められてきたものの、依然として政府の関与は強く、特に証券市場においては厳格な規制と監督が継続されている。国有株比率の高さも、その特徴の一つである（Iwasaki et al. 2020, 2022）。このような制度的背景を踏まえると、中国を対象とした実証研究は、家計のポートフォリオ選択に関する経済理論に新たな実証的知見を提供することができる。

本稿では、2010～2018年中国家庭パネル調査（China Family Panel Studies: CFPS）の個票データを活用し、固定効果モデル（fixed-effects: FE）、ランダム効果モデル（random-effects: RE）、および傾向スコアマッチング法（propensity score matching: PSM）を用い、個人間の異質性や非ランダムな選択によるバイアスを対処し、所得変動が家計のポートフォリオ選択行動に及ぼす影響に関する実証分析を行った。実証分析の結果から、主に以下の2点の結

論が得られた。第一に、所得変動が大きいほど、リスク性金融資産保有の確率および保有量がともに低下する。一方、所得水準が高いほど、それらは増加する。内生性への対応を含む頑健性チェックの結果からも、これらの結論は支持された。第二に、所得変動および所得水準の影響は個人属性のグループ(年齢、戸籍)によって異なる。所得変動がリスク性金融資産保有に与える負の影響は、中高年層および都市戸籍者が若年層および農村戸籍者より大きい。以上の結果は、家計所得を安定化させる経済政策が家計の金融市場への参加を促進し、リスク性金融資産の保有拡大に寄与する可能性が示唆された。

本稿の学術的貢献は、主に以下の2点でまとめられる。第一に、所得と家計のポートフォリオ選択行動の決定要因に関する先行研究では、ライフサイクル仮説および恒常所得仮説に基づき、主に先進国を対象とした実証分析が数多く行われてきた(Hall 1978; Blanchard and Mankiw 1988; Browning and Lusardi 1996; Wachter and Yogo 2010; Iskhakov and Keane 2021)。経済理論によれば、所得の変動が大きくなると、将来の所得に対する不確実性が高まり、予備的動機により貯蓄が増加する一方、リスクの高い金融資産の保有を回避する傾向が強まる。一方、将来の収入に不確実性がある場合、より高いリターンを求めため、キャピタルゲインを通じた資産形成を図ろうとするインセンティブが高まる可能性も指摘されている(Zhou et al. 2017; Angrisani et al. 2018)。理論的観点からみると、所得変動が家計のポートフォリオ選択、特にリスク性金融資産の保有行動に与える影響の方向性は必ずしも明確ではない。そのため、所得変動と家計ポートフォリオ選択の関係を明らかにする実証的検証が求められる。しかし、

これまでの研究は限定的であり(Angerer and Lam 2009; Seok and Suh 2019; Chang et al. 2022)、とくに中国を対象とした実証的エビデンスはほとんど存在していない。この研究ギャップを埋めることが、本稿の主要な目的の一つである。

第二に、既存の研究では、内生性の問題に対処していないケースが多い。本稿では、中国家庭パネル調査(CFPS)のパネルデータを用い、固定効果モデル、ランダム効果モデル、および傾向スコアマッチング法を用いることで、個人間の異質性や非ランダムな選択バイアスといった問題を考慮したうえで、実証研究を行う。所得変動が家計のポートフォリオ選択行動に与える影響をより厳密に分析し、信頼性の高い実証的知見を提供する。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では研究背景として、中国における経済リスクと所得変動の実態(1人あたりGDP、失業率、賃金水準の変動など)を概観する。第3章では、所得変動と家計ポートフォリオ選択に関する理論的枠組み、および関連する実証研究をレビューし、本稿の位置づけを明確にする。第4章では、実証分析の方法(推定モデル、データ、変数設定)を詳述する。第5章ではクロス集計による基礎的な傾向を示し、第6章において計量分析の結果を報告する。最後に第7章では、実証分析の主な結論をまとめ、政策的含意について考察する。

## 2. 研究背景：中国における経済不安定と所得変動の実態

本章では、政府公表データに基づき、一人当たりGDP成長率、および一人当たり所得の変

所得変動と中国家計のポートフォリオ選択行動

動という2つの指標を用いて、中国経済不安定と所得変動の実態を概観する。

まず、1978年以降、中国では政府主導による経済の市場化改革が進められ、計画経済に市場メカニズムが導入された (Lin et al. 2020; Ma 2018, 2024a)。さらに、2001年の世界貿易機関 (WTO) 加盟を契機に経済のグローバル化が加速し、中国経済の発展は一層推進された。図表1に示すとおり、1979年から2023年にかけて、一人当たりGDPは1979年の272米ドルから2023年の12,622米ドルへと大幅に上昇した。

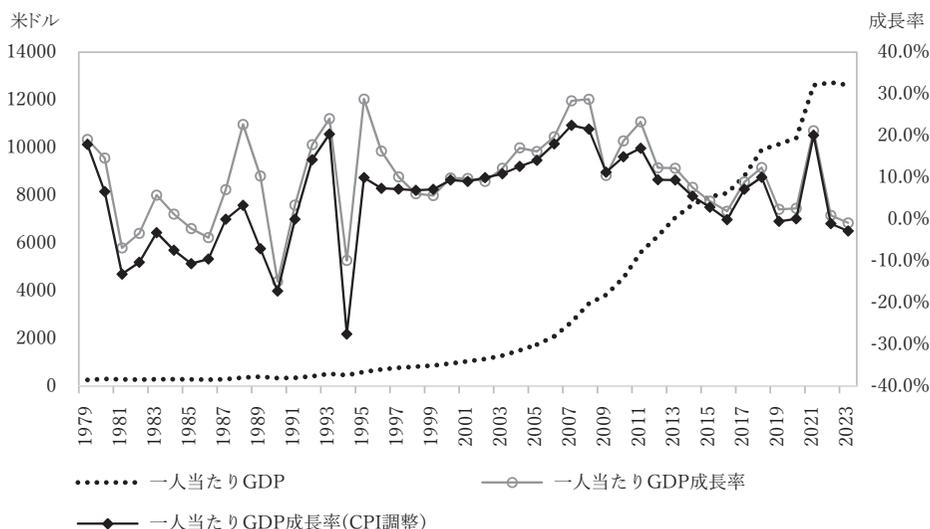
一人当たりGDPの成長率は年ごとに大きく変動している。例えば、1994~1995年および2007~2008年にはそれぞれ28.8%、28.7%と大幅に増加した一方、1989~1990年には-14.9%と急落した。物価変動の影響を除くため消費者

物価指数 (CPI) で調整すると、成長率の水準は未調整値と異なるものの、変動傾向は概ね一致する。調整後の成長率では、1992~1993年および2006~2007年にそれぞれ20.4%、22.5%と大幅に上昇した一方、1989~1990年には-17.2%、1993~1994年には-27.5%と大幅に低下した。

以上より、1979年以降、中国の一人当たりGDPは長期的には大幅に上昇しているが、短期的には年ごとの変動幅が大きく、経済成長は必ずしも安定的ではないことが示された。

