

特集 マイナス金利下における金融・不動産市場

家計の流動性制約と転居行動の実証分析

武蔵野大学教授・慶應義塾大学名誉教授 瀬古 美喜

せこ みき

東洋大学経済学部准教授 隅田 和人

すみた かずと

慶應義塾大学経済学部准教授 直井 道生

なおい みちお

1. はじめに

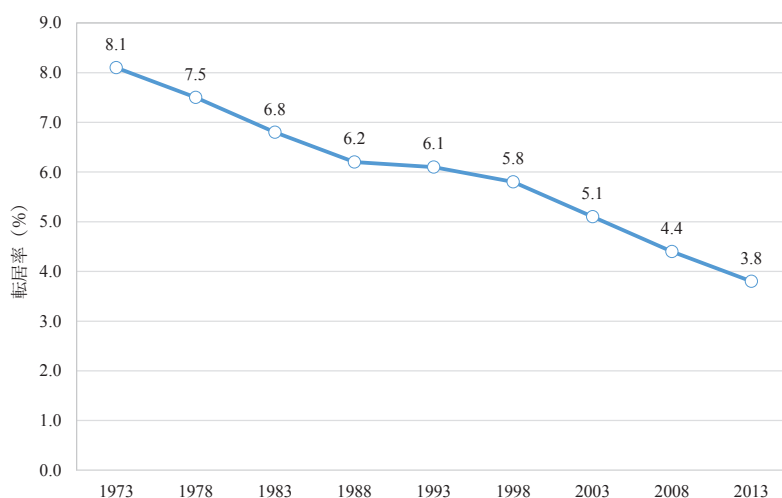
本研究は、住宅市場における流動性制約が持ち家世帯の転居行動に与える影響を、ミクロ計量経済学的手法を用いて明らかにすることを目的としている。具体的には、Seko, Sumita and Naoi (2012)で分析を行った遡及型融資制度下における転居阻害要因の分析を、最近のデータに拡張して推計を行うことで、我が国における金融緩和が家計の転居行動に与えた影響を検討する。

家計はライフサイクルの各段階で異なるタイプの住宅を必要とするので、市場経済における住宅市場が円滑に機能していれば、その都度もっとも適した住宅に転居すれば良いことになる。しかしながら、実際には制度・政策的な要因によって、円滑な転居が妨げられている可能性がある。そのため、流動性制約による転居阻害効果の検証は、住宅市場における制度・政策の評価という観点でも、重要な意義を持つ。

まずデータを用いた分析

に先立って、わが国の転居率の状況を概観する。転居率は国によって大きく異なるが、わが国は、国際的にみても転居率の低い国として知られている。アメリカの転居率の半分以下である。図1は、『住宅・土地統計調査』による転居率の推移を表したものである。これによれば、1973～1978年にかけて約7.5%であった転居率（年率）は、1983～1988年には約6.2%、1993～1998年には5.8%、2003～2008年には約4.4%、2008～2013年には約3.8%まで低下してきている。

図1：転居率の推移



出典：『住宅・土地統計調査』（総務庁統計局）の各年版より、筆者作成。
 註：4年9ヶ月の移動世帯数の年間平均値である。

本論文では、住宅資金に関する流動性制約による持ち家世帯の転居阻害効果（ロックイン効果）の識別を試みる。その際、金融緩和期といわれる近年の家計の転居行動と、リーマンショック直後の時期までの転居行動で、流動性制約の転居を阻害する影響が異なるか否かも検討する。わが国の住宅ローン融資制度は、債務不履行時には担保住宅以外の資産に対しても請求権が及ぶ遡及型融資（recourse loan, リコース・ローン）制度である。一方、アメリカにおける融資制度は、州によっても異なるが、非遡及型融資（non-recourse loan, ノンリコース・ローン）制度に近いとされる¹。

住宅資金に関する流動性制約を介したロックイン効果の理論的説明は、通常以下のようになされる。いま、現住居のローンが残存している持ち家世帯の転居（買い替え）行動を考えると、保有する非住宅資産と純住宅資産（現住居の売却価額－住宅ローン残高）を原資として、新たな住宅を購入することになる。住宅価格の下落は、家計の純住宅資産の減少を意味するため、住宅資金に関する流動性制約（頭金制約）を介して、転居を阻害することになる。例えば、Stein(1995)等は、非遡及型融資制度下で、住宅資産と転居が負の関係にあることを示している。

