

# 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<sup>†</sup> —

祝迫得夫・小野有人・齋藤周・徳田秀信

本稿の目的は、2000年代における日本の家計のポートフォリオ選択について、とくに居住用不動産と株式保有との関係に着目して記述的に分析することである。利用したデータは、ミクロレベルの逐次クロスセクションデータ(金融RADAR)である。主なファインディングは以下の通りである。第一に、家計が保有する居住用不動産額、住宅ローンをもつ世帯の割合が、ともに2000年代を通じて減少する一方、株式を保有している世帯の割合は2000年代半ばに上昇し、その後高止まりしている。第二に、居住用不動産の総資産に対する比率が高い家計は、株式を保有する確率が低く、こうした関係性は住宅ローンのある世帯において強い。これは、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と整合的である。第三に、分析サンプルを株式保有世帯だけに限定した場合、居住用不動産/総資産比率は、株式の金融資産全体に占めるシェアと正の相関関係がある。これは、不動産と株式の投資リターンとの相関が小さいためリスク分散効果が働き、両者は補完的關係にあるとの仮説と整合的である。

JEL Classification Codes: D14, G11, R21

## 1. はじめに

1990年代以降の日本の株式市場を巡る議論の中で、長期にわたる株価低迷の要因の一つとして、我が国の家計の株式保有割合が低いことがしばしば指摘されてきた。その問題の裏返しとして、日本の不動産価格が平均的な所得水準に比べて高く、家計の資産形成のかなりの部分が不動産/持ち家に集中していることが指摘され、そのことが、個人が金融資産市場でのリスク資産投資に慎重である理由なのではないかなどの指摘もなされてきた(Iwaisako 2009; 祝迫 2012; 徳田・齋藤 2014 など)。

一方で、家計の金融ポートフォリオ選択について、特にリスク資産としての株式のシェアに焦点をあてる形で先進国各国のデータを用いた分析が蓄積されてきており、そこでは以下のような点が定型化された事実として認識されている。第一に、家計の金融資産に占める株式のシェアは、理論的には年齢に関係なく一定であるか、年齢とともに減少するはずである(Bodie, Merton, and Samuelson 1992; Campbell and

Viceira 2002, Chap. 2)。しかし実際の株式のシェアは年齢とともに山型に推移している(Ameriks and Zeldes 2004; Canner, Mankiw, and Weil 1997; Guiso, Haliassos, and Jappelli eds. 2002)。日本の場合はさらに、米国などのデータと比較して高齢でのシェアの低下傾向が弱い傾向にある。米国の山型のピークが40歳代から50歳代前半にかけてなのに対し、日本では定年前後の60歳代前半とより高齢で起こる上に、ピーク後もあまり株式シェアの低下が観察されない(Iwaisako 2009; 祝迫 2012)。

第二に、このようなライフサイクルを通じた株式シェアのダイナミクスは、個々の家計のポートフォリオ選択の変化ではなく、同じ年齢グループの中で株式を少しでも保有する家計とまったく保有していない家計の比率の変化によって発生している。一方、株式保有家計のみを対象とした場合には、年齢と株式のシェアの間に明確な関係は見られない(Ameriks and Zeldes 2004; Iwaisako 2009; 祝迫 2012; 塩路・平形・藤木 2013)。もし株式の取引コストが十分に小さければ、家計は少なくとも幾分か株式を保

有するはずであり、以上のような事実は、完全・完備な資産市場を前提として家計のポートフォリオ選択を分析することには、はっきりとした限界があることを示唆している。

これに対し、現実の家計のポートフォリオ選択の在り方を合理的な経済行動の帰結として説明しようとする試みの中で重要な位置を占めるのが、ライフサイクルのある時期に一度に集中して分割不可能(indivisible)な大きな支出を伴うイベントの存在を仮定するタイプのモデルである(Faig and Shum 2002)。ここでいう分割不可能な支出の例としては不動産の購入や個人事業の設立、子供の大学進学などがあげられるが、言うまでもなくもっとも一般的な例は家計による持ち家の購入である。持ち家のような大きく固定的な支出予定が存在すると、家計はそれを目指して流動資産をできるだけ速やかに蓄積するため、若年期に金融リスク資産への投資を抑制すると考えられる。また持ち家購入後も、様々なリスクに対処するのに十分な流動資産が蓄積できるまで(あるいは住宅ローンが十分に減るまで)の期間は、金融リスク資産への投資が抑制されることを理論的に示すことも可能である(Cocco 2005; Flavin and Yamashita 2002; Yamashita 2003; Yao and Zhang 2005)<sup>1)</sup>。一方で、株式を多少なりとも保有している家計では、不動産価格の変動リスクの分散化のために株式の金融資産全体に占めるシェアを増やすとの理論的予想を示した先行研究もある(Yao and Zhang 2005)<sup>2)3)</sup>。

家計の不動産保有と株式の保有・シェアに関する日本のデータを用いた先行研究のほとんどは、比較的短いサンプル期間のデータを用いた実証分析であり、そこで指摘されている実証的事実が長期に亘って安定的に成立しているものなのか、それとも様々なマクロ経済環境の変化・日本経済の構造変化を受けて移り変わって行くものなのかに関しては、まだ分析の余地が大きく残されている。特に1990年代以降の日本は、長期的な地価の低迷や2000年代半ばからリーマン・ショック直前にかけてのミニ資産価格バブル、家計の実質所得水準の持続的な低

下などの大きな外的要因の変動を経験してきており、そうした中で不動産保有が、株式の保有・シェアをはじめとする家計の資産選択行動にどのような影響を与えたかを検証することは、家計の金融行動全般に関してより一般的な知見を得るために重要である。

本稿では、Iwaisako(2009)や祝迫(2012)で用いられた、日経リサーチ金融総合定点調査「金融RADAR」(以下、金融RADAR)の2000年から2010年までの11年間の年次サンプルを用い、日本の家計の金融行動に関しての長期データを用いた分析を行う<sup>4)</sup>。本稿の分析アプローチはあくまで記述的なものであり、特定の理論モデルを示してそれをテストするというのではなく、得られた統計的分析の結果に対して考える代替的・補完的な経済学的解釈を(しばしば複数)示すという態度で臨むことにする<sup>5)</sup>。

本稿の主なファインディングは以下の通りである。

第一に、地価の継続的な下落を背景に、家計が保有する居住用不動産額(持ち家の土地の時価)は2000年代を通じて減少傾向にあった。また、住宅ローンを借りずに住宅を購入する家計が増えた結果、居住用不動産を保有している家計のうち住宅ローン残高のある世帯の割合は3割弱まで低下した。一方、株式を保有している世帯の割合は2000年代半ばに上昇し、その後は2008年後半のリーマン・ショックとその後の深刻な景気後退があったにも関わらず、目立った低下はみられない。金融RADARは調査対象地域が首都圏であるため、全国平均に比べて所得や保有資産額が比較的高い世帯に偏っている点に注意が必要であるが、リーマン・ショック後も株式保有世帯割合が大きく低下していないという事実は、ひとたび株式市場への参加コスト等の制約を克服して株式を保有するようになった家計は、少なくとも短期的には退出しにくいことを示唆している。

第二に、居住用不動産の総資産に対する比率が高い家計は、株式を保有する確率が低い。また、こうした関係性は住宅ローンのある世帯においてより顕著である。これは、非流動的な資

産である居住用不動産の保有や住宅ローン負担に伴い、家計は手元流動性が不足するため、十分な流動資産が蓄積される(あるいは住宅ローンが十分に減る)までは株式保有を抑制する、との仮説と整合的である<sup>6)</sup>。

第三に、分析サンプルを株式保有世帯だけに限定した場合、居住用不動産／総資産比率と株式の金融資産全体に占めるシェアとの間には、正の相関関係がある。こうした関係性が生じる理由はいくつか考えられるが、本稿におけるいくつかの簡単な分析からは、不動産と株式のリスク分散効果により両者が補完的關係にあるとの仮説(Yao and Zhang 2005)と整合的な結果が得られた。ただし、不動産保有と株式保有の間の因果関係に関する本格的な検証は、今後の研究課題である。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、本稿の分析に用いる金融RADARについて説明する。3節では、まず2000年代の日本の家計のポートフォリオ選択を概観する、次に、株式保有・不動産保有に関する年齢プロフィール、株式保有と不動産保有の関係について、アメリカとの比較を交えて、記述統計に基づき明らかにする。4節では実証分析の方法と主要な結果を報告する。5節では、4節で得られた結果に関するいくつかの追加的な分析を行う。6節では、分析から得られた主な結果を要約するとともに、今後の分析課題を提示する。

## 2. データ

本稿の分析で使用するデータは、日本経済新聞デジタルメディアが毎年実施している「日経金融行動調査 NEEDS-RADAR」(金融RADAR)の2000～2010年のデータである。金融RADARは、東京駅を中心とする首都圏40km圏内(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県)に居住する25～74歳の個人を対象に、毎年10～12月に実施しているアンケート調査であり、世帯のなかで「貯蓄や投資、借入を主に決定している人」に回答を求めている<sup>7)</sup>。したがって、分析単位は世帯(家計)である。また、サンプルが毎年異なる逐次クロスセクション

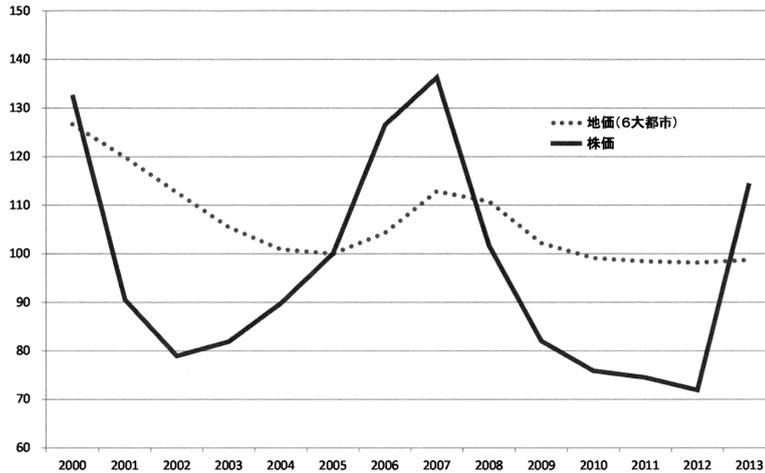
(repeated cross-section)データであり、パネルデータではない。

金融RADARは、調査対象地域が都市部に偏っているため、全国平均に比べて、世帯の所得や資産額が若干高くなっている<sup>8)</sup>。また、世帯主の年齢構成をみると、71歳以上の世帯の構成比が8.5%(2010年調査の場合)と低い<sup>9)</sup>。分析にあたっては、このような潜在的なバイアスに注意する必要があるが、長期間にわたって家計の金融行動に関する個票データを得られること、とりわけ本稿の主たる関心である家計の不動産保有、金融資産保有に関する情報を詳細に捕捉しているほぼ唯一のデータであることから、本稿の分析目的に最も適したものといえる。

本稿でカバーする2000～2010年の金融RADARのサンプル数は29,238であり、年によって若干のばらつきはあるが、おおむね2500～3000と安定している。ただし、変数によってはサンプル数が大きく減少する。以下では、3節の記述統計に基づく分析では利用可能なデータを最大限用いている。一方、4節の回帰分析では、分析目的に鑑みて若干のサンプル選択を行ったうえで、回帰分析に用いる変数がすべてえられる世帯に分析サンプルを限定している。回帰分析におけるサンプル数は最大で17,111と、全サンプルの6割弱程度である。

金融RADARの特徴の一つは、金融資産や不動産といった資産や住宅ローンについて、保有しているかどうか(extensive margin)、保有している場合はいくら保有しているか(intensive margin)を把握できる点にある。とりわけ不動産については、以下にみるように、居住用不動産だけでなく、投資目的の色彩が強いと考えられる不動産(アパート・マンション・ビル、別荘、駐車場など)も含んでいるという利点がある。ただし、金融資産や不動産などの金額に関するデータは、アンケート調査では幅をもった選択肢(たとえば「300万～500万円未満」)が用意されており、金融RADARのデータセットではそのカテゴリーの中央値(先の例では400万円)が与えられている。また、カテゴリーの最大値を選択した世帯については、そのカ

図1. 株価・地価の推移



注) 2005年=100. 株価は日経平均株価の7月～9月の週次データの単純平均値, 地価は六大都市圏住宅地の9月末値.

資料) Nikkei Financial Quest, 日本不動産経済研究所「市街地価格指数」.

