

実物資産の非流動性と家計の資産選択

上山仁恵*

要 旨

この論文では、日本において中古住宅市場が活発ではなく、住宅等の実物資産が著しく非流動的な資産であることが、資産の半分以上を実物資産が占める日本の家計の資産選択の行動に影響を与えているか否かを検証した。検証方法は、中古住宅市場の発達度を取引コストに反映させ、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルに適用した。そして、2000年の個票データ (NEEDS RADAR) を用いて検証した結果、取引コストとして表される住宅の非流動性は、日本の家計の資産選択の行動に影響を与えてはいるものの、実物資産にかかる取引コストだけでは、日本の家計の資産選択の行動は説明できないことが判明した。

キーワード：家計、資産選択、住宅、実物資産、非流動性、中古住宅市場、取引コスト

1. はじめに

日本において、土地・家屋の流動性は著しく低い。実際、全住宅取引量に占める中古住宅取引戸数の割合の国際比較を見ると、欧米諸国については、全住宅の取引のうち7割以上が中古住宅であるのに対し、日本はわずか1割である（「平成16年度国土交通白書」4章2節より）。中古住宅市場が活発な欧米諸国に比べ、日本においては住宅の売買は容易とは言えず、「売却・賃貸（予定）世帯におけるモニター調査（2005年）」（日本能率協会総合研究所調査）を見ても、過去5年間に持家の売却や賃貸を行った人の約4割が、スムーズな売買や賃貸を阻害している要因として、中古住宅市場が未整備であることをあげている（ちなみに、一番の要因としてあげられているものは、住宅価格の下落と売却損であり約6割を占める）¹。

このように、家計資産の半分以上を占める土地・家屋の実物資産について、その著しい流動性の低さが、日本の家計の資産選択の行動に影響を与えているのではないだろうか。特に、日本の

* 日本福祉大学経済学部

1 中古住宅市場の未整備を表す項目として、「市場における物件量の少なさ」、「市場で流通する住宅の質の悪さ」、「物件情報の内容の不十分さ」の合計を取った。

家計については、諸外国の家計に比べて有価証券のリスク資産の保有が著しく低いという特徴があり²、また、金融商品の選択基準を見ても、収益性を重視する欧米諸国の家計とは異なり、安全性や流動性を重視している³。このような日本の家計の資産選択の行動の特徴に、日本において中古住宅市場が著しく未発達であることが影響している可能性は考えられる。この論文では、日本における土地・家屋の実物資産の非流動性が、家計の資産選択の行動に影響を与えているか否かを検証する。この論文の構成は以下のとおりである。まず、2節で、住宅等の実物資産の非流動性と家計の資産選択の行動を関連付けて分析した先行研究について紹介する。そして、3節で、この論文の分析のベースとなる理論モデルを説明し、4節で、3節で提示した理論モデルにもとづいて、個票データを用いた実証分析を行う。5節はまとめである。

2. 先行研究

この節では、家計資産として金融資産だけではなく、土地・家屋の実物資産も含め、かつ、実物資産の非流動性を考慮した資産選択の理論モデルを紹介する。次に、実物資産の非流動性の家計の資産選択の行動に与える影響について検証した論文を紹介する。

まず、金融資産に加え、土地・家屋の実物資産を含めた家計の資産選択の理論モデルの中で、実物資産の非流動性を反映させるためには、実物資産の取引コストと非分割性（取引量の非連続性）を仮定することが考えられる。この場合、金融資産に対する取引コストは無く、その取引量の連続性を仮定する。

土地・家屋の実物資産の取引コストと非分割性を仮定し、金融資産に加え、実物資産も含めて家計の資産選択の理論モデルを構築したのは Grossman and Laroque (1990) が初めてとなる。彼らは、多くの実証結果で C-CAPM が成立しない理由として、消費のうち大きな比重を占める住宅等の耐久消費財（実物資産）の存在を指摘した。すなわち、実物資産を含めた家計の資産選択の行動の中で、実物資産の取引コストと非分割性を仮定すると、最適な耐久消費財（実物資産）の需要量は連続にならず、従来の C-CAPM の枠組みで仮定されている効用関数の消費に関する連続性は成立しないと指摘している。

なお、Grossman and Laroque (1990) では、住宅等の耐久消費財のみをベースとした効用関数を仮定し、非耐久消費財の存在を仮定していない。そのため、非耐久消費財を基準とした耐久消費財（実物資産）の収益性が考慮されていないため、最適な金融資産の需要量は、実物資産の存在とは直接的に関係無く決定される⁴。従って、Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) は、Grossman and Laroque (1990) のモデルを拡張し、非耐久消費財と耐久消費財で定義された効

2 日本銀行「欧米主要国の資金循環統計（2000年）」を見ると、金融資産に占める有価証券の割合は、米国、フランスで5割近く、ドイツ、英国で2割を超えるのに対し、日本は約1割である。

3 電通総研「第6回価値観国際比較調査（2001年度）」を参照。

4 但し、実物資産は相対的危険回避度を通して、金融資産需要に間接的な影響は与える。

用関数を設定し、実物資産の収益性を組み込んだモデルを構築している。彼らの理論モデルから、最適な金融資産や実物資産の需要量は、金融資産と実物資産の収益率の相関の度合いが影響することが示されている。

