

# リスク金融資産に現れる地域特性について —全国消費実態調査の集計データから—



東洋学園大学現代経営学部教授 畔上 秀人

## ～要旨～

いわゆる「老後資金2,000万円問題」に続いて新型コロナウイルス感染症の流行による経済混乱が発生し、日本人の金融資産に対する考え方にも変化が生じている兆しがある。ただ、現預金を選好する傾向が諸外国よりも強いとはいえ、家計のポートフォリオは一様だったわけではない。都道府県レベルでみた場合でも、人口当たりの預貯金額が非常に高い地域があると同時に、株式が相対的に大都市圏で多く保有されるなど、地域による差異は恒常的に存在していた。小論では、1984年から2014年までの『全国消費実態調査』の都道府県集計データを用いて、家計のリスク金融資産の保有傾向を分析した。その結果、年間収入、回答勤労者世帯主に占める金融保険業従事者割合、ブラウス購入代金がリスク金融資産保有に対して正の影響を与えることがわかった。小論のパネルデータ分析では、従来いわれていた住宅資産の流動性とリスク資産保有との間に正の相関は観測されなかった。

## 1 はじめに

日銀が2021年3月17日に発表した2020年第4四半期の資金循環(速報)によれば、家計の金融資産は1,948兆円に達した。第3四半期に1,900兆円を超えた後もさらに拡大している。これは前年比2.9%の増加で、現預金の4.8%を筆頭に、その他を除いてすべての項目が増加している<sup>1)</sup>。株式等は198兆円と評価されて構成比では10%を超えたが、欧米と比較して低いことは従来と変わらず、アメリカ、ユーロエリアはそれぞれ32.5%、17.2%である<sup>2)</sup>。株式等に投資信託と債務証券を合わせても約276兆円で、構成比では約14.2%となり、ユーロエリアの株式等のみの比率よりも低いことになる。

こうした状況の下、2019年6月3日に発表された金融審議会の市場ワーキング・グループ報告書「高齢社会における資産形成・管理」は、いわゆる「老後資金2,000万円問題」を引き起こした。これを「問題」と捉える理由は、長期間公的年金保険料を負担しながら、さらに2,000万円もの貯蓄が必要とされることに対するもっともらしい不満に基づいていたと考えられる。一方、報告書17頁には、「…米国では75歳以上の高齢世帯の金融資産はここ20年ほどで3倍ほどに伸びている一方、わが国の同年代の高齢世帯の金融資産はほぼ横ばいで推移しており、対照的な動きとなっている」とあり、確かに見過ごせない状況といえる。

報告書の発表から半年強を経て、日本の家計も、ただ単に勤労所得の余剰を預貯金にしておけば安泰な生活を送れるわけではないと気づかされることになった。それはもちろん、新型コロナウイルス感染症の世界的な流行がもたらした経済活動縮小によるものである。近年の自然災害やこうした感染症流行を目の当たりにすると、金銭について語ることを避けながら、与えられた仕事を忠実にやり、節約に徹していても、最低限の生活が送れないリスクもあるのだと自覚せざるを得ない。貯めておくだけでなく、リスクに応じた保険の選定、そして資産運用も必要であり、それが自分自身を助けることにつながると考える人々が現れた気配がする。

外出自粛によりテレワークとなった人々の一部は、資産運用に関する情報を得るために費やす時間が得られたようである。2020年5月9日付日本経済新聞朝刊には、「FX取引量4割増、4月、在宅勤務の個人けん引」という見出しの下、在宅勤務の個人投資家が増えたことにより、外国為替証拠金取引（FX）の取引数量が増加した旨記されている。また、2020年10月1日付同紙朝刊には、「在宅勤務でデイトレードを始めた」、コロナ級の有事に備えてポートフォリオの

分散を図ったり、ウィズコロナの投資スタイルが広がっている」と記されている<sup>3)</sup>。

現時点で新型コロナウイルス感染症の流行から1年超を経過したばかりのため、このショックが家計の資産運用への関心を高めたと結論する研究報告はまだ見られない。しかし、積極的に株式市場に参加しているのは若年層であると報じる新聞もあり、日本の家計が一様に同じ行動を取っているわけではないことは予想できる<sup>4)</sup>。先述のとおり日本の家計の金融資産に占めるリスク金融資産の比率がかなり低いとはいえ、これまでの状況を地域別にみれば、多少の違いがあり、小論ではそこに着目する。

## 2 家計の金融資産選択と地域

### (1) 概況

家計の金融資産選択の状況が地域別にわかるものとして、金融広報中央委員会の『家計の金融行動に関する世論調査』がある。小論執筆時点で1963年以降のデータが公表されており、2007年以降は表1にある9地域の金融資産保有額とその内訳を平均値で知ることができる。ただし標本調査であるため、同じ地域でも年による変動がある。そこで、定期性預貯金、生命保

表1 家計の金融資産と地域（2007年～2019年）

地域	定期性預貯金	生命保険	株式
北海道	1	3	0
東北	0	5	0
関東	0	0	5
北陸	2	1	0
中部	2	0	3
近畿	0	0	5
中国	3	0	0
四国	5	1	0
九州	0	3	0

(注) 金融資産保有世帯の保有額に占める、定期性預貯金、生命保険（個人年金保険は含まない）、株式の各金額の割合について、2007年から2019年までの各年で9地域中1位になった年の数を集計した。