テゴリーの最小値が与えられている(たとえば「1億円以上」というカテゴリーを選択した場合は「1億円」). このため, 金額データについては信頼性がやや劣り, とりわけ最大カテゴリーを選択した家計については, 実際に保有する金額よりも過少評価となっている点に留意する必要がある.

### 3. 2000年代の日本の家計のポートフォリオ選択

#### 3.1 株価・地価の動向

まず2000年代の資産価格変動について, 簡単にまとめておこう. 日本の株価(日経平均株価)は, 2000年3月に2万円台を記録した後, 米国のドットコム・バブルの崩壊に伴って2003年の3月に8千円台を割り込む水準まで急落する. その後, 徐々に1万円台を回復すると, 2005年秋から2006年春にかけて1万6千円近辺まで大きく上昇し, 若干の上下はあるものの2007年7月に1万8千円のピークに至る. そして2008年10月にリーマン・ショックが発生すると, 再び大きく下落し一時は8千円台を割り込むが, 2010年の終わりまでには約1万円まで回復している. このような2000年代の株価の動きは, 以下で見えるように家計の保有する株式額のピークが2006年であるという事実と整合的である.

これに対して日本の地価は, バブル崩壊以降, ほぼ一貫して継続的に低下してきた. ただし, 金融RADARのサーベイの対象地域である首都圏を含む六大都市圏の地価については, 2005年に一端底を打つと, 株価からは1年ほど遅れて2006年～2007年に上昇に転じた(図1)<sup>10)</sup>. 六大都市圏の地価も株価と同じく2007年に局所的なピークを迎えるが, この頃, 東京近辺の一部ではミニ不動産バブルが発生していたと言われている. また後で見えるように, 金融RADARにおける家計の保有する土地資産額のピークも, 金融資産よりは1年遅れて2007年になっている. その後リーマン・ショックの発生を受けて地価は再び低下に転じ, そのまま回復の兆しを見せずに2000年代を終えている.

2000年代の株価と地価の動きは, 2000年代前半には乖離が生じていたが, その他の時期は概ね同調的(pro-cyclical)であったといえる. また, 2000～2014年のデータを用いて同時点における株価と地価の相関係数を計算すると, 約0.50であった. これらの事実は一見すると, 不動産と株式とのリスク分散効果により, 不動産を多く保有する家計は金融資産に占める株式シェアを高めることができるとのYao and Zhang(2005)の理論的予想が, 正当化できないことを示唆しているようにみえる.

表 1. 家計の保有資産額

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
(a) グロス金融資産額(10万円)											
サンプル世帯数	2,409	2,635	2,537	2,516	2,317	2,179	1,984	2,904	2,062	2,074	2,051
平均値	90.0	95.3	94.0	94.3	97.4	110.4	127.7	122.7	117.6	122.2	125.7
標準偏差	147.6	150.8	157.3	151.6	161.9	166.8	195.1	183.6	188.1	196.6	200.7
25% 分位	14	13	12	12	10	14	14	12	9	9	11
50% 分位(中央値)	40	42	41	40	40	46	54	48	43	43	46
75% 分位	103	110	105	110	113	126	156	146	139	150	150
(b) ネット金融資産額(10万円)											
サンプル世帯数	1,684	1,898	2,465	2,421	2,233	2,099	1,903	2,008	1,951	1,957	1,958
平均値	26.3	39.5	34.9	30.8	32.1	45.7	66.3	58.4	55.4	71.7	71.1
標準偏差	233.0	242.3	209.3	211.7	231.0	220.5	250.2	242.9	256.1	238.8	246.2
25% 分位	-90	-40	0	-20	-15	-21	-4	-7	0	3	3
50% 分位(中央値)	23	29	20	19	18	23	28	26	20	23	23
75% 分位	110	115	85	95	95	108	134	126	119	129	135
(c) グロス総資産額(10万円)											
サンプル世帯数	2,203	2,398	2,178	2,209	2,019	1,959	1,757	1,851	1,874	1,897	1,877
平均値	271.5	287.0	268.1	262.5	264.2	277.1	303.8	285.7	283.2	267.2	272.9
標準偏差	446.4	403.5	386.6	390.6	428.8	384.4	390.4	425.6	409.4	467.4	414.2
25% 分位	21	21	23	21	24	26	29	26	20	20	20
50% 分位(中央値)	114	131	124	125	129	140	178	138	150	114	115
75% 分位	371	410	375	355	376	380	426	388	406	346	375
(b) ネット総資産額(10万円)											
サンプル世帯数	1,526	1,706	2,138	2,158	1,963	1,908	1,711	1,810	1,805	1,811	1,806
平均値	276.9	295.4	209.5	202.3	200.5	215.2	242.9	224.2	222.0	215.7	220.3
標準偏差	526.7	428.9	390.5	407.6	444.1	401.2	402.8	435.0	415.0	477.3	422.1
25% 分位	8	18	8	5	5	6	8	8	6	6	6
50% 分位(中央値)	137	176	63	65	66	75	95	80	73	60	70
75% 分位	433	457	319	300	306	315	363	305	325	290	300

ただし、理論的には、相関が1でない限りリスク分散効果は働きうることに注意が必要である。また、家計の資産選択にとって重要なのは、平均的な地価と株価の相関ではなく、各家計が投資する個々の土地と株式との相関である。そこで、国土交通省が公表している首都圏の不動産取引価格情報を用いて、市区町村レベルの居住用不動産(宅地)価格の変化率と平均的な株式リターン変化率との同時点での相関係数(期間は2005年10-12月~2014年7-9月)を計算すると、市区町村ごとにばらつきはあるものの平均で0.10と、マクロ的な地価と株価よりも相関係数が低下することが確認される<sup>11)</sup>。したがって、不動産と株式とともに投資することでリスク分散を図ることは、少なくとも理論上は可能であると考えられる。

### 3.2 家計のポートフォリオ選択：概観

このような背景を踏まえて、2000年代の日本の家計のポートフォリオ選択について金融RADARのデータに基づいて概観する。まず家計の金融資産保有額の推移についてみると(表1)、サンプル始めの2000年時点でのグロスの金融資産額は、平均値が900万円、中央値が400万円である<sup>12)</sup>。その後2005年・2006年と急上昇して、2006年に平均値1,277万円/中央値540万円でピークをつける。リーマン・ショックによってかなり減少したものの、2010年までには平均値1,257万円/中央値460万円まで回復している。一方、住宅ローン残高を差し引いたネットの金融資産額は2000年に平均値263万円/中央値225万円であり、2006年に平均値663万円/中央値280万円、2010年に平均値711万円/中央値230万円と推移している。ただし金融RADARのデータに共通す

表 2. 家計の不動産保有, 住宅ローン保有

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
(a) 居住用地											
時価保有額・平均値(10万円)	184.3	197.3	186.4	170.7	169.1	169.3	177.0	176.6	160.7	158.0	148.9
時価保有額・中央値(10万円)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
保有率(%)	48.7%	52.3%	55.7%	52.8%	53.4%	53.0%	55.1%	49.3%	49.2%	45.4%	45.7%
〈うち保有世帯のみ〉											
時価保有額・平均値(10万円)	410.9	414.7	387.5	365.8	361.1	357.3	358.0	409.2	358.3	392.4	366.8
時価保有額・中央値(10万円)	300	300	300	300	300	280	300	300	300	250	300
(b) 住宅ローン											
ローン現在高・平均値(10万円)	82.3	73.6	61.6	64.8	63.5	64.7	58.2	61.6	58.3	50.7	53.8
ローン現在高・中央値(10万円)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
保有率(%)	45.3%	39.0%	31.8%	32.7%	31.7%	34.1%	31.3%	31.6%	31.5%	28.7%	28.7%
〈うち保有世帯のみ〉											
ローン現在高・平均値(10万円)	193.9	207.1	206.8	214.1	214.7	205.3	202.1	214.6	209.2	206.0	209.7
ローン現在高・中央値(10万円)	180	180	190	200	190	200	200	200	200	200	200
(c) その他の不動産											
時価保有額・平均値(10万円)	N.A.	69.0	57.8	53.5	49.7	51.6	54.5	58.3	50.1	49.4	48.9
時価保有額・中央値(10万円)	N.A.	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
保有率(%)	20.7%	17.6%	16.6%	17.5%	15.5%	15.8%	17.9%	17.6%	16.8%	17.8%	18.6%
〈うち保有世帯のみ〉											
時価保有額・平均値(10万円)	N.A.	472	434	376	399	400	377	419	345	359	322
時価保有額・中央値(10万円)	N.A.	250	200	200	200	200	200	200	200	200	200

る問題として、家計のバランスシートの資産側に関する質問に比べ、負債の有無や特に具体的な負債額については回答数が相対的に少ない傾向がある<sup>13)</sup>。

すぐに分かるように、いずれの時点でも金融資産の平均値は一貫して中央値を上回っており、したがって分布の右側、すなわち飛びぬけて高い額の富を金融資産の形で保有している少数の家計が存在することが示唆される。これは、先進諸国における所得ならびに富の分布について良く知られている状況と整合的である。次に2000年代を通じた変化をみると、中央値の額の変動があまり大きくないのに対して平均値はコンスタントに上昇しており、これに伴いグロス金融資産の平均値と中央値の比は2000年代初めの2.25から、2000年代末の2.7~2.8へと上昇している<sup>14)</sup>。このことは2000年代を通じて資産格差の拡大が起こったことを示唆している。一方、表には示されていないが所得格差の動向については、金融RADARのサンプルでは少なくとも変化がないか、もしくは若干ではあるが格差が減少する傾向にあることが示唆されている。

一方、金融資産に不動産(具体的には居住用土地)を加えた総資産についてみると、グロスの総資産は2000年に平均値2,715万円/中央値1,140万円、2006年に平均値3,038万円/中央値1,780万円、2010年平均値2,729万円/中央値1,150万円と推移している。いずれも平均値が中央値を上回っているのは金融資産と共通だが、水準自体は不動産価格の趨勢的な下落傾向により、明確なトレンドがみられない。このような傾向は、ネットの総資産について見た場合も同じである。

次に、主に持ち家に焦点を絞って家計の不動産の保有状況について見てみよう(表2)。金融RADARでは家計の自己申告による居住用土地の価値(時価)が把握されているが、先述のグロスの金融資産と総資産の違いから分かるように、居住用土地の保有額は2000年代を通じて減少している。平均値((a), 一行目)で見て2001年の1,973万円がピークであり、2010年には1,489万円と10年で約25%低下している。これを保有率の変化と保有世帯における保有金額の変化に分けてみると、居住用土地の保有率((a), 三行目)は2008年までは50%前半を

表 3. 家計の金融資産ポートフォリオ

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
(a)金融資産額(10万円)											
平均値	90.0	95.3	94.0	94.3	97.4	110.4	127.7	122.7	117.6	122.2	125.8
中央値	40.0	42.0	41.0	40.0	40.0	46.0	54.0	48.0	43.0	43.0	46.0
(b)シェア(%)											
預金合計	88.9%	88.4%	90.2%	88.7%	88.7%	86.1%	82.7%	84.0%	83.7%	83.9%	84.5%
普通預金等	43.1%	43.2%	46.9%	48.9%	52.1%	49.2%	49.9%	52.3%	53.8%	53.8%	54.2%
定期預金等	33.5%	33.8%	32.5%	30.3%	27.1%	24.1%	21.7%	20.0%	18.4%	19.1%	18.7%
貯蓄預金等	3.9%	4.6%	4.1%	3.6%	3.5%	5.9%	4.8%	5.5%	6.3%	5.7%	5.9%
財形貯蓄等	8.4%	6.8%	6.7%	5.9%	6.0%	6.9%	6.3%	6.2%	5.3%	5.3%	5.7%
外貨建て金融商品	0.6%	0.6%	0.5%	0.9%	1.7%	1.9%	1.6%	1.7%	2.7%	2.3%	2.5%
国債・社債等	1.1%	1.3%	1.2%	1.3%	1.1%	1.7%	2.3%	2.3%	2.4%	2.2%	2.0%
株式	6.9%	6.9%	6.1%	7.1%	6.5%	7.7%	9.8%	8.2%	7.7%	7.7%	7.6%
投資信託	0.9%	1.3%	1.0%	1.2%	1.2%	1.8%	2.9%	3.0%	2.9%	3.1%	2.9%
MMF・MRF・中期国債ファンド	1.7%	1.5%	1.0%	0.9%	0.9%	0.8%	0.8%	0.8%	0.7%	0.8%	0.5%
サンプル世帯数	2,407	2,616	2,510	2,499	2,291	2,164	1,972	2,078	2,036	2,047	2,033