遡及型融資制度下では、上記のような標準的な議論に加え、いくつかの興味深い理論的な仮説が得られる。まず、家計の保有する総資産（住宅資産＋金融資産）が住宅ローン残高を上回る正の純資産（positive equity）をもつ家計に関しては、現住居の資産価値の下落は、新規に購入する住宅への頭金の減少を意味するため、上記と同様のロジックから、転居確率は減少すると考えられる。それに対して、総資産が住宅ローン残高を下回る負の純資産（negative equity）をもつ家計は、買い替え時の流動性制約に直面するため、転居することはできない。したがって、住宅ローン残高・住宅資産価値比率（Loan-to-Value ratio, LTV）の限界的な変化は転居への効果を持たないと考え

られる。この後者の予想される結果は、非遡及型融資が支配的な国の結果とは、大きく異なると言えよう。なぜならば、非遡及型融資の場合には、債務不履行時に担保住宅以外の資産に対しては請求権が及ばないため、住宅価格の下落に伴い、担保住宅の価値が住宅ローン残高を下回った場合、家計は意図的にデフォルトを選択するインセンティブを持つからである。

これを、簡単な理論モデルを用いて、説明する²。

3 期間モデル($t = 0, 1, 2$)を想定する。0 期に、家計は1単位の住宅ストックを所有しており、未償還住宅ローン残高 K （固定額）と、非住宅資産 W を保有しているとする。1 期に、持ち家家計は、住宅価格が P で規模 H 、すなわち購入費用が PH であるような別の持ち家への転居が可能であるとする。旧住宅を売却する時点で、未償還住宅ローン残高を完済する必要があるため、手元に残る純資産は $P + W - K$ となる。また、新住宅を購入する際には、頭金制約があり、それが γPH ($0 < \gamma < 1$)であると想定する。家計所得は、未償還住宅ローンの返済をするために十分であり、完済後の所得をニュメレール財の消費に充てるとする。家計の効用関数は、下記のような log linear 型であるとする。

$$\alpha \ln H + (1 - \alpha) \ln C + \theta M \quad (1)$$

ここで、 H は住宅ストック、 C はニュメレール財消費、 M は1期に家計が転居すれば1を取る二項変数、 θ は転居により家計が得る利得である。

まず、いかなる頭金制約もない場合は、すべての家計が θ だけ転居により効用が増えるので、買い替える。頭金制約が存在する場合は、流動性（資金）制約により、一部の家計は、買い替えることが出来ない。頭金制約は、

$$\gamma PH \leq P + W - K \quad (2)$$

と表される。

したがって、頭金制約に直面している家計が、1期に転居しようとする、下記の住宅ストックを、

¹ Ghent and Kudlyak (2011) の Table 1 などを参照のこと。

² 理論モデルの説明は、Seko, Sumita and Naoi (2012) に基づいている。

消費することになる。

$$H^C = \frac{P + W - K}{\gamma P} \quad (3)$$

上記のような、頭金制約に直面している家計の買い替え行動は、下記の転居することによって得られる効用 U^C と、転居しない場合の効用 U^N を比較することによって決められる。

$$U^C = \alpha \ln H^C + (1 - \alpha) \ln(P + W - K + Y - PH^C) + \theta \quad (4)$$

$$U^N = (1 - \alpha) \ln(W - K + Y)$$

ここで、ニューメレール財の消費は、家計の生涯にわたる予算制約 $P + W - K + Y \geq PH + C$ によって決定される。家計は、 $\Delta U = U^C - U^N > 0$ であれば転居する。 ΔU は下記の式で表される。

$$\Delta U = \alpha \ln \left(\frac{1 - L}{\gamma} \right) + (1 - \alpha) \ln \left(1 + \frac{L - (1 - \gamma)}{\frac{1 - \gamma}{D} (1 - L) - \gamma L} \right) + \theta \quad (5)$$