(出所) 「家計の金融行動に関する世論調査〔二人以上世帯調査〕（平成19年以降）」を用いて筆者が作成した。

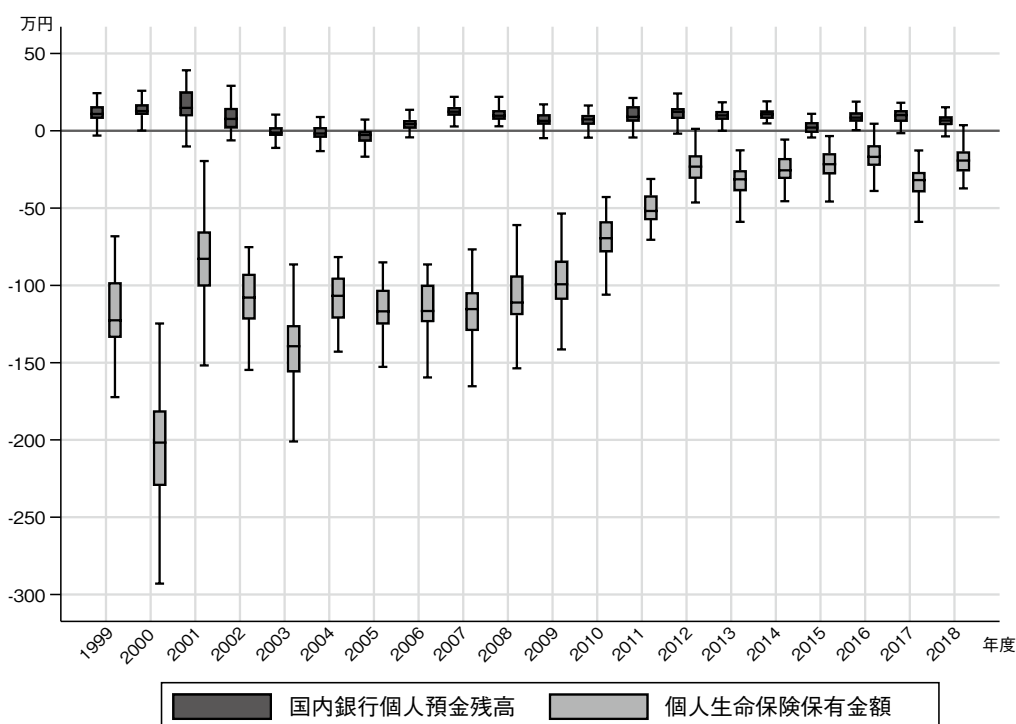
險、株式について、金融資産に占める割合を算出し、2007年から2019年までの各年で9地域中最大となった年の数を集計したものが、表1の第2列から第4列である。定期性預貯金では、2007年から2019年までの13か年中、5か年で四国地域が最大だったことがわかる。一方、株式については関東、中部、近畿の大都市圏を含む地域以外が第1位となったことはなく、既存研究と整合的な結果になっている。

## (2) 個人生命保険と預金

株式等有価証券の保有状況は、都道府県単位でも知ることは難しいが、生命保険については情報が得られる。1998年から2018年までの預

金と生命保険の都道府県ごとの変化を示したものが図1である。世帯当たり国内個人預金残高は、2003年度から2005年度の期間を除いて増加傾向であり、地域間のばらつきが最も大きかったのは2000年度から2001年度の期間だったことがわかる。反対に、個人生命保険保有金額は全期間ほとんどの地域で減少してきて、特に1999年度から2000年度の減少が目立つ。中央値で見れば2007年度以降減少幅は縮小し、地域間のばらつきも小さくなっている。個人生命保険保有金額自体がこの期間に減少を続けており、さらに世帯数も増加していることから、図1のようなグラフ形状になっている<sup>5)</sup>。

図1 世帯当たり金融資産（預金・保険）都道府県別対前年度変化額



(注) 都道府県別に、国内銀行個人預金残高及び個人生命保険保有金額を世帯数で除し、前年度との変化額をそれぞれ示した。なお、2008年度までは簡易保険及びかんぽ生命を除いた金額であるが、2009年度以降『生命保険事業概況』の個人生命保険保有金額にはかんぽ生命の金額を含んでいるため、『インシュアランス生命保険統計号』よりかんぽ生命の金額を引用し、それから控除した。また、図には外れ値（第三四分位数に四分位範囲の1.5倍を加えた値を超える値、及び第一四分位数から四分位範囲の1.5倍を引いた値を下回る値）を表示していない。

(出所) 世帯数と国内銀行個人預金残高は社会・人口統計体系の都道府県データから引用し、個人生命保険保有金額は生命保険協会の『生命保険事業概況』及び『インシュアランス生命保険統計号』各年版（株式会社保険研究所）より引用した。なお、世帯数は住民基本台帳の日本人世帯数である。

### (3) 関連研究

ここで、家計の資産構成が地域によって異なることに注目した研究をいくつか示しておく。村本（1998）は、独自の調査で首都圏、中京圏、北陸圏について、金融資産保有の地域別特色を明らかにするとともに、『貯蓄動向調査』から大都市、小都市、京浜大都市圏、京阪神大都市圏について、金融資産選択の地域性を抽出した。都市部と非都市部に分ければ、前者の家計は相対的に金融資産に占める株式等リスク金融資産の割合を高くしているといえる。