さらに、Grossman and Laroque (1990) や Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) の理論モデルをベースに、Flavin and Yamashita (2002) や Pelizzon and Weber (2003) らは、家計の資産選択の理論モデルの中で、住宅等の実物資産の需要量を固定する、より簡略化したモデルを展開している。Flavin and Yamashita (2002) のモデルは、米国における資産収益率のデータを用いた検証にもとづき、金融資産と実物資産の収益率には相関が無いと仮定した理論モデルを構築している（すなわち Grossman and Laroque (1990) のモデルを支持）。一方、Pelizzon and Weber (2003) のモデルは、イタリアにおける資産収益率のデータを用いた検証にもとづき、金融資産と実物資産の収益率の相関があると仮定した理論モデルを構築している（すなわち Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) のモデルを支持している）。

以上、実物資産のみに取引コストを仮定したり、実物資産の非分割性（取引量の非連続性）を仮定したりすることで、実物資産の非流動性を家計の資産選択の行動に反映することが可能となるが、特に、実物資産にかかる取引コストの家計の資産選択の行動に与える影響を分析した論文は海外では膨大に存在する。ここでは、その中から、上記で紹介した論文による検証結果について紹介する。

まず、Grossman and Laroque (1990) は、彼らの理論モデルをベースに、様々な取引コストの数値を用いて資産選択の行動をシミュレーションしており、実物資産にかかる取引コストの上昇は、相対的危険回避度を上げ（すなわち、総資産に占める危険金融資産の比率を下げ）、さらに、住宅等の実物資産が最適な需要量になるほどリスク回避的になり、住宅等の実物資産を購入するタイミングでリスク回避度が軽減されるという結果を得ている。Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) の理論モデルをベースとした数値シミュレーションからも、Grossman and Laroque (1990) と同様の結果が得られているが、それに加え、彼らのモデルでは、金融資産と実物資産の収益率の相関に対する家計の資産選択の行動のシミュレーションが行われており、金融資産と実物資産の収益率の相関が高くなるほど、実物資産の取引を行わないことが最適となる区間が大きくなることが示されている。

ところで、上記の検証は、いずれも数値シミュレーションであり、実際の家計のデータを用いた実証分析は、筆者が知る限りでは Ioannides (1989) のみである。Ioannides (1989) は、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルをベースにすると、住宅等の実物資産を購入した直後の世帯と、そうではない世帯（すなわち、実物資産を購入してから年月が経過している世帯）では、資産選択の行動に違いが見られるはずであることを指摘している（詳細は第3節を参照）。このことから、1983年の米国の個票データ（Survey of Consumer Finances）を用い、サンプルを住宅購入直後とそうではない世帯に分割し、それぞれのサンプルについて、実物資産や金融資産の需要関数の推定を行い、その比較を行っている。Ioannides (1989) の主要な目的は、住

宅購入直後とそうではない世帯の住宅ローン需要の相違や、居住用目的の住宅と金融資産、および居住用ではない不動産と金融資産との代替性の検証である。しかし、居住用目的の実物資産需要関数の推定式において、住宅の保有期間の影響を検証しており、その有意性から、個票データからも Grossman and Laroque (1990) のモデルが支持されると述べている。

3. 理論モデル

この節では、住宅等の実物資産を含めた家計の資産選択の行動に、住宅の非流動性がどのような影響を与えているのかを検証する理論モデルを説明する。なお、ここでは、日本における住宅の非流動性を、住宅の売買が容易ではない（すなわち、中古住宅市場が活発ではない）ことを想定している。従って、厳密に言えば、中古住宅市場の発達度の変数を組み込んだ理論モデルを用いるべきであるが、筆者の知る限りそのようなモデルは存在せず、ここでは、中古住宅市場の発達度を取引コストに反映し、Grossman and Laroque (1990) のモデルを用いる。中古住宅市場の発達度の変数を組み込んだ理論モデルの構築は、今後の課題としたい。なお、2節の先行研究で紹介した Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) の理論モデルは、Grossman and Laroque のモデルを拡張し、耐久消費財と非耐久消費財からなるより自然な形の効用関数を仮定しているが、ここでは、金融資産と実物資産の収益性は考慮しないことから、モデルの簡略化のため Grossman and Laroque (1990) のモデルを用いる。

今、 W_t を t 時点における総資産、 H_t を t 時点における住宅等の耐久消費財（実物資産）の保有量、 $\delta > 0$ を耐久消費財（実物資産）の減耗率、 B_t を t 時点における安全金融資産の保有額、 r^f を安全金融資産の収益率とする。そして、 X_t を危険金融資産の保有額ベクトル (n 次元)、 P_t を危険金融資産の価格ベクトルとし、危険金融資産の価格は (1) 式に従うものとする。

$$dp_t = p_t(\mu dt + \sigma dw_t) \quad (1)$$

ここで、 μ は危険金融資産の期待収益率ベクトル、 Σ は危険金融資産の分散共分散行列、 dw_t は標準的なウィナー過程を表す。このとき、 t 時点における総資産 W_t は (2) 式により、その変動 dW_t は (3) 式で表される。 $\mathbf{1}$ は要素が全て 1 の n 次元ベクトル、 dw_t^T は dw_t の転置行列を表す。

$$W_t = H_t + B_t + X_t \cdot \mathbf{1} \quad (2)$$

$$dW_t = -\delta H_t dt + r^f (W_t - H_t) dt + X_t \cdot (\mu - r^f \cdot \mathbf{1})^T dt + X_t \cdot dw_t^T \quad (3)$$