ここで、 $L = (K - W)/P$ 、 $D = (1 - \gamma)PH^C/Y$ である。また、 L は住宅ローン残高から非住宅資産を除いた家計の純負債額と現住居の資産価値の比率になっており、逓及型融資制度の下で家計が直面する流動性制約の指標となる。以下では、この指標を**拡張された住宅ローン残高・住宅資産価値比率** (Extended Loan-to-Value ratio, ELTV) と呼ぶことにする³。一方、 D は返済・所得比率 (Debt-to-Income Ratio, DTI) として解釈可能である。

ELTV の転居 (買い替え確率) に対する効果は、家計の純資産状況に依存するため、正の純資産を保有している家計と、負の純資産の状態にある家計の双方に対する比較静学分析をする必要がある。

(5)式より、正の純資産の状態にある家計 ($0 < L < 1$) については、 L が1に漸近的に近づくにつれて、 $\Delta U < 0$ となることがわかる。これは、純資

産が正の家計にとって、ELTV が高くなるほど、買い替え確率が下がることを意味する。

それに対して、負の純資産の状態の家計 ($L > 1$) は、頭金制約 (2)式) があるために、現住居にとどまらざるを得ない。すなわち、転居できないということになる。したがって、理論モデルから、ELTV の水準は、負の純資産の家計の転居性向には、何らの影響も与えないということがわかる。

このような ELTV の非対称な影響は、流動性制約に起因するロックイン効果に特有のものであり、わが国における逓及型融資制度は、ロックイン効果の識別のための重要な機会を与えている。以下では、ELTV が持ち家世帯の転居行動に与える影響について、マイクロデータを用いた検証を行う。

2. データと推計モデル

データとしては、日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS) を用いた。JHPS/KHPS は、2004 年に調査を開始した (旧) 慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) と、2009 年に調査を開始した (旧) 日本家計パネル調査 (JHPS) を統合したものである。以降では、統合した調査を単に JHPS と呼ぶ。両調査とも、初年度の標本は無作為に抽出された全国の 20 歳以上の男女約 4,000 名からなる⁴。調査は、毎年 1 月末日を期日として実施されている。なお、継続対象者に加えて、2007 年および 2012 年に新規サンプルが追加されている。本研究では、第 12 波 (2015 年 1 月実施) までのデータセットを利用して分析を行なった。

転居に関する情報としては、各年 1 月の調査において、「昨年 1 年間の転居」に関する質問をしており、これを利用した。本研究は、持ち家世帯の買い替えを分析対象としているため、サンプルは連続する 2 回の調査で継続して持ち家に居住している持ち家の世帯に限定した。分析の被説明変数は、過去 1 年間に転居を経験し、かつ転居後の住宅の所有形態が持ち家である場合に 1 を取るようなダミー変数として定義される。

³ 次節以降の実証分析では、これと同様の変数を定義し、分析に用いている。

⁴ 旧 KHPS に関しては、初回調査時点での対象者の年齢の上限が 69 歳となっているという違いがある。

転居の規定要因としては、世帯員数や子どもの有無などの世帯属性、居住室数や居住年数などの変数、転居前の居住地属性（地域および市群規模ダミー）などを利用した。前述の通り、JHPS では過去1年間の転居について質問しているため、説明変数を被説明変数と同一年度の調査結果から作成すると、（転居を経験した家計については）転居後の属性を計測してしまうことになる。そのため、説明変数については、前年調査の情報を利用している。

本研究の焦点である住宅資産制約に関連する変数としては、前述の拡張された住宅ローン残高・住宅資産価値比率に対応する変数を作成して分析に用いた。これは、現住居のローン残高から非住宅資産（預貯金・有価証券）を減じたものを、建物価格と敷地価格を合計した住宅資産価値で除した変数として、

ELTV

$$= \frac{\text{住宅ローン残高} - \text{預貯金} - \text{有価証券}}{\text{住宅資産価値}} \quad (6)$$

で表わされる⁵。(6)式の分子にある住宅ローン残高、預貯金額、有価証券額に関しては、いずれもJHPS から得られる各年の回答を用いている。また、分母の住宅資産価値としては、回答者による自己評価額の値を用いた⁶。(6)式の値が1を上回る場合には、当該家計の住宅ローン残高が総資産（住宅資産+預貯金・有価証券）を上回っている（純資産が負）ことになる。なお、前述の通り、(6)式の分子が、単に住宅ローン残高だけでなく、そこから預貯金および有価証券保有額を差し引く形で定義されるのは、わが国の住宅金融制度が逡及型融資制度であることと対応している。すなわち、わが国では、住宅資産価値のみではなく、他の資産（貯蓄や株・証券）も、住宅ローンの借り入れに対する担保となるためである。この点が、非逡