先に触れたように、株式等有価証券の保有傾向を地域別に示したデータが存在しない理由は、金融資産選択に関わる調査を全国規模で詳細に行うことが難しいからである。小規模、すなわち標本数が少なければ分類する地域単位は大きくせざるを得ない。逆に、標本のプロフィールが詳細なために用いられる頻度の多い『日経RADAR』は、調査対象が首都圏に限られている<sup>6)</sup>。

一方、総務省が5年ごとに行っている『全国消費実態調査』は、都道府県以下のレベルでも比較的詳細な情報が得られるものである<sup>7)</sup>。上山（2013）はその都道府県集計データと住宅に関するデータとを用いて、中古住宅市場の流動性と家計のリスク金融資産保有との関係性を分析した。前提となるのが、表1にも表れているように、大都市圏で株式等の保有傾向が高いという事実である。上山（2013）は理論分析により住宅資産の流動性の低さがリスク金融資産の保有を抑制するという仮説を導き、実証分析によってそれが支持されることを示した。同様な研究は他にも徳田・齋藤（2014）等があり、彼等は日本の家計のリスク金融資産投資割合が他の先進国に比して低い要因を、住宅を所有する割合で説明できることを示した<sup>8)</sup>。すなわち、日本では戸建て借家の供給が少なく、また中古住宅の流動

性も低いと、若年期に住宅を所有すると、ある程度高い年齢に達するまではリスク金融資産に投資する余裕を持ってなくなってしまうということである。また祝迫他（2014）は、『日経RADAR』から抽出したデータを逐次クロスセクションとして扱い、「不動産保有に伴い生じる流動性制約が、家計の株式保有を抑制するとの仮説」が支持されることを示した。

とはいえ、中古住宅市場の流動性を、自ら居住・生活する住宅の売りやすさと単純に解釈した場合、それとリスク金融資産保有動機とが直接関係するののかという疑問は残る。流動性の高い都市部で株式等のリスク金融資産保有傾向が高いといっても、株価が下がったときに自宅を安いものに買い替える覚悟をしている家計がいるとは考えにくい。当然、保有資産が100万円減価したからといって、土地や建物をちょうど100万円分切り売りすることは難しい。そこで小論では、中古住宅市場の流動性と家計のリスク金融資産保有動機との間の関係性を否定しないが、今一度他の要因を探ることとする<sup>9)</sup>。

## 3 『全国消費実態調査』集計データを用いた分析

### (1) 分析の概要

家計の資産構成を決める要因や、日本の家計が危険資産保有割合を低くしている要因を検証する調査・研究は数多く行われている。しかし、十分な長さの期間で大規模に行われている調査は存在しないため、パネルデータを用いた研究は少ない。先述の山下（2013）も2か年についてのクロスセクション分析である。一方、徳田・齋藤（2014）はOECD加盟国を個体とするクロス・カンツリーのパネルデータを用いている。これは、一国の家計がみな同じ行動を取っているとの仮定になるが、家計単位での長期継続調



査は難しいため、何らかの単位による集計を行い、逐次クロスセクションとして扱うことが次善策となる。

本節では、1984年から2014年までに行われた7回分の『全国消費実態調査』の都道府県集計データを逐次クロスセクションとして用い、リスク金融資産保有に対して家計のプロファイルが影響することを検証する。

## (2) データ

『全国消費実態調査』では、「株式・株式投資

信託」、「債券・公社債投資信託」、「貸付信託・金銭信託」を「有価証券」としている。山下(2013)では「有価証券」をリスク金融資産としており、小論ではそれを「証券A」と区分する。やはり「債券・公社債投資信託」は相対的に安全性が高いため、小論ではそれを除いた「株式・株式投資信託」と「貸付信託・金銭信託」の合計を「証券B」、そして「株式・株式投資信託」を「証券C」と区分し、被説明変数とする。これらと主な説明変数の記述統計量は表2のとおりである<sup>10)</sup>。

表2から証券Aの変動係数を求めると0.60と

表2 記述統計量

主な変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
証券A (万円)	101.8	61.4	14.7	493.8
証券B (万円)	78.8	52.8	8.4	439.3
証券C (万円)	58.2	40.3	4.2	368.1
年間収入 (万円)	694.0	105.0	385.0	921.5
中古住宅流通比率 (%)	9.3	4.5	2.6	27.5
持家比率 (%)	74.9	9.1	44.9	93.6
住宅・土地のための負債 (万円)	434.0	165.6	135.8	904.7
生命保険等 (万円)	288.1	99.7	40.8	523.7
世帯主年齢 (歳)	45.7	2.3	39.1	50.9
エンゲル係数 (%)	25.2	2.5	20.5	32.9
ブラウス代 (円)	381.5	219.8	56.0	887.0
勤労者世帯主数 (人)	1,541.8	1,617.8	232.0	10,256.0
金融保険業世帯主数 (人)	61.2	88.1	3.0	771.0
同居率 (%)	17.7	7.7	3.6	41.3

(注1) 1984年から2014年までに行われた7回分の『全国消費実態調査』の都道府県集計データを用いているため、いずれの変数も329個の値がある。

(注2) 本文の記述のとおり、証券Aは「株式・株式投資信託」、「債券・公社債投資信託」、「貸付信託・金銭信託」の合計、証券Bは「株式・株式投資信託」と「貸付信託・金銭信託」の合計、そして証券Cは「株式・株式投資信託」に該当する。