そして、住宅等の実物資産の非流動性をモデルに反映させるため、実物資産に対して取引コス

トと非分割性（取引量の非連続性）を仮定する．実物資産に関わる取引コストは，実物資産の非分割性から，保有している実物資産の保有量全体（ストック）に対する割合（ $[0, 1]$ ）で表す．なお，実物資産の取引コストは売却のときのみに仮定し，購入のときには取引コストは無いと仮定する（購入の際に取引コストを仮定しても，モデルの本質は変わらない）．金融資産については，取引コストを仮定せず，実物資産とは異なり，任意の取引量が可能である．

次に，家計の効用関数を設定する．ここでは，家計は住宅等の耐久消費財（実物資産）の保有量 H_t のみから効用が得られると仮定し，その効用関数を $U(H_t)$ とおく．従って，家計は，(2) 式と (3) 式を制約条件として，(4) 式のように，効用 $U(H_t)$ の現在価値の生涯にわたる総和の期待値を最大にするため，最適な耐久消費財（実物資産）の保有量 H_t と，最適な危険金融資産の保有量 X_t を決定する（最適な安全金融資産の保有量は残余として決定される）． ρ は時間選好率を表す．

$$\sup_{H_t, X_t} E \left[\int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(H_t) dt \right] \quad (4)$$

そして，(4) 式は，初期保有の総資産 W (W_0)，および初期保有の耐久消費財（実物資産） H (H_0) に依存することから，(5) 式のように value function $V(W, H)$ として表される．Value function $V(W, H)$ については， W と H について同次性を仮定する⁵．

$$V(W, H) \equiv \sup_{H_t, X_t} E \left[\int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(H_t) dt \right] \quad (5)$$

ところで， $\tau > 0$ を実物資産（耐久消費財）の買換え時点， H' を τ 時点で新しく購入する実物資産（耐久消費財）の保有量とした場合，下記の (6) 式が成立すれば，実物資産（耐久消費財）の買換えを行うことは最適な行動ではない．

$$V(W, H) > \sup_{H'} V(W_{\tau} - \lambda H_{\tau}, H') \quad (6)$$

一方，下記の (7) 式が成立すれば，買換えを行うことが最適な行動となる．

$$V(W, H) = \sup_{H'} V(W_{\tau} - \lambda H_{\tau}, H') \quad (7)$$

従って，value function $V(W, H)$ は，(8) 式の Bellman 方程式を満たす．

$$V(W, H) = \sup_{H', X_t, \tau} E \left[\int_0^{\tau} e^{-\rho t} U(H_t) dt + e^{-\rho \tau} V(W_{\tau} - \lambda H_{\tau}, H') \right] \quad (8)$$

5 この仮定が無ければモデルは複雑になり，ここで提示するような解は得られない．

それでは、ここで具体的な効用関数を仮定する。ここでは、(9) 式の相対的危険回避度一定の効用関数を仮定する。 γ は個人のリスクに対する態度を示す指標である。相対的危険回避度一定の仮定は多くの実証研究により支持されている（例えば、Friend and Blume (1975) や Szpiro (1986), 下野 (1998・2000) などを参照）。

$$U(H_t) = \frac{H_t^\gamma}{\gamma} (\gamma < 1, \gamma \neq 0) \quad (9)$$

そして、(9) 式を (8) 式に代入すると、(10) 式が得られる。

$$V(W, H) = \sup_{H', X_t, \tau} E \left[\int_0^\tau e^{-\rho t} \frac{H_t^\gamma}{\gamma} dt + e^{-\rho \tau} V(W_\tau - \lambda H_\tau, H') \right] \quad (10)$$

ところで、 $y = W/H - \lambda = (W - \lambda H) / H$ とおくと、value function $V(W, H)$ の同次性の仮定より、(11) 式のように 1 変数 y に依存する value function $h(y)$ として単純化される。

$$h(y) \equiv V(\lambda + y, 1) = H^{-\gamma} V(W, H) \quad (11)$$

そして、(11) 式を (10) 式に代入すると、(12) 式が得られる ($H_t = H_0 e^{-\delta t}$ であることに注意する)。(12) 式の \underline{x}_t (X_t / H) は、実物資産 (耐久消費財) に対する危険金融資産の比率を表す。

$$H^\gamma h(y) = \sup_{H', \underline{x}_t, \tau} E \left[\int_0^\tau e^{-\rho t} \frac{(H_0 e^{-\delta t})^\gamma}{\gamma} dt + e^{-\rho \tau} (H')^\gamma h \left[\frac{W_\tau - \lambda H_\tau}{H'} - \lambda \right] \right] \quad (12)$$

ここで、(12) 式を簡単にまとめるため、変数 M を (13) 式のように定義する。

$$M \equiv \sup_{H'} h \left[\frac{W_\tau - \lambda H_\tau}{H'} \right]^{-\gamma} \times h \left[\frac{W_\tau - \lambda H_\tau}{H'} - \lambda \right] = \sup (y + \lambda)^{-\gamma} h(y) \quad (13)$$