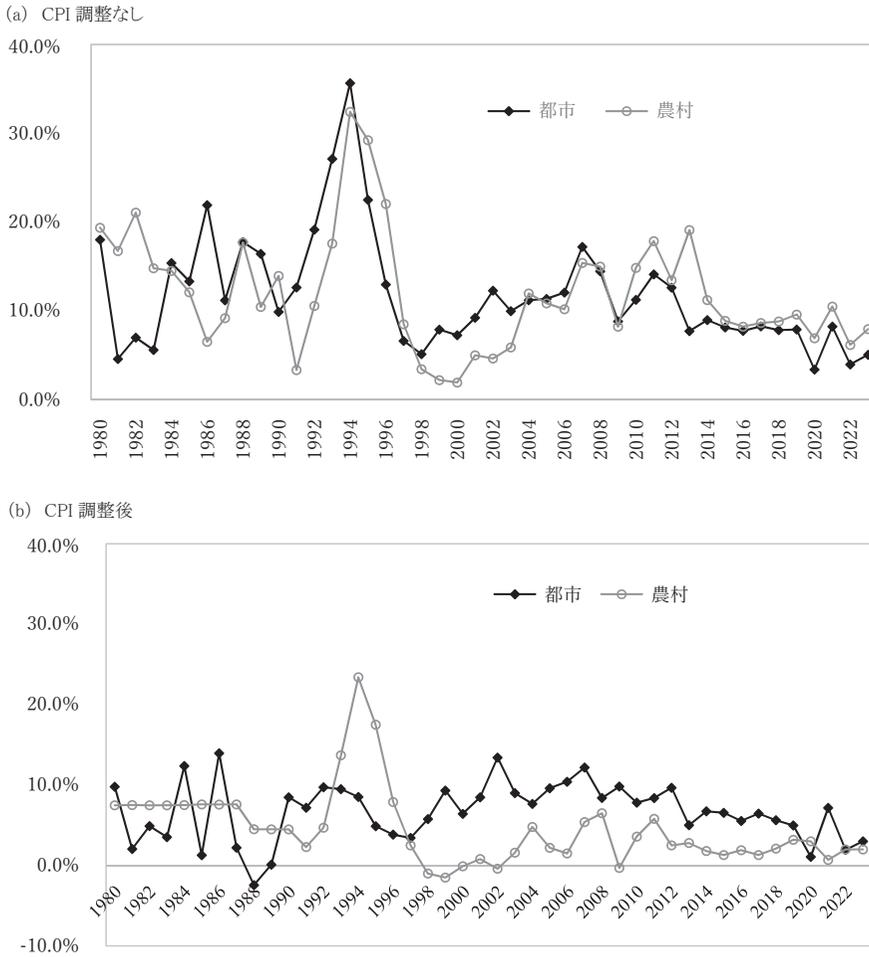
次に、中国の経済社会は、戸籍制度 (都市、農村) によって分断されている (Ma et al. 2024)。この制度的背景を踏まえ、所得変動における都市・農村間の差異を検討する。図表2は、中国都市部および農村部住民の一人当たり

図表1 中国における一人当たりGDPとGDP成長率の推移 (1979~2023)



(注) 1) GDPの数値は米ドルによって換算されたものである。  
 2) 中国国家统计局は、一人当たりGDPを現地通貨(人民元)で公表した。通貨換算には連邦準備理事会(Federal Reserve Board)の平均市場為替レートを使用した。  
 3) CPI調整を行う際に、中国国家统计局が公表した年次別全国消費者物価指数を用いた。1978年を基準年にした。  
 4) 成長率は  $(GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1}$  のように算出。  
 (出所) 『中国統計年鑑』各年度版およびCEIC Dataのデータに基づき筆者作成。

図表2 中国都市と農村における一人当たり年間平均所得変動率の推移



(注) 1) 変動率は  $(Income_t - Income_{t-1}) / Income_{t-1}$  のように算出。Income: 家計一人あたり年間平均所得 (単位: 元)。  
 2) CPI 調整を行う際に、中国国家统计局が公表した年次別都市および農村の消費者物価指数を用いて都市と農村別所得を計算した。1978年を基準年にした。  
 (出所) 『中国統計年鑑』各年度版およびCEIC Dataのデータに基づき筆者作成。

年間平均所得変動率（前年度比）の推移を示している。CPI（消費者物価指数）調整前と調整後の結果を、それぞれ図表2 [a] および図表2 [b] に示す。

2008年から2022年の期間についてみると、CPI 調整を行わない場合（図表2 [a]）には、農村部の所得変動率が都市部を上回る。一方、

CPI 調整後の結果（図表2 [b]）では、都市部の所得変動率が農村部より大きい。近年の物価上昇、すなわちインフレーションが家計所得変動に及ぼす影響が、農村部よりも都市部で大きいことが示された。

次に、1993～1995年の期間には、都市部・農村部のいずれにおいても、所得変動率が大きく、

2時点間で家計所得が大幅に上昇した。この傾向はCPI調整後のデータにおいても同様に確認された。背景として、1989年の「天安門事件」直後には、政府内部の保守派による改革開放政策への批判や、西側諸国による経済制裁の実施により、中国経済は一時的に停滞した。しかし、1991年以降、鄧小平による「南巡講話」を契機として、江沢民政権は改革開放政策の再推進に踏み切り、国有企業改革も加速させた。その結果、1993～1995年には経済成長が再び軌道に乗り、都市部・農村部ともに家計所得が大幅に増加したと考えられる。

以上の分析から、中国においては経済成長に伴い所得水準が上昇しているが、所得変動を含む経済リスクが存在し、その不安定性の程度は時期によって異なることが明らかとなった。さらに、都市部と農村部では、所得変動の特性が異なることも確認された。このような所得変動は、どのようにリスク性金融資産の保有行動に影響を及ぼすのか。以下では、実証分析を通じてこの問題を解明する。

### 3. 先行文献のサーベイ

所得変動がリスク性金融資産の保有行動に及ぼす影響については、理論的にも実証的にも一貫した結論が得られていない。

理論的には、所得変動が保有を抑制する方向と促進する方向の両方のメカニズムが存在する。ライフサイクル仮説および恒常所得仮説に基づき、Lehand (1968) は予備的貯蓄仮説を提唱し、その後 Sandmo (1970)、Dreze and Modigliani (1972) によって複数期間モデルへと発展した。これらの理論は、予防的貯蓄がライフサイクル全体の消費を平準化し、所得低下

のリスクを軽減することを示す。将来の不確実性が高まる場合（例えば、急激な所得低下）、家計は貯蓄を増やす傾向があり、その結果としてリスク性金融資産保有の確率および保有量が減少する可能性がある（Hall 1978; Blanchard and Mankiw 1988; Browning and Lusardi 1996）。一方で、リスク回避度が低い家計の場合、将来の所得不確実性に対応するため、リスクの高い投資を通じてより高い資本利得を得ようとするインセンティブが働く可能性がある（Zhou et al. 2017; Angrisani et al. 2018）。この場合、所得変動はリスク性金融資産の保有を促進する要因となりうる。

実証研究の結果も一致していない。Angerer and Lam (2009) は米国 National Longitudinal Survey of Youth (1979年コホート) を用いて、恒常所得の変動はリスク性金融資産の保有量を大きく減少させるが、一時的な所得変動がリスク性金融資産の保有量に有意な影響を与えないことを示している。Seok and Suh (2019) は韓国のデータに基づき、経済政策の不安定性がリスク性金融資産保有の確率および保有量を抑制することを報告している。Chang et al. (2022) はノルウェーの行政データを用い、所得変動のリスクが2倍になるとリスク性金融資産の保有量が5%低下することを明示している。

不動産資産の変動もリスク性金融資産の保有行動に影響する。例えば、He et al. (2019) は中国において住宅資産価値が10%上昇すると株式市場への参加率と株式保有率がそれぞれ約60%ポイント、30%ポイント上昇するが、この効果は多住宅所有者（高所得者）が低所得・雇用不安定世帯より大きいことを示している。Lyng and Zhou (2023) は、デンマークの行政データを用いた分析により、住宅購入が株式市

場への参加率を一時的に押し下げた後、V字型の回復を示すことを明らかにしている。

経済的不安定性を緩和する制度（例：公的年金、公的医療保険）は、リスク性金融資産保有を促進することも指摘されている（Zhou et al. 2017; 王・劉 2021; Bai et al. 2021; Ma 2022a; 馬 2023）。

しかし、所得変動とリスク性金融資産の保有行動との関連を直接的に検証した研究は依然として限られており、とりわけ中国を対象とする実証分析は少ない。そこで、本稿は、中国家庭パネル調査データを用い、所得変動が家計のリスク性金融資産の保有行動に与える影響を分析し、この分野に関する新たな実証的エビデンスを提示する。