中心に上下していたが、リーマン・ショック後の2009・2010年には45%台まで落ち込んでいる。一方、保有家計にサンプルを限定した居住用土地の価値((a), 四行目)は、2000年代を通じて一方的な減少傾向にある。

これに対して、金融RADARの調査年に住宅ローン借入残高がある家計は2000年の45%から2010年の29%へと大きく減少している。一方で借入残高がプラスの家計のみに限定した住宅ローン現在高の平均値は、若干の増減はあるものの2,000万円を若干上回る水準でほぼ安定している。以上から言えることは、住宅ローン借入を現在行っている家計の借入残高には大きな変化は見られないが、そもそもローン残高のない家計が年を追うごとに多くなっている傾向があるということである。これは、そもそもローンを借りずに住宅を購入している家計が多くなっているためである<sup>15)</sup>。

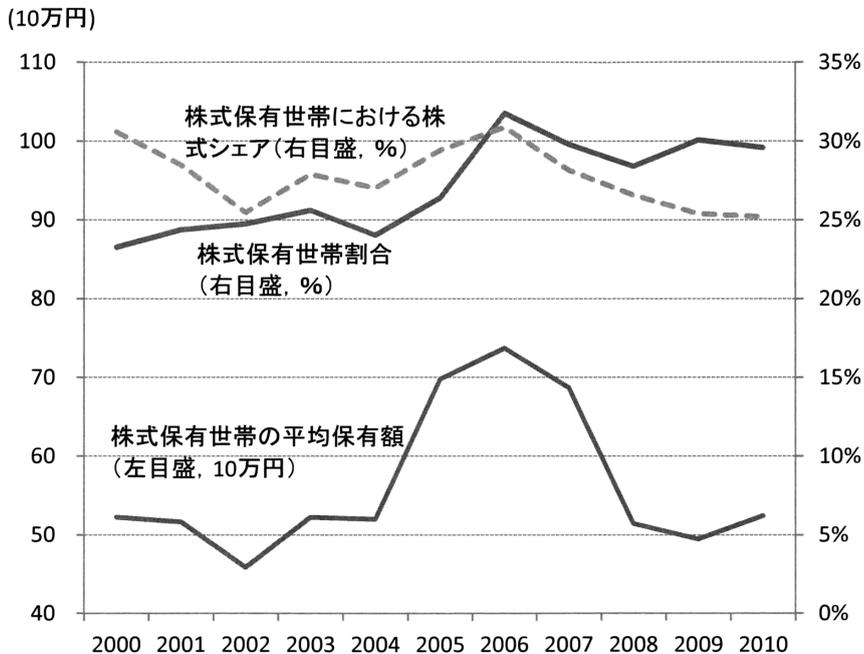
次に金融資産ポートフォリオの内訳について見てみよう(表3)。まず預金は、2000年～2004年には全金融資産の約90%を占めていたが、2000年代の終わりには約84%まで減少している。預金の内訳をみると、普通預金が増え、それ以上に定期預金が減るという傾向があることが見て取れる。これに対して国債・社債等、外貨建て金融商品、投資信託というカテゴリーの金融資産は、シェアで言うとそれぞれ1～2%ポイントずつシェアが増えており、MMF・

MRF・中期国債ファンドは同じくらいシェアを減らしている。

本稿の分析の焦点である株式については、金融資産全体に占めるシェアが2005年から06年にかけて大きく上昇している。これは株価の変動を主に反映したものと思われる。ただし、リーマン・ショック後の2008年～2010年には、株価は2000年代初めを下回る水準まで下落したが(図1)、株式シェアについてはそれほど大きな落ち込みはみられない。そこで家計の株式保有について、保有率と、株式保有家計に限定した保有額の推移をみたのが、図2である。株式を保有する家計の割合は、2000年代前半は22～23%前後であったが、株価上昇に伴って2005年から06年にかけて大きく上昇し、2000年代後半は30%近い水準で推移している。一方、株式を保有している家計に限定した保有額は、2005～2007年に大きく上昇したが、2008年以降は2000年代前半と同じ水準まで低下している。この点は、やはり図2に示されている、株式を保有している世帯における株式シェアの推移からも確認できる。表3で、2008年以降の株式シェアの落ち込みが軽微だったのは、株式を保有する家計の割合が高止まりしていたためだと考えられる。

これらの観察的事実がどの程度普遍的なものであるかを判断するにあたっては、金融RADARの調査対象地域が首都圏であり、所得や

図2. 家計の株式保有



保有資産額が比較的高い世帯に偏っている点に留意する必要がある。しかし、リーマン・ショック後も株式保有世帯割合が大きく減少していないという事実は、金融広報中央委員会のサーベイデータを用いた塩路・平形・藤木(2013)でも報告されている<sup>16)</sup>。このことは、ひとたび株式市場へ参入した家計は、株価の低迷が持続的なものではないと判断される限りは、すぐにはマーケットから退出しないことを示唆している。

### 3.3 年齢と株式保有・不動産保有の関係

家計の不動産保有が株式保有に及ぼす影響が注目された背景には、何も摩擦のない単純な理論モデルでは、株式のようなリスク資産保有割合は年齢に依存しない、もしくは低下すると予想されるにも関わらず、実際にはライフサイクルを通じて山型、もしくは右上がりの期間が長いとの観察的事実があった。金融RADARを用いて、まずこの点を確認しよう。

表4(a)は、世帯主の年齢階層別に主な変数の平均値をみたものである。このうち、年齢と株式保有の関係については、Ameriks and Zeldes(2004)やIwaisako(2009)と同じように年齢とポートフォリオに占める株式/金融資産

(株式シェア)には正の関係があるものの、その原因のほとんどは年齢とともに株式保有割合が増加することにある。株式を保有している家計のみにサンプルを限定すると、年齢と株式シェアの間に明確な関係を見て取ることはできない。

次に年齢と不動産保有の関係については、まず家計が保有している居

住用土地価額(時価)は年齢とともに単調に増加している。不動産を保有する家計が同年齢のグループの中に占める割合(居住用土地保有割合)も同じように年齢と比例して増加しているが、71歳以上と60歳代の差はない。保有不動産の総資産に対する比率と年齢の関係を見ると、やはり年齢とともに上昇しているが、50歳代・60歳代・71歳以上という三つのグループの差は事実上無いと言ってよい。

これに対して居住用不動産を保有している家計に限定した場合、保有額は全般的に年齢とともに増加しているが、30歳以下の保有額は30歳代より多いので完全に単調に増加している訳ではない。居住用土地/総資産比率については、30歳以下の88.6%から71歳以上の64.1%へと明確な低下傾向が見られる。このことは、居住用不動産を所有する世帯においては、年齢とともに、総資産における不動産の比重が低下し、金融資産の比重が高まっていることを意味する。最後に、年齢と住宅ローン残高の関係をみると、40歳代でピークを迎え、以後は低下する山型の形状となっている。住宅ローンを保有する家計の割合も同様である。他方で、住宅ローン現在高がプラスの世帯に限定した場合、51歳以

表 4. 家計の株式保有、不動産保有、住宅ローン保有：世帯主の年齢階層別

(a) 日本										
世帯主年齢	金融資産(10万円)		総資産(10万円)		株式/金融資産(%)		株式保有割合(%)		株式/金融資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	2,854	26.5	2,719	49.9	2,811	2.4%	3,603	8.7%	241	27.9%
31~40歳	5,939	51.1	5,461	125.0	5,879	4.8%	6,521	17.0%	1,009	27.8%
41~50歳	5,597	81.9	4,966	223.7	5,555	7.4%	6,390	25.9%	1,432	28.7%
51~60歳	5,052	139.4	4,430	377.5	5,017	9.3%	6,070	33.4%	1,706	27.2%
61~70歳	4,042	202.8	3,496	522.1	4,024	11.2%	5,166	39.4%	1,629	27.6%
71歳以上	1,374	227.1	1,150	575.9	1,367	10.9%	1,907	40.4%	561	26.6%
計	24,858	107.6	22,222	276.2	24,653	7.4%	29,117	27.0%	6,578	27.7%

世帯主年齢	居住用土地時価(10万円)		居住用土地/総資産(%)		居住用土地保有割合(%)		居住用土地時価 (保有世帯のみ, 10万円)		居住用土地/総資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	2,900	22.8	2,681	6.2%	2,991	9.7%	199	331.9	187	88.6%
31~40歳	5,938	72.0	5,408	21.8%	6,411	30.7%	1,496	285.9	1,391	84.7%
41~50歳	5,564	149.0	4,935	35.4%	6,237	50.0%	2,446	338.9	2,199	79.4%
51~60歳	5,211	236.2	4,409	45.2%	5,897	66.2%	3,218	382.5	2,784	71.6%
61~70歳	4,318	312.0	3,485	47.6%	4,999	76.3%	3,133	430.0	2,566	64.6%
71歳以上	1,522	330.7	1,146	47.5%	1,833	76.2%	1,086	463.5	849	64.1%
計	25,453	173.0	22,064	33.0%	28,368	51.1%	11,578	380.4	9,976	73.0%

世帯主年齢	住宅ローン残高(10万円)		住宅ローン保有割合(%)		住宅ローン残高 (保有世帯のみ, 10万円)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	2,638	18.3	2,692	9.6%	204	236.9
31~40歳	5,635	88.9	5,934	40.3%	2,094	239.1
41~50歳	5,697	108.1	6,098	52.6%	2,805	219.6
51~60歳	5,640	60.0	5,882	38.7%	2,037	166.2
61~70歳	4,926	24.5	5,030	15.6%	681	177.0
71歳以上	1,835	12.3	1,866	7.7%	112	202.1
計	26,371	62.5	27,502	33.0%	7,933	207.6

(b) アメリカ										
世帯主年齢	金融資産(千米ドル)		総資産(千米ドル)		株式/金融資産(%)		株式保有割合(%)		株式/金融資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	748	15.3	748	62.8	648	3.0%	748	9.4%	67	28.0%
31~40歳	1,097	54.5	1,097	186.6	1,002	2.7%	1,097	11.0%	139	23.1%
41~50歳	1,402	131.7	1,402	342.2	1,305	3.9%	1,402	15.1%	295	24.3%
51~60歳	1,484	249.1	1,484	493.5	1,417	5.0%	1,484	18.4%	414	25.7%
61~70歳	995	335.5	995	604.5	963	4.6%	995	18.2%	302	24.1%
71歳以上	756	240.0	753	445.7	733	6.1%	756	18.0%	220	32.5%
計	6,482	169.3	6,479	357.7	6,068	4.2%	6,482	15.1%	1,438	26.2%

世帯主年齢	居住用住宅(千米ドル)		居住用住宅/総資産(%)		居住用住宅保有割合(%)		居住用住宅時価 (保有世帯のみ, 千米ドル)		居住用住宅/総資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	748	47.5	656	30.4%	748	30.0%	184	158.5	184	90.1%
31~40歳	1,097	132.1	1,016	52.4%	1,097	57.8%	557	228.8	557	85.2%
41~50歳	1,402	210.4	1,329	59.3%	1,402	70.6%	948	298.1	948	79.8%
51~60歳	1,484	244.4	1,432	58.1%	1,484	76.0%	1,152	321.4	1,152	73.4%
61~70歳	995	269.0	975	61.6%	995	83.6%	861	321.6	861	71.7%
71歳以上	753	205.6	737	59.6%	756	81.9%	629	251.3	629	71.1%
計	6,479	188.4	6,145	54.5%	6,482	67.3%	4,331	280.1	4,331	76.9%

世帯主年齢	モーゲージ残高総額 (千米ドル)		モーゲージ保有割合(%)		モーゲージ保有総額 (保有世帯のみ, 千米ドル)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
30歳以下	748	33.0	748	25.4%	154	129.8
31~40歳	1,097	89.1	1,097	53.2%	506	167.4
41~50歳	1,402	102.8	1,402	57.7%	747	178.2
51~60歳	1,484	79.0	1,484	52.6%	745	150.1
61~70歳	995	64.1	995	45.3%	422	141.5
71歳以上	756	20.1	756	23.1%	159	87.2
計	6,482	68.7	6,482	44.7%	2,733	153.6