そして、(13) 式を (12) 式に代入すると、(14) 式が得られる。

$$h(y) = \sup_{\underline{x}_t, \tau} E \left[\int_0^\tau \frac{e^{-\delta t}}{\gamma} dt + e^{-\delta \tau} M y^\gamma \right] \quad (14)$$

(14) 式を用いて、(6) 式や (7) 式を表現すると、 $h(y) > y M$ のとき、実物資産 (耐久消費財) の買換えを行わないことが最適な行動となり、 $h(y) = y M$ のとき、実物資産 (耐久消費財) の買換えを行うことが最適な行動となる。

最後に、定数 \bar{y} を (15) 式で定義する。定数 \bar{y} は、value function $h(y)$ の上限を決定する指標となる。

$$\nu \equiv \frac{1}{\gamma(\delta+r^f)} \left[\frac{(\delta+r^f)(1-\gamma)}{\beta} \right]^{1-\gamma}, \beta \equiv \rho - \gamma r^f - \frac{\mu^2}{2\sigma^2} \cdot \frac{\gamma}{1-\gamma} \quad (15)$$

以上、記号の導入をふまえ、最適な実物資産（耐久消費財）の需要決定メカニズムを説明する（証明は Grossman and Laroque (1990) を参照のこと）。

Theorem. (Grossman and Laroque (1990))

(i) $M < (1 - \gamma)$ ならば、(a) と (b) を満たすような3つのパラメータ $y_1 \leq y^* \leq y_2$ が存在する。

(a) 任意の y に対して、 $h(y) > y M$ であることと、 $y \in (y_1, y_2)$ であることは同値となる。

(b) $M = (y^* + \gamma) \cdot h(y^*) = \sup_y (y + \gamma) \cdot h(y)$ を満たす $y_1 \leq y^* \leq y_2$ が存在する。

(ii) $M \geq (1 - \gamma)$ ならば、任意の y に対して $h(y) = y M$ が成り立つ。

上の定理は、まず、(i) より、総資産に占める最適な実物資産（耐久消費財）の比率 y^* には下限値 y_1 と上限値 y_2 が存在し、総資産に占める実物資産（耐久消費財）の比率 y が下限値と上限値の範囲にある場合、実物資産（耐久消費財）の買換えを行わないことが最適な行動であることを示している。一方、(ii) より、 y の値が y_1 より小さい、あるいは、 y_2 より大きくなったとき（すなわち、総資産に占める実物資産の比率が最適な比率から著しく乖離したとき）、最適な比率 y^* を満たすように実物資産（耐久消費財）の買換えを行うことが最適な行動となる。

Grossman and Laroque (1990) では、総資産に占める最適な実物資産の比率の解 y^* は解析的には解かれておらず、その解の存在のみが証明されている（Damgaard, Fuglsbjerg and Munk (2003) でも同様である）。しかし、上記の定理の導出過程より、総資産に占める最適な実物資産（耐久消費財）の比率 y^* は、取引コスト γ や、効用関数のパラメータ（すなわち家計の属性を表す変数）に依存する関数であることは明らかである⁶。

以上、実物資産（耐久消費財）に対して取引コストと非分割性を仮定すると、Grossman and Laroque (1990) の定理は、次のように解釈することができる。

() 住宅購入直後の家計

住宅等の実物資産の購入（あるいは買換え）直後の家計は、総資産に占める最適な実物資産の比率 y^* を実現している。すなわち、住宅購入（買換え）直後の家計の総資産に占める実物資産の比率は、家計の属性に依存する関数となっている。

6 金融資産に取引コストを仮定した場合、同様に、金融資産を取引しないことが最適となる領域が発生するが、その領域は取引コストのみに依存し、家計の属性には依存しない。

() 住宅購入から年月が経過している家計

住宅等の耐久消費財（実物資産）を購入してから年月が経過している家計は、総資産に占める最適な実物資産の比率を実現しているとは限らない。すなわち、総資産に占める実物資産の比率は、家計の属性に依存する関数となっている保証はない。家計の属性に依存する関数となっても、住宅購入直後の家計に比べれば、家計の属性の影響は小さい。

上記の()と()については、最適な実物資産需要についての議論である。最適な金融資産需要については、解析的な解が得られており、従来のTobin-Markowitz流に、危険金融資産の収益率の平均・分散分析の観点から効率的に選択される。しかし、従来のモデルとは異なり、相対的危険回避度が総資産に占める実物資産の比率に依存する関数となっており、上記の()と()の議論から、金融資産需要においても、住宅購入直後とそうではない家計で異なるはずである。

以上の理論モデルをベースに、次節において、日本の家計データを用い、サンプルを住宅購入直後とそうではない家計に分割し、それぞれについて資産需要関数を推定する。そして、その結果を比較し、住宅の非流動性の家計の資産選択の与える影響について検証する。

4. 実証分析

4-1. データ

この節では、3節で提示した理論モデルをベースに、日本の家計のデータを用い、日本における住宅（実物資産）の非流動性が、家計の資産選択の行動に影響しているか否かを検証する。3節で提示した理論モデルをベースにすると、住宅購入直後とそうではない世帯で、資産選択の行動（資産構成）に違いが見られるはずである。特に、日本においては中古住宅市場が発達しておらず、住宅（実物資産）は著しく非流動的な資産であることから、両者の違いは顕著に見られるはずである。