## 4. 分析方法

### 4.1 推定モデル

本稿では、分析の基礎枠組みとして、まずプロビット回帰モデル（Probit）を用い、家計がリスク性金融資産を保有する確率を推定する。また、リスク性金融資産を全く保有しない家計が一定数存在することから、サンプル切断に起因するサンプル・セレクション・バイアスの影響を考慮する必要がある。そのため、トービット回帰モデル（Tobit）を適用し、リスク性金融資産の保有量を分析対象とする。これらの推定モデルは、式(1)に示す。

$$RFA_i = a + \beta_{IL}IL_i + \beta_{IC}IC_i + \beta_X X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)において、 $RFA$ は被説明変数であり、リスク性金融資産保有の確率または保有量を示す。添字  $i$  は個人、 $IL$  は所得水準、 $IC$  は所得変

動を示す指標（例：2時点間の所得水準の変化または変化率）、 $X$  はリスク性金融資産の保有に影響を及ぼす他の要因（例：個人属性要因、仕事要因、地域など）を表す。 $\beta$  は各説明変数の推定係数、 $\varepsilon$  は誤差項である。

式(1)には以下の2つの計量上の問題が存在する可能性がある。第一に、誤差項  $\varepsilon$  は、個人  $i$  に固有で時間変化しない要因  $v$  と、真の誤差  $u$  から構成されると考えられる。すなわち、 $\varepsilon$  は個人固有の未観測異質性（heterogeneity） $v$  と真の誤差  $u$  の両方を含むため、そのまま推定すると個人間の異質性によるバイアスが生じる可能性がある。この問題に対処するため、本稿では式(2)に示す固定効果モデル（FE）あるいはランダム効果モデル（RE）を用いる。式(2)では、添字  $t$  が調査の年次を表す。

$$RFA_{it} = a + \beta_{IL}IL_{it} + \beta_{IC}IC_{it} + \beta_X X_{it} + v_i + u_{it} \quad (2)$$

第2に、観察可能な変数に基づくサンプル・セレクション・バイアスの問題が存在する可能性がある。具体的には、リスク性金融資産を保有する者と保有しない者の2つのグループが、ランダムに形成されたものではないため、推定結果に内生性が生じる可能性がある。この問題に対応するため、本稿では傾向スコアマッチング法を用いる。傾向スコアマッチング法は、観察データからランダム化実験に近い準自然実験の状況を再現する手法であり、Rosenbaum and Rubin (1983) は傾向スコアを、特定の処置（本研究の場合はリスク性金融資産保有）を受ける条件付き確率として定義している。

$$p(X) = \Pr(D=1|X) = E(D|X) \quad (3)$$

推定式(3)で、 $D=\{0,1\}$  はトリートメントへの曝露の指標であり、 $X$  はトリートメントグルー

プになることに影響を与える各要因である。Rosenbaum と Rubin (1983) は、トリートメントへの曝露が  $X$  によって定義されるセル内でランダムである場合、 $p(X)$  の値によって定義されるセル内でもランダムであることを示している。したがって、傾向スコア  $p(X)$  が既知であれば、トリートメントグループに対するトリートメントの平均効果 (ATT) は、推定式(4)のように推定できる。

$$\begin{aligned}\tau &= E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} - Y_{0i} | D_i = 1, p(X_i)\}\} \\ &= E\{E\{Y_{1i} | D_i = 1, p(X_i)\} \\ &\quad - E\{Y_{0i} | D_i = 0, p(X_i)\} | D_i = 1\} \quad (4)\end{aligned}$$

推定式(4)で、 $Y_{1i}$ 、 $Y_{0i}$  はそれぞれ、トリートメントグループ (例えば、リスク性金融資産を保有する者) とコントロールグループ (特性がトリートメントグループに類似するが、リスク性金融資産を保有しない者) のシナリオにおける潜在的な結果である。

## 4.2 データおよび変数の設定

本稿では、CFPS の2010年、2012年、2014年、2016年、2018年の5時点のデータ (CFPS2010-2018) を用いる。CFPS は北京大学が実施する代表的な全国規模の家計パネル調査であり、2年ごとに調査が行われている。ベースライン調査 (2010年) では、中国全国31省・直轄市のうち25の省・市・自治区で14,960世帯を対象に面接調査を実施し、33,600人の成人 (18歳以上) および8,990人の子ども (14歳以下) から回答を得た。

CFPS のサンプルには都市戸籍および農村戸籍の住民が含まれており、各年の総サンプル数はそれぞれ33,600 (2010年)、33,598 (2012年)、37,147 (2014年)、36,892 (2016年)、37,354 (2018年) である。分析対象は、中華人民共和国の労働法で定められた最低労働年齢16歳および国有部門の定年退職年齢を考慮し、16歳から60歳までの成人に限定した<sup>1</sup>。

CFPS データからは、リスク性金融資産<sup>2</sup>、総金融資産、所得、個人属性 (学歴、年齢、性別、民族、党員資格、戸籍、健康状態、婚姻状況など)、および仕事要因 (職種、業種、国有・非国有部門) に関する情報を取得可能である。分析に際しては、異常値、無回答、欠測値を含むサンプルを除外し、最終的にリスク性金融資産保有の分析には14,295人のサンプルを用いた (リスク性金融資産保有者758人、非保有者13,537人)。

被説明変数として、2種類のリスク性金融資産保有変数を設定した。まず、プロビット回帰モデルでは、個人が株式および債券を含むリスク性金融資産を保有しているか否かの二値変数 (保有=1、非保有=0) を用いる。リスク性金融資産の保有は、保有額が0より大きい場合と定義する。次に、トービット回帰モデルでは、リスク性金融資産の保有量を用いる。保有量は、家計のリスク性金融資産 (株式・債券) の金額を総金融資産 (リスク性金融資産と貯蓄・現金などのリスク性がない金融資産の合計) で割って算出した。また、家族人数の影響を考慮し、一人あたりの保有量として調整した。

説明変数の設定について、まず主要な説明変

1 中国では、定年退職年齢が性別および職種により規定されている。男性 (幹部、一般労働者) は60歳、女性幹部は55歳、女性一般労働者は50歳と定められている。

2 本分析では、株式および債券をリスク性金融資産として定義する。

数は所得水準と所得変動である。(1)所得水準(IL)は、調査票の質問項目に基づき、年間所得の対数値を用いて定義した。各調査年の年間所得は、国家統計局が公表する消費者物価指数(CPI, 2010年基準)を用いて物価変動を調整している(国家統計局2022)。また、所得分布に基づき、第1三分位、第2三分位、第3三分位をそれぞれ低所得層、中所得層、高所得層として分類した。

(2)所得変動(IC)については、以下の2つの指標を用いる。まず、主な指標として、2時点における所得対数値の差分を用いる( $IC1 = \log income_t - \log income_{t-1}$ )。次に、頑健性分析では、2時点間の所得変動率( $IC2 = (income_t - income_{t-1}) / income_{t-1}$ )も用いる。

次に、以下のようなコントロール変数を設定した。個人属性要因として、教育年数、年齢、年齢の二乗、性別(女性=1, 男性=0)、民族(漢民族=1, 少数民族=0)、戸籍(都市戸籍=1, 農村戸籍=0)、党員資格(党員=1, 非党員=0)、健康状態(健康=1, 非健康=0)、婚姻状況(既婚=1, それ以外=0)のダミー変数を設定した。また、仕事要因として、職種を6カテゴリー(管理職、技術職、事務職、現場生産職、その他の職種、非就業・無職)に分類し、業種を7カテゴリー(農業、製造業、運輸業、小売業、飲食業、その他の業種、非就業・無業種)に分類し、それぞれのダミー変数を設定した。就業部門については国有部門(国有部門=1, 非国有部門=0)のダミー変数を用いた。さらに、地域格差の影響を制御するため、地域を東部・中部・西部の3地域に分類し、各地域ダミー変数を設定した。景気循環やマクロ経済環境の年次変化を考慮するため、調査年に対応する5つの年次ダミー変数(2010年, 2012年, 2014年, 2016年,

2018年)を設定した。

## 5. クロス集計の結果

### 5.1 リスク性金融資産保有と非保有グループにおける個人属性と仕事関連要因の差異

図表3には、リスク性金融資産保有者と非保有者の両グループにおける個人属性および仕事関連要因の平均値の差異を示している。 $t$ 検定の結果、両群間に統計的に有意な差異が存在することが確認された。