上の家計の住宅ローン残高が、50歳以下の世帯よりもかなり小さくなっている。

なお表4(b)は、アメリカについて同様の表をみたものである。データは、ウェブ上で公開されているFRB, “Survey of Consumer Finances”の2010年のデータを用いた。日本と概ね同様の結果が得られているが、①金融資産、総資産額のピークが60歳台であること(日本は71歳以上がピーク)、②株式保有割合、居住用住宅保有割合の世帯主年齢別カーブの傾きが日本に比べると緩やかであること、③居住用住宅を保有している世帯における居住用住宅時価の年齢別カーブのピークが50歳~60歳台であること(日本は71歳以上がピーク)、が相違点として指摘できる。また、2010年だけのデータであるため解釈は慎重に行う必要があるが、高齢世帯における株式保有世帯割合が高止まりしている点は、Ameriks and Zeldes(2004)などの先行研究とは異なる最近の特徴といえるかもしれない。

### 3.4 不動産保有と株式保有の関係

最後に、本論文の焦点である居住用不動産保有と株式保有の関係についてみよう(表5(a))。不動産保有については、居住用不動産を保有していない世帯を分けたうえで、先にみた居住用不動産の総資産に対する比率に基づき四分位に分ける。各四分位における同比率の平均値は、41.1%、69.7%、85.4%、95.9%である。

まず保有する金融資産、総資産額をみると、居住用不動産/総資産比率が高い家計ほど、金融資産、総資産額が小さく、とくに金融資産についてその傾向が強いことが確認される。また負債である住宅ローンについてみると、同比率が高い家計ほど、住宅ローン残高、保有割合がともに高い。資産の多くを居住用不動産が占める家計は、保有している資産、とりわけ金融資産額が相対的に小さい一方、負債が多く、流動性制約に直面しやすいといえよう。なお、居住用不動産を保有していない世帯についてみると、総資産額は非常に小さいが、金融資産額でみると居住用不動産/総資産比率が第3四分位に属

する家計と同程度である。

なお、表5(a)では、居住用不動産を保有していないが住宅ローンのある家計が2割程度存在することが確認できる。この理由としては、金融RADARでは現在保有している居住用土地の時価を尋ねているため、マンション等の集合住宅を保有している家計が居住用土地の価値をゼロと回答する可能性や、過去に持家を持っていたが現在は保有していない家計において住宅ローンの残債務がある可能性などが考えられる。しかし、回答者が誤って記入した可能性も否定できないため、次節以降の実証分析では、これらの世帯を分析サンプルから除くことにする。

以上の点を踏まえて株式保有についてみると、株式が金融資産に占めるシェアは、居住用不動産/総資産比率が高い世帯ほど低く、株式保有割合についても同様である。居住用不動産の比率が高い世帯では、多額の住宅ローンを抱えていることもあり、そもそも株式を持たない傾向が強く、このことが株式シェアにも反映されていると考えられる。居住用不動産/総資産比率と株式シェアが負の相関を示していることは、居住用不動産保有に伴う流動性制約によって家計の株式保有が抑制されるという仮説と整合的である。

ただし、株式を保有している世帯に限定した場合の株式シェアは、逆に、居住用不動産/総資産比率と正の相関を示している。これは、不動産と株式との相関が低いことによるリスク分散効果により、居住用不動産と株式保有とが補完的關係にあるとの仮説と整合的である。

表5(b)は、アメリカについて同様の表を、やはりFRB, “Survey of Consumer Finances”を用いて作成したものである。日本との違いとしては、①モーゲージ借入残高がある世帯におけるモーゲージ金額は、居住用不動産/総資産比率が高い層ほど小さく、日本とは逆であること、②株式保有世帯における株式シェアは居住用不動産/総資産比率が第2四分位の層を底とする谷型になっていること、が指摘できる。①は、米国では、資産構成が居住用住宅に偏っている

表5. 家計の不動産保有と株式保有の関係

(a) 日本						
居住用不動産 ／総資産	居住用不動産／総資産 (%)		金融資産(10万円)		総資産(10万円)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	12,088	0.0%	12,088	70.4	12,088	70.4
第1四分位	2,494	41.1%	2,494	382.2	2,494	645.6
第2四分位	2,509	69.7%	2,509	161.0	2,509	526.7
第3四分位	2,479	85.4%	2,479	70.3	2,479	475.9
第4四分位	2,494	95.9%	2,494	19.2	2,494	471.4
計	22,064	33.0%	22,064	110.2	22,064	278.2

居住用不動産 ／総資産	住宅ローン残高(10万円)		住宅ローン保有割合(%)		住宅ローン残高 (借入世帯のみ, 10万円)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	10,529	34.8	10,752	19.6%	1,882	194.9
第1四分位	2,448	26.2	2,482	19.1%	439	145.9
第2四分位	2,462	70.7	2,505	40.0%	960	181.3
第3四分位	2,384	132.2	2,474	58.6%	1,360	231.7
第4四分位	2,379	157.5	2,488	65.6%	1,523	246.0
計	20,202	64.1	20,701	32.2%	6,164	210.0

居住用不動産 ／総資産	株式／金融資産(%)		株式保有割合(%)		株式／金融資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	12,088	5.2%	12,088	18.8%	2,272	27.5%
第1四分位	2,494	14.2%	2,494	58.7%	1,464	24.1%
第2四分位	2,509	13.0%	2,509	47.3%	1,188	27.4%
第3四分位	2,479	10.1%	2,479	31.9%	792	31.7%
第4四分位	2,470	5.8%	2,494	14.4%	358	39.7%
計	22,040	7.7%	22,064	27.5%	6,074	27.9%

(b) アメリカ						
居住用不動産 ／総資産	居住用住宅／総資産(%)		金融資産(千米ドル)		総資産(千米ドル)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	1,814	0.0%	1,814	35.3	1,814	35.3
第1四分位	1,083	30.4%	1,083	1,236.7	1,083	1,619.1
第2四分位	1,083	62.1%	1,083	229.3	1,083	577.6
第3四分位	1,083	86.3%	1,083	43.7	1,083	304.7
第4四分位	1,083	98.2%	1,083	4.3	1,083	210.3
計	6,145	54.5%	6,145	178.5	6,145	377.0

居住用不動産 ／総資産	モーゲージ残高(千米ドル)		モーゲージ保有割合(%)		モーゲージ残高 (借入世帯のみ, 千米ドル)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	1,814	0.0	1,814	0.0%	0	—
第1四分位	1,083	73.1	1,083	41.7%	419	175.2
第2四分位	1,083	107.4	1,083	63.7%	708	168.5
第3四分位	1,083	116.1	1,083	73.6%	812	157.7
第4四分位	1,083	98.2	1,083	72.5%	794	135.5
計	6,145	72.5	6,145	47.2%	2,733	153.6

居住用不動産 ／総資産	株式／金融資産(%)		株式保有割合(%)		株式／金融資産 (保有世帯のみ, %)	
	世帯数	平均	世帯数	平均	世帯数	平均
非保有	1,814	2.0%	1,814	7.1%	135	28.5%
第1四分位	1,083	13.0%	1,083	47.4%	673	27.4%
第2四分位	1,083	6.5%	1,083	29.6%	392	21.9%
第3四分位	1,083	4.0%	1,083	15.1%	183	26.1%
第4四分位	1,003	1.8%	1,083	4.6%	52	36.5%
計	6,065	4.2%	6,145	15.9%	1,436	26.2%

家計が借入制約に直面しやすきことを示している可能性がある。また、居住用不動産／総資産比率が高い家計ほど借入が少ないことを踏まえると、居住用不動産の純資産(総資産－モーゲージ)に対する比率は、居住用不動産／総資産比率と乖離している可能性が高い。このため、②のような非線形の関係が観察されるのではないかと推測される。

次節以降では、日本における居住用不動産と株式保有との単純な相関関係が、株式保有に影響すると考えらえる他の要因をコントロールしたうえで成立しているかどうかを検証する。

## 4. 実証分析

### 4.1 分析手法と変数

以下では、居住用不動産保有が株式保有に及ぼす影響を、簡単な回帰分析によって検証する。

分析サンプルは、前節まで用いた2000～2010年の金融RADARデータである。ただし金融資産額がゼロの家計は、そもそも資産選択の問題に直面していないため、除いた。また、金融RADARには居住用不動産を保有していないが住宅ローンのある家計が存在するが、これらについて

は家計が誤って回答している可能性があるため、やはり分析サンプルから取り除いた。さらに回帰分析で用いている変数が得られない家計も除いた。この結果、分析サンプル数は最大で17,111の家計となった。

不動産保有が株式投資に及ぼす影響は、株式保有の有無(extensive margin)と株式を保有している世帯における株式シェア(intensive margin)とで大きく異なっている可能性がある。そこで、以下では2つの回帰分析を行う。第1は、株式保有の有無に関するプロビット推計である。

$$\begin{aligned} \Pr(\text{STOCK\_EX}_i = 1 | X_i) \\ = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{RESLAND\_RATIO}_i \\ + \beta_2 \text{ATTRIBUTES}_i \\ + \beta_3 \text{YEARDUMMY}) \end{aligned}$$

被説明変数である STOCK\_EX は、株式を保有している家計は1、そうでない家計は0の値をとるダミー変数である。不動産保有を表す変数としては、家計の居住用土地の総資産に対する比率(RESLAND\_RATIO)を用いる<sup>17)</sup>。コントロール変数としては、家計の属性(ATTRIBUTES)に関する変数を用いる。具体的には、所得、総資産(金融資産+居住用土地)、世帯主の年齢ダミー、世帯規模、世帯主の学歴である。さらに、地価や株価などのマクロ経済環境が調査年によって異なることをコントロールするため、調査年ダミー(YEARDUMMY)を用いる。プロビット推計の分析サンプル数は最大で17,111である。

第二は、株式を保有している世帯に分析対象を限定して、株式シェア(STOCK\_SHARE)を被説明変数としたOLS推計である。

$$\begin{aligned} \text{STOCK\_SHARE}_i \\ = \gamma_0 + \gamma_1 \text{RESLAND\_RATIO}_i \\ + \gamma_2 \text{ATTRIBUTES}_i \\ + \gamma_3 \text{YEARDUMMY} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

説明変数は、プロビット推計と同じである。分析対象が株式を保有している(STOCK\_EX=1)の家計に限定されることから、サンプル数は最大で4,840である。

RESLAND\_RATIOがSTOCK\_EX, STOCK\_SHAREに及ぼす影響は、住宅ローンの有無に

よって異なる可能性がある。すなわち、多額の住宅ローンを負っている家計の場合、流動性制約に直面する可能性が高いため、不動産保有が株式保有を抑制する効果がより強く働く可能性がある。このため、住宅ローンの有無によってサンプル分割した推計も行う<sup>18)</sup>。

表6は、推計に用いる変数の要約統計量を、株式保有に関するプロビット推計の対象となる全サンプル、株式シェアに関するOLS推計の対象となる株式保有世帯サンプル別にみたものである。当然のことだが、金融資産全体に占める株式シェアである STOCK\_SHARE の平均値は、全サンプル(7.8%)よりも株式保有世帯サンプル(27.7%)の方が高い。

その他の属性についても、2つのサンプルは明らかに異なることが確認される。まず居住用土地/総資産比率(RESLAND\_RATIO)の平均値は、全サンプルで0.360であるのに対して株式保有サンプルは0.435と、後者の方が高い。所得(INCOME)、総資産(GTA)も株式保有サンプルの方が高い。世帯主の年齢構成についてみると、株式保有サンプルでは30歳以下(AGE\_30)、30歳代(AGE\_31\_40)の比率が相対的に低く、50歳以上(AGE\_51\_60, AGE\_61\_70, AGE\_71)の比率が高い。また、学歴別にみると、株式保有サンプルは大卒以上(UNIVERSITY)の比率が64.4%(全サンプル48.2%)と高い一方、中卒(JUNIOR HIGH)の比率が2.6%(全サンプル6.5%)と低い。以上をまとめると、株式保有サンプルに属する家計は、平均的には、所得や資産水準が高く、居住用の不動産を保有している比率も高い。世帯主は高齢層が多く、学歴水準の高い層が多い。これらは、家計が株式市場に参入するにあたって、一定レベル以上の所得や資産が必要とされ、年齢に関する右上がりの賃金プロファイルを前提とする限りは、高齢層に偏りが生じることを示唆している。また学歴別に違いが生じていることは、株式投資を行うには金融リテラシー、すなわちある程度の経済や数学についての知識が必要であると考えられていることや、ピア効果(交友範囲に株式投資を行っている人間がいるかどうか)が重