及型融資が支配的なアメリカとは大きく異なる部分である。実際、アメリカの場合には、転居に関する住宅資産制約は、

$$LTV = \frac{\text{住宅ローン残高}}{\text{住宅資産価値}}$$

によって計測されることが多い。

所得変動の影響を捉えた指標としては、**拡張された返済・所得比率**（Extended Debt-to-Income Ratio, EDTI）を用いた。

EDTI

$$= \frac{\text{年間住宅ローン返済額} + \text{その他のローン支払い額}}{\text{世帯年収}} \quad (7)$$

である。これは、住宅ローンを含めた家計の全ての借入に対する年間返済額を世帯所得で除したものと定義される。このような定義を用いているのは、逡及型融資の場合、借り手の全ローンの返済能力が問題となるためである。

本推計の被説明変数は、持家世帯の買い替えを表す二値変数であるため、固定効果ロジットモデルによる分析を行なった⁷。いま、第*i*世帯の*t*年における持ち家の買い替えに関する潜在変数を S_{it}^* であらわすことにすれば、推計のためのモデルは以下のように示される。

$$S_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

ここで、実際に観察される買い替えについてのダミー変数 S_{it} は、 $S_{it}^* > 0$ のとき1、そうでなければ0を取るものと仮定される。 x_{it} は前述の説明変数、 α_i は家計*i*の観察できない異質性（固定効果）、 ε_{it} はロジスティック分布に従う誤差項、 β は推計されるパラメータである。以下の分析では、Chamberlain(1980)によって提案された方法に基づき、条件付き最尤法によって(8)式を推計している。

表1は、2009～2014年および2004～2008年の各期間について、LTVおよびELTVの水準を示したものである。ここで、「全サンプル」は期間中に持

⁵ これは、(5)式のLにあたる。

⁶ これらの建物価格と敷地価格は、所有者に対する「現在の市場価格（売るとした場合の価格）はいくらくらいだと思いますか。」という問いに対する回答を利用している。

⁷ 住宅需要に関する推計において、観察できない異質性（固定効果）を考慮することの重要性については、Börsch-Supan(1990)およびSeko et al. (2012)を参照のこと。

表 1：住宅ローン残高／住宅資産価値比率に関する記述統計
(A)2009～2014年

変数名	全サンプル		転居サンプル	
	観測値数	(%)	観測値数	(%)
<u>拡張されたLTV</u>				
ELTV	14,974	(100.0%)	363	(100.0%)
ELTV ≤ 0	7,990	(53.4%)	105	(28.9%)
0 < ELTV < 1	4,475	(29.9%)	170	(46.8%)
ELTV ≥ 1	2,509	(16.8%)	88	(24.2%)
<u>LTV</u>				
LTV	14,952	(100.0%)	363	(100.0%)
LTV = 0	6,578	(44.0%)	149	(41.0%)
0 < LTV < 1	5,028	(33.6%)	159	(43.8%)
LTV ≥ 1	3,346	(22.4%)	55	(15.2%)

(B)2004～2008年

	全サンプル		転居サンプル	
	観測値数	(%)	観測値数	(%)
<u>拡張されたLTV</u>				
ELTV	10,958	(100.0%)	832	(100.0%)
ELTV ≤ 0	8,083	(73.8%)	540	(64.9%)
0 < ELTV < 1	1,941	(17.7%)	188	(22.6%)
ELTV ≥ 1	934	(8.5%)	104	(12.5%)
<u>LTV</u>				
LTV	10,946	(100.0%)	832	(100.0%)
LTV = 0	7,604	(69.5%)	516	(62.0%)
0 < LTV < 1	2,125	(19.4%)	182	(21.9%)
LTV ≥ 1	1,217	(11.1%)	134	(16.1%)

