

## 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?—

上山 仁恵

### 要 旨

本論文は、都市住民の有価証券(リスク金融資産)への投資の多さを、都市における住宅資産(中古住宅)の流動性の高さにあると仮定し、理論と実証の両面から検証するものである。

まず、理論モデルをベースとした数値シミュレーションの結果からは、住宅資産(中古住宅)の流動性が高い(すなわち、住宅資産の売却が容易になる)ほど、家計によるリスク金融資産への投資が多くなることが確かめられた。理論モデルの本質は、住宅資産(中古住宅)を考慮した資産選択の行動が可能か否かであり、地方のように、住宅資産の活用が容易ではない(すなわち、住宅資産の流動性が低い)とき、家計は流動性が高く、元本が保証された預貯金偏重の資産選択の行動を取る。

そして、都道府県のマクロデータを用いて実証分析を行ったところ、理論モデルの含意が示すとおり、住宅資産の流動性の高い都道府県ほど、家計によるリスク金融資産の保有が多いことが確かめられた。住宅資産の流動性が高い都市では、家計は住宅資産を含めた資産選択の行動が可能となり、都市住民のリスク金融資産の保有やその投資量の多さは、住宅資産の流動性の高さが一因となっていると言えるだろう。

約1500兆円の金融資産を保有する家計を証券市場に促すためには、多くの家計が保有する住宅資産が重要な鍵を握る。住宅資産の流動性を高め、家屋を含めた住宅資産の正当な評価を可能とする中古住宅市場の整備が必要である。

### 1 はじめに

日本の家計による有価証券等のリスク金融資産への投資は、欧米諸国の家計と比べて著しく少ない<sup>1)</sup>。実際、日本銀行統計局『資金循環の日米比較(2009年3Q)』を見ると、家計金融資産に占める有価証券の比率は米国で53.3%、日本では13.5%である。また、保険・年金準備金の比率が高いイギリスを除けば、イタリア、フランス、ドイツ、カナダにおける家計資産に占める有価証券の比率は3割を超える(『資金循環統計の国際比較2003年12月』を参照)。

このように、日本の家計の資産選択の行動は預貯金偏重であり、リスク金融資産への投資には

---

1) ここでは、有価証券の範囲を、株式・株式投資信託、債券・公社債投資信託、貸付信託・金銭信託とし、リスク金融資産と呼ぶ。

消極的であるが、全国一律にリスク金融資産への投資が少ないというわけではない。実際、都道府県別に二人以上の全世帯による有価証券の保有率を見ると、年次により変動は見られるものの<sup>2)</sup>、首都圏・中京圏・近畿圏の家計の保有率が高い（図1-1を参照）。また、金融資産残高に占める有価証券の比率を見ても、保有率と同様、首都圏・中京圏・近畿圏の家計の比率が高い（図1-2を参照）。

以上の統計データを見ると、都市の住民による有価証券への投資は積極的であり、逆に、地方の住民については有価証券への投資は消極的であり、預貯金偏重である。これらの差が統計的に有意か否かを見るために、三大都市圏の11都府県<sup>3)</sup>とそれ以外の地方に分けて、有価証券の保有状況の差の検定を行った。その結果が表1-1である。

表1-1を見ると、三大都市圏に属する都府県の家計については、3割以上の家計が有価証券を保有しているのに対し、地方では2割弱に過ぎない。そして、いずれの年次においても、1%水準で有意な差がある。一方、金融資産残高に占める有価証券の比率を比較すると、三大都市圏に属する都府県の家計では、平均15%前後投資しているのに対し、地方では10%前後である。有価証券の保有率と同様、いずれの年次においても1%水準で有意な差がある。

それでは、なぜ、都市の住民は地方に比べてリスク金融資産への投資が多いのだろうか。その理由として、地方と比較した場合の都市での情報量の多さが言われているが、昨今のインターネット

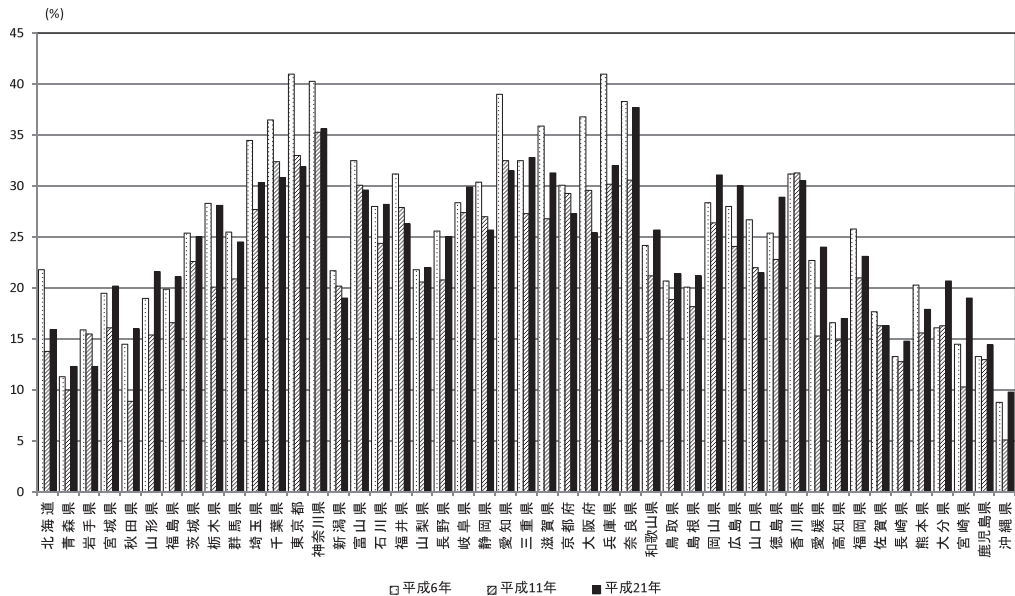


図1-1 都道府県別有価証券保有率の比較（二人以上の全世帯）

データ出所) 総務省『全国消費実態調査』

- 2) 年次が平成6年と平成11年、及び平成21年である理由は3-2節を参照。
- 3) 三大都市圏とは、首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、中京圏（岐阜県・愛知県・三重県）、近畿圏（京都府・大阪府・兵庫県・奈良県）の11都府県を指す。