表 6. 要約統計量

被説明変数	全世帯						株式保有世帯					
	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	中位置	最大値	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	中位置	最大値
STOCK_EX	17,111	0.283	0.450	0.000	0.000	1.000	4,840	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000
STOCK_SHARE	17,111	0.078	0.175	0.000	0.000	1.000	4,840	0.277	0.230	0.002	0.211	1.000
説明変数												
RESLAND_RATIO	17,111	0.360	0.395	0.000	0.000	0.999	4,840	0.435	0.348	0.000	0.490	0.994
INCOME	17,111	63.684	43.369	5	55	500	4,840	79.894	50.538	5	65	500
GTA	17,111	300.016	429.866	1	169	10,966	4,840	527.261	546.937	2	398	10,966
AGE_30	17,111	0.139	0.346	0	0	1	4,840	0.042	0.200	0	0	1
AGE_31_40	17,111	0.241	0.428	0	0	1	4,840	0.148	0.355	0	0	1
AGE_41_50	17,111	0.203	0.402	0	0	1	4,840	0.197	0.398	0	0	1
AGE_51_60	17,111	0.193	0.395	0	0	1	4,840	0.253	0.435	0	0	1
AGE_61_70	17,111	0.169	0.375	0	0	1	4,840	0.269	0.444	0	0	1
AGE_71	17,111	0.055	0.229	0	0	1	4,840	0.090	0.287	0	0	1
FAMILY SIZE	17,111	2.545	1.285	1	2	8	4,840	2.607	1.152	1	2	7
JUNIOR HIGH	17,111	0.065	0.246	0	0	1	4,840	0.026	0.106	0	0	1
UNIVERSITY	17,111	0.482	0.500	0	0	1	4,840	0.644	0.479	0	1	1
YEAR 2001	17,111	0.113	0.317	0	0	1	4,840	0.101	0.302	0	0	1
YEAR 2002	17,111	0.101	0.302	0	0	1	4,840	0.091	0.287	0	0	1
YEAR 2003	17,111	0.099	0.298	0	0	1	4,840	0.091	0.288	0	0	1
YEAR 2004	17,111	0.095	0.293	0	0	1	4,840	0.085	0.278	0	0	1
YEAR 2005	17,111	0.083	0.276	0	0	1	4,840	0.085	0.279	0	0	1
YEAR 2006	17,111	0.076	0.265	0	0	1	4,840	0.093	0.291	0	0	1
YEAR 2007	17,111	0.081	0.272	0	0	1	4,840	0.093	0.290	0	0	1
YEAR 2008	17,111	0.084	0.278	0	0	1	4,840	0.093	0.290	0	0	1
YEAR 2009	17,111	0.086	0.280	0	0	1	4,840	0.096	0.295	0	0	1
YEAR 2010	17,111	0.083	0.275	0	0	1	4,840	0.090	0.287	0	0	1
RESMORTGAGE	15,690	50.711	128.166	0	0	4.000	4,627	53.555	143.550	0	0	3.000

要である可能性が示唆される<sup>19)</sup>。

なお、本稿のアプローチは基本的には記述的なものであり、したがって以下で議論する推計結果については、変数間の因果関係を厳密に検証したものではないことに注意が必要である。表6でみたように、株式を保有する家計の属性が母集団(すべての家計)と比べて偏っていることを踏まえて、いくつかの先行研究では、Heckmanの二段階推計法を用いてサンプル・セレクションの修正を行っている(Ameriks and Zeldes 2004; Iwaisako 2009; 祝迫 2012; 塩路・平形・藤木 2013; Yao and Zhang 2005)。また、本論文が着目する居住用不動産/総資産(RESLAND\_RATIO)自体が家計によって内生的に決定されていることを考慮して、操作変数を用いた推計を行っている先行研究もある(徳田・齋藤 2014; Yamashita 2003)。本稿では、株式を保有する世帯と保有しない世帯とは、

不動産保有が株式を含む家計の金融資産選択に及ぼす影響が異なる可能性に着目し、両者の違いをシンプルに示すため、二段階目の株式シェアに関する推計を単純なOLSで行っている<sup>20)</sup>。以下で示すOLSによる推計とサンプル・セレクションや内生性を考慮した二段階推計の結果は、実際にはあまり大きく変わらない可能性もある(Yamashita 2003)。しかし、本稿での分析結果の経済学的解釈にあたっては、上記のような限界があることに留意する必要がある。

## 4.2 推計結果

### 4.2.1 株式保有有無に関するプロビット推計

株式保有有無に関するプロビット推計の結果は、表7に示されている通りである。dy/dxとして示されている数値は、説明変数の平均値周りで評価した限界効果である。まず、すべての家計を対象とした列(1)をみると、居住用土地

表7. 株式保有についてのプロビット推計：ベースライン

被説明変数 STOCK_EX	(1) 全世帯			(2) 住宅ローンのない世帯			(3) 住宅ローンのある世帯		
	dy/dx	Std. Err.	z	dy/dx	Std. Err.	z	dy/dx	Std. Err.	z
RESLAND_RATIO	-0.278***	0.011	-24.19	-0.248***	0.015	-16.07	-0.662***	0.049	-13.41
lnINCOME	0.049***	0.006	8.05	0.045***	0.007	6.34	0.048***	0.019	2.57
lnGTA	0.134***	0.003	37.01	0.131***	0.004	31.75	0.167***	0.014	12.21
AGE_30	-0.137***	0.010	-10.76	-0.132***	0.012	-8.99	-0.172***	0.039	-3.13
AGE_31_40	-0.122***	0.009	-11.98	-0.124***	0.011	-9.86	-0.111***	0.029	-3.54
AGE_41_50	-0.091***	0.010	-8.75	-0.108***	0.011	-8.67	-0.056*	0.031	-1.77
AGE_51_60	-0.049***	0.009	-4.94	-0.044***	0.011	-3.82	-0.066**	0.028	-2.28
FAMILY SIZE	-0.005	0.003	-1.59	-0.004	0.004	-1.00	-0.008	0.008	-1.08
JUNIOR HIGH	-0.111***	0.012	-7.68	-0.113***	0.013	-6.79	-0.151***	0.033	-3.58
UNIVERSITY	0.095***	0.007	13.03	0.101***	0.009	11.49	0.081***	0.017	4.78
YEAR 2001	0.005	0.015	0.35	-0.006	0.021	-0.31	-0.013	0.034	-0.37
YEAR 2002	0.015	0.016	0.98	0.003	0.020	0.15	0.014	0.035	0.40
YEAR 2003	0.013	0.016	0.81	-0.007	0.020	-0.34	0.033	0.037	0.91
YEAR 2004	0.003	0.016	0.21	-0.012	0.020	-0.61	0.011	0.036	0.30
YEAR 2005	0.021	0.017	1.28	0.009	0.021	0.40	-0.002	0.036	-0.07
YEAR 2006	0.055***	0.018	3.27	0.053**	0.023	2.39	0.024	0.038	0.64
YEAR 2007	0.043***	0.017	2.56	0.031	0.022	1.44	0.034	0.039	0.89
YEAR 2008	0.045***	0.017	2.71	0.050**	0.023	2.29	0.004	0.037	0.11
YEAR 2009	0.060***	0.018	3.60	0.057***	0.023	2.62	0.018	0.039	0.47
YEAR 2010	0.040**	0.017	2.40	0.036*	0.022	1.67	0.015	0.039	0.38
lnRESMORTGAGE							0.005	0.010	0.50
No. obs.	17,111			12,049			3,641		
LR chi2	4741.86			3707.32			671.71		
Prob>chi2	0.000			0.000			0.000		
Pseudo R2	0.233			0.255			0.151		
Log likelihood	-7820.950			-5429.928			-1895.623		

／総資産比率(RESLAND\_RATIO)の限界効果の符号は統計的に有意にマイナスである。前掲表5では単純なクロス分析により居住用不動産／総資産比率が株式保有とマイナスの相関関係にあることをみたが、表7の結果は、こうした関係が株式保有に影響すると考えられる他の要因をコントロールしてもなお存在することを示している。また、表7で得られた限界効果の推定値(-0.278)から、RESLAND\_RATIOが1標準偏差(0.40)上昇した場合、株式保有確率は11%ポイント低下すると計算されるが(0.40\*0.28)、分析サンプル全体の株式保有率が28.3%であることを踏まえると、これは経済的にも意味のある大きさといえる。

また、分析サンプルを、住宅ローンのない世帯(列(2))とある世帯(列(3))に分けて推定すると、住宅ローンのある世帯におけるRESLAND\_RATIOの限界効果(-0.662)の絶対値は、住宅ローンのない世帯(-0.248)よりも統

計的に有意に大きくなっている。このことは、不動産保有が株式保有を抑制する効果が、住宅ローンのある世帯においてより大きくなっていることを示している。

その他のコントロール変数については、おおむね妥当な結果が得られている。列(1)の全サンプルについてみると、所得INCOMEや総資産GTAの限界効果は有意にプラスであり、所得や総資産の大きい家計ほど、株式を保有する確率が高い。なお、住宅ローン有無サブサンプル別にみると、GTAの限界効果は、列(3)のローン有りのサブサンプルにおいて若干高くなっており、住宅ローンを抱えている世帯において流動性制約が重要である可能性が、やはり示唆される。

世帯主年齢(デフォルトは61歳以上)は、若い家計ほどマイナスの絶対値が大きくなっており、所得や資産をコントロールしたうえでも年齢効果があることを示している。このことは、

表 8. 株式保有世帯を対象とした株式シェアについての OLS 推計：ベースライン

被説明変数 STOCK_SHARE(>0)	(1) 全世帯			(2) 住宅ローンのない世帯			(3) 住宅ローンのある世帯		
	Coeff.	Std. Err.	t	Coeff.	Std. Err.	t	Coeff.	Std. Err.	t
RESLAND_RATIO	0.147***	0.012	12.69	0.141***	0.015	9.67	0.128***	0.043	2.99
lnINCOME	-0.004	0.006	-0.74	-0.004	0.006	-0.69	-0.031*	0.016	-1.89
lnGTA	-0.042***	0.004	-10.49	-0.049***	0.004	-11.12	0.010	0.013	0.76
AGE_30	-0.044**	0.019	-2.36	-0.054***	0.020	-2.70	-0.106	0.078	-1.36
AGE_31_40	-0.025**	0.012	-2.13	-0.034**	0.015	-2.36	-0.061**	0.030	-2.06
AGE_41_50	-0.014	0.011	-1.30	-0.031**	0.013	-2.35	-0.022	0.027	-0.79
AGE_51_60	-0.014	0.009	-1.48	-0.012	0.010	-1.15	-0.036	0.025	-1.45
FAMILY SIZE	-0.011***	0.003	-3.22	-0.011***	0.004	-2.75	-0.009	0.007	-1.31
JUNIOR HIGH	-0.032	0.021	-1.53	-0.044*	0.023	-1.92	-0.001	0.059	-0.02
UNIVERSITY	0.026***	0.007	3.61	0.030***	0.008	3.64	0.006	0.016	0.36
YEAR 2001	-0.022	0.015	-1.42	-0.008	0.019	-0.40	-0.067**	0.032	-2.10
YEAR 2002	-0.051***	0.016	-3.23	-0.048**	0.019	-2.50	-0.063**	0.032	-2.00
YEAR 2003	-0.028*	0.016	-1.80	-0.013	0.019	-0.69	-0.073**	0.032	-2.26
YEAR 2004	-0.036**	0.016	-2.26	-0.024	0.019	-1.25	-0.076**	0.033	-2.28
YEAR 2005	-0.017	0.016	-1.04	-0.005	0.019	-0.27	-0.040	0.033	-1.20
YEAR 2006	0.009	0.016	0.58	0.012	0.019	0.61	0.006	0.033	0.19
YEAR 2007	-0.006	0.016	-0.41	-0.002	0.019	-0.09	-0.026	0.033	-0.79
YEAR 2008	-0.040***	0.016	-2.57	-0.039**	0.019	-2.07	-0.053	0.033	-1.59
YEAR 2009	-0.050***	0.016	-3.22	-0.039**	0.019	-2.07	-0.098***	0.035	-2.81
YEAR 2010	-0.041***	0.016	-2.58	-0.033*	0.019	-1.72	-0.066*	0.035	-1.88
lnRESMORTGAGE							0.020**	0.009	2.29
constant	0.522***	0.030	17.38	0.558***	0.034	16.27	0.304***	0.097	3.14
No. obs.	4,840			3,526			1,101		
F-value	11.62			10.21			2.36		
Prob>F	0.0000			0.0000			0.0000		
Adjusted R-squared	0.0421			0.0497			0.0253		
Root MSE	0.2253			0.2209			0.2337		