ここで用いるデータは、NEEDS RADAR（日本経済新聞社データバンク局『金融行動調査』）であり、年次は2000年である。NEEDS RADARは、東京都・埼玉県・千葉県・神奈川県全域に居住する25歳から69歳の男女から無作為抽出された5000人を対象に、詳細な金融資産の保有の有無とその保有額、実物資産の保有の有無とその評価額、および住宅ローンを含む負債額、世帯の属性等の詳細な調査を行っている。実物資産に関するデータが入手可能であることから、ここでの分析に最も適したデータと言える⁷。

なお、筆者は2005年のデータも所有しているが、2005年のデータでは、住宅購入直後の世帯

7 生命保険文化センター「生活設計と金融・保険に関する調査」（東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター、SSJデータアーカイブを通じて入手）の使用も考えたが、実物資産に関する回答が著しく少ないため、分析が不可能であった。

のサンプルが著しく少ないため (50 サンプルに満たない), ここでは 2000 年のデータを用いる。但し, 2000 年のデータについても, 住宅購入直後の世帯のサンプル数が少ないことには注意しなければならない (87 サンプルである)。

そして, サンプルを, 住宅購入直後とそうではない世帯に分割する。ここでは, 住宅購入直後の世帯を, 住宅購入から 2 年以内, 住宅購入から年月が経過している世帯を, 住宅を購入してから 2 年超で定義した。住宅購入直後とそうではない世帯の分割を 1 年基準で分割するか, あるいは 2 年基準で分割するかは議論の分かれるところであるが, Ioannides (1989) では, 住宅購入直後の世帯を 2 年以内と定義していること, さらに, NEEDS RADAR のデータを用いて 1 年基準で分割した場合, 住宅購入直後の世帯のサンプルが著しく少なくなることを考慮し, ここでは 2 年基準で分割した。なお, 1 年基準で分割した場合, 推定結果に若干の相違は見られたが, この論文の結論に影響を与えるものではなかった。

ところで, NEEDS RADAR では, 現在居住している住宅の保有期間を調査していない。しかし, 持家世帯に対して, 住宅ローンの利用の有無や, 住宅ローンを返済中か否か, さらに, 住宅ローン返済中の世帯に対して, 住宅ローンを借り入れた時点を調査している。従って, ここでは, 住宅保有期間を, 住宅ローンを借り入れてから経過した期間で代理した⁸。平均的な家計は, 住宅ローンを利用して住宅購入を考えることから, 住宅保有期間は, ほぼ住宅ローン保有期間に対応すると考えられる⁹。なお, 住宅ローンを使用せず住宅を購入した世帯については, 住宅保有期間が推定できないことから分析の対象外としたが, 住宅ローン返済済みの世帯については, 住宅ローンを 2 年以内で返済することは稀なケースであり, 住宅ローン返済済みの世帯は, 住宅を保有してから 2 年超を経過している世帯の中に含めた¹⁰。

以上をまとめると, 住宅購入直後の世帯とは, 住宅ローンを組んで 2 年以内の世帯であり, 住宅購入から年月の経過している世帯とは, 住宅ローン組んでから 2 年超の世帯, および住宅ローン返済済みの世帯である。これらの対象世帯について, 各金融資産の保有額について無記入のもの, 実物資産の評価額について無記入のもの, 住宅ローンに関する調査について無記入のもの, 世帯の属性について無記入のものを除外した。その結果, 推定に用いた総サンプル数は 858 世帯であり, そのうち, 住宅購入直後の世帯のサンプル数は 87 世帯, そうではない世帯は 771 世帯である。

次に, 資産の分割について説明する。3 節の理論モデルをベースとして, 家計資産を, 「安全 (金融) 資産」と「危険 (金融) 資産」と「実物資産」に分割する。ここでは, 金融商品を, 預金保険制度の保護対象である元本保証有りの金融商品を「安全 (金融) 資産」と定義し, それ以外の金融商品は「危険 (金融) 資産」と定義した。すなわち, 「危険 (金融) 資産」とは, 満期

8 住宅ローンを借り入れてから経過した期間は, 年単位で調査されており, 月数は切り上げである。

9 例えば, 住宅支援機構による住宅ローンに関する顧客アンケートの調査結果 (平成 18 年度) を見ると, 平成 15 年以降の住宅取得者のうち, 約 86% が住宅ローンを利用している。

10 脚注 9 の調査による住宅ローン返済期間を見ると, 10 年以下はわずか 4.9% である。

まで所有すれば元本保証はあるが、中途売却した場合には元本割れが起こりうる金融商品や、預金保険制度の保護対象外であるが元本割れの可能性が極めて低い金融商品、あるいは、相場の変動にともない価格が変動する金融商品を「危険（金融）資産」と定義した¹¹。なお、NEEDS RADAR は、積立型の保険払込額を調査していない。保険は日本の家計金融資産の2割近くを占め、安全資産と考えられているが、ここでは、保有資産最大化を目的とした資産選択の行動を考えているため、将来の不確実性に対処するための保険は、資産の対象から除外した。