家計の資産選択の地域分析

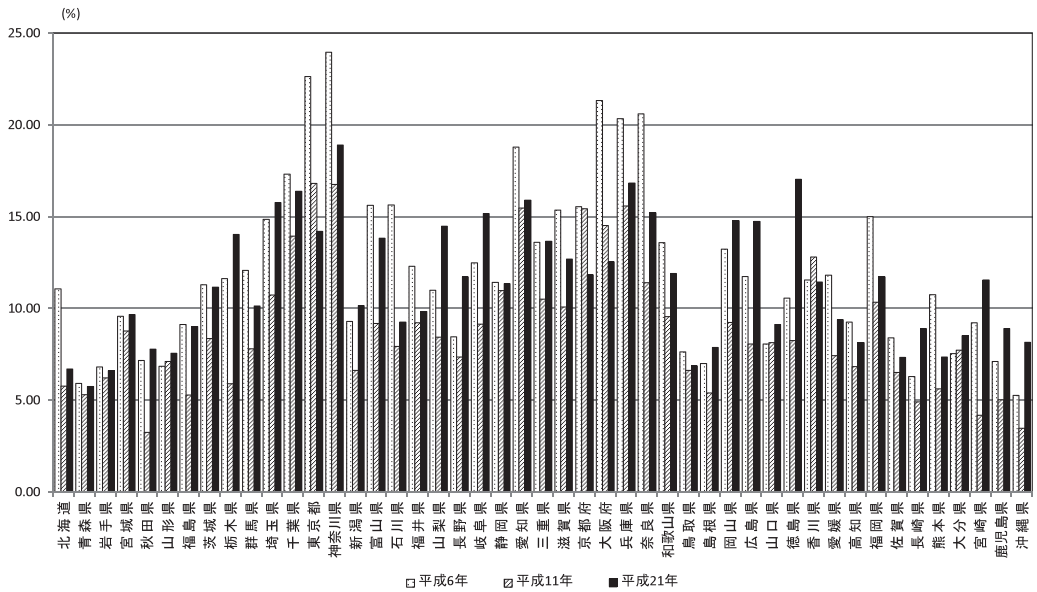


図1-2 都道府県別有価証券投資比率の比較（二人以上の全世帯）

注）有価証券投資比率とは、金融資産残高（負債は控除しない）に占める有価証券残高の比率。

データ出所）総務省『全国消費実態調査』

表1-1 都市と地方の有価証券保有状況、及び、中古住宅流通比率の差の検定結果

有価証券保有率（％）					
年次	統計量	三大都市圏	その他(地方)	差の検定(t-値)	備考
平成6年	平均値	36.2	22.3	-6.64**	等分散を仮定する
	標準偏差	4.4	6.5		
平成11年	平均値	30.5	19.0	-8.99**	等分散を仮定しない
	標準偏差	2.6	6.1		
平成21年	平均値	31.4	22.0	-6.65**	等分散を仮定しない
	標準偏差	3.4	5.8		

有価証券投資比率（％）					
年次	統計量	三大都市圏	その他(地方)	差の検定(t-値)	備考
平成6年	平均値	18.3	10.1	-7.65**	等分散を仮定する
	標準偏差	3.8	2.9		
平成11年	平均値	13.7	7.3	-8.10**	等分散を仮定する
	標準偏差	2.7	2.1		
平成21年	平均値	15.1	10.1	-5.56**	等分散を仮定する
	標準偏差	2.0	2.7		

中古住宅流通比率 (%)					
年次	統計量	三大都市圏	その他(地方)	差の検定(t-値)	備考
平成6年	平均値	10.5	5.6	-4.04**	等分散を仮定しない
	標準偏差	3.9	1.7		
平成11年	平均値	14.2	8.5	-4.44**	等分散を仮定しない
	標準偏差	4.1	2.3		
平成15年 (1~9月)	平均値	15.6	11.1	-3.28**	等分散を仮定しない
	標準偏差	4.3	2.8		

注1) \*\*は5%水準で平均値に有意に差があることを意味している。

注2) 三大都市圏とは、首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、中京圏（岐阜県・愛知県・三重県）、近畿圏（京都府・大阪府・兵庫県・奈良県）の11都府県を指す。

注3) 有価証券保有状況については総務省『全国消費実態調査』（二人以上の全世帯）より。

注4) 有価証券保有率とは、各都道府県の二人以上の全世帯の内、有価証券を保有している世帯の比率。

注5) 有価証券投資比率とは、金融資産残高（負債は控除しない）に占める有価証券の比率。

注6) 中古住宅流通比率とは、全住宅取引戸数に占める中古住宅取引戸数の比率。全住宅取引戸数とは、新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計。

注7) 中古住宅取引戸数は総務省『住宅・土地統計調査』、新設住宅着工戸数は国土交通省『建築着工統計調査』より。

注8) 差の検定に用いたソフトウェアはSPSSである。

トの普及により、地域による情報量の格差は縮小しており、情報量の違いがリスク金融資産への投資に影響しているとは考えにくい。

本稿では、都市住民のリスク金融資産への投資の多さは、都市における住宅資産（中古住宅）の流動性の高さにあると主張するものである。その背景には、日本の家計の持家志向は高く、かつ、住宅資産は家計資産の約半分を占めるが、その住宅資産(中古住宅)の流動性は都市では高く、地方では低いという現状がある。実際、図1-3を見ると、中古住宅の流通量は首都圏や近畿圏で高い。また、三大都市圏と地方の中古住宅流通量の差は、1%水準で有意である(表1-1を参照)<sup>4)</sup>。

このように、都市では住宅資産（中古住宅）の流動性が高く、必要に応じて市場での売却（現金化）が比較的容易なため、家計はリスクが取れる資産選択の行動が可能となる。逆に、地方では、住宅資産の流動性は低く、その売却は容易ではない（あるいは、著しく低い価値でしか売却できない）ため、流動性が高く元本が保証された預貯金に偏重すると予想される。

本稿では、中古住宅市場を反映した住宅資産の流動性が家計の資産選択の行動に与える影響を、都道府県別のマクロデータを用いて分析する。それにより、都市と地方の家計の資産選択の行動の違いを説明するものである。

ところで、家計の資産選択に関するマクロ分析については、本稿が目指すような地域別を分

4) 中古住宅流通量の定義は、全住宅取引戸数に占める中古住宅取引戸数の比率である。全住宅取引戸数とは、新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計である。