(注3) 中古住宅流通比率は『住宅・土地統計調査』と『全国消費実態調査』から算出しているが、これらは同じく5年間隔で行われ、後者は前者よりも1年先立っている。そこで、2004、2009、2014年の値はそれぞれ2003、2008、2013年調査結果を用いた値である。しかし、1998年以前の調査結果には新築住宅に関する情報が記載されていないため、新築住宅購入数は毎年の値が得られる『建築着工統計調査』から引用した。これにより、1984年は1971年から1980年まで10年間の合計より算出した値、1989年は1991年の値となっている。1994年と1999年は、それぞれ平成10年と平成15年の『住宅・土地統計調査』結果表に中古住宅の取得数が記載されているため、当該時点の値である。

(注4) エンゲル係数は、『全国消費実態調査』の「消費支出」に占める「食料」に対する支出の割合である。

(注5) ブラウス代は1月当たりの購入金額である。

(注6) 同居率は『国勢調査』から算出しており、これも5年ごとに行われるため、1984年の「同居率」の値は1985年調査のものとし、以降の年も同様である。

(出所) 「中古住宅流通比率」は、新設住宅戸数と中古住宅購入戸数の合計に占める中古住宅購入戸数の割合で、新設住宅戸数は『建築着工統計調査』(国土交通省)、中古住宅購入戸数は『住宅・土地統計調査』(総務省)より引用した。「同居率」は、核家族と単身世帯を除いた世帯が総世帯に占める割合で、『国勢調査』(総務省)による。これら以外は『全国消費実態調査』の二人以上勤労者世帯のデータである。

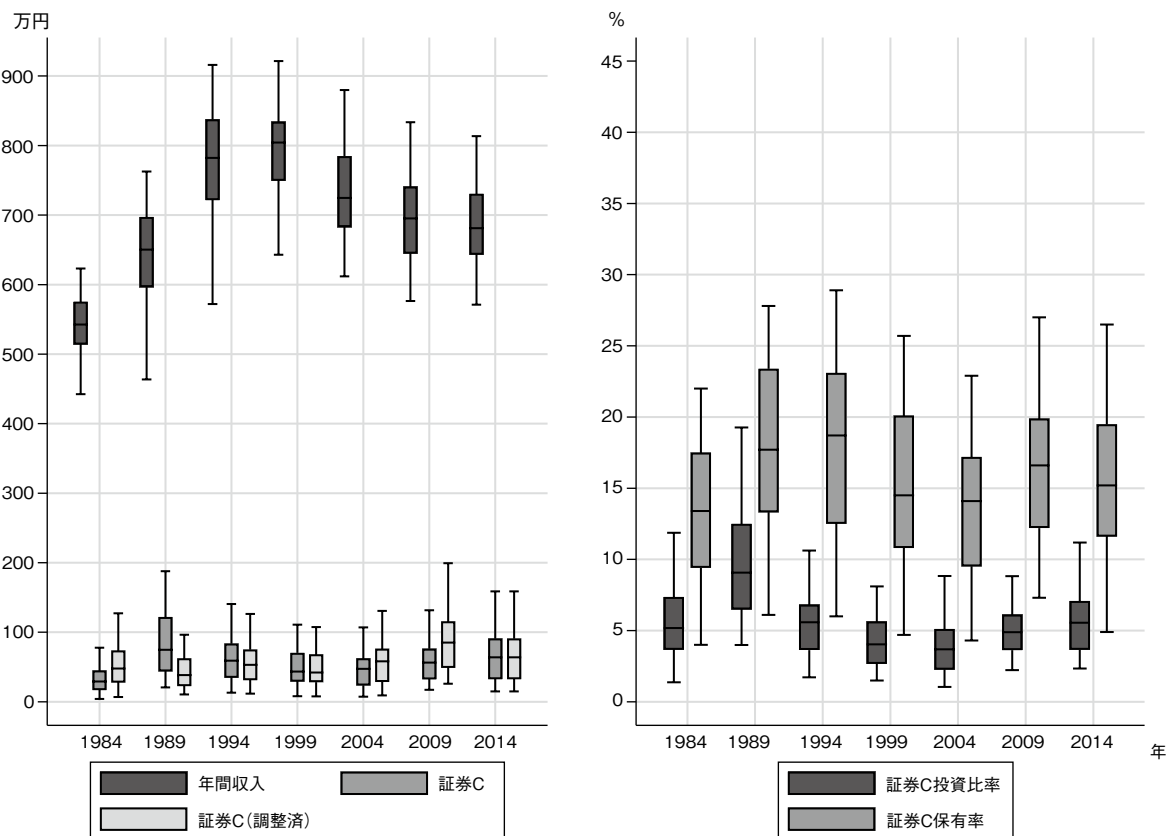
なり、年間収入の0.15よりも当然大きい。一方、証券Bと証券Cは、それぞれ0.67、0.69であり、資産価格の変動が大きなものほど保有する額のばらつきも大きくなっている。これを視覚的に表現したものが図2である。左のパネルを見ると、『全国消費実態調査』の回答世帯は年間収入が比較的高いようである。ただ表2のとおり世帯主年齢は最大値で50.9歳なので、日本ではまだ株式等の保有額が大きくなる年齢ではない。そのため右のパネルでは、1989年を除いて証券Cの投資比率がほとんどの地域で10%を下回っている。それでも収入との比較でみると、年間収入が1999年をピークに減少しているのに対して、証券Cの保有額及び投資比率は微増してい