そして、「実物資産」は、居住用の土地・家屋（一戸建てやマンション・アパート）と定義した。NEEDS RADAR では、実物資産として、居住用土地やマンション・アパート以外にも、金（ゴールド）やゴルフ・リゾートクラブ会員権等の実物資産も調査しているが、ここでは、日本における住宅の非流動的な性質（中古住宅市場が活発ではないこと）による影響を見たいため、金融資産と同様に流動性のあると考えられる金やゴルフ会員権等は実物資産から除外した。なお、NEEDS RADAR では、居住用一戸建て住宅について、土地の評価額については調査しているが、建物については調査していない。従って、居住用一戸建て住宅については過小評価になっていることに注意する必要がある。

表1は、推定に用いた主な変数の記述統計量をまとめたものである。

まず、金融資産保有額について見ると、住宅購入直後の世帯は平均760万円、そうではない世帯は平均1,229万円であり、この差については、住宅購入から年月が経過している世帯の世帯主平均年齢の高さから生じていると考えられる。しかし、世帯主の平均年齢の高さにも関わらず、年間所得については、住宅購入直後の世帯で平均854万円、そうではない世帯で平均820万円と、住宅購入直後の世帯の方が高い。そして、実物資産保有額についてみると、住宅購入直後の世帯が平均3,848万円であり、そうではない世帯が平均3,109万円である。住宅ローン借入限度額が収入で制限されることを考えると、住宅購入直後の世帯の平均収入の高さから、より価格の高い住宅購入が実現できている可能性も考えられる。

総資産（保険を除く）に占める安全（金融）資産比率、危険（金融）資産比率、実物資産比率を見ると、住宅購入直後の世帯では、総資産に占める安全資産の比率は平均24%、危険資産比率は平均4%、実物資産比率は平均72%であり、住宅購入から年月の経過している世帯では、順に31%、6%、63%である。住宅購入直後の世帯では、そうではない世帯に比べて総資産に占める金融資産の比率が低く、実物資産の比率が高い。

そして、住宅購入直後の世帯とそうではない世帯で顕著に違いが見られるのが年間所得に対する年間住宅ローン返済の割合である。住宅購入直後の世帯については、年間住宅ローン返済が年間所得の半分以上を占めるのに対し、住宅購入から年月が経過している世帯については1割弱で

11 「安全(金融)資産」に分類される金融商品は、定期・定額預貯金、スーパー定期、大口定期預金、貯蓄預貯金、ポスト、ビッグ、車内預金、財形貯蓄、ミリオン等であり、「危険(金融)資産」に分類される金融商品は、ヒット、ダブル、金銭・貸付信託、利付・割引金融債、国債、社債、転換社債、株式、公社債投信、株式投信、るいとう、MMF、外国投信、外貨預金、抵当証券、外貨預金等である。

表 1. 主要な変数の記述統計

2000 年データ 変 数 名	住宅購入直後の世帯		住宅購入から年月の経過している世帯	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
危険（金融）資産保有ダミー	0.34	-	0.43	-
安全（金融）資産保有額（万円）	510	1,132	919	1,205
危険（金融）資産保有額（万円）	250	857	310	809
実物資産保有額（万円）	3,848	7012	3,109	3,624
金融資産保有額（万円）	760	1,663	1,229	1,623
総資産（金融資産 + 実物資産）保有額（万円）	4,608	8,328	4,338	4,316
安全（金融）資産比率（対総資産）（%）	23.9	33.7	30.8	31.1
危険（金融）資産比率（対総資産）（%）	4.1	10.1	5.9	11.8
実物資産比率（対総資産）（%）	72.0	34.8	63.3	33.1
年間所得（万円）	854	446	820	473
年間住宅ローン返済割合（対年間所得）（%）	55.8	190.4	14.1	28.0
世帯主年齢（歳）	41	9	52	11
扶養家族の数（人）	1.7	1.0	1.1	1.2
大卒ダミー（大卒 = 1）	0.47	-	0.49	-
自営業ダミー（自営業 = 1）	0.05	-	0.10	-
サラリーマンダミー（サラリーマン = 1）	0.69	-	0.57	-
公務員ダミー（公務員 = 1）	0.16	-	0.09	-
自由業ダミー（自由業 = 1）	0.05	-	0.06	-
サンプル数（世帯）	87		771	

注 1) 住宅購入直後の世帯とは、住宅を購入してから 2 年以内の世帯（住宅ローンを組んで 2 年以内の世帯で代理）、住宅を購入してから年月の経過している世帯とは、住宅を購入してから 2 年を超える世帯（住宅ローンを組んでから 2 年を超える世帯、および住宅ローン返済済み世帯で代理）を指す。

注 2) 実物資産とは、現在居住している一戸建て住宅の土地の評価額、およびマンション・アパートの評価額であり、一戸建て住宅については、建物の評価額を含まないことに注意。

注 3) 自営業には農林漁業を含む。

注 4) 自由業とは、個人経営の経営主や弁護士、開業医などを含む。

データ：日本経済新聞社データバンク局 NEEDS RADAR（金融行動調査）より。

ある。これについては、住宅購入から年月が経過している世帯の中には、既に住宅ローンを返済済みの世帯が含まれていることに留意する必要がある。

世帯主の属性について見ると、扶養する家族の人数については、住宅購入直後の世帯で約 2 人、そうではない世帯で約 1 人であり、大卒の割合は両者で大きく変わらず、それぞれ約半分を占める。職業については、住宅購入直後の世帯の方がそうではない世帯に比べ、サラリーマンや公務員の比率が若干高い。