家計の資産選択の地域分析

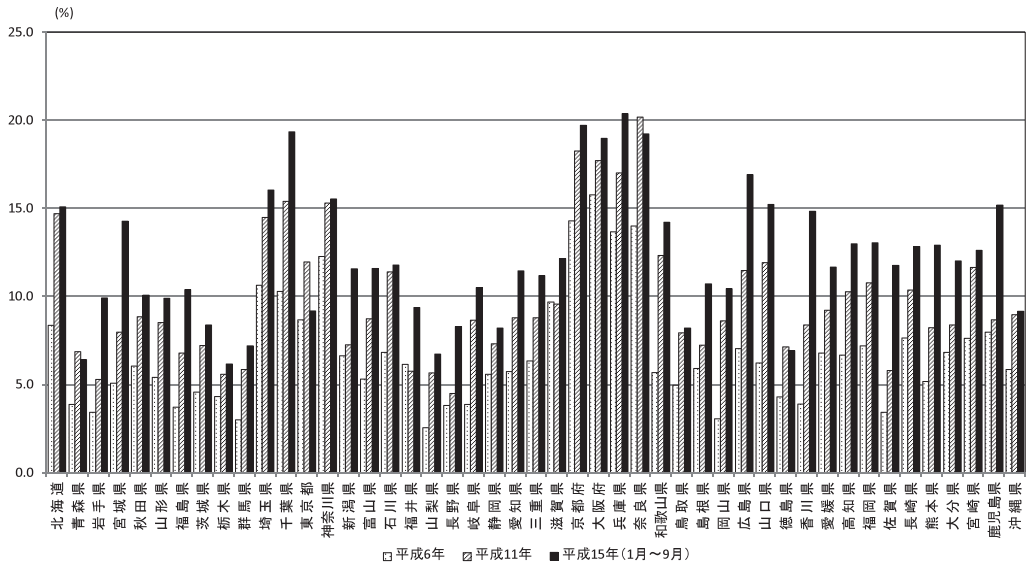


図1-3 都道府県別中古住宅流通量の比較

注) 中古住宅流通量とは、全住宅取引量（新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の和）に占める中古住宅取引戸数の割合。

データ出所) 中古住宅取引戸数は総務省『住宅・土地統計調査』, 新設住宅着工戸数は国土交通省『建築着工統計調査』より。

析した論文はほとんど無い。もちろん、地域別の家計資産の現状をまとめた報告書は多数存在するが、地域別の家計の資産選択の違いを分析した研究は、筆者の知る限り大鎌(2002)のみである。大鎌(2002)は、地域を北海道・関東・北陸・近畿・九州の5つのエリアに分け、各エリアの金融資産選択の基準の違いを、地理的背景や文化・個人気質で説明しようとしている。しかし、大鎌(2002)では、住宅資産を考慮して分析していない。地域別家計資産のマクロ分析を、住宅資産の流動性と関連付けた研究は、本論文が初めてとなる。

なお、住宅資産の流動性が家計の資産選択の行動に与える影響を分析した研究には、上山(2011)がある。上山(2011)は、住宅資産の流動性に対する家計の主観的な確率を計測し、個票データを用いて分析しているが、本稿では、実際、都道府県別の住宅資産の流動性を計測し、家計の資産選択の行動に与える影響を検証したものである。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、2節において、理論モデルを用い、住宅資産(中古住宅)の流動性の家計の資産選択の行動に与える影響を分析する。そして、3節で、都道府県別のマクロデータを用い、地域別の住宅資産の流動性が家計の資産選択の行動に与える影響を実証する。まず、3-1節で推定モデルを説明し、3-2節で実証に用いるデータを紹介する。そして、3-3節で、データの記述統計量を確認し、3-4節で実証結果を提示する。最後に、4節がまとめである。

## 2 理論モデル

この節では、理論モデルを用い、住宅資産（中古住宅）の流動性が家計の資産選択の行動に与える影響を分析する。ここでは、上山（2011）で提示されている理論モデルをベースに、その概略（理論モデルの本質）のみを説明する。詳細は、上山（2011）を参照して頂きたい。

ところで、理論モデルを紹介する前に、2つの前提について説明する。まず、1つ目は、持家世帯のみを対象とし、借家世帯は考慮していない（すなわち、持家と借家の選択を考慮しない理論モデルである）。この前提の妥当性は、日本の家計の約8割が持家であり、持家率が高いことにある。また、日本では、良質なファミリー向けの賃貸住宅の供給が少なく、高い効用を得るためには、住宅を取得すると仮定している。

そして、2つ目の前提は、上山（2011）では、住宅資産の買い替えを考慮したモデルを構築しているが、ここではモデルの簡略化のため、住宅資産の買い替えは仮定しない（ちなみに、住宅資産の買い替えを仮定する場合としない場合で、理論モデルの本質は変わらない）。日本では、住宅の購入は一生に一度の大きな買い物と言われており、欧米の家計のようにライフステージに応じて住宅の買い替えを行うことは稀である。また、住宅資産の買い替えが頻繁にできるほど、中古住宅市場が整備されているとも言い難い。住宅資産の買い替えを考慮しないモデルは、日本の住宅市場や家計行動に即したモデルとも言える。

以上の前提のもとで、理論モデルを説明する。

まず、家計は $t$ 期首において、金融資産 $LW_t$ と住宅資産 $H_t$ を保有していると仮定する。 $t$ 期首の総資産 $W_t$ は $W_t=LW_t+H_t$ である。

そして、金融資産 $LW_t$ を、消費 $c_t$ とリスクフリーの金融資産 $B_t$ とリスク金融資産 $S_t$ に配分する。資産制約式は（1）式となる。

$$c_t+B_t+S_t=LW_t \quad (1)$$

なお、金融資産の変動プロセスについては、（2）式に従って変動すると仮定する。

$$LW_t=Y_{t+1}+rB_t+\mu_f S_t-r_m M_t \quad (2)$$

ここで、 $r$ （定数）はリスクフリー金融資産 $B_t$ の収益率、 $\mu_f(>r)$ はリスク金融資産 $S_t$ の期待収益率であり、幾何ブラウン運動 $dS_t/S_t=\mu_f dt+\sigma_f dw_t^1$ （ $\sigma_f$ はリスク金融資産収益率の標準偏差）に従って変動するものとする。そして、 $r_m$ （定数）は住宅ローン $M_t$ の金利を、 $Y_t$ は労働所得を表す。

さらに、住宅資産 $H_t$ の変動プロセスについては、（3）式のように幾何ブラウン運動に従って変動すると仮定する。

$$dH_t/H_t=\mu_h dt+\sigma_h(\rho dw_t^1+\sqrt{1-\rho^2} dw_t^2) \quad (3)$$

$\mu_h$ は住宅資産 $H_t$ の期待収益率を、 $\sigma_h$ はその標準偏差を表し、 $\rho$ はリスク金融資産と住宅資産の期待収益率の相関係数を表す。ここでは、モデルの簡略化のため、住宅資産の減耗については仮

定しない。

以上、家計は (1) から (3) 式を制約とし、消費  $c_t$  と住宅資産  $H_t$  からなる効用関数  $U(c_t, H_t)$  を最大にするように、最適な消費  $c_t$  とリスク金融資産に投資する比率  $\alpha_t$  (対金融資産)、及び、住宅ローン額  $M_t$  を決定する。この問題のベルマン方程式は (4) 式で表される。 $\beta$  は時間選好率を表す。

$$V(LW_1, H_1, M_1) = \underset{c_t, \alpha_t, M_t}{\text{Max}} E \left\{ \sum_{t=1}^T \beta^{t-1} U(c_t, H_t) + \beta^T V(W_T) \right\} \quad (4)$$

以上が、住宅資産を含むスタンダードな家計の資産選択の理論モデルの概略であるが、それでは、理論モデルの中で、住宅資産の流動性が、リスク金融資産への投資の決定にどのように影響してくるかを分析してみよう。