具体的には、個人属性要因に関しては、教育年数はリスク性金融資産保有者が平均12.460年であるのに対し、非保有者は8.214年であり、保有者の方が有意に長い。都市戸籍者の割合は、保有者が81.3%であるのに対し、非保有者は27.3%と大幅に低い。党員の割合についても、保有者が19.7%で、非保有者(13.3%)より高い。

仕事関連要因については、高技能職種(管理職および技術職)の割合は保有者グループで高い。非就業者の割合は非保有者グループで相対的に高い。また、国有部門に勤務する者の割合は、保有者が31.1%で、非保有者(8.9%)より高い。

以上より、個人属性および仕事関連要因で、リスク性金融資産保有者と非保有者の両グループ間の差異が存在することが示された。したがって、実証分析で、これらの変数をコントロールする必要がある。

図表3 リスク性金融資産保有と非保有グループにおける個人属性と仕事関連要因の差異

	保有	非保有	t 検定 (a) vs. (b)	
	(a)	(b)	差異 = (a) - (b)	p 値
教育年数	12.460	8.214	4.245 ***	p<0.000
年齢	39.978	38.797	1.181 ***	p<0.000
女性	0.514	0.503	0.011 *	p<0.063
漢民族	0.732	0.627	0.105 ***	p<0.000
都市戸籍	0.813	0.273	0.540 ***	p<0.000
党员	0.197	0.064	0.133 ***	p<0.000
健康	0.331	0.404	-0.072 ***	p<0.000
既婚	0.747	0.770	-0.022 ***	p<0.000
職種				
管理職	0.107	0.038	0.070 ***	p<0.000
技術職	0.169	0.047	0.122 ***	p<0.000
事務職	0.128	0.036	0.091 ***	p<0.000
現場生産職	0.134	0.174	-0.040 ***	p<0.000
他の職種	0.197	0.412	-0.216 ***	p<0.000
非就業・無職業	0.019	0.292	-0.273 ***	p<0.000
業種				
農業	0.187	0.118	0.069 ***	p<0.000
製造業	0.047	0.138	-0.091 ***	p<0.000
運送業	0.092	0.023	0.069 ***	p<0.000
小売業	0.198	0.069	0.129 ***	p<0.000
飲食業	0.095	0.070	0.025 ***	p<0.000
他の業種	0.362	0.031	0.331 ***	p<0.000
非就業・無業種	0.362	0.551	-0.190 ***	p<0.000
国有部門	0.311	0.089	0.221 ***	
サンプル数	758	13,537		

(注) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

(出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

## 5.2 低所得層と高所得層別リスク性金融資産保有量

図表4は、低所得層と高所得層におけるリスク性金融資産保有量のカーネル密度分布を示している。横軸は家計一人あたりのリスク性金融資産保有額の対数値である。

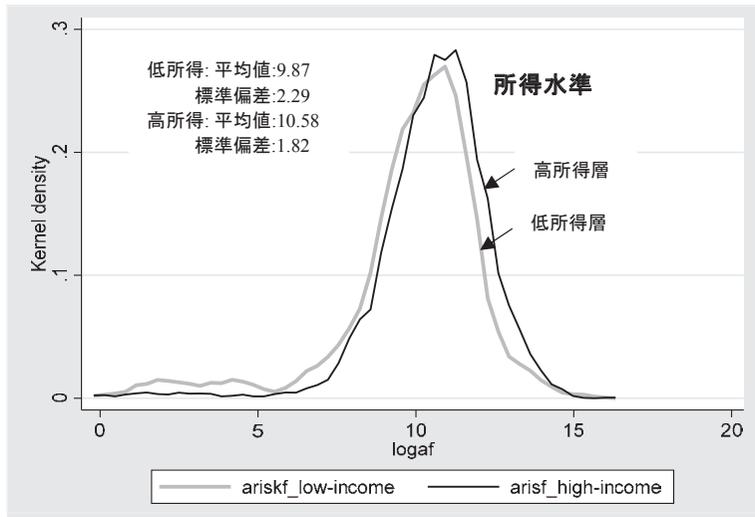
低所得層に比べ、高所得層はリスク性金融資産保有量の多い領域に位置する割合が高い。平均値で比較すると、リスク性金融資産保有量の

対数平均値は高所得層が10.58、低所得層が9.87であり、高所得者ほど保有量が多い。所得水準の上昇がリスク性金融資産の保有量の増加に寄与することが示された。

## 5.3 所得変動別リスク性金融資産の保有

図表5は、所得変動別リスク性金融資産の保有額および保有割合を示している。保有額は、家計一人当たりのリスク性金融資産保有金額の対数値である。保有割合は、家計総金融資産に

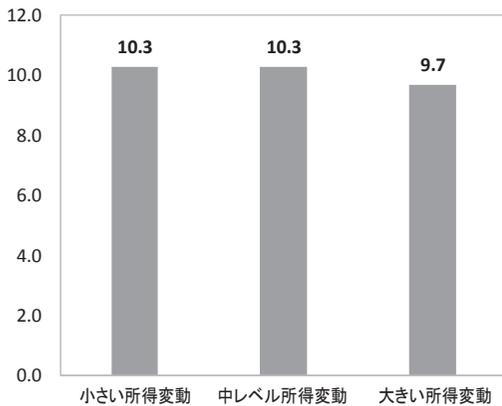
図表4 低所得と高所得グループ別リスク性金融資産保有量のKernel 密度分布



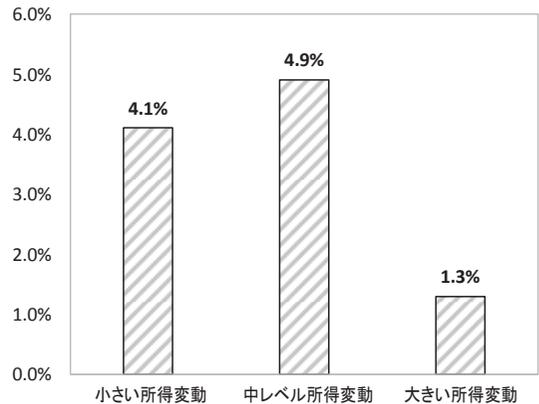
(注) 1) 低所得層：所得水準第1三分位グループ；高所得層：所得水準第3三分位グループ。  
 2) 横軸には家計一人あたりのリスク性金融資産保有額の対数値を示す。  
 (出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

図表5 所得変動グループ別リスク性金融資産保有量

(1) リスク性金融資産の保有額(元・対数値)



(2) リスク性金融資産の保有割合(%)



(注) 小さい所得変動：所得変動率第1三分位グループ；中レベル所得変動：所得変動率第2三分位グループ；大きい所得変動：所得変動率第3三分位グループ。所得変動率は  $(income_t - income_{t-1}) / income_{t-1}$  のように算出した。  
 (出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

占めるリスク性金融資産の割合である。所得変動率（二時点間の変動率）に基づき、サンプルは第1三分位（所得変動が小さいグループ）、第2三分位（中程度の変動グループ）、第3三分位（所得変動が大きいグループ）の3つに分

類された。所得変動が小さいおよび中程度のグループに比べて、所得変動が大きいグループは、リスク性金融資産の保有額および保有割合のいずれも小さい。具体的には、所得変動が大きいグループでは、リスク性金融資産保有額の対数

値が 9.7, 保有割合も 1.3%にとどまり, 他の所得グループと比較して低水準にある。所得変動が大きいほど, リスク性金融資産の保有は抑制される傾向が示された。

以上の集計結果は, 所得変動がリスク性金融資産の保有に影響を及ぼす可能性を示しているが, これらの分析では, 個人属性や仕事要因などの他の要因の影響が考慮されなかった。以下では, 計量分析のモデルを用い, これらの要因をコントロールする上で, 所得変動がリスク性金融資産保有に及ぼす影響をより厳密に検証する。