4 - 2. 推定モデル

この節では、3 節で提示した理論モデルをベースに、実際の推定モデルについて説明する。3

節で提示した理論モデルに従い、総資産（保険を除く）を預貯金等の安全（金融）資産、有価証券の危険（金融）資産、実物資産（居住用住宅）に分け、住宅購入直後の世帯とそうではない世帯について、それぞれ「総資産に占める安全（金融）資産比率」、「総資産に占める危険（金融）資産比率」、「総資産に占める実物（金融）資産比率」を被説明変数とする。

なお、表1を見てわかるように、危険（金融）資産については、どちらの世帯についても半分以上のサンプルが0保有であることから、OLSで推定することはできない。従って、安全資産比率と実物資産比率についてはOLSで推定するが、危険資産比率についてはトービット・モデルを用いて推定する。そして、総資産に占める安全資産比率、危険資産比率、実物資産比率の3本の需要関数を推定するが、3つの被説明変数の合計が100%となることから、3本の推定式の誤差項が相関を持つことが予想される。しかし、ここでは、全ての推定式で同じ説明変数を用いて推定することから、SURで推定することと、各式をOLSで推定することとは同値となる。従って、それぞれの世帯について3本の式を別々に推定した。

次に、推定に用いた説明変数について述べる。ここでは、家計の属性を表す変数として、人的資本として「年間所得（対数値）」を、非人的資本として「総資産（対数値）」を用いた。さらに、負債の影響を見るために、「年間所得に占める年間住宅ローンの比率」を用いている。そして、危険回避度の代理変数として「年齢」を用い、金融資産に関する知識量の代理変数として、学歴ダミーである「大卒ダミー（大卒=1）」を用いる。また、扶養する親や子供の数の影響を見るために、「扶養する家族の人数」を用いた。

さらに、職業による危険回避度の違いを見るために、無職を基準とし、「公務員ダミー（公務員=1）」、「サラリーマンダミー（サラリーマン=1）」、「自営業ダミー（農林漁業を含む）（自営業=1）」、「自由業ダミー（企業経営主など）（自由業=1）」を用いた。

4-3. 推定結果

住宅購入直後とそうではない世帯について、それぞれ、前述した説明変数を用い、総資産（保険を除く）に占める安全（金融）資産比率、危険（金融）資産比率、実物（金融）資産比率の3本の推定式を、安全資産比率と実物資産比率についてはOLSで、危険資産比率についてはトービット・モデルを用いて推定した。

まず、推定の前に、誤差項の分散が均一か否かの検定を行った。推定式の誤差項が分散不均一であれば、推定量は一致性を持たないからである。ここでは、分散不均一の検定として、OLS推定を行っている安全資産比率と実物資産比率についてはBreusch-Pagan-Godfrey検定とWhiteの検定（交差項なしと交差項あり）を、トービット・モデルで推定を行っている危険資産比率についてはJarque-Bera検定を行った。その結果、いずれの推定式においても分散均一であるという帰無仮説を棄却した。従って、全ての推定式において、誤差項についてWhiteの修正を行い、分散不均一のときの一致性のある標準誤差を用いて推定した（詳細は、松浦・マッケンジー『EViewsによる計量経済分析』の第4章を参照）。その結果が表2である。

表2. 実証結果

資産分割	安全 (金融) 資産比率	年月が経過した世帯	危険 (金融) 資産比率	年月が経過した世帯	実物資産比率	年月が経過した世帯
世帯分割	住宅購入直後の世帯	年月が経過した世帯	住宅購入直後の世帯	年月が経過した世帯	住宅購入直後の世帯	年月が経過した世帯
定数項	73.8* (1.76)	123.1*** (11.36)	-115.5*** (-2.72)	-79.4*** (-5.70)	34.6 (0.78)	-7.74 (-0.65)
年間所得 (対数値)	13.7* (1.88)	8.29*** (4.69)	18.2*** (2.70)	8.28*** (4.14)	-17.8** (-2.23)	-11.2*** (-5.56)
総資産 (対数値)	-20.0*** (-7.13)	-18.0*** (-23.34)	-2.93 (-1.11)	2.08** (2.26)	21.4*** (11.00)	18.1*** (3.67)
年間住宅ローン返済比率 (対年間所得)	0.02* (1.67)	-0.10*** (-3.24)	0.003 (0.24)	-0.14*** (-2.74)	-0.01 (-1.07)	0.13*** (3.67)
年齢	0.35 (0.97)	0.15 (1.37)	0.72** (2.17)	0.21* (1.88)	-0.58* (-1.64)	-0.27** (-2.22)
扶養家族数	-1.42 (-0.65)	-3.98*** (-4.74)	-2.12 (-0.91)	-1.81** (-1.96)	1.48 (0.68)	4.70*** (5.06)
大卒ダミー (大卒 = 1)	2.64 (0.45)	0.71 (0.41)	15.0*** (2.57)	7.96*** (4.34)	-8.65* (-1.69)	-4.48** (-2.30)
サラリーマンダミー (サラリーマン = 1)	-1.55 (-0.25)	-9.96*** (-3.27)	-26.3** (-2.38)	-8.42*** (-2.88)	18.5 (1.27)	14.1*** (4.23)
公務員ダミー (公務員 = 1)	-9.81 (-1.42)	-3.09 (-0.71)	-27.1** (-2.31)	-12.8*** (-3.05)	28.2* (1.87)	8.70* (1.82)
自由業ダミー (自由業 = 1)	16.1 (1.35)	-16.4*** (-3.90)	-42.5*** (-3.31)	-11.1** (-2.56)	4.35 (0.26)	20.8*** (4.40)
自営業ダミー (自営業 = 1)	4.87 (0.71)	-5.15 (-1.40)	-26.3* (-1.73)	-16.0*** (-3.75)	12.3 (0.79)	10.8*** (2.70)