まず、通常、(4) 式の value function を解く場合、モデルの最終期  $T$  で「住宅資産を含む全資産を消費する(すなわち  $c_T = LW_T(\text{include } H_T)$ )」と仮定して最適化を行う<sup>5)</sup>。住宅の取引において、中古住宅の流通がメインである欧米では、住宅資産は売却できるという仮定は妥当だろう。しかし、日本では、住宅の取引は新築住宅がメインであり、住宅資産(中古住宅)の流動性は著しく低い(表1-1を見るように、中古住宅の流通量は全住宅流通量の1割弱である)。各国の住宅市場を考えると、(4) 式の最適化は万国共通とは言えない。

従って、各国の住宅資産の流動性を考慮し、(4) 式の最適化を考えると、その設定は  $c_T = LW_T(\text{include } H_T)$  ではなく、(5) 式となる。

$$c_T = LW_T(\text{include } \bar{p}H_T) \quad \text{ここで、} \bar{p} = \begin{cases} 1 \cdots p & (\text{住宅を売却できる確率}) \\ 0 \cdots 1-p & (\text{住宅を売却できない確率}) \end{cases} \quad (5)$$

(5) 式の設定において、欧米の先行研究では  $p=1$  と仮定しているが、日本では住宅資産(中古住宅)の流動性は著しく低く、 $p=1$  と仮定することはできない。

それでは、住宅を売却できる確率  $p$  が、リスク金融資産への投資にどのような影響を与えるのか、その影響の度合を数値シミュレーションから検証してみよう。

まず、各資産の収益率や標準偏差の設定については、上山(2011)のシミュレーションの設定に基づき、日本市場のここ30年間の平均値に近い値で設定する。リスク金融資産期待収益率  $\mu_f$  は5%、その標準偏差  $\sigma_f$  は20%、リスクフリー金融資産収益率  $r$  は1%、住宅資産期待収益率  $\mu_h$  は2%、その標準偏差  $\sigma_h$  は10%、リスク金融資産収益率と住宅資産収益率の相関係数  $\rho$  は0.5と仮定する。

そして、初期の金融資産残高  $LW_0$  と住宅資産残高  $H_0$  は6対4で設定し、計算の簡略化のため、住宅ローン額  $M_t$  は0とする。効用関数については、相対的危険回避度一定の power 型を仮定し、その相対的危険回避度は2.5とする。

5) ここでは、モデルの簡略化のため、遺産動機(子に財産を残すことから得られる効用)は仮定していない。遺産動機を考慮した分析は今後の課題としたい。

以上のパラメーターと効用関数の設定のもとで、金融資産に占める最適ナリスク金融資産への投資比率  $\alpha_t$  を数値シミュレーションから計算した。その結果が表2-1である。なお、最適ナリスク金融資産への投資比率  $\alpha_t$  の値については、パラメーターの設定に依存するため、ここでは、その水準に注目するものではなく、住宅を売却できる確率  $p$  の変化による  $\alpha_t$  の変化に着目して欲しい。

それでは、シミュレーションの結果を説明する。まず、表2-1を見ると、住宅資産を売却できる確率  $p$  が100%の場合、最適ナリスク金融資産への投資比率  $\alpha_t$  は50%である。しかし、住宅資産を売却できる確率  $p$  が0になると、リスク金融資産への投資比率  $\alpha_t$  は40%に減少する。

ちなみに、住宅資産を保有していない（すなわち  $H_0=0$ ）と仮定した場合の最適ナリスク金融資産への投資比率は40%であり、住宅資産を売却できないという設定は、住宅資産を保有していない（借家世帯）の場合と同じである。なお、住宅資産を保有していない場合、最適ナリスク金融資産への投資は初期の金融資産残高（ $LW_0$ ）に依存せず、その値は40%と一定となる。しかし、一旦、住宅資産が理論モデルの中に入り込むと、最適ナリスク金融資産への投資比率は、初期の金融資産残高と住宅資産残高の比率に依存する。表2-1を見ると、住宅資産を売却できる確率が100%という設定のもとで、金融資産残高と住宅資産残高が1対1の場合、リスク金融資産への投資比率は55%であり、1対2と住宅資産の比率が上昇すると、リスク金融資産への投資比率は69%と10%以上増加する。

以上、数値シミュレーションの結果を見ると、住宅資産の保有のリスク金融資産への投資に与える影響は大きい。住宅資産を売却できるか否かということは、すなわち、住宅資産を現金化して消費に当てることが可能か否かということである。住宅資産の売却が不可能な場合、金融資産選択の行動の中で、消費に当てて確実な資金（現金）を確保するため、元本割れの無いリスクフ

表2-1 最適ナリスク金融資産への投資比率のシミュレーション結果

住宅資産を売却できる 確率 $p$	金融資産残高 $LW_0$ の数値設定	住宅資産残高 $H_0$ の数値設定	最適ナリスク金融資産 への投資比率 $\alpha_t$
1	6	4	0.50
0	6	4	0.40
-	1	0	0.40
-	2	0	0.40
1	1	1	0.55
1	1	2	0.69

注1) 最適ナリスク金融資産への投資比率とは、金融資産残高に占める最適ナリスク金融資産への投資比率。

注2) Matlab2010aを用いて計算。プログラムコードは上山（2011）を参照。発生した乱数の回数は500万回。

（Paolo（2006）では、乱数の発生回数500万回で安定した結果が得られている。）

パラメータの設定：リスク金融資産期待収益率  $\mu_f=5\%$ 、標準偏差  $\sigma_f=20\%$ 、リスクフリー金融資産収益率  $r=1\%$ 、住宅資産期待収益率  $\mu_h=2\%$ 、標準偏差  $\sigma_h=10\%$ 、住宅ローン額  $M_t=0$ 、相対的危険回避度  $\gamma=2.5$ 、リスク金融資産収益率と住宅資産収益率の相関係数  $\rho=0.5$ 。

効用関数は相対的危険回避度一定のpower型（相対的危険回避度の値は2.5）



リー金融資産への投資を増やし、リスク金融資産への投資を抑制する。さらに、リスク金融資産への投資は、金融資産の大きさと比較した住宅資産の大きさにも依存するため、例えば、日本のように住宅（家屋）の評価が低くなれば、リスク金融資産への投資は抑制される。

ここでの数値シミュレーションの結果の含意は、資産選択の行動の中で、家計が住宅資産をどのように位置付けているのかが鍵を握ることを示唆している。すなわち、家計が中古住宅市場を見て、保有する住宅資産（中古住宅）の売却が容易ではないと考えれば、資産選択の行動の中に住宅資産を含まない（あるいは、その価値を著しく低く評価して含める）ことになり、その結果、リスク金融資産への投資は抑制されるのである。