## 6. 計量分析の結果

### 6.1 所得変動とリスク性金融資産保有に関するベースライン分析結果

図表 6 は, 所得変動がリスク性金融資産保有に与える影響を分析した結果を示している。推定 1 ([a], [b], [c]) はリスク性金融資産保有の確率を, 推定 2 ([d], [e], [f]) はリスク性金融資産保有量 (家計総金融資産に占めるリスク性金融資産の割合) を分析した。用いる被説明変数および説明変数の違いによって, 各モデルは [a] から [f] までに区分されている。分析には, プロビット回帰モデル (推定 1: 保有の確率) およびトービット回帰モデル (推定 2: 保有量) を用いた。主な結果は以下の通りである。

まず, リスク性金融資産保有の確率に関して, 所得変動の影響については, 所得水準をコントロールしないモデル [a] において, 所得変動がリスク性金融資産保有の確率に与える影響は統計的に有意ではない。一方, 所得水準をコント

ロールしたモデル [c] では, 所得変動がリスク性金融資産保有の確率に負の影響 ( $-0.075$ ) を与えており, その統計的有意性は 1%水準である。所得変動が大きいほど, リスク性金融資産を保有する可能性が低下することが示された。所得水準の影響については, モデル [b] および [c] の結果から, 所得水準がリスク性金融資産保有の確率に正の有意な影響を与えており, その有意水準は 1%である。低所得者と比較して, 中所得者および高所得者のいずれもリスク金融資産を保有する可能性が高いことが示された。

次に, リスク性金融資産保有量に関して, 所得変動の影響は, 所得水準をコントロールしないモデル [d] では統計的に有意ではないが, 所得水準をコントロールしたモデル [f] においては, 所得変動がリスク性金融資産保有量に負の影響 ( $-0.038$ ) を与えており, その有意水準は 1%である。所得変動が大きいほどリスク性金融資産保有量が低下することが示された。所得水準については, モデル [e] および [f] において正の有意な影響が確認されており, その有意水準は 1%である。低所得者と比較し, 中所得者および高所得者はリスク性金融資産保有量が多い傾向にあることが示された。

### 6.2 頑健性チェック

本節では, 4つのモデルを用いて頑健性チェックを実施した。分析には, プロビット回帰モデル (推定 1: 保有の確率) およびトービット回帰モデル (推定 2: 保有量) を用いた。分析結果は図表 7 にまとめている。

第一に, 早期退職の影響を排除するため, 分析対象を年齢 16 歳から 50 歳に限定したモデル [a] の結果によると, 所得変動はリスク性金融

図表6 所得変動、所得水準とリスク性金融資産保有

	(1) 保有の確率			(2) 保有量		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
所得変動	0.004 (0.23)		-0.075 *** (-4.26)	0.008 (0.70)		-0.038 *** (-3.19)
所得水準 (低所得 $t_{-1}$ )						
中所得 $t_{-1}$		0.145 *** (3.81)	0.221 *** (4.00)		0.101 *** (3.69)	0.139 *** (3.71)
高所得 $t_{-1}$		0.538 *** (12.99)	0.678 *** (10.94)		0.333 *** (10.97)	0.394 *** (9.21)
個人属性要因	あり	あり	あり	あり	あり	あり
仕事要因	あり	あり	あり	あり	あり	あり
地域固定効果	あり	あり	あり	あり	あり	あり
年次固定効果	あり	あり	あり	あり	あり	あり
サンプル数	14,295	14,295	14,295	12,327	12,327	12,327
対数尤度	-3573.571	-5799.488	-3490.319	-3452.247	-5594.313	-3393.930
Pseudo R2	0.220	0.248	0.238	0.217	0.244	0.230

(注) 1) \*\*\*  $p < 0.01$ .  $z$  値は ( ) 内に示す。

2) 推定1 (保有の確率) : プロビット回帰モデル; 推定2 (保有量) : トービット回帰モデル。所得水準のラグ項 ( $t-1$ 期) を使用。

3) 所得変動は  $\log income_t - \log income_{t-1}$  によって算出した。低所得, 中所得, 高所得はそれぞれ所得水準第1三分位, 第2三分位, 第3三分位。

4) 個人属性要因 (学歴, 年齢, 性別, 年輪の二乗, 健康, 既婚), 仕事要因 (職種, 業種, 国・有部門), 地域固定効果, および年次固定効果を分析したが, 表に掲載しなかった。

(出所) CFPS2010 - 2018のデータに基づき筆者計測。

図表7 頑健性チェックの結果

	(1) 保有の確率		(2) 保有量	
	Coef.	z	Coef.	z
<b>(a) 16-50歳サンプルを変更</b>				
所得変動	-0.072 ***	-3.56	-0.035 ***	-2.57
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.187 ***	2.89	0.113 ***	2.61
高所得 t_1	0.629 ***	8.74	0.347 ***	7.12
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	11,425		9,850	
対数尤度	-2655.550		-2573.991	
Pseudo R2	0.253		0.247	
<b>(b) リスク金融資産の変動率を用いる</b>				
所得変動	-0.031 *	-1.67	-0.026 *	-1.64
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.145 ***	2.63	0.119 **	2.39
高所得 t_1	0.354 ***	5.60	0.272 ***	4.96
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	14,253		7,212	
対数尤度	-3121.458		-1811.824	
Pseudo R2	0.143		0.154	
<b>(c) 所得変動率を用いる</b>				
所得変動	0.000 *	-1.64	0.000	-1.05
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.182 ***	4.30	0.122 ***	4.09
高所得 t_1	0.593 ***	12.72	0.371 ***	10.98
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	23,131		20,177	
対数尤度	-4458.380		-4319.928	
Pseudo R2	0.255		0.252	
<b>(d) 所得変動率のダミー変数を用いる</b>				
所得変動 (所得変動が小さい)				
所得変動が中レベル	-0.130 ***	-3.63	-0.083 ***	-3.32
所得変動が大きい	-0.165 ***	-3.91	-0.100 ***	-3.36
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.194 ***	4.54	0.130 ***	4.32
高所得 t_1	0.638 ***	13.12	0.399 ***	11.36
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	23,131		20,177	
対数尤度	-4449.171		-4312.239	
Pseudo R2	0.256		0.253	
<b>(e) リスク選好変数を追加</b>				
所得変動	-0.092 ***	-4.91	-0.046 ***	-3.64
所得水準 (低所得 t_1)				

中所得 $t_1$	0.229 ***	3.87	0.144 ***	3.58
高所得 $t_1$	0.693 ***	10.46	0.402 ***	8.80
リスク回避	-0.135 ***	-3.27	-0.081 ***	-2.95
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	12,845		10,906	
対数尤度	-3082.863		-2990.713	
Pseudo R2	0.243		0.237	

(注) 1) \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

2) 推定1(保有の確率):プロビット回帰モデル;推定2(保有量):トービット回帰モデル。所得水準のラグ項( $t-1$ 期)を用いた。

3) 所得変動率は  $(income_t - income_{t-1})/income_{t-1}$  によって算出した。所得変動が小さいグループ、中レベルグループ、大きいグループは、それぞれ所得変動率第1三分位、第2三分位、第3三分位グループである。低所得、中所得、高所得は、それぞれ所得水準第1三分位、第2三分位、第3三分位である。

4) コントロール変数は、個人属性要因(学歴、年齢、年齢の二乗、性別、漢民族、党员、都市戸籍、健康、既婚)、仕事要因(職種、業種、国有部門)、地域(東部、中部、西部)、および年次ダミー変数を含む。これらの要因を分析したが、表に掲載しなかった。

(出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

資産保有の確率および保有量の双方に有意な負の影響を及ぼしている(保有確率:  $-0.072$ ; 保有量:  $-0.035$ )。これらの推定結果はいずれも1%水準で統計的に有意である。また、所得水準はリスク性金融資産保有の確率および保有量に対して有意な正の影響を与えており、これらの有意水準も1%である。

第二に、被説明変数を保有水準( $RFA_t$ )から変動率( $RFA_t - RFA_{t-1})/RFA_{t-1}$ )に変更し、再推定したモデル[b]では、推定係数の有意水準は1%から10%に低下したが、所得変動は依然としてリスク性金融資産保有の確率および保有量に負の影響を及ぼしている(保有確率:  $-0.031$ ; 保有量:  $-0.026$ )。所得水準は依然として正の有意な影響を与えており、その有意水準は1%である。