株式保有に関する年齢カーブは、不動産保有だけでは説明できないことを示唆している。世帯主の学歴の限界効果は、中卒だとマイナス、大卒以上だとプラスであり、株式市場への参入にあたって金融リテラシーやピア効果が重要である可能性を示している。最後に、年ダミーは2006年以降有意にプラスとなっており、株式保有率が2000年代後半に上昇したという先述の記述統計と整合的である。総じて、コントロール変数に関する推定結果は、表6でみた全サンプルと株式保有世帯サブサンプルの属性の違いと整合的である。

#### 4.2.2 株式シェアに関する OLS 推計

次に、株式を保有している家計に分析対象を限定して、株式シェア STOCK\_SHARE を被説明変数とした OLS 推計の結果は、表8に示されている通りである。すべての家計を対象と

した列(1)にて、RESLAND\_RATIO の係数は統計的に有意にプラスである。表5(前掲)では単純なクロス分析により、株式を保有している家計においては RESLAND\_RATIO と STOCK\_SHARE の相関関係がプラスになることをみたが、表8の推定結果は、この点を改めて示すものといえる。なお、RESLAND\_RATIO が STOCK\_SHARE に及ぼす正の効果は、住宅ローンのない世帯(0.141)の方が、住宅ローンのある世帯(0.128)よりも若干大きいですが、両者の差はあまり大きくない。

他のコントロール変数についてみると、総資産がマイナスに有意となっており、株式保有に関するプロビット推計とは逆に、総資産が多い家計ほど株式投資を抑制していることを示す結果が得られている。一つの可能性として、多額の資産を保有する家計が、株式以外のリスク資産、たとえば居住用不動産以外の不動産に投資

を振り向けているため、金融資産全体に占める株式シェアが低くなっていることが考えられる。この点は、次節で検証する。次に世帯主年齢が40歳以下の家計や、世帯人員(FAMILY SIZE)が多い家計では、株式シェアが低くなっている。他方で、世帯主の学歴が大卒以上の場合、株式シェアが高くなっている。年効果は2002~2004年、2008~2010年にマイナスとなっているが、これは当時の株価水準が低位であったことを反映したものと推測される。

表8の推定結果は、株式と不動産の投資リターンの相関が小さいため、分散効果が働き、家計の不動産保有と株式/金融資産比率が補完的な関係にあるとする Yao and Zhang(2005)の理論的予想と整合的といえる。また、表7とあわせて考えると、居住用不動産の保有やそれに伴う住宅ローン負担が、家計にとって流動性制約となり、株式の保有有無に対してマイナスの影響を及ぼす一方、そうした制約から免れている家計においては、むしろリスク分散効果が働くため、居住用不動産保有が株式保有を促進している可能性を示唆している。しかし、こうした結果は、我々が推計でコントロールできていない要因によって生じている可能性もあるので、注意が必要である。

たとえば、株式保有世帯に限定したサンプルにおいて RESLAND\_RATIO が STOCK\_SHARE にプラスの影響を及ぼしているのは、高い人的資本を持っている家計、すなわち生涯所得が大きいと予想している家計は、その分だけリスクをとることのできる余地が大きいいため、不動産も株式も積極的に購入し、両者の間で見せかけの正の相関が生じているためかもしれない。また、家計が保有している株式と居住用不動産の価格が同時に上昇したため、両者の間でやはり見せかけの正の相関が生じている可能性や、リスクに対して積極的な選好をもつ家計が、不動産と株式を積極的に購入している可能性も考えられる。

これらの問題に対処するには、本来であれば、パネルデータを用いて固定効果をコントロールした推計を行うことや、居住用不動産/総資産

比率の適切な操作変数を用いて内生性に対処した推計を行うことが望ましい。次節では、そうした分析のための第一歩として、3つの追加的な分析を行う。

第一に、高い人的資本を持っている世帯主の家計が不動産、株式とともに積極的に購入しているかどうかを検証するため、人的資本の代理変数として学歴ダミー、高所得ダミー(世帯主所得が上位20%)を用い、これらの変数と居住用不動産/総資産比率との交差項を説明変数とした推計を行う(5.1節)。交差項が有意であれば、高い人的資本をもった世帯主の家計が、居住用不動産、株式ともに積極的に投資している可能性が高いと考えられる。

第二に、家計が保有している株式の価格と居住用不動産の価格がともに上昇(下落)したことによって見せかけの正の相関が生じているのであれば、そうした関係は、株式市場と居住用不動産市場が似たような動きを示した時期に強く、両者が乖離していた時期には弱くなると推測される。図1でみたように、我々の分析期間中、日経平均株価と六大都市圏の住宅地価格は概ね似通った動きをしていたが、2003~2005年にかけては株価が上昇した一方、地価の下落は続いていた。そこで、時期別ダミー変数と居住用不動産/総資産比率との交差項を説明変数として加えた推計を行い、居住用不動産/総資産比率と株式シェアとの関係が、株価や地価の変動による見せかけの相関に基づくものであるかどうかを考察する(5.2節)。

第三に、不動産と株式のリスク分散効果により居住用不動産/総資産比率が株式シェアにプラスの影響を及ぼしているのであれば、そうした効果は、居住用目的ではなく投資目的の不動産においてより顕著に観察されるはずである。そこで、居住用不動産以外の不動産を用いた分析を行う(5.3節)。こうした分析は、株式シェアに関する推計において総資産の係数がマイナスになっている点について、多額の資産を保有する家計が居住目的以外の不動産に投資を振り向けているため株式シェアが低くなっている、との解釈が妥当であるかどうかを検証するうえ

表 9. 株式保有についてのプロビット推計：交差項分析

被説明変数：STOCK_EX	(1) 交差項：学歴ダミー			(2) 交差項： 高所得(上位 20%)ダミー			(3) 交差項：年ダミー		
	dy/dx	Std. Err.	z	dy/dx	Std. Err.	z	dy/dx	Std. Err.	z
RESLAND_RATIO	-0.260***	0.016	-16.68	-0.279***	0.012	-23.3	-0.293***	0.017	-16.78
RESLAND_RATIO*JUNIOR HIGH	-0.112**	0.045	-2.49						
RESLAND_RATIO*UNIVERSITY	-0.024	0.018	-1.34						
RESLAND_RATIO*HIGHINCOME				0.003	0.015	0.22			
RESLAND_RATIO*YEARS 2003-2005							0.045**	0.023	1.98
RESLAND_RATIO*YEARS 2006-2007							0.014	0.026	0.52
RESLAND_RATIO*YEARS 2008-2010							-0.002	0.023	-0.11
lnINCOME	0.049***	0.006	8.02	0.049***	0.007	7.20	0.049***	0.006	8.03
lnGTA	0.134***	0.003	36.99	0.134***	0.003	37.01	0.135***	0.003	37.02
AGE_30	-0.136***	0.010	-10.67	-0.137***	0.010	-10.76	-0.137***	0.010	-10.78
AGE_31_40	-0.122***	0.009	-11.89	-0.122***	0.009	-11.98	-0.122***	0.009	-11.97
AGE_41_50	-0.090***	0.010	-8.68	-0.091***	0.010	-8.74	-0.091***	0.010	-8.74
AGE_51_60	-0.048***	0.009	-4.90	-0.049***	0.009	-4.93	-0.048***	0.009	-4.92
FAMILY SIZE	-0.005*	0.003	-1.65	-0.005	0.003	-1.58	-0.005	0.003	-1.54
JUNIOR HIGH	-0.072***	0.022	-2.96	-0.111***	0.012	-7.68	-0.111***	0.012	-7.67
UNIVERSITY	0.105***	0.011	9.90	0.095***	0.007	13.01	0.094***	0.007	12.98
YEAR 2001	0.005	0.015	0.34	0.005	0.015	0.35	0.005	0.015	0.37
YEAR 2002	0.016	0.016	1.01	0.015	0.016	0.98	0.016	0.016	1.00
YEAR 2003	0.013	0.016	0.81	0.013	0.016	0.81	-0.008	0.018	-0.44
YEAR 2004	0.003	0.016	0.22	0.003	0.016	0.22	-0.017	0.018	-0.91
YEAR 2005	0.021	0.017	1.28	0.021	0.017	1.29	0.001	0.019	0.03
YEAR 2006	0.056***	0.018	3.27	0.056***	0.018	3.27	0.049**	0.022	2.34
YEAR 2007	0.043***	0.017	2.57	0.043***	0.017	2.57	0.036*	0.021	1.80
YEAR 2008	0.045***	0.017	2.72	0.045***	0.017	2.72	0.046**	0.021	2.33
YEAR 2009	0.060***	0.018	3.58	0.060***	0.018	3.60	0.060***	0.021	3.08
YEAR 2010	0.040**	0.017	2.40	0.040**	0.017	2.41	0.040**	0.020	2.05
No. obs.	17,111			17,111			17,111		
LR chi2	4748.67			4741.91			4747.11		
Prob>chi2	0.000			0.000			0.000		
Pseudo R2	0.233			0.233			0.233		
Log likelihood	-7817.545			-7820.925			-7818.328		

でも意味があると思われる。

## 5. 追加的な分析

### 5.1 学歴、所得との交差項分析

人的資本の代理変数として学歴や所得水準を用い、これらと RESLAND\_RATIO との交差項を用いて推計した結果は、表 9(株式保有有無に関するプロビット推計)、表 10(株式シェアに関する OLS 推計)の列(1)、列(2)に示されている。我々の主たる関心は、居住用不動産が株式シェアに及ぼす正の影響が、人的資本が高いと考えられる高学歴世帯、高所得世帯において特に強くみられるかどうかだが(表 10)、参考まで、株式保有に関するプロビット推定も行

った(表 9)。

結果をみると、学歴については、中卒ダミー(JUNIOR HIGH)との交差項が表 9、表 10 ともに有意にマイナスである。株式シェアに即していえば、居住用不動産が株式保有に及ぼす正の効果は、世帯主が中卒の家計では弱まっているといえる。一方、大卒以上の家計については、RESLAND\_RATIO との交差項は表 9、表 10 ともに有意でない。また、高所得ダミー-HIGHINCOME との交差項についても、有意な結果は得られていない。上記のような変数が人的資本の妥当な代理変数であるかどうかについては議論の余地があるかもしれないが、高い人的資本をもった家計が居住用不動産、株式と

表 10. 株式保有世帯を対象とした株式シェアについての OLS 推計：交差項分析

被説明変数：STOCK_SHARE(>0)	(1)交差項：学歴ダミー			(2)交差項： 高所得(上位20%)ダミー			(3)交差項：年ダミー		
	Coeff.	Std. Err.	t	Coeff.	Std. Err.	t	Coeff.	Std. Err.	t
RESLAND_RATIO	0.167***	0.018	9.39	0.141***	0.012	11.38	0.141***	0.019	7.44
RESLAND_RATIO*JUNIOR HIGH	-0.129**	0.061	-2.11						
RESLAND_RATIO*UNIVERSITY	-0.026	0.020	-1.29						
RESLAND_RATIO*HIGHINCOME				0.021	0.015	1.37			
RESLAND_RATIO*YEARS2003-2005							0.025	0.026	0.99
RESLAND_RATIO*YEARS2006-2007							-0.004	0.028	-0.15
RESLAND_RATIO*YEARS2008-2010							0.000	0.025	0.01
lnINCOME	-0.005	0.006	-0.082	-0.009	0.007	-1.29	-0.005	0.006	-0.77
lnGTA	-0.042***	0.004	-10.45	-0.042***	0.004	-10.49	-0.042***	0.004	-10.44
AGE_30	-0.043**	0.019	-2.34	-0.045**	0.019	-2.44	-0.044**	0.019	-2.35
AGE_31_40	-0.025**	0.012	-2.10	-0.025**	0.012	-2.11	-0.025**	0.012	-2.11
AGE_41_50	-0.014	0.011	-1.25	-0.016	0.011	-1.44	-0.014	0.011	-1.31
AGE_51_60	-0.013	0.009	-1.43	-0.015*	0.009	-1.66	-0.014	0.009	-1.46
FAMILY SIZE	-0.011***	0.003	-3.26	-0.011***	0.003	-3.16	-0.011***	0.003	-3.19
JUNIOR HIGH	0.024	0.034	0.72	-0.033	0.021	-1.56	-0.032	0.021	-1.52
UNIVERSITY	0.038***	0.012	3.27	0.026***	0.007	3.58	0.026***	0.007	3.58
YEAR 2001	-0.022	0.015	-1.42	-0.021	0.015	-1.36	-0.022	0.015	-1.41
YEAR 2002	-0.050***	0.016	-3.19	-0.050***	0.016	-3.18	-0.051***	0.016	-3.22
YEAR 2003	-0.028*	0.016	-1.77	-0.028*	0.016	-1.79	-0.040**	0.020	-2.02
YEAR 2004	-0.036**	0.016	-2.25	-0.036**	0.016	-2.23	-0.048**	0.020	-2.40
YEAR 2005	-0.016	0.016	-0.99	-0.015	0.016	-0.94	-0.028	0.020	-1.42
YEAR 2006	0.010	0.016	0.62	0.010	0.016	0.66	0.011	0.020	0.53
YEAR 2007	-0.006	0.016	-0.36	-0.005	0.016	-0.35	-0.005	0.020	-0.26
YEAR 2008	-0.040**	0.016	-2.55	-0.039**	0.016	-2.47	-0.041**	0.019	-2.12
YEAR 2009	-0.050***	0.016	-3.20	-0.049***	0.016	-3.17	-0.051***	0.019	-2.70
YEAR 2010	-0.041***	0.016	-2.57	-0.040**	0.016	-2.52	-0.041**	0.019	-2.17
constant	0.514***	0.030	16.85	0.539***	0.033	16.59	0.525***	0.031	16.95
No. obs.		4,840			4,840			4,840	
F-value		10.81			11.16			10.17	
Prob>F		0.0000			0.0000			0.0000	
Adjusted R-squared		0.0427			0.0422			0.0418	
Root MSE		0.2253			0.2253			0.2254	