以上、数値シミュレーションの結果より、住宅資産の流動性が高い（すなわち、住宅資産の売却が容易である）ほど、住宅資産を含む資産選択の行動が容易となり、リスク金融資産への投資が多くなることが確かめられた。日本では、都市であるほど住宅資産の流動性は高く、地方であるほど低い。次節において、都道府県別の住宅資産（中古住宅）の流動性が、家計の資産選択の行動に影響を与えているか否かを、実証分析から明らかにする。

### 3 実証分析

この節では、住宅資産（中古住宅）の流動性がリスク金融資産の保有に与える影響を、都道府県データを用いて実証的に明らかにする。2節で紹介した理論モデルに従えば、住宅資産（中古住宅）の流動性が高い（低い）都道府県ほど、家計によるリスク金融資産の保有が多い（少ない）ことが示されるはずである。なお、以後、断りが無い限り、住宅資産とは、中古住宅を意味するものとする。

この節の構成は以下のとおりである。まず、3-1節で推定モデルを説明し、3-2節で実証に用いるデータを紹介する。3-3節でデータの記述統計量を確認し、3-4節で実証結果を提示する。

#### 3-1 推定モデル

この節では、都道府県のマクロデータを用いた実証分析であることを念頭に、家計の資産選択の行動を検証できる推定モデルを説明する。推定モデルは、以下の2つである。

まず、1つ目は、各都道府県でどれぐらいの家計がリスク金融資産を保有しているかに着目し、各都道府県の住宅資産の流動性が、家計によるリスク金融資産の保有に与える影響を検証するモデルである。すなわち、各都道府県の家計によるリスク金融資産の保有率を被説明変数とし、住宅資産の流動性を表す変数を説明変数とする推定モデルである。

そして、2つ目は、各都道府県の家計の金融資産の構成の内、どれぐらいリスク金融資産に投資しているかに着目し、各都道府県の住宅資産の流動性が、家計のリスク金融資産への投資比率に与える影響を検証するモデルである。すなわち、各都道府県の家計金融資産残高に占めるリスク金融資産の比率を被説明変数とし、住宅資産の流動性を表す変数を説明変数とする推定モデルである。

ところで、リスク金融資産の保有やその投資量の決定には、ここで着目しているような住宅資産の流動性だけではなく、その他の要因も考えられる。ここでは、リスク金融資産の保有やその投資量の決定に大きな影響を与えると考えられる、1) 収入、2) 金融資産・負債、3) 実物資産、4) リスク回避度、の4つの要因でコントロールする。これら以外の要因も考えられるが、都道府県ベースにおいて詳細なデータの収集が難しいこと、また、推定結果を見ると、高い決定係数が得られており、これらの変数で十分コントロールされていると判断した(表3-2を参照)。

以上、本稿で検証する推定モデルは以下の2つである。ここで注目する変数は「住宅資産の流動性」の有意性であり、その他がコントロール変数となる。

推定モデル1：都道府県別家計によるリスク金融資産の保有率

$$=f(\text{住宅資産の流動性}, \text{収入}, \text{金融資産・負債}, \text{実物資産}, \text{リスク回避度})$$

推定モデル2：都道府県別家計金融資産残高に占めるリスク金融資産の比率

$$=f(\text{住宅資産の流動性}, \text{収入}, \text{金融資産・負債}, \text{実物資産}, \text{リスク回避度})$$

### 3-2 データ

ここでは、3-1節で述べた2つの推定モデルの実証に用いるデータについて説明する。

まず、家計資産に関する地域別の統計データとしては、総務省調査の『家計調査(貯蓄・負債編)』もしくは『全国消費実態調査』がある。但し、『家計調査』では、地域別とは県庁所在市別で公表されており、都道府県別では入手できない(『全国消費実態調査』では都道府県ベースで入手可能である)。

一方、本稿が注目する住宅資産の流動性の指標の作成に必要な新設住宅着工戸数のデータは、地域ベースでは都道府県別で公表されているため、地域別の家計資産と住宅資産の流動性をマッチングさせるには、『全国消費実態調査』を用いることになる。ちなみに、『全国消費実態調査』は5年ごとに実施されており、平成25年2月(2013年2月)現在公表されている最新のデータは、平成21年(2009年)となる。

そして、住宅資産の流動性を測る指標であるが、一般に住宅の流動性とは、全住宅取引戸数に占める中古住宅取引戸数の比率として定義される。全住宅取引戸数とは、新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計である。都道府県別の新設住宅着工戸数は国土交通省から入手可能であり、中古住宅取引戸数は、総務省調査の『住宅・土地統計調査』から入手可能である。『住宅・土地統計調査』は5年ごとの調査であるが、各調査年次、中古住宅取引戸数のデータは過去5年に遡って公表されているため、時系列データが入手可能である。しかし、平成10年と平成15年調査で入手可能である都道府県別の中古住宅取引戸数が、平成20年調査では現時点で入手できない<sup>6)</sup>。

6) 平成10年と平成15年では報告書非掲載表としてインターネットのみで公表されていることから、今後、公表されることを期待したい。

従って、都道府県ベースで中古住宅取引戸数の統計データが入手可能となるのは、平成15年（2003年）までとなる。

以上、都道府県別ベースで家計資産と住宅資産の流動性をマッチングさせることができる年次は、平成25年2月現在、平成6年（1994年）と平成11年（1999年）の2時点のみとなる。本稿の分析結果が年次に依存するものか否かを検証するために、この2時点のデータを用いて分析し、その比較を行う。

それでは、本稿で検証する推定モデルの各変数に用いたデータを説明する。

まず、3-2節で述べた推定モデル1の被説明変数である家計によるリスク金融資産の保有率については、『全国消費実態調査（貯蓄・負債編）』の都道府県別家計による有価証券保有率を用いる。有価証券の定義は、株式・株式投資信託、債券・公社債投資信託、貸付信託・金銭信託である。有価証券の定義の中には、貸付信託のピックや個人向け国債など元本保証型金融商品も含まれており、これらを含む有価証券をリスク金融資産と定義することに違和感を抱くかもしれない。しかし、ここでは、日本の家計の預貯金偏重の要因を検証するという狙いがあり、預貯金・保険以外の金融商品をリスク金融資産と定義する。

なお、『全国消費実態調査』では、二人以上の全世帯と勤労者世帯に分けて公表されているが、二人以上の全世帯と勤労者世帯の推定結果に違いが見られなかったため、本稿では二人以上の全世帯を対象とした分析結果のみ提示する。

そして、3-2節で述べた推定モデル2の被説明変数である家計金融資産残高に占めるリスク金融資産の比率については、『全国消費実態調査（家計純資産編）』から、都道府県別1世帯当たり金融資産残高に占める有価証券残高の比率を用いる。ここで、金融資産残高は負債を控除しない残高である<sup>7)</sup>。