***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。

まず、表 2 より、住宅購入直後とそうではない世帯の両方で有意となっている変数を見ると、年間所得（対数値）がいずれの資産需要比率の推定式においても有意であり、総資産（対数値）は、安全資産比率と実物資産比率の推定式において 1%水準で有意、年齢、大卒ダミー、公務員ダミーが危険資産比率と実物資産比率の推定式において有意、サラリーマンダミーと自由業ダミーは危険資産比率の推定式において有意である。そして、これらの変数の係数の大きさを比較してみると、3 節で提示した理論モデルの含意のとおり、いずれも住宅購入直後の方がそうではない世帯に比べて係数は大きく、各資産需要比率に与える影響の度合いが大きい。

しかし、3 節の理論モデルの含意とは異なり、全体的に住宅購入直後よりそうではない世帯の方が、各資産需要比率の推定式において有意となる変数が多い。例えば、住宅ローン返済比率や扶養家族の変数は、いずれの資産需要比率の推定式においても、住宅購入直後の世帯で有意性は見られないが、住宅購入から年月が経過している世帯では 5%水準以上で有意である。また、職業ダミーについては、住宅購入から年月が経過している世帯で有意性が多く見られた。

5. まとめ

この論文では、日本において住宅の売買は容易ではなく、中古住宅市場が活発ではないことを背景に、家計資産の半分以上を占める住宅（すなわち実物資産）の非流動的な性質が、家計の資産選択の行動に影響を与えているか否かを検証した。検証方法は、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルをベースとし、Ioannides (1989) の実証方法を参考にした。

まず、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルから、実物資産を含めた家計の資産選択の行動において、実物資産の非流動性（取引コストと非分割性）を仮定すると、住宅購入直後の世帯の資産需要関数は、家計の属性変数の関数として表されることが証明される。従って、住宅購入から年月が経過している世帯に比べ、住宅購入直後の世帯の方が、資産需要の推定式において、家計の属性変数は有意となり、その係数もより大きくなるはずである。

そして、2000 年の NEEDS RADAR の個票データを用いて検証した結果、住宅購入直後とそうではない世帯の両方の推定式で有意となった変数を比較すると、理論モデルの含意のとおり、住宅購入直後の世帯の方が、そうではない世帯に比べて係数が大きく、資産需要により強い影響を与えていた。

しかし、モデルの含意とは異なり、住宅購入直後の世帯に比べ、住宅購入から年月が経過している世帯の方が、資産需要関数の推定式において有意となる変数が多かった。この結果は、日本の家計の資産選択の行動に、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルが示すとおり、実物資産の非流動性が家計の資産選択に影響を与えているものの、実物資産の非流動性では説明しきれないことを示唆している。特に、この論文では、日本において住宅の売買が容易ではないこと（中古住宅市場が活発ではないこと）を取引コストに反映させ、Grossman and Laroque (1990) の理論モデルに適用した。しかし、厳密に言えば、中古住宅市場の発達度と取引コストは違う概

念であり、中古住宅市場の発達度を組み込んだ家計の資産選択の理論モデルの構築が今後の課題である。

参考文献

- Damgaard, A., Fuglsbjerg, B. and Munk, C. (2003). "Optimal Consumption and Investment Strategies with a Perishable and an Indivisible Durable Consumption Good", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, pp. 209-253.
- Flavin, M. and Yamashita, T. (2002). "Owner-Occupied Housing and the Composition of Household Portfolio over the Life Cycle", *American Economic Review*, 92, pp. 345-362.
- Friend, I and Blume, M.E. (1975). "The Demand for Risky Assets", *American Economic Review*, vol. 65, no. 5, pp. 900-922.
- Grossman, S. and Laroque, G. (1990). "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods", *Econometrica*, 58(1), pp. 25-51.
- Ioannides, Y.M. (1989). "Housing, other real estate and Wealth portfolios, An Empirical Investigation Based on the 1983 Survey of Consumer Finances", *Regional Science and Urban Economics* 19. pp. 259-280.
- Pelizzon, L. and Weber, G. (2003). "Are Household Portfolios Efficient? An Analysis Conditional on Housing", C.E.P.R Discussion Papers, 3890, pp. 1-44..
- Spiro, G.G. (1986) "Relative Risk Aversion around the World", *Economic Letters*, vol. 20, pp. 19-21.
- 下野恵子 (1998). 「バブル崩壊以前と以降の金融資産選択行動」, 村本孜編著 『日本人の金融資産選択』, 東洋経済新報社, pp. 113-136.
- 下野恵子 (2000). 「相対的危険回避度の測定」, 『オイコノミカ』 第37巻, 第1号, pp. 1-14.
- 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.