出所：パネル(B)の集計結果はSeko, Sumita and Naoi (2012, Table 2)による。

ち家に居住していた家計すべてを含む。一方、「転居サンプル」は、期間中に少なくとも1回以上の転居を経験した家計に限定したものである。

全サンプルの傾向を見ると、より最近（パネル(A)2009～2014年）の方が、全体的にLTVの値が大きい（すなわち、住宅の資産価値に比べてローン残高が大きい）家計の割合が高くなっていることがわかる。このことは、リーマンショックに起因する住宅価格の下落によるものと推察される。例えば、住宅ローン残高が資産価値を上回る（LTV ≥ 1）家計の割合は、2004～2008年では11.1%であったものが、2009～2014年には22.4%となる。こうした傾向は、拡張されたLTVでみてもほぼ同様である。

期間中に転居を経験した家計（転居サンプル）に関しては、やや傾向が異なる部分はあるものの、やはり最近のほうが多体的にLTVの値が大きい家計の割合が高くなっている傾向がある。例えば、

拡張されたLTVの水準に関して、これがゼロ以下となる（すなわち、住宅ローン残高から預貯金などを差し引いた家計の純負債が住宅資産額を下回る）家計の割合は、2004～2008年では64.9%であったものが、2009～2014年には28.9%まで低下する。一方で、相対的に流動性制約が強いと思われる、0 < ELTV < 1およびELTV ≥ 1であるような家計の割合は、いずれも上昇している。こうした傾向の背景には、近年の金融緩和に伴って、住宅ローンの利用可能性が高まり、流動性制約に直面した家計であっても相対的に転居が容易になった可能性が考えられる。以降の分析では、こうした可能性を考慮し、家計の流動性制約を表すELTVが転居確率に及ぼす影響を、期間別の比較を交えながら検討することとする。

3. 分析結果

表2は、(8)式に基づくモデルの推計結果を示したものである。モデル(A)は、2009～2014年のサンプルを用いて、その間の転居サンプルを分析対象にした推計結果である。一方、モデル(B)は、Seko, Sumita and Naoi (2012)で報告された2004～2008年のサンプルを用いた推計結果である⁸。ここで、家計の流動性制約を示す住宅ローン残高・住宅資産価値比率（ELTV）に関しては、Seko, Sumita and Naoi (2012)の分析に倣い、各水準のダミー変数を定義して推計を行った。

住宅資金に関する流動性制約に関しては、以下の結果が得られている。まず、2004年から2008年にかけての家計の転居行動を対象にした分析結果（モデル(B)）をみると、住宅ローン残高・住宅資産価値比率（ELTV）が高まるにつれて、家計の転居確率が顕著に低下する傾向がみられる。これは、ELTVの水準ごとに定義されたダミー変数の係