次に、推定モデル1・2で用いる説明変数のデータについて説明する。

まず、本稿で着目している住宅資産の流動性の変数は、前述したように全住宅取引戸数（新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計）に占める中古住宅取引戸数を用いる（以後、中古住宅流通比率と呼ぶ）。新設住宅着工戸数は、国土交通省調査の『建築着工統計調査』から入手し、中古住宅取引戸数は、総務省調査の『住宅・土地統計調査』にある「家計を主に支えるものが持家として取得した中古住宅の総数」を用いる。

そして、コントロール変数に用いるデータについて説明する。

まず、収入については、『全国消費実態調査（家計純資産編）』から、「1世帯当たり平均年間収入」を、資産については、「1世帯当たり純金融資産平均残高」と「1世帯当たり純実物資産平均評価額」を用いる。純金融資産残高とは、金融資産残高から負債残高を控除した額である。そして、純実物資産評価額とは、実物資産を経過年数に応じて減価した額である。実物資産の定義は、住宅・宅地資産、自動車などを含む耐久消費財資産、ゴルフ会員権等の計である。なお、実物資産

---

7) 金融資産残高から負債残高を控除した純金融資産残高に占める有価証券残高の比率を用いることも考えられるが、負債部分については説明変数の方でコントロールする。

に関するコントロールについては、純実物資産評価額だけではなく、宅地と家屋の影響度合いを比較するために、「1世帯当たり現居住の宅地平均評価額」と「1世帯当たり現住居の住宅（家屋）評価額」を用いた推定も行う。

さらに、各都道府県の家計のリスク回避度を表す変数については、リスク回避的な家計ほど保険商品を保有すると考えられるため、『全国消費実態調査（貯蓄・負債編）』にある「生命保険などの保有率」で代理する。生命保険を含む純金融資産残高の説明変数との多重共線性を避けるため、生命保険の投資額ではなく、保有率を用いる。なお、『全国消費実態調査』の保険の定義は、生命保険・損害保険・簡易保険の内、掛け捨て以外の保険となっている。従って、ここでの保険の定義は、貯蓄（投資）的な意味が強いことに注意しなければならない。

以上、推定モデルの変数に用いるデータについて説明したが、収入や資産など額のデータについては、全て各都道府県の消費者物価指数（総合）で実質化する。さらに、都道府県データの使用による不均一分散の発生を排除するため、収入や資産など額に関するデータは対数値を用いる。

最後に、想定される説明変数の符号を述べる。

まず、本稿が目する住宅資産の流動性を表す中古住宅流通比率については、2節で提示した理論モデルに従えば、中古住宅流通比率が高いほどリスク金融資産への保有（投資）が多くなり、両方の推定モデルでプラスの符号になるはずである。

そして、コントロール変数については、収入・純金融資産・実物資産の全てが両方の推定モデルでプラスの符号に、リスク回避度の代理変数である保険商品の保有率についてはマイナスの符号が想定される。

### 3-3 記述統計量

この節では、推定に用いるデータの記述統計量を確認する（表3-1を参照）。なお、本稿の推定年次は、都道府県ベースで家計資産と住宅資産の流動性のマッチングが可能な最新の2時点を用いているものの、平成6年と平成11年という約10年前の状況の検証である。本稿で用いるデータが、現在とどれぐらい相違があるのかを確かめるために、最新のデータとの比較も行う。ちなみに、平成25年2月現在、家計資産のデータとして用いる『全国消費実態調査』は平成21年が最新であり、住宅資産の流動性については、平成15年（全国ベースでは平成20年）が最新のデータとなる。

まず、表3-1を見ると、都道府県別家計の有価証券の平均保有率は、平成6年と平成21年は25%前後であり、約4分の1の家計が有価証券を保有している。しかし、平成11年では2割弱と低くなっており、平成9年に発生したアジア通貨危機に始まり、その後の金融機関の破綻などの影響を受け、リスク金融資産への投資の回避が伺える。

一方、有価証券の保有率とは対照的に、保険商品の保有率は高く、8割以上の家計が保険商品を保有している。しかし、平成21年では7割を切り、保険商品を保有する家計は減少している。特に、『全国消費実態調査』の保険の定義は、掛け捨て型の保険を含まない（すなわち、貯蓄型保険のみである）ことから、昨今の保険商品の貯蓄商品としての魅力の低下を受け、貯蓄型の保

家計の資産選択の地域分析

表3-1 記述統計量

年次	平成6年		平成11年		(参考) 平成21年	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
有価証券保有率(%) <sup>(注1)</sup>	25.5	8	21.7	7	24.2	7
保険商品保有率(%) <sup>(注2)</sup>	85.9	5	82.3	6	69.0	6
負債保有率(%) <sup>(注3)</sup>	55.1	4	52.0	5	45.4	4
有価証券投資残高(万円)	159.7	84	128.4	67	166.4	74
有価証券投資比率(%) <sup>(注4)</sup>	12.0	5	8.8	4	11.3	3
金融資産残高(万円)	1257.6	258	1385.3	272	1411.1	290
負債残高(万円)	412.5	94	496.2	96	462.3	92
純金融資産残高(万円) <sup>(注5)</sup>	845.1	238	889.1	252	948.7	261
年間収入(万円)	758.0	92	747.6	80	630.2	64
純実物資産評価額(万円) <sup>(注6)</sup>	3805.5	1315	3217.9	754	2232.3	642
現居住の宅地評価額(万円)	2251.9	928	1973.5	544	1281.2	470
現居住の住宅(家屋)評価額(万円)	544.9	87	529.4	79	408.0	73
持家率(%)	80.2	7	80.7	7	83.5	7

年次	平成6年		平成11年		(参考) 平成15年 (1月～9月平均)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
中古住宅流通比率(%) <sup>(注7)</sup>	6.7	3	9.8	4	12.1	4

注1) 有価証券とは、株式・株式投資信託、債券・公社債投資信託、貸付信託・金銭信託を指す。

注2) 保険商品とは、生命保険・損害保険・簡易保険で、掛け捨ての保険は含まない。

注3) 住宅・土地のための負債、住宅・土地以外の負債、月賦・年賦の計。

注4) 有価証券投資比率は金融資産残高(負債を控除しない)に占める有価証券の比率。

注5) 純金融資産残高=金融資産残高-負債残高。

注6) 実物資産とは、住宅・宅地資産、自動車等の耐久消費財資産、ゴルフ会員権の資産などを指す。

なお、純実物資産評価額とは、経過年数に応じて減価した額を表している。

注7) 中古住宅流通比率とは、全住宅取引戸数に占める中古住宅取引戸数の比率。全住宅取引戸数とは、新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計である。ちなみに、平成25年2月現在、都道府県別中古住宅取引戸数のデータが入手可能な年次は平成15年まで。