第三に、所得変動の指標として所得変動率( $(income - income_{t-1})/income_{t-1}$ )を用いたモデル[c]においては、リスク性金融資産保有

の確率に対する所得変動の負の影響が確認されたが、その有意水準は1%から10%に低下した。一方、リスク金融資産保有量に対する影響は統計的に有意ではない。また、所得水準は、リスク性金融資産保有の確率および保有量に対して有意な正の影響を与えており、その有意水準は1%である。

第四に、所得変動率に基づき、3つのダミー変数を設定して推定したモデル[d]では、所得変動が小さいグループに比べ、所得変動が大きいグループにおいてリスク性金融資産保有の確率および保有量が有意に低い。

第五に、個人のリスク回避態度がリスク金融市場への参加に影響を及ぼす可能性がある(Holden and Tilahun 2022)。説明変数にリスク回避態度<sup>3</sup>を追加した(モデル[e])。分析結果によると、所得変動はリスク性金融資産保有の確率および保有量に対して有意な負の影響を与えており(保有確率:  $-0.092$ ; 保有量:

3 CFPSの質問項目「リスク資産投資におけるあなたの好みを教えてください」には、(1)高リスク・高リターン、(2)中程度のリスク・中程度のリターン、(3)低リスク・低リターン、(4)リスクなし、(5)無回答または不明の5つの選択肢が設定されている。本稿では、選択肢(3)または(4)を選んだ回答者をリスク回避者とみなし、該当者に1、それ以外の選択肢を選んだ回答者には0を割り当てることで、リスク回避を示すダミー変数を構築した。

所得変動と中国家計のポートフォリオ選択行動

-0.046), その有意水準は1%である。また, 所得水準も有意な正の影響を与える。

以上の頑健性検証の結果は, ベースライン分析(表2)の結果と概ね一致しており, 所得変動がリスク性資産の保有に対して負の影響を及ぼすこと, また所得水準の上昇がリスク性金融資産の保有を促進することが再確認された。

### 6.3 内生性問題を考慮した推定結果

内生性の問題を考慮し, 本稿ではランダム効果(RE)モデルおよび固定効果(FE)モデルに加え, 傾向スコアマッチング法(PSM法)を用いて追加の推定を行った。これらの結果は, それぞれ図表8(RE/FEモデル)および図表9(PSM法)に示している。

まず, 個人間の異質性問題に対応するため, REモデル(表4モデル[a])およびFEモデル(表4モデル[b])を用いて分析した。REモデルの推定結果はベースライン分析結果と類似しており, 所得変動がリスク性金融資産保有の確率(推定1)および保有量(推定2)の両

方に対して有意な負の影響を及ぼすことが示された(保有確率: -0.134; 保有量: -0.003, いずれも有意水準1%)。一方, 所得水準が有意な正の影響を与えている(有意水準1%)。

これに対し, FEモデルの推定結果では, 所得変動および所得水準はいずれもリスク性金融資産保有の確率および保有量に対して有意な影響を与えていない。FEモデルの結果が他のモデルと異なる理由として, 以下のことが考えられる。第一に, 時間不変の個人固有効果(例: 生まれつきの能力, 性格, 価値観など)がリスク性金融資産の保有行動に大きく影響しており, これをFEモデルがコントロールしているため, 所得変動および所得水準の影響が相対的に小さくなる可能性がある。第二に, リスク性金融資産保有の確率および保有量の変動が小さい場合, 推定結果の代表性に問題が生じる可能性がある。実際, 本稿の分析対象サンプルにおいて, 2時点間でリスク性金融資産保有状況が変化した個人の割合はわずか7.6%にとどまっている。

図表8 RE/FEモデルによる推定結果

	(1) 保有の確率		(2) 保有量	
	Coef.	z	Coef.	z
(1) RE				
所得変動	-0.134 ***	-4.43	-0.003 **	-2.00
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.405 ***	4.13	0.005	1.33
高所得 t_1	1.104 ***	9.40	0.042 ***	8.41
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	14,295		12,327	
グループ数	9,625		9,308	
R-sq. Between	0.001		0.001	
Within	0.168		0.114	
Overall	0.151		0.106	
BP 検定: chibar2 (01)	1415.72		1155.88	
Prob>chibar2	0.0000		0.0000	

(2) FE				
所得変動	-0.003	-1.08	-0.002	-0.88
所得水準 (低所得 t <sub>1</sub> )				
中所得 t <sub>1</sub>	0.011	1.10	0.004	0.50
高所得 t <sub>1</sub>	0.022	1.59	0.001	0.11
コントロール変数	あり		あり	
サンプル数	14,295		12,327	
グループ数	9,625		9,308	
R-sq. Between	0.010		0.011	
Within	0.021		0.005	
Overall	0.015		0.007	
Hausman 検定 : chibar2	243.38		147.09	
Prob>chibar2	0.0000		0.0000	

(注) 1) \*\* $p < 0.05$ , \*\*\* $p < 0.01$ 。

2) 推定 1 (保有の確率): プロビット回帰モデル; 推定 2 (保有量): トービット回帰モデル。所得水準のラグ項 (t-1期) を使用。RE: ランダム効果モデル; FE: 固定効果モデル。BP 検定: Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test。

3) 所得変動は  $\log income_t - \log income_{t-1}$  によって算出した。低所得, 中所得, 高所得はそれぞれ所得水準第 1 三分位, 第 2 三分位, 第 3 三分位である。

4) コントロール変数は, 個人属性要因 (学歴, 年齢, 年齢の二乗, 性別, 漢民族, 党员, 都市戸籍, 健康, 既婚), 仕事要因 (職種, 業種, 国有部門), 地域 (東部, 中部, 西部), および年次ダミー変数を含む。これらの要因を分析したが, 表に掲載しなかった。

(出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

図表 9 比例スコアマッチング法による推定結果

	サンプル	Treated	Controls	差	標準誤差	t 値
(1) 所得変動						
(a) 1:1 近隣マッチング	マッチング前	0.737	0.852	-0.115	0.005	-22.16
	マッチング後 ATT	0.737	0.779	-0.042	0.008	-5.36
(b) 1:3 近隣マッチング	マッチング前	0.719	0.848	-0.130	0.006	-22.54
	マッチング後 ATT	0.719	0.771	-0.052	0.008	-6.37
(2) 所得水準						
(c) 1:1 近隣マッチング	マッチング前	0.570	0.221	0.349	0.009	37.22
	マッチング後 ATT	0.570	0.414	0.156	0.015	10.75
(b) 1:3 近隣マッチング	マッチング前	0.571	0.225	0.346	0.010	34.94
	マッチング後 ATT	0.571	0.419	0.152	0.014	10.78

(出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

次に, 傾向スコアマッチング法による分析結果について, リスク金融資産を保有する確率の平均処置効果 (Average Treatment Effect on the Treated: ATT) を図表 9 にまとめている。分析では, 1 対 1 近隣マッチング法 (1:1

nearest neighbor PSM) および 1 対 3 近隣マッチング法 (1:3 nearest neighbor PSM) の二つの手法を用いた。所得変動が大きいグループと小さいグループ (推定 1), および所得水準が高いグループと低いグループ (推定 2) をそ

それぞれ分析した。

いずれの推定においても、マッチング前の推定値はマッチング後の推定値より大きく、非ランダムな選択バイアスが存在することが示された。例えば、所得変動に関する1対1近隣マッチング法では、マッチング前の推定値が-0.115であったのに対し、マッチング後は-0.042に縮小した観察可能な要因(covariate)による非ランダムな選択バイアスが推定結果に大きな影響を与えていることが示された。

所得変動に関するATTはいずれも負の値である。所得変動が大きいほどリスク性金融資産保有の確率が低下することが示された。一方、所得水準に関するATTは正の値であり、所得水準が高いほどリスク性金融資産保有の確率が高くなることが確認された。これらの結果は、他の計量モデルを用いた推定結果と整合的であ