にも積極的に投資しているとの仮説を積極的に支持するような結果は得られていない。

## 5.2 年ダミーとの交差項分析

居住用不動産／総資産比率と株式シェアとの関係について、年ダミー変数との交差項を用いて推定した結果は、表 9、表 10 の列(3)に示されている。年ダミーは、2000～02 年(株価、地価ともに下落)、2003～05 年(株価上昇、地価下落)、2006～07 年(株価、地価ともに上昇)、2008～10 年(リーマン・ショック後)とし、2000～02 年をデフォルトとした。株価と地価の動きに乖離が生じたのは 2003～05 年であり、ベースライン推計でみた居住用不動産が株式シ

ェアに及ぼす正の影響が価格変動による見せかけの相関によるものであれば、2003～05 年の時期に、両者の関係は弱まると予想される。

結果をみると、株式シェアに関する OLS 推計(表 10)では、交差項はいずれの時期も有意ではなく、見せかけの相関が生じていたことを示す証拠は得られていない。

なお、株式保有の有無に関するプロビット推計(表 9)では、2003～2005 年ダミーとのクロス項が有意にプラスの値をとっている。これは、居住用不動産／総資産比率が株式保有に及ぼすマイナスの影響が、株価の上昇した 2003～2005 年には若干弱まったことを示唆している。

表 11. その他不動産を含めた株式保有, 株式保有世帯を対象とした株式シェアについての推計

	(1) 被説明変数: STOCK_EX プロビット推計			(2) 被説明変数: STOCK_SHARE(>0) OLS推計		
	dy/dx	Std. Err.	z	Coeff.	Std. Err.	t
RESLAND_RATIO	-0.314***	0.024	-12.75	0.145***	0.023	6.25
OTHREALEST_RATIO	-0.283***	0.013	-22.10	0.153***	0.013	11.86
lnINCOME	0.044***	0.007	6.68	-0.002	0.006	-0.38
lnGTA_BROAD	0.136***	0.004	34.86	-0.041***	0.004	-9.76
AGE_30	-0.136***	0.011	-9.86	-0.035*	0.020	-1.80
AGE_31_40	-0.119***	0.010	-10.76	-0.019	0.013	-1.49
AGE_41_50	-0.086***	0.010	-7.64	-0.002	0.012	-0.19
AGE_51_60	-0.047***	0.010	-4.47	-0.009	0.010	-0.92
FAMILY SIZE	-0.006*	0.003	-1.74	-0.015***	0.004	-4.14
JUNIOR HIGH	-0.104***	0.013	-6.50	-0.030	0.022	-1.38
UNIVERSITY	0.098***	0.008	12.64	0.023***	0.008	2.92
YEAR 2001	-0.032**	0.015	-2.09	-0.001	0.015	-0.07
YEAR 2002	-0.025	0.015	-1.63	-0.030*	0.016	-1.94
YEAR 2003	-0.032**	0.015	-2.04	-0.010	0.016	-0.65
YEAR 2004	-0.039**	0.015	-2.49	-0.018	0.016	-1.12
YEAR 2005	-0.022	0.016	-1.37	—	—	—
YEAR 2006	0.009	0.017	0.53	0.030*	0.016	1.92
YEAR 2007	—	—	—	0.013	0.016	0.84
YEAR 2008	0.002	0.016	0.11	-0.020	0.016	-1.25
YEAR 2009	0.016	0.017	0.96	-0.030*	0.016	-1.93
YEAR 2010	-0.001	0.017	-0.04	-0.023	0.016	-1.43
No. obs.	15,101			4,306		
LR chi2/F-value	4118.63			10.29		
Prob>chi2/prob>F	0.000			0.000		
Pseudo R2 / Adjusted R-squared	0.228			0.041		
Log likelihood/Root MSE	-6967.289			0.225		

### 5.3 居住用目的以外のその他不動産を考慮した分析

金融 RADAR では, 居住用土地以外の不動産(以下, その他不動産)として, アパート・マンション・ビル, 別荘, 駐車場, 農地, その他の土地の保有有無を家計に尋ねている<sup>21)</sup>. また, これら5つのカテゴリーに属する不動産を保有している家計に対して, 自己評価に基づく時価金額も尋ねている<sup>22)</sup>. その他不動産は, 居住用土地に比べると多少なりとも投資目的の色彩が強い不動産といえる.

前掲表2の項目(c)をみると, その他不動産全体の保有率は, 2000年を除けば15.5~18.6%の狭い幅の間で推移している. 表には掲載していないが, 5つのカテゴリーのうち最も保有率が高いのはアパート・マンション・ビルであり(8.1%~13.3%), その他の土地(2.9%~5.3%)

がこれに次いでいる. その他不動産を保有している世帯の保有金額は, 居住用土地と同様, 平均値をみると2000年代を通じて減少傾向にあるが, 中央値にはほとんど変化がみられない.

その他不動産について考慮した推計結果は表11に示されている通りである. 表11では, 居住用土地/総資産比率 RESLAND\_RATIO に加えて, 新たな説明変数として, その他不動産/総資産比率(OTHREALEST\_RATIO)を用いている. また, これまでの推計では, 総資産にその他不動産が含まれていなかったが, ここではその他不動産の保有額も加えて総資産を再計算した(GTA\_BROAD). 列(1)は株式保有有無に関するプロビット推計, 列(2)は株式シェアに関するOLS推計の結果である.

居住用不動産である RESLAND\_RATIO の係数の符号は, ベースライン推計(表7,8)と同

様、株式保有有無に対してはマイナス、株式を保有している家計の株式シェアに対してはプラスである。また、その他不動産 OTHREAL-EST\_RATIO の係数は、RESLAND\_RATIO と近い値となっている。

リスク分散効果により家計の不動産保有が株式シェアにプラスの影響を及ぼしているとの仮説は、居住用不動産よりも投資目的の不動産においてより妥当すると考えられる。表 11・列(2)の結果は、ベースライン推計でみた居住用不動産と株式シェアとの補完関係が、リスク分散仮説に基づくものである可能性を示唆するものといえる<sup>23)</sup>。

## 6. おわりに

本稿では、2000年から2010年までの金融RADARのデータに基づき、日本の家計の金融資産選択、特に居住用不動産が金融リスク資産(=株式)投資に与える影響について考察した。本稿で得られた主なファインディングは以下の通りである。

第一に、東京近辺の比較的富裕な層にサンプルが偏っているという問題はあるにせよ、金融RADARのサンプルを使った本稿の分析では、2006年前後の株価上昇の時期に株式を保有している世帯の割合が上昇し、2008年後半のリーマン・ショックとその後の急激な景気後退を経た後も、目立った減少傾向は見られないことが分かった。このことは、ひとたび株式市場へ参入した家計は、株価の低迷が持続的なものではないと判断される限りは、すぐにはマーケットから退出しないことを示唆している。また、この間、家計が保有する居住用不動産額は、一貫して減少していた。

第二に、居住用不動産の総資産に占める比率が高い家計は、株式を保有する確率が低いことが分かった。これは、不動産保有に伴い生じる流動性制約によって、家計が金融リスク資産投資を抑制するとの仮説と整合的である。

第三に、株式保有世帯における株式シェア(株式/金融資産)は、居住用不動産/総資産比率と正の相関関係がある。これは、不動産と株

式のリスク分散効果により、不動産を多く保有する家計は、流動的な金融資産に占める株式シェアも高いとの仮説と整合的である。我々の観察事実は、①人的資本の高い家計が不動産・株式をともに積極的に購入している、②家計が保有する居住用不動産と株式の価格が共変動している、ため生じている可能性もあるが、いくつかの追加的な分析からは、これらの可能性を支持する結果は得られなかった。また、不動産と株式シェアとの正の相関は、居住用目的以外のその他不動産を考慮した場合も観察された。

最後に、今後取り組むべき課題について触れておくことにしたい。本稿の分析は、単純な記述統計や回帰分析に留まっており、分析結果から厳密に因果関係を結論づけられる、あるいは量的評価のできる点は多くない。したがって、特定の理論モデル・仮説を設定して、居住用不動産の保有に関する内生性や株式保有に関するサンプル・セレクションの問題を考慮に入れた推計を行うことは、今後の研究の第一の課題である。

第二に、本稿の5.1節では人的資本(将来所得の予測額、予想成長率)の違いが家計の金融行動に与える影響を考え、学歴や現在所得の水準を人的資本の代理変数として用いた分析を行った。しかし、より注意深く選ばれた/構築された変数やより洗練された推計方法を用いて、人的資本が家計の居住用不動産や株式を含む金融ポートフォリオ選択に与える影響をさらに丁寧に考察する余地は残っている。関連して、5.3節で検討した居住用以外の不動産に加え、個人事業もリスク資産として対象に加えた分析を行うことも考えるべきであろう。

日本の家計の金融資産選択に関して、より視野を広げた研究の方向性としては、次のようなことが考えられる。第一に、本稿では簡単に触れるに留まっているが、2000年代以降の日本経済における格差拡大の問題を踏まえ、所得階層・資産水準階層ごとの家計のポートフォリオ選択の違いと、その時間を通じた変化に関する検証は重要である。この点について、内閣府の堀雅博氏を中心としたグループは「家計調査」

を用いた分析を進めているが(Hori *et al.* 2014, 岩本他 2015), 金融 RADAR のデータには家計調査とは異なる長所があり, 両者の分析は補完的なはずである. 特に, 我が国の超富裕層のポートフォリオ選択の状況や, 先述の個人事業の状況についての米国等についての既存研究(Carroll 2002)との比較は, まだまだ日本のデータに関する研究が十分とは言えないテーマである.

第二に, 金融 RADAR は, 金融機関が個人顧客向けのマーケティングを考えるためのデータベースとしてもともと整備されたものであり, 調査票の中には, 家計の特性や行動原理に関するより立ち入った興味深い質問が存在する. その中の幾つかはピア効果の存在の有無や株式投資の心理的コストといった行動ファイナンス的なトピックの検証に役立つかもしれない.

第三に, 金融 RADAR では, 個々の家計が取引している金融機関を金融商品別に特定することが可能である. 日本の家計の金融リスク資産投資が進まない一因として, 投資を仲介する金融機関への不信感がしばしば指摘されており, 金融機関の特性(たとえば営業スタンス)が家計の金融資産選択に及ぼす影響を調べることは, 政策的示唆にも富んだトピックといえよう.