データ出所) 金融資産商品別保有率については総務省『全国消費実態調査(家計資産：純資産編)』より。

金融資産商品別残高については総務省『全国消費実態調査(家計資産：貯蓄・負債編)』より。

中古住宅取引戸数は総務省『住宅・土地統計調査』、新築住宅着工戸数は国土交通省『建築着工統計調査』より。

險の保有は減少していると想定される。

そして、金融資産残高に占める有価証券の平均投資比率を見ると、約1割弱をリスク金融資産に投資している。有価証券の投資残高は、平成6年と平成21年で約160万円前後であるが、平成11年は130万円を切っており、有価証券の保有率と同様、平成11年のリスク金融資産の保有残高は他の2年次に比べて低い。全体的に有価証券の保有状況を見ると、最近(平成21年)の状況は、平成6年の状況に近いと言える。

収入に関しては、平均年間収入は下落傾向であり、平成6年の約760万円から平成21年には約

630万円と100万円以上減少している。しかし、収入が減少しているにも関わらず、金融資産平均残高は増加しており、平成6年の約1260万円から、平成21年には約1400万円と100万円以上増加している。一方、負債平均残高は、平成6年の約400万円弱から、平成11年には約500万円近くに増加しているが、平成21年には約460万円に減少している。平成11年以降の負債残高の水準は、平成6年に比べて増加しているが、金融資産残高の増加を受け、純金融資産残高も増加傾向である。

実物資産平均評価額については、その9割が住宅・宅地資産であり、さらに、住宅（家屋）の評価額が経過年数に応じて減価されているため、宅地の変動が大きく影響している。そのため、バブル崩壊以降の地価下落を受け、実物資産評価額は著しく減少しており、特に、平成21年の現居住の宅地の評価額は、平成6年の約半分である。

そして、住宅資産の流動性を表す中古住宅流通比率を見ると、平成6年の約7%から平成11年には約10%に、平成15年では12.1%と、平成6年以降10年間で約2倍近くに増加している。ちなみに、都道府県別で中古住宅流通比率のデータが入手できるのは、現時点で平成15年までであるが、全国ベースでは平成20年まで入手可能であり、平成20年の値は13.5%である。中古住宅の市場については、国も平成14年には既存住宅の性能表示制度や瑕疵保証制度を開始し、平成22年には既存住宅流通活性化事業による助成など、既存住宅の流通の活性化に向けて取り組み始めている。しかし、中古住宅の流通量は増加してきているものの、まだ全住宅取引量の1割弱に過ぎない。市場において7割以上の中古住宅が流通している欧米と比べれば、日本はまだ低い水準であることに留意しなければならない。

### 3-4 推定結果

それでは、3-2節で提示したデータを用い、3-1節の推定モデル1と推定モデル2の実証分析を行う。ここでは、推定モデル1・2を最小2乗法で推定する。推定結果が表3-2である。

まず、モデルの当てはまりの良さを見るために、残差が正規分布に従っているかどうか、そして、残差の分散が均一かどうかを確認する。残差の正規性については、Jarque-Bera統計量を見ると、全ての推定式で、残差が正規分布に従っているという帰無仮説が1%水準で採択されている。そして、残差の分散の均一性については、分散不均一の検定であるWhiteの検定結果を見ると、全ての推定式で、残差の分散が均一であるという帰無仮説が1%水準で採択されている。総合的に高い修正済決定係数も得られており、モデルの当てはまりは良好である。

それでは、推定結果を説明する。

まず、本稿が注目する住宅資産の流動性を表す「中古住宅流通比率」の有意性を見てみよう。表3-2を見ると、中古住宅流通比率は、全ての推定モデルにおいて1%水準で有意であり、その有意性は年次に依存せず強い影響である。係数を比較してみると、平成6年では、中古住宅流通比率が1%増加すれば、同じ程度に家計のリスク金融資産の保有率を増加させ、その投資比率も0.5%以上に増加させる。しかし、平成11年では係数が小さくなっており、中古住宅流通比率が1%増加すれば、家計のリスク金融資産の保有率を約0.7%増加させ、その投資比率は0.4%弱増加さ

家計の資産選択の地域分析

表3-2 推定結果

被説明変数 説明度	推定モデル1：有価証券保有率 (%)				推定モデル2：有価証券投資比率 (%) <sup>(注1)</sup>			
	平成6年		平成11年		平成6年		平成11年	
定数項	-270.6*** (-5.34)	-274.4*** (-5.02)	-296.0*** (-7.15)	-292.7*** (-7.05)	-67.5** (-2.10)	-68.4** (-2.11)	-78.3*** (-2.93)	-77.5*** (-2.93)
中古住宅流通比率 (%) <sup>(注2)</sup>	0.93*** (5.62)	0.94*** (4.91)	0.72*** (6.17)	0.70*** (5.68)	0.72*** (6.78)	0.63*** (5.57)	0.46*** (6.06)	0.40*** (5.12)
実質年間収入 (対数値) <sup>(注3)</sup>	15.7* (1.77)	18.8 (1.64)	18.4** (2.64)	20.1** (2.69)	-3.46 (-0.61)	3.18 (0.47)	-0.25 (-0.06)	5.11 (1.07)
実質純金融資産残高 (対数値) <sup>(注4)</sup>	6.14*** (3.36)	6.25*** (3.21)	8.63*** (4.67)	8.73*** (4.57)	3.03** (2.62)	2.71** (2.35)	3.37*** (2.82)	2.95** (2.43)
実質純実物資産評価額 (対数値)	10.3*** (3.66)		9.12*** (3.21)		7.66*** (4.30)		6.43*** (3.50)	
実質宅地評価額 (対数値)		7.43*** (3.08)		7.21*** (3.29)		6.04*** (4.22)		5.28*** (3.78)
実質住宅(家屋)評価額 (対数値)		1.79 (0.35)		0.68 (0.19)		-3.35 (-1.11)		-3.27 (-1.40)
保険商品保有率 (%)	-0.15 (-0.90)	-0.22 (-1.27)	-0.30** (-2.52)	-0.32*** (-2.88)	-0.02 (-0.20)	-0.09 (-0.84)	-0.14* (-1.89)	-0.16** (-2.31)
サンプル数	47	47	47	47	47	47	47	47
修正済決定係数	0.84	0.83	0.86	0.86	0.79	0.80	0.75	0.76
Jarque-Bera 統計量 <sup>(注5)</sup>	0.60	0.18	0.78	0.89	1.66	0.36	3.36	2.85
White 検定 (交差項あり) <sup>(注6)</sup>	1.03	0.64	0.82	0.57	1.11	1.20	0.45	0.22
White 検定 (交差項なし)	1.19	0.79	0.56	0.43	0.77	0.59	0.17	0.12