る。証券Cの保有額については、表2のとおり全体の平均値が58.2万円である。なお、左のパネルでは株式市場全体の市況の影響を除去するために2014年の株価（TOPIX）を基準として各年の株価の割合を求め、その値で保有額を除いた調整値も示している。これによればバブル後の底は1999年だったことがわかる。

### (3) 推定

以上を踏まえて、家計のリスク金融資産保有に影響を与える要因を、表2の変数を用いて検証する。ただし、紙幅の制限もあるため理論分析は行わず、既存研究にて採用された変数を援

図2 株式等推移



(注) 「証券C(調整済)」は、2014年の年初と年末のTOPIX平均値を基準として、各年の値をデフレートした。「証券C投資比率」は貯蓄現在高に占める割合で、「証券C保有率」は回答世帯数に占める証券Cを保有する世帯数の割合である。なお、外れ値は表示していない。  
(出所) 『全国消費実態調査』(総務省)1984年~2014年、『TOPIXの過去の推移(終値ベース)』(日本証券取引所グループ)

用する。具体的な被説明変数は、まず証券 A、証券 B、証券 C が『全国消費実態調査』の貯蓄現在高にそれぞれ占める割合で、これを投資比率とする。そしてこれらを保有する回答世帯の割合として、それぞれの保有率も対象とする。ただし、「株式・株式投資信託」と「貸付信託・金銭信託」の組合せでの保有率は集計表にないため、証券 B は除外する。さらに証券 A は単位根検定によって定常性が疑われたため、保有率については証券 C のみ推定する。最後にそれぞれの金額（対数値）についても推定した。推定は二元配置の固定効果モデルを用い、ラグ項を含めないものをモデル 1、含めたものをモデル 2 とした。

先述のとおり説明変数は既存研究を参考に選定しているが、独自に 3 つの変数を加えている。

まず、Browning and Meghir (1991) が夫婦それぞれの労働時間と消費の仕方に関連性があることを示したように、個人ではなく家計を単位とした場合にはその構成員のプロファイルを考慮する必要がある。『全国消費実態調査』回答世帯の世帯主の大半は男性であるため、小論では女性家族の労働状況を表す代理変数としてブラウス代を取り上げた<sup>11)</sup>。そして、リスク金融資産についての情報に触れる機会が多い金融保険業従事者の影響をコントロールするため、回答者世帯主数に占める当該従業者の割合を説明変数に加えている<sup>12)</sup>。また、拙論 (2021) で試みた同居する親からの影響をコントロールするため、主に成人した者がその親と同居する割合として同居率を投入した。推定結果は表 3 から表 9 で示される。

表 3 証券 A (投資比率)

変数	モデル 1			モデル 2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1 期ラグ				0.134	0.057	**
年間収入	0.113	0.061	*	0.103	0.048	**
住宅流動性	-0.346	0.095	***	-0.160	0.062	**
持家比率	-0.137	0.054	**	-0.115	0.047	**
住宅土地負債	0.049	0.058		0.065	0.055	
生命保険	-0.217	0.072	***	-0.232	0.075	***
世帯主年齢	0.063	0.131		0.170	0.111	
エンゲル係数	-0.358	0.247		-0.450	0.252	*
ブラウス代	23.313	6.954	***	25.407	8.299	***
金融保険業割合	0.266	0.169		0.401	0.203	*
同居率	-0.332	0.182	*	-0.423	0.176	**
1989 年ダミー	-0.003	0.013				
1994 年ダミー	-0.099	0.027	***	-0.103	0.013	***
1999 年ダミー	-0.116	0.034	***	-0.117	0.021	***
2004 年ダミー	-0.104	0.037	***	-0.110	0.026	***
2009 年ダミー	-0.089	0.039	**	-0.099	0.029	***
2014 年ダミー	-0.096	0.042	**	-0.113	0.030	***
定数項	-0.793	0.730		-1.143	0.575	*
決定係数	0.836			0.852		

(注 1) \*\*、\* は、それぞれ 1%、5%、10% の統計的有意水準を表す。また、標準誤差は不均一分散頑健標準誤差で、決定係数はクロスセクション方向の値である。

(注 2) 年間収入は千円単位、世帯主年齢は歳単位を対数変換したものである。住宅流動性、持家比率、エンゲル係数、金融保険業割合、同居率の単位は小数である。住宅土地負債は負債全体に占める割合、生命保険は貯蓄残高に占める割合、ブラウス代は消費支出に占める割合で、いずれも単位は小数である。

表 4 証券 B (投資比率)

変数	モデル 1			モデル 2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1 期ラグ				0.106	0.076	
年間収入	0.100	0.055	*	0.098	0.047	**
住宅流動性	-0.274	0.085	***	-0.139	0.064	**
持家比率	-0.131	0.046	***	-0.119	0.047	**
住宅土地負債	0.034	0.057		0.054	0.052	
生命保険	-0.176	0.063	***	-0.208	0.069	***
世帯主年齢	0.098	0.102		0.183	0.090	**
エンゲル係数	-0.281	0.204		-0.343	0.212	
ブラウス代	23.017	6.064	***	23.970	6.964	***
金融保険業割合	0.295	0.142	**	0.417	0.175	**
同居率	-0.347	0.153	**	-0.446	0.180	**
1989 年ダミー	0.003	0.011				
1994 年ダミー	-0.076	0.023	***	-0.085	0.012	***
1999 年ダミー	-0.092	0.027	***	-0.102	0.019	***
2004 年ダミー	-0.087	0.028	***	-0.101	0.022	***
2009 年ダミー	-0.081	0.029	***	-0.098	0.026	***
2014 年ダミー	-0.080	0.032	**	-0.103	0.027	***
定数項	-0.878	0.593		-1.189	0.468	**
決定係数	0.814			0.832		