(一橋大学経済研究所・中央大学商学部・みずほ総合研究所・みずほ総合研究所)

## 注

† 本稿は科学研究費補助金基盤研究(S)(No. 25220502), (独)経済産業研究所「企業金融・企業行動ダイナミクス研究会」の研究成果の一部である. 祝迫は, 本稿で用いたデータベース(「日経金融行動調査 NEEDS-RADAR(金融 RADAR)」)の取得・構築において, 基盤研究(A)25245037 による補助を受けている. 本稿の作成に際して, Hitotsubashi-RIETI International Workshop on Real Estate Market and the Macro Economy の参加者, とりわけ討論者の平形尚久氏(日本銀行)から貴重なコメントを頂いた. また, 遠山若菜氏からはデータ処理に関して多大なサポートを頂いた. 記して感謝申し上げます. なお, 本稿における見解は執筆者個人のものであり, 所属する組織のものではない.

1) 持ち家が株式のような金融リスク資産への投資をクラウドアウトする理由として, 先行研究では, 住宅の分割不可能性・非流動性以外に, ヘッジできない

労働所得リスクが住宅価格リスクと正の相関をもつこと(Cocco 2005; Yao and Zhang 2005), 住宅ローンと株式の相関が住宅ローンと債券の相関よりも高いこと(Flavin and Yamashita 2002; Yamashita 2003)などが指摘されている. 若年期に株式保有ゼロの家計が多いという事実を説明しようとするのであれば, 厳密にはさらに株式取引に伴う何らかの取引コストの存在を仮定する必要がある.

2) ただし, 株式シェアの分母として住宅などの実物資産を含む総資産をとった場合, 住宅と株式の間で代替効果が働くため, 住宅保有は株式シェアにマイナスの影響を及ぼす.

3) 本節では祝迫(2012)に従い, ファイナンス的・ライフサイクル仮説的な視点を強調した議論のまとめを行っているが, Housing Economics や応用ミクロ経済学に近い視点から持ち家/不動産保有と家計のポートフォリオ選択を扱った研究の流れもある. 例えば Fratantoni(1998)や Mok(2002), le Blanc and Lagaranne(2004), 日本についての実証研究としては松浦・白石(2004), 駒井・阿部(2005), 駒井(2006)などを参照.

4) 1990年代に関する分析は Iwaisako(2009), 祝迫(2012)を参照.

5) これまでの理論的な研究では, 持ち家以外の不動産の存在や買い換えの可能性, 個人事業などの他のリスク投資の存在などを考慮に入れるかどうか, それらを考慮に入れると家計はどのようなタイミングで株式投資を始めるべきかについて, それぞれ異なる仮定をおいている. また実証上, 不動産保有に関してどのような変数で測るべきかもさほど明確でない. このため, 本稿では, 特定の理論モデルに基づくことなく, 記述的な分析を行った.

6) 以下, 本稿ではこうした事象を「(不動産保有に伴う)流動性制約」と呼ぶこととする.

7) 世帯の定義は「対象者と配偶者, 扶養家族」であり, 同居していても 100 万円以上の年収のある親や子供などは調査対象から除いている.

8) たとえば 2010 年の世帯の経常的な収入額は, 総務省『家計調査年報』では 558 万円(全国平均)であるのに対して, 金融 RADAR では 609 万円である.

9) 総務省『国勢調査』によれば, 世帯主年齢が 70 歳以上の世帯の構成比(2010 年, 全国平均)は 22.1% である.

10) 関東圏全体の地価(住宅地)をみると, 底を打ったのは 2006 年であり, かつ 2006~2007 年にかけての上昇ペースは鈍くなっている. 金融 RADAR は首都圏を対象とするため, 六大都市圏の地価の方が, 調査対象世帯が保有する不動産価格の変化の実態に近いと推測される.

11) 不動産取引価格は, 取引実勢を正確に反映している一方で, 頻繁には取引が行われないため, 個々の土地の時系列での価格変化を計算できるサンプル数が非常に少ないという問題がある. このため, ここでは市区町村レベルの平均取引価格をヘドニック回帰により推計し, その時系列変化を用いた. また, 株式リターンは, 東証一部の配当込株価指数を用いて計算した. なお, 鑑定価格である公示地価(全国の住宅地)を

用いて、個々の土地の価格変化率と東証一部の配当込株価指数変化率の同時点での相関係数(期間は1991年～2014年)を計算すると、平均で0.21であった。

12) ここでのグロスの金融資産額は、各世帯が保有する様々な金融資産(具体的には、預金、外貨建て金融商品、国債・社債等、株式、投資信託、MMF・MRF・中国ファンド)の保有額を合計して作った変数である。金融RADARには保有している金融資産額を直接尋ねている項目もあるが、両者は必ずしも一致しない。金融RADARでは、金額に関する設問については、幅をもった選択肢の中位値を用いていること(たとえば「300万円～500万円」という選択肢を選んだ家計は「400万円」)、最上位の回答選択肢は最小値を用いているため過少評価となっていること(たとえば「1億円以上」という選択肢の場合「1億円」)が、その原因と考えられる。後者のバイアスを踏まえて本稿では金融資産の保有合計を用いたが、outlierを除去するため、金融RADAR掲載の金融資産総額との差が大きい(両端0.1%に属する)家計を分析サンプルから落としている。

13) 例えば、2000年のグロスの金融資産額に対する回答数は2,409世帯であるのに対し、ネットの金融資産額に対する回答数は1,684世帯と約70%に過ぎない。ただし回答数の差は年を追うにつれて減少しており、2010年ではグロスが2,051世帯、ネットが1,958世帯と5%ほどの差へと縮まっている。

14) 「75%分位 vs 25%分位」、「75%分位 vs 50%分位」などの比率をみても上昇している。

15) 持ち家購入の当初に住宅ローン借入を行った家計の割合は、2000年の72%から2010年の54%へと、大きく減少している。ただし、当初に住宅ローン借入を行った家計の平均借入額は、2000年の2,704万円から2010年の3,323万円へと、約23%増えている。

16) 塩路・平形・藤木(2013)図2を参照。他方で、本稿と塩路・平形・藤木(2013)とは、①2000年代の株式保有世帯割合の水準が、本稿では23～32%の幅で推移しているが、塩路・平形・藤木(2013)では概ね15%程度で安定している、②2000年代半ばにおける株式保有世帯割合が、本稿では大きく上昇しているが、塩路・平形・藤木(2013)では逆に11%程度まで低下している、といった相違点がある。

17) 不動産変数として、居住用土地の有無を表すダミー変数を用いた推計も行ったが、定性的な結果はほぼ同じであった。また、RESLAND\_RATIOがゼロの値をとる家計を分析サンプルから除いた推計も行ったが、やはり大きな違いはなかった。

18) 住宅ローン以外の要因として、流動性の低い不動産を保有する家計にとって、不動産保有が株式保有を抑制する効果がより強く働くことも考えられる。しかし、金融RADARには家計の住所情報がないため、この点を検証することは困難である。

19) 学歴効果の存在については、1997年～2005年の金融RADARを用いた北村・内野(2011)でも指摘されている。また、ピア効果についてはHong, Kubik, and Stein (2004)を参照。

20) 10年超に亘る期間を通じて影響が安定的であると考えられる操作変数の選択が困難であることも

OLS推計を採用した理由である。なお、Cocco(2005)は、被説明変数である株式シェアが0～1の間で値が切断されていることを考慮して、Tobit推定を行っている。しかし、サンプル・セレクション・バイアスがある場合、Tobit推定には問題がある。なお、被説明変数をlogit変換したOLS推計も行ったが、結果は大きく異ならなかった。

21) 投資用ワンルームマンション、不動産共同所有(小口化商品等)の保有有無も尋ねているが、保有率が1%前後と低いこと、保有額が不明であることから、分析の対象外とした。

22) その他不動産を複数保有する家計の場合、総額は分かるが、個々の保有額は不明である。また、2000年は設問がなかったため不明である。

23) 総資産の対数値であるlnGTA\_BROADの係数が、ベースライン推計と同様にマイナスである点には留意する必要があるかもしれない。4節では、株式保有世帯のなかでも多額の資産を保有する家計が、我々が観察できない株式以外のリスク資産に投資しているため、金融資産全体に占める株式シェアが低くなっている可能性を指摘したが、我々がなおコントロールできていないその他の資産(たとえば経営する個人事業など)の存在により総資産の係数がマイナスとなっている可能性はあるかもしれない。

## 参考文献

- 祝迫得夫(2012)『家計・企業の金融行動と日本経済—ミクロの構造変化とマクロへの波及』日本経済新聞出版社、2012年4月。
- 岩本光一郎・新関剛史・濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子(2015)『「家計調査」個票をベースとした世帯保有資産額の推計——推計手順と例示的図表によるデータ紹介——』『経済分析』第189号、pp. 65-95。
- 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、日本金融学会、pp. 24-45。
- 駒井正晶(2006)「家計の資産選択と住宅：住宅経済学からのアプローチ」貝塚啓明監修『パーソナルファイナンス研究』日本ファイナンス・プランナーズ協会、2006、pp. 149-172。
- 駒井正晶・阿部由里(2005)「住宅所有と家計の危険資産選択：ミクロ・データによる分析」『ファイナンス・プランニング研究』No. 5、pp. 19-26。
- 松浦克己・白石小百合(2004)『資産選択と日本経済—家計からの視点』東洋経済新報社。
- 塩路悦朗・平形尚久・藤木裕(2013)「家計の危険資産保有の決定要因について：逐次クロスセクション・データを用いた分析」『金融研究』第32巻第2号、日本銀行金融研究所、pp. 63-103。
- 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」『みずほ総研論集』2014年II号、みずほ総合研究所、pp. 1-30。
- Ameriks, J. and S. P. Zeldes (2004) "How Do Household Portfolio Shares Vary with Age?" mimeo, Columbia University. <http://www2.gsb.columbia.edu>

- edu/faculty/szeldes/Research/.
- Bodie, Z., R. C. Merton, and W. Samuelson (1992) "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life-Cycle Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, No. 3-4, pp. 427-449.
- Campbell J. Y. and Viceira L. M. (2002) *Strategic Asset Allocation: Portfolio Choice for Long-Term Investors*. Oxford University Press. (木島正明 監訳・野村証券金融経済研究所 訳『戦略的アセットアロケーション—長期投資のための資産配分の考え方』, 東洋経済新報社)
- Canner, N., N. G. Mankiw, and D. N. Weil (1997) "An Asset Allocation Puzzle," *American Economic Review*, Vol. 87, No. 1, pp. 181-191.
- Carroll, C. D. (2002) "Portfolios of the Rich," in Guiso, L., Haliassos, M., Jappelli, T. (Eds.) *Household Portfolios: Theory and Evidence*. MIT Press Cambridge, MA.
- Cocco, J. F. (2005) "Portfolio Choice in the Presence of Housing," *Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 2, pp. 535-567.
- Faig, M. and P. Shum (2002) "Portfolio Choice in the Presence of Personal Illiquid Projects," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 1, pp. 303-328.
- Flavin, M. and T. Yamashita (2002) "Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 1, pp. 345-362.
- Fratantoni, Michael C. (1998) "Homeownership and Investment in Risky Assets," *Journal of Urban Economics*, Vol. 44, No. 1, pp. 27-42.
- Fujiki, H., N. Hirakata and E. Shioji (2012) "Aging and Household Stockholdings: Evidence from Japanese Household Survey Data," IMES Discussion Paper No. 2012-E-17, Bank of Japan.
- Guiso, L., Haliassos, M. and T. Jappelli (Eds.) (2002) *Household Portfolios: Theory and Evidence*. MIT Press, Cambridge.
- Hong, H., J. D. Kubik and J. Stein (2004) "Social Interaction and Stock-Market Participation," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 1, pp. 137-163.
- Hori, M., K. Iwamoto, T. Niizeki and F. Suga (2014) "Do the Rich Save More? Evidence from Japanese Microdata for the 2000s," presented at the ESRI international conference *For Sustainable Growth of Japan's Economy*, August 1, 2014. URL: <http://www.esri.go.jp/en/workshop/140801/140801main-e.html>
- Iwaisako, T. (2009) "Household Portfolios in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol. 21, No. 4, pp. 373-382.
- le Blanc, D. and C. Lagarenne (2004) "Owner-occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio: the Case of France," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 29, No. 3, pp. 259-275.
- Mok, D. (2002) "Sharing the Risk of Homeownership: A Portfolio Approach," *Urban Studies*, Vol. 39, No. 7, pp. 1095-1112.
- Yamashita, T. (2003) "Owner-occupied Housing and Investment in Stocks: An Empirical Test," *Journal of Urban Economics*, Vol. 53, No. 2, pp. 220-237.
- Yao, R. and H. H. Zhang (2005) "Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints," *Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 1, pp. 197-239.