各係数の下 ( ) はt値を表し、各係数の右上の\*\*\*は1%水準で、\*\*は5%水準で、\*は10%水準で有意であることを意味する。

注1) 有価証券保有率は金融資産残高 (負債を控除しない) に占める有価証券残高の比率。

注2) 中古住宅流通比率とは、全住宅取引戸数に占める中古住宅取引戸数の比率。全住宅取引戸数とは、新設住宅着工戸数と中古住宅取引戸数の計。

注3) 資産データは、全て各都道府県の消費者物価指数 (総合) を用いて実質化している。

注4) 純金融資産残高 = 金融資産残高 - 負債残高。

注5) Jarque-Bera 統計量は、残差が正規分布に従っているか否かの検定。全ての推定式で、残差が正規分布に従うという帰無仮説が1%水準で採択されている。

注6) White 検定は、残差の分散が均一か否かの検定。全ての推定式で、残差が均一という帰無仮説が1%水準で採択されている。

せる。住宅資産の流動性の水準は、欧米に比べれば低いものの、バブル崩壊以降増加傾向にあり、住宅資産の流動性が家計のリスク金融資産の投資に与える影響は、年々小さくなっているかもしれない。

次に、コントロール変数について見る。資産に関するコントロール変数は、ほぼ1%水準で有意であり、想定した符号が得られている。一方、収入については、平成11年のリスク金融資産

の保有率の推定式のみで有意である。リスク金融資産の保有やその投資量の決定については、金融資産や実物資産の資産（ストック）が安定的に影響しており、収入（フロー）については年次に依存するようである。

そして、リスク回避度の代理変数として用いた保険商品の保有率については、平成11年には有意性が見られるが、平成6年では、想定した符号は得られているものの、その有意性は見られない。平成11年の経済情勢と言え、平成9年のアジア経済危機に始まり、山一証券や日本長期信用銀行の破綻など金融不安の影響を受けている年である。この時期、保険商品が家計のリスク回避度を顕著に表す指標であったかもしれない。

ところで、コントロール変数の実物資産については、宅地と住宅（家屋）の影響の度合いを比較するため、実物資産評価額の代わりに、宅地評価額と住宅（家屋）評価額に分けた推定も行っている。その結果、宅地については、全ての推定式において1%水準で有意となっているが、住宅（家屋）については、全ての推定式において有意性が見られない。すなわち、家計の金融資産選択（資産配分）の決定において、宅地は影響しているものの、住宅（家屋）は影響していないことを意味する。日本の家計が住宅（家屋）を資産（ストック）として位置付けていない状況が読み取れる。

以上、本稿では、都道府県データを用い、住宅資産の流動性が家計のリスク金融資産の投資に与える影響を計量的に分析した。その結果、住宅資産の流動性（中古住宅流通比率）は、家計のリスク金融資産の投資に強い影響を与えていることが確かめられた。本稿の分析年次は平成6年と平成11年であるが、平成12年以降の年次を用いた分析については、各統計局の公表を待ち、今後の課題にしたい。

#### 4 おわりに

この論文では、家計の金融資産選択の行動の都市と地方の違いが、住宅資産（中古住宅）の地域間の流動性の違いにあるという仮説を立て、都道府県データを用い、理論と実証の両面から検証した。実証に用いた年次は平成6年と平成11年であり、都道府県ベースで、住宅資産の流動性と家計資産のマッチングが可能な最新の2時点である。

まず、理論モデルをベースとした数値シミュレーションからは、住宅資産の流動性が高い（すなわち、住宅資産の売却が容易になる）ほど、最適なリスク金融資産への投資は多くなることが確かめられた。理論モデルの本質は、住宅資産を含めた資産選択の行動が可能か否かに依存する。日本の地方のように、住宅資産（中古住宅）の売却が容易ではないとき、家計は住宅資産の活用を諦め（あるいは、その価値を著しく低く評価して含めることになり）、資産選択の枠組の中で認識される資産が縮小した結果、流動性が高く元本保証型の預貯金に偏重し、リスク金融資産への投資は抑制される。

そして、実際、都道府県データを用いて実証分析を行ったところ、住宅資産の流動性が高い都道府県の家計ほど、リスク金融資産の保有やその投資量が多く、かつ、その影響は極めて強いこ



とが確かめられた。都市では住宅資産の流動性は高く、地方では低い。住宅資産の流動性が高い都市では、家計は住宅資産を含めて資産選択の行動が可能となり、リスクの取れる金融資産選択の行動が実現できる。都市住民のリスク金融資産の保有やその投資量の多さは、住宅資産の流動性の高さが一因となっていると言えるだろう。

現在、日本の家計によるリスク金融資産への投資は少ない。政府は、1500兆円の金融資産を保有する家計が、株式市場の安定的な資金供給の担い手になることを願い、平成25年末まで、上場株式や株式投信の譲渡益、及び配当（収益分配金）にかかる税率を本来の20%から10%に引き下げている。さらに、今年末のこれらの軽減の優遇措置の終了を受け、平成26年1月から10年間、年間100万円までの株式や株式投信への投資を非課税にする「少額投資非課税制度」の導入が検討されている。

しかし、平成15年から開始された株式や株式投信に関する軽減税率を受けても、家計による有価証券の保有の増加は見られない（表3-1を見てわかるとおり、平成21年のリスク金融資産の保有状況は、軽減税率導入前の平成6年と同じ水準である）。

家計が金融資産選択の行動においてリスクが取れるようになるには、多くの家計が保有する住宅資産（中古住宅）の流動性を高め、住宅資産はいざというときに活用できるという意識を持つことが重要である。さらに、この論文の実証結果から判明したことは、日本の家計が、資産選択の行動において、住宅（家屋）を考慮していないことである。日本では、住宅（家屋）は経過年数に応じて減価され、20年も経てばその価値はゼロになると言われている<sup>8)</sup>。このような現状を受け、日本の家計は、資産選択の行動において、住宅（家屋）を資産として認識できないのだろう。日本の家計のリスク金融資産への投資を促すためには、住宅資産（中古住宅）の流動性を高めると同時に、その住宅（家屋）を含めた資産選択の行動を実現させることである。そのために、住宅資産（中古住宅）の正当な評価を可能とする中古住宅市場の整備が必要とされる。

## 参考文献

- 大鎌勝義（2002）。「家計による金融資産選択—（その3）地域別世帯—」, 道都大学紀要（美術学部）, 第28号, pp. 217-223.
- 上山仁恵（2011）。「中古住宅市場と家計の資産選択」, 『住宅・金融フォーラム』, 財団法人住宅金融普及協会, 第11号, pp. 9-37.
- 下野恵子・上山仁恵（2008）。「家計の資産選択における実物資産の位置付け」, 『金融経済研究』, 第26号, pp. 41-62.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー（2001）.『EViewsによる計量経済分析-実践的活用法と日本経済の実証分析』, 東洋経済新報社.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー（2009）.『マイクロ計量経済学』, 東洋経済新報社.

---

8) 実際、『全国消費実態調査』では、建物の価値は10年経過で38.3%に、20年で14.7%に減価されると設定している。