る。本稿の主な結論が再確認された。

### 6.4 グループ別推定結果

グループ間の異質性を考慮し、年齢層別および都市・農村別の分析を行った。これらの推定結果は、図表10(年齢別)、図表11(都市・農村別)にまとめている。分析には、プロビット回帰モデル(推定1:保有の確率)およびトービット回帰モデル(推定2:保有量)を用いた。

まず、年齢階層間には有意な差異がある。具体的に、(1)所得変動がリスク性金融資産保有の確率(推定1)および保有量(推定2)に与える影響は、20~29歳および30~39歳の若年層においては統計的に有意ではないが、40~60歳の中高年層においては有意な負の影響が存在すること確認された。これにより、所得変動がリスク性金融資産保有に及ぼすマイナスの影響は、

図表10 年齢階層別分析結果

	(1) 保有の確率			(2) 保有量		
	(a) 16-29歳	(b) 30-39歳	(c) 40-60歳	(d) 16-29歳	(e) 30-39歳	(f) 40-60歳
所得変動	-0.030 (-0.74)	-0.008 (-0.22)	-0.115 *** (-4.75)	-0.021 (-0.70)	0.005 (0.21)	-0.058 *** (-3.62)
所得水準(低所得 t <sub>1</sub> )						
中所得 t <sub>1</sub>	0.031 (0.24)	0.148 (1.26)	0.301 *** (4.05)	0.017 (0.17)	0.069 (0.91)	0.190 *** (3.86)
高所得 t <sub>1</sub>	0.445 *** (3.12)	0.520 *** (4.01)	0.836 *** (9.88)	0.298 *** (2.80)	0.234 *** (2.76)	0.491 *** (8.60)
コントロール変数	あり	あり	あり	あり	あり	あり
サンプル数	2,682	3,492	8,121	2,292	3,061	6,974
対数尤度	-548.305	-933.817	-1954.327	-533.253	-901.688	-1906.201
Pseudo R2	0.216	0.206	0.275	0.208	0.199	0.266

(注) 1) \*\*\*  $p < 0.01$ . z値は( )内に示す。  
 2) 推定1(保有の確率):プロビット回帰モデル;推定2(保有量):トービット回帰モデル。所得水準のラグ項(t-1期)を使用。  
 3) 所得変動は  $\ln \text{income}_t - \ln \text{income}_{t-1}$  によって算出した。低所得, 中所得, 高所得はそれぞれ所得水準第1三分位, 第2三分位, 第3三分位。  
 4) コントロール変数は, 個人属性要因(学歴, 性別, 漢民族, 党員, 都市戸籍, 健康, 既婚), 仕事要因(職種, 業種, 国有部門), 地域(東部, 中部, 西部), および年次ダミー変数を含む。これらの要因を分析したが, 表に掲載しなかった。  
 (出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

図表11 都市と農村別分析結果

	(1) 保有の確率		(2) 保有量	
	(a) 都市	(b) 農村	(c) 都市	(d) 農村
所得変動	-0.087 *** (-3.72)	-0.063 ** (-2.34)	-0.049 *** (-3.22)	-0.028 (-1.29)
所得水準 (低所得 t_1)				
中所得 t_1	0.356 *** (-4.83)	0.102 (-1.16)	0.197 *** (-4.15)	0.103 (-1.45)
高所得 t_1	0.818 *** (-10.07)	0.548 *** (-5.22)	0.441 *** (-8.33)	0.423 *** (-4.81)
コントロール変数	あり	あり	あり	あり
サンプル数	5,715	8,580	5,005	7,322
対数尤度	-2573.756	-880.858	-2547.466	-812.137
Pseudo R2	0.118	0.12	0.1	0.124

(注) 1) \*\*\*  $p < 0.01$ 。z 値は ( ) 内に示す。

2) 推定1 (保有): プロビット回帰モデル; 推定2 (割合): トービット回帰モデル。所得水準のラグ項 (t-1期) を使用。

3) 所得変動は  $\ln \text{income}_t - \ln \text{income}_{t-1}$  によって算出した。低所得, 中所得, 高所得はそれぞれ所得水準第1三分位, 第2三分位, 第3三分位。

4) コントロール変数は, 個人属性要因 (学歴, 年齢, 年齢の二乗, 漢民族, 性別, 党員, 健康, 既婚), 仕事要因 (職種, 業種, 国有部門), 地域 (東部, 中部, 西部), および年次ダミー変数を含む。これらの要因を分析したが, 表に掲載しなかった。

(出所) CFPS2010-2018のデータに基づき筆者計測。

中高年層の方が若年層よりも顕著であることが示された。(2)所得水準の影響については, 高所得ダミーの推定係数がすべての年齢層において正の値であり, また統計的に有意である。一方, 中所得ダミーの推定係数は40~60歳層で有意であるが, 20~29歳および30~39歳層では有意ではない。分析結果より, 所得水準がリスク性金融資産保有に与える正の影響は, 中高年層の方が若年層より大きいことが示された。

次に, 都市戸籍者と農村戸籍者間でも顕著な差異が存在する。具体的に, (1)保有量について, 所得変動の推定係数は都市戸籍者において統計的に有意であるのに対し, 農村戸籍者では有意ではない。所得変動がリスク性金融資産保有に与える影響が都市住民でより大きいことが示された。(2)保有の確率および保有量について, 高

所得ダミーの推定係数は, 都市・農村いずれにおいても有意な正の値となっている。中所得ダミーの推定係数は都市戸籍者において有意である一方, 農村戸籍者では統計的に有意ではない。農村戸籍者においては高所得層のみがリスク金融市場に参加することがうかがえる。

所得水準がリスク性金融資産保有に与える影響は, 都市戸籍者の方が農村戸籍者よりも大きいことが明らかとなった。その一因として, 都市と農村の間に存在する大きな所得格差が挙げられる。中国国家统计局のデータによれば, 分析期間中 (2010~2018年) において, 一人当たり可処分所得は都市住民が農村住民の約3倍であった。農村の中所得層は, 都市の低所得層とほぼ同程度の水準にとどまっている。低所得水準による流動性制約は, 農村住民がリスク金融

市場に参加する上での重要な障壁となっている可能性が高い。さらに、金融市場の発展水準が都市地域に比べて農村地域では依然として低いことも、もう一つの要因として考えられる。

## 7. 結論と政策示唆

本稿では、2010～2018年の中国家庭パネル調査（CFPS）データを用いて、固定効果モデル、ランダム効果モデル、ならびに傾向スコアマッチング法を適用し、個人間の異質性や非ランダムな選択バイアスといった問題に対応し、所得変動および所得水準が家計のポートフォリオ選択行動に及ぼす影響を実証的に分析した。

分析の結果、主に以下の知見が得られた。まず、所得変動が大きいほどリスク性金融資産保有の確率が低下し、保有量も減少することが明らかとなった。一方で、所得水準が高いほどリスク性金融資産保有の確率が高まり、保有量も増加する傾向が示された。頑健性の分析においても、これらの関係は一貫して確認された。次に、所得変動および所得水準が家計のリスク性金融資産保有に及ぼす影響は、個人属性グループによって異なる。具体的には、所得変動がリスク性金融資産保有に与える負の影響は、中高年層および都市戸籍者が若年層および農村戸籍者より大きい。

本稿の分析結果は、以下の政策的含意を示唆している。第一に、実証分析の結果から、所得変動は家計のリスク金融市場参加に対して負の影響を及ぼすことが明らかとなった。したがって、経済の安定化を図る政策は、家計の金融市場参加やリスク性金融資産（例えば株式）の保有拡大に寄与する可能性が高い。具体的には、マクロ金融政策・財政政策および社会保障政策

の推進により失業率の低減や恒常所得・一時所得の安定化が実現すれば、家計のリスク性金融資産保有が促進されることが期待される。リスク性金融資産保有の増加は金融市場の活性化に資するとともに、個人投資家の増加により企業の直接金融による資金調達が発達し、技術革新や経済発展の促進につながると考えられる。