(注 1) 表 3 と同じ。

(注 2) 表 3 と同じ。

表 5 証券 C (投資比率)

変数	モデル 1			モデル 2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1 期ラグ				-0.124	0.110	
年間収入	0.030	0.030		0.057	0.039	
住宅流動性	-0.086	0.046	*	-0.107	0.052	**
持家比率	-0.036	0.032		-0.068	0.047	
住宅土地負債	0.029	0.041		0.026	0.044	
生命保険	-0.191	0.057	***	-0.213	0.065	***
世帯主年齢	0.093	0.084		0.092	0.083	
エンゲル係数	-0.415	0.156	**	-0.421	0.222	*
ブラウス代	16.480	4.789	***	19.672	5.354	***
金融保険業割合	0.287	0.120	**	0.370	0.151	**
同居率	-0.121	0.097		-0.240	0.156	
1989 年ダミー	0.036	0.007	***			
1994 年ダミー	-0.016	0.015		-0.051	0.009	***
1999 年ダミー	-0.020	0.018		-0.060	0.015	***
2004 年ダミー	-0.021	0.019		-0.060	0.017	***
2009 年ダミー	-0.015	0.021		-0.056	0.020	***
2014 年ダミー	-0.009	0.022		-0.050	0.021	**
定数項	-0.400	0.431		-0.539	0.441	
決定係数	0.668			0.725		

(注 1) 表 3 と同じ。

(注 2) 表 3 と同じ。



表6 証券C (保有率)

変数	モデル1			モデル2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1期ラグ				0.049	0.065	
年間収入	0.149	0.036	***	0.152	0.044	***
住宅流動性	-0.065	0.071		-0.100	0.078	
持家比率	-0.006	0.046		-0.028	0.054	
住宅土地負債	-0.053	0.037		-0.041	0.037	
生命保険	-0.016	0.043		-0.040	0.052	
世帯主年齢	-0.065	0.081		-0.076	0.080	
エンゲル係数	-0.203	0.139		-0.268	0.207	
ブラウス代	12.913	5.707	**	13.830	6.479	**
金融保険業割合	0.420	0.128	***	0.373	0.144	**
同居率	0.050	0.117		0.079	0.118	
1989年ダミー	0.011	0.006	*			
1994年ダミー	-0.009	0.013		-0.022	0.010	**
1999年ダミー	-0.026	0.017		-0.038	0.016	**
2004年ダミー	-0.024	0.019		-0.035	0.018	*
2009年ダミー	0.016	0.020		0.005	0.020	
2014年ダミー	0.016	0.023		0.005	0.023	
定数項	-0.854	0.377	**	-0.786	0.383	**
決定係数	0.668			0.725		

(注1) 表3と同じ。

(注2) 住宅土地負債、生命保険は保有率で、単位はどちらも小数である。それ以外は表3と同じである。

表7 証券A (金額)

変数	モデル1			モデル2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1期ラグ				-0.072	0.055	
年間収入	1.012	0.351	***	0.900	0.404	**
住宅流動性	-2.276	0.830	***	-1.866	0.918	**
持家比率	-0.741	0.460		-0.855	0.582	
住宅土地負債	-0.092	0.149		-0.042	0.142	
生命保険	0.285	0.157	*	0.331	0.193	*
世帯主年齢	1.043	0.946		1.572	0.891	*
エンゲル係数	-2.041	2.003		-2.653	3.050	
ブラウス代	0.113	0.053	**	0.138	0.057	**
金融保険業割合	3.522	1.474	**	4.181	1.490	***
同居率	-0.393	0.964		-0.616	1.094	
1989年ダミー	0.126	0.117				
1994年ダミー	-0.505	0.200	**	-0.640	0.094	***
1999年ダミー	-0.773	0.243	***	-0.959	0.141	***
2004年ダミー	-0.648	0.265	**	-0.889	0.200	***
2009年ダミー	-0.282	0.268		-0.530	0.224	**
2014年ダミー	-0.363	0.284		-0.601	0.232	**
定数項	-6.740	4.516		-7.807	4.247	*
決定係数	0.599			0.637		

(注1) 表3と同じ。

(注2) 住宅土地負債と生命保険は千円単位、ブラウス代は円単位で、それぞれ対数変換した値である。それ以外は表3と同じである。

表8 証券B (金額)

変数	モデル1			モデル2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1期ラグ				-0.056	0.067	
年間収入	0.923	0.419	**	0.787	0.511	
住宅流動性	-2.403	0.909	**	-1.883	1.000	*
持家比率	-0.594	0.536		-0.668	0.710	
住宅土地負債	-0.113	0.175		-0.067	0.174	
生命保険	0.185	0.183		0.223	0.219	
世帯主年齢	1.241	1.093		1.897	1.253	
エンゲル係数	-2.813	2.174		-3.860	3.358	
ブラウス代	0.092	0.062		0.106	0.059	*
金融保険業割合	3.678	1.760	**	4.039	1.691	**
同居率	-1.537	1.143		-1.808	1.203	
1989年ダミー	0.263	0.127	**			
1994年ダミー	-0.329	0.223		-0.612	0.123	***
1999年ダミー	-0.672	0.273	**	-1.018	0.182	***
2004年ダミー	-0.733	0.314	**	-1.153	0.266	***
2009年ダミー	-0.440	0.324		-0.887	0.300	***
2014年ダミー	-0.393	0.334		-0.837	0.309	***
定数項	-5.637	4.944		-6.694	5.051	
決定係数	0.614			0.645		

(注1) 表3と同じ。

(注2) 表7と同じ。

表9 証券C (金額)

変数	モデル1			モデル2		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
1期ラグ				0.031	0.075	
年間収入	1.271	0.426	***	0.868	0.535	
住宅流動性	-2.188	0.888	**	-2.215	1.014	**
持家比率	-0.006	0.595		-0.289	0.776	
住宅土地負債	-0.169	0.189		-0.075	0.190	
生命保険	0.049	0.208		0.035	0.222	
世帯主年齢	1.042	1.308		1.955	1.352	
エンゲル係数	-4.460	2.387	*	-5.027	3.499	
ブラウス代	0.160	0.064	**	0.219	0.068	***
金融保険業割合	4.095	1.939	**	4.664	1.938	**
同居率	-0.343	1.344		-0.904	1.214	
1989年ダミー	0.662	0.113	***			
1994年ダミー	0.025	0.216		-0.664	0.122	***
1999年ダミー	-0.080	0.271		-0.773	0.181	***
2004年ダミー	0.016	0.309		-0.709	0.261	***
2009年ダミー	0.392	0.326		-0.361	0.288	
2014年ダミー	0.530	0.336		-0.263	0.291	
定数項	-7.949	5.823		-7.925	5.353	
決定係数	0.647			0.488		

(注1) 表3と同じ。

(注2) 表7と同じ。

#### (4) 考察

各モデルの推定結果を通して、一部有意でないものもあるが年間収入の係数は正となっている。一方、中古住宅市場の流動性で定義した住宅流動性の係数は証券Cの保有比率の推定を除いてすべて有意に負となり、上山(2013)の結論と逆になった。この違いは、同研究がクロスセクション分析であるのに対して、小論では時系列方向の変化も加えているところに要因がある。すなわち、パネルデータではなく各年のクロスセクションで推定すると、住宅流動性の係数はどの年も有意に正となるのである。この結果は、ある地域で中古住宅の流動性が高まったとしても、その地域の居住者がリスク金融資産への投資を増やさない可能性があると解釈できる。

続いて、生命保険等残高がリスク回避度を表す指標と捉えれば、その係数は負になるはずである。しかし、『全国消費実態調査』において生命保険等は貯蓄の一種としての位置づけである。そのため、所得が増加(減少)したときにリスク金融資産と生命保険とを両方増やす(減らす)ことはあり得る。よって、生命保険の係数が各推定を通じて一定でないとしても、直ちにモデルの構造に問題があるとはいえない。

筆者が独自に投入した3つの説明変数のうち、ブラウス代と金融保険業割合の係数はほとんどのモデルで有意に正となった。リスク金融資産が日本においては普及していないという現状から、金融保険業従事者はそれ以外の大多数に比べて特別な情報を有しているとみなさなければならぬ。したがって、金融保険業割合はサンプルの偏りをコントロールするために投入しており、実際にその目的は達成された結果となった。一方、ブラウスは主に女性が仕事の際に着用する衣服なので、ブラウス代と年間収入との

間の相関が疑われるかもしれないが、多重共線性が問題を生じさせる水準でないことは確認している。

そこで、リスク金融資産とブラウス代との関係を解釈してみる。収入が得られる労働をする者が世帯に複数いれば、それぞれの収入ごとに用途を決めるかもしれない。例えば、補完的な収入に関しては貯蓄や運用に向けたことである。もし稼得者が一人で、支出の配分もその者が決定するとしたら、複数の家族構成員で議論する場合よりも少ない情報の下で意思決定することになる。簡単に言ってしまうと、世帯年収が同じであっても、そのうち女性配偶者が一定の割合を稼得しているために資産運用の議論に参加するならば、男性配偶者が単独で意思決定する場合よりも、情報量が増えて効率的なポートフォリオになり得るということである。

#### 4 おわりに

日本の家計のリスク金融資産保有割合が他の先進諸国に比べて小さいという事実に対して、様々な研究が行われている。日本の家計のリスク選好が他国の家計と同様だとしても、住宅資産の流動性が低いために最適な資産構成になっていないとすれば、借家制度の変更などが「貯蓄から投資へ」という目標に貢献するかもしれない。しかし、小論の分析では、リスク金融資産の保有と中古住宅市場の流動性との間に正の相関は見られなかった。クロスセクション分析では両者に正の相関があるとしても、中古住宅市場がより流動的になるだけではリスク金融資産への投資が高まらないかもしれない。

他の可能性として、女性の労働市場への参加が見出された。Antman(2014)が主張するように、配偶者が有業である場合には重要な意思決定における発言力が強くなるという傾向が当て

はまるなら、情報量の増大が金融資産選択の効率性を向上させる可能性がある。

最後に、『家計構造調査』結果の公表が延期されたために小論では2014年までのデータしか反映できなかった。近く公表されるデータを用いて、さらに検証を行いたい。

#### 【注】

- 1) 第3四半期末では、株式等だけが前年比マイナスだった。2019年9月末日から2020年9月末日までの間、TOPIXと日経平均株価は終値ベースで、それぞれ2.4%、10.4%上昇したが、家計が保有する株式等の残高は逆に1.8%減少していた。
- 2) 日本銀行調査統計局「資金循環の日米欧比較」(2020年8月21日)の「図表2 家計の金融資産構成」に基づく。
- 3) 2020年10月1日付日本経済新聞朝刊17頁、「隣のインベスター第5部コロナ新常态<sup>④</sup>」による。
- 4) 2021年2月17日付日本経済新聞朝刊20頁、「スクランブル」には、「若年層はデジタルトランスフォーメーション(DX)などのテーマ株を積極的に購入する一方、高齢層は株高で含み損が縮小してきた重厚長大銘柄の保有株を売却し、市場から撤退する動きをみせる」とある。
- 5) 図1には外れ値を表示していない。国内銀行個人預金残高の外れ値は東京都などで、図の上方に多く、個人生命保険残高は稀に下方に見られる程度である。
- 6) 北村・内野(2011)は、『日経RADAR』のデータを逐次クロスセクションとして用い、東京都区部、多摩地域、埼玉、神奈川、茨城という単位で地域による相違を考慮している。
- 7) 『全国消費実態調査』は2019年調査から内容が変更され、名称も『全国家計構造調査』となった。当初は2020年11月に結果が公表される予定であり、小論でもそのデータを活用するつもりだった

が、公表が延期された。

- 8) 海外ではHenderson and Ioannides(1983)やBrueckner(1997)などが初期の研究である。
- 9) リスク金融資産が上級財として捉えられ、中古住宅市場の流動性が高ければ、不動産価格の上昇は資産効果をもたらし、リスク金融資産の保有を高めるという可能性は考えられる。
- 10) 小論では、例えば「株式・株式投資信託」という1つの変数についても金額、金融資産に占める割合、回答世帯に占める保有世帯の割合というように、複数の評価指標を考慮している。表2には金額についての記述統計量のみ記載しているため、「主な」記述統計量と表現した。
- 11) 筆者はKlapper et al.(2013)に倣い、拙論(2021)において貯蓄性生命保険の保有額と金融・経済リテラシーの代理変数としての新聞支出が正の関係にあることを示した。そこで当初は新聞支出や書籍支出を説明変数に加えて推定したが、リスク金融資産に対しては有意な影響が検出されなかった。
- 12) 『全国消費実態調査』には勤労者世帯以外を含めた全世帯でも集計されているが、世帯主の職業区分が不明な年があるため、小論では二人以上勤労者世帯のデータを採用している。

#### 【参考文献】

- 畔上秀人(2021)「生活者のリスク認知とリテラシー—近代保険会社誕生から140年を迎えて—」『保険学雑誌』第652号、pp.51-73
- 祝迫得夫・小野有人・齋藤周・徳田秀信(2014)「日本の家計のポートフォリオ選択：居住用不動産が株式保有に及ぼす影響」『HIT-REFINED Working Paper』No. 17 pp. 1-37
- 上山仁恵(2013)「家計の資産選択の地域分析—なぜ都市住民は地方に比べてリスクが取れるのか?—」『名古屋学院大学論集』社会科学篇、第49巻

- 第4号、pp.67-83
- 北村行伸・内野泰助（2011）「家計の資産選択行動における学歴効果—逐次クロスセクションデータによる実証分析—」『金融経済研究』第33号、pp. 24-45
- 徳田秀信・齋藤周（2014）「住宅保有に伴うリスク資産投資の抑制効果と制度的背景～OECD諸国のパネルデータに基づく実証分析～」『みずほ総研論集』2014年Ⅱ号、pp. 1-30
- 村本孜（1998）「金融資産保有の特性と金融資産選択の変化」『日本人の金融資産選択』村本孜（編）、pp. 11-49、東洋経済新報社
- Antman, Francisca M. 2014 “Spousal employment and intra-household bargaining power”, *Applied Economics Letters*, 21 (8) , pp. 560-563.
- Browning, Martin, and Costas Meghir 1991 “The effects of male and female labor supply on commodity demands”, *Econometrica* 59, July, pp. 925-51.
- Brueckner, Jan K. 1997 “Consumption and the portfolio choices of homeowners”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15 (2) , pp. 159-180.
- Henderson, J. V. and Ioannides Y. M. 1983 “A model of housing tenure choice”, *American Economic Review*, 73 (1) , pp. 98-113.
- Klapper, Leora, Annamaria Lusardi, and Georgios A. Panos 2013 “Financial literacy and its consequences : Evidence from Russia during the financial crisis”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.37, pp.3904-3923

---

あぜがみ ひでと

1993年東北大学経済学部卒業。1998年同大学院経済学研究科博士課程修了。1997年関東学園大学経済学部助手。同大学経済学部教授、2011年京都学園大学経済学部教授を経て、2016年より現職。また、2020年よりCFP®認定者。

【主要論文】

「生活者のリスク認知とリテラシー—近代保険会社誕生から140年を迎えて—」『保険学雑誌』第652号、2021年

「生命保険会社の地銀を通じた販売について—上位株主であることは影響しているのか?—」『金融構造研究』第41号、2019年

“Do the over-the-counter sales at banks expand the individual annuity market in Japan?” *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*, 9 (1) , 2015

---