⁸ これらの推計結果に関しては、瀬古・隅田・直井(2011)、瀬古(2014)も参照のこと。

表 2 : 持ち家世帯の転居に関する推計結果

変数	(A) 2009～2014年		(B) 2004～2008年	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
拡張された住宅ローン残高・住宅資産価値比率 (ELTV)				
ELTV<0	基準		基準	
0≤ELTV<0.2 (=1)	-1.981	(0.775) **	0.990	(0.564) *
0.2≤ELTV<0.4 (=1)	-1.160	(0.999)	-3.091	(1.416) **
0.4≤ELTV<0.6 (=1)	-1.037	(0.946)	-4.326	(1.341) ***
0.6≤ELTV<0.8 (=1)	-1.786	(1.503)	-4.190	(1.370) ***
0.8≤ELTV<1 (=1)	-3.208	(1.091) ***	-5.182	(1.302) ***
ELTV≥1 (=1)	-0.767	(0.890)	-4.485	(1.063) ***
返済・所得比率 (EDTI)	-5.634	(2.693) **	-1.658	(1.253)
世帯主年齢	-2.242	(0.988) **	1.625	(0.593) ***
世帯主年齢(2乗)	0.019	(0.009) **	-0.019	(0.005) ***
世帯人員数	0.606	(1.175)	2.404	(0.867) ***
世帯人員数 (2乗)	0.069	(0.151)	-0.160	(0.085) *
既婚(=1)	-0.934	(1.555)	0.428	(0.908)
子ども年齢: 6歳以下 (=1)	0.010	(1.018)	0.693	(0.631)
子ども年齢: 7歳以上, 12歳以下 (=1)	-2.302	(1.221) *	0.268	(0.589)
子ども年齢: 13歳以上, 15歳以下 (=1)	-0.688	(1.140)	-1.442	(0.990)
子ども年齢: 16歳以上, 18歳以下 (=1)	-1.114	(1.203)	-0.615	(1.042)
子ども年齢: 19歳以上, 22歳以下 (=1)	-3.065	(1.832) *	-1.797	(0.915) **
子ども年齢: 23歳以上 (=1)	-1.381	(1.687)	2.185	(0.979) **
世帯変動 (=1)	-0.856	(0.766)	1.810	(0.390) ***
観測時からの世帯変動 (=1)	-0.172	(1.275)	-0.540	(0.569)
世帯主失業 (=1)	0.733	(2.853)	1.165	(0.853)
実質世帯金融資産(万円)	0.000	(0.001)	0.003	(0.001) ***
実質世帯所得(万円)	-0.002	(0.001) **	0.000	(0.000)
部屋数	-2.072	(0.920) **	-2.187	(0.595) ***
部屋数(2乗)	0.162	(0.077) **	0.102	(0.044) **
居住期間(年)	0.628	(0.141) ***	0.209	(0.052) ***
観測値数	363		832	

注：***: 1%, **: 5%, *: 10%水準で、有意であることを示す。推定には、時点ダミー変数と、都市規模ダミー変数が用いられている。「(B) 2004～2008年」の推計結果は、Seko, Sumita and Naoi (2012) のTable 3で報告されたもの。

数が、統計的に有意に負の値を取り、かつこれらの係数の大きさは ELTV の水準が高まるにつれて絶対値で大きくなることからわかる。また、 $ELTV \geq 1$ のケース（負の純資産）では、係数の値は -4.485 であり、 $0.8 \leq ELTV < 1$ のケースと比べて、係数の値はほぼ同一の水準となる。このことは、第1節の理論モデルで示した非対称なロッ

クイン効果を裏付けるものであるといえる。

他方で、2009 年から 2014 年にかけてのより最近のデータを用いた結果（モデル(A)）を見ると、やはり住宅ローン残高・住宅資産価値比率（ELTV）の水準は、家計の転居確率を引き下げる傾向にあるものの、全体的に統計的な有意性は低下し、かつ係数の絶対値も小さくなる。したがって、近年

になるほど、住宅市場における流動性制約が転居を阻害する効果（ロックイン効果）は小さくなっていることが推察される。

上記の分析のみから、こうした変化の理由を直接に検証することは難しいが、一つの解釈としては、近年の金融緩和に伴って、住宅ローンの借入れが容易になったことが背景にあると考えられる。住宅ローン金利の下落は、新規の借入れを容易にするため、ELTV の水準が同一であったとしても、近年になるほど住み替えが容易になっている可能性がある。同時に、頭金制約（(2)式）の緩和や、フラット 35 などの長期固定金利ローンの利用可能性が高まったことも、同様の傾向を生み出す要因になっている可能性がある。

返済・所得比率（EDTI）に関しては、返済負担が高まるにつれて、買い替え確率が低下する傾向が見られる。こうした傾向は、特に最近の転居を対象とした場合に顕著であり、2009～2014 年の転居を対象とした分析では、EDTI の係数は統計的に有意に負の値を示している。上述の ELTV に関する結果とあわせると、近年では住宅ローンの借入れが容易になる一方で、借り手の全ローンの返済能力が問われるようになってきていることを示唆している。

その他の変数についての推計結果は、以下のようになるとまとめられる。世帯構成（子どもの年齢別ダミー）に関しては、就学年齢の子どもが存在する場合、買い替え確率が低くなる傾向がみられる。こうした傾向は、ライフサイクルに応じた住み替え需要を反映しているものと考えられる。就学年齢の子どもがいる世帯は、定住傾向が高く、転居傾向が低いものと考えられる。

世帯主年齢の係数は、モデル(B)の 2004～2008 年の推定結果からは 42 歳をピークにこれ以降は買