第二に、分析結果によると、所得変動がリスク性金融資産保有に及ぼす影響は、属性グループによって異なる。また、個人間の異質性が家計のポートフォリオ選択行動に影響を与えている可能性が存在する。こうしたグループ間および個人間の異質性は金融市場の不安定化を招く要因となり得る。そのため、金融市場の安定を図るためには適切な規制のもとで市場の一定の管理・監督が必要である。2023年5月、中国政府は国家金融監督管理総局を設立し、国务院直属機関として銀行保険監督管理委員会の業務を引き継ぎ、証券業を除く金融業の監督・管理を一元化した。これにより、複数の監督機関による重複が解消され、監督効率の向上が期待されている。また、証券市場の安定化を目指し、株式市場における情報開示の充実や透明性向上を図る政策の推進も不可欠である。

第三に、所得水準の上昇はリスク性金融資産の保有を増加させる効果を持つことが明らかとなった。中国においては都市と農村間の所得格差が大きいいため、所得水準が家計のリスク性金融資産保有に与える影響も地域によって異なる。分析結果より、農村住民においては高所得層のみがリスク性金融資産を保有することが示された。したがって、農村戸籍住民の所得向上を目指す政策は、都市と農村間の所得格差是正のみならず、農村部における株式等リスク性金融資産の保有拡大にも寄与すると考えられる。

加えて、農村地域の金融市場発展に資する施策は、中国全体の金融証券市場の発展および都市と農村間の金融格差の是正に貢献し得る。

最後に、本稿の実証分析の限界について指摘しておきたい。まず、本稿では固定効果モデル、ランダム効果モデルおよび傾向スコアマッチング法を用い、個人間の異質性や非ランダム選択によるバイアスを対処したが、内生性の問題は依然として存在する可能性がある。ランダム化比較試験 (RCT)、回帰不連続デザイン (RDD) や機械学習などの準自然実験のような分析方法を用いる分析は今後の課題としたい。次に、恒常所得の変動と一時所得の変動が家計のポートフォリオ選択行動に与える影響は異なる可能性がある (Angerer and Lam 2009)。本稿では一時所得の変動 (二時点の変動) を分析したが、恒常所得の変動を考慮するさらなる分析が求められる。さらに、景気変動や政策変更の影響を踏まえた時期別の分析も重要な課題である。最後に、中国の体制移行経済における特有の要因を考慮し、本稿では党員資格や国有部門をコントロール変数として用いて分析を行ったが、党員・非党員や国有部門・非国有部門などの異なるグループによって、所得水準<sup>4</sup>、所得変動およびリスク性金融市場への参加行動が異なる可能性がある。これらのグループ別の差異を考慮するさらなる分析は、今後の研究課題としたい。

## 参 考 文 献

王爽・劉喜華 (2021) 「社会保険対家庭資産配置の影響研究—基於医養結合角度的実証研究」, 『長春理工大学学报 (社会科学版)』, 第3期, 118-124

頁 (中国語)。

- 馬欣欣 (2023) 「コロナショック, 中国社会保障とリスク金融資産の保有」, アジア資本市場研究会 (編) 『コロナ後のアジア金融資本市場』 第7章, 公益財団法人日本証券経済研究所, 216-248頁。
- Angerer, X., and Lam, P. S. (2009), "Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study," *The Journal of Finance*, Vol.64, No. 2, pp.1037-1055.
- Angrisani, M., Atella, V. and Brunetti, M. (2018), "Public Health Insurance and Household Portfolio Choices: Unravelling Financial "Side Effects" of Medicare," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 93, pp.198-212.
- Bai, C., Chi, W., Liu, T. X., Tang, C., and Xu, J. (2021), "Boosting Pension Enrollment and Household Consumption by Example: A Field Experiment on Information Provision," *Journal of Development Economics*, Vol.150, 02622.
- Blanchard, O. J. and Mankiw, N. G. (1988), "Consumption: Beyond Certainty Equivalence," *American Economic Review*, Vol.78, No.2, pp.173-77.
- Browning, M. and Lusardi, A. (1996), "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts," *Journal of Economic Literature*, Vol.34, No.4, pp.1797-1855.
- Chang, Y., Hong, J. H., Karabarounis, M., Wang, Y. and Zhang, T. (2022), "Income Volatility and Portfolio Choices," *Review of Economic Dynamics*, Vol.44, pp.65-90.
- Dreze, J. H. and Modigliani, F. (1972), "Consumption Decisions Under Uncertainty," *Journal of Economic Theory*, Vol.5, No.3, pp.308-335.
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol.86, No.6, pp.971-987.

4 Ma (2022b, 2024b) は、党員と非党員間、また国有部門と非国有部門間の賃金格差が存在することを示している。

- He, Z., Shi, X., Lu, X. and Li, F. (2019), "Home Equity and Household Portfolio Choice: Evidence from China," *International Review of Economics & Finance*, Vol.60, pp.149-164.
- Holden, S.T. and Tilahun, M. (2022), "Are Risk Preferences Explaining Gender Differences in Investment Behavior?" *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, Vol.101, Article101949.
- Iskhakov, F. and Keane, M. K. (2021), "Effects of Taxes and Safety Net Pensions on Life-cycle Labor Supply, Savings and Human Capital: The Case of Australia," *Journal of Econometrics*, Vol.223, No.2, pp.401-432.
- Iwasaki, I., Ma, X. and Mizobata, S. (2020), "Corporate Ownership and Managerial Turnover in China and Eastern Europe: A Comparative Meta-analysis," *Journal of Economics and Business*, Vol.111, 105928.
- Iwasaki, I., Ma, X. and Mizobata, S. (2022), "Ownership Structure and Firm Performance in Emerging Markets: A Comparative Meta-analysis of East European EU Member States, Russia and China," *Economic Systems*, Vol.46, No.2, 100945.
- Leland, H. E. (1968), "Savings and Uncertainty: The Precautionary Demand for Savings," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.82, No.3, pp.465-473.
- Lin, K., Lu, J., Zhang, J. and Zheng, Y. (2020), "State-owned Enterprises in China: A Review of 40 Years of Research and Practice," *China Journal of Accounting Research*, Vol.13, pp.31-55.
- Lyng, R.S. and Zhou, J. (2023), "Household Portfolio Choice Before and After a House Purchase," *Real Estate Economics*, Vol.51, pp.1376-1398.
- Ma, X. (2018), *Economic Transition and Labor Market Reform in China*. Palgrave Macmillan.
- Ma, X. (2022a), "Social Insurances and Risky Financial Market Participation: Evidence from China," *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol.58, No.10, pp.2957-2975.
- Ma, X. (2022b), "Political Background and Its Influences on Wage Gaps: Evidence from China," *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol.29, No.3, pp.995-1022.
- Ma, X. (2024a), *Labor Market Institutions in China*. Springer.
- Ma, X. (2024b), "Union Membership and the Wage Gap between Public and Private Sectors: Evidence from China," *Journal for Labour Market Research*, Vol.58, No.3, pp.1-25.
- Ma, X., Li, Y. and Iwasaki, I. (2024), "The Hukou System and Wage Gap between Urban and Rural Migrant Workers in China: A Meta-analysis," *Economics of Transition and Institutional Change*, Vol.32, 1105-1136.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B. (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, Vol.70, No.1, pp.41-55.
- Sandmo, A. (1970), "The Effect of Uncertainty on Savings Decisions," *The Review of Economic Studies*, Vol.37, No.3, pp.353-360.
- Seok, J. S. and Suh, D. (2019), "Uncertainty and Household Portfolio Choice: Evidence from South Korea," *Economic Letters*, Vol.180, pp.21-24.
- Wachter, J. A. and Yogo, M. (2010), "Why Do Household Portfolio Shares Rise in Wealth?" *The Review of Financial Studies*, Vol.23, No.11, pp.3929-3965.
- Zhou, Q., Basu, K. and Yuan, Y. (2017) "Does Health Insurance Coverage Influence Household Financial Portfolios? A Case Study in Urban China," *Frontiers of Economics in China*, Vol.12, No.1, pp.94-112.

(法政大学経済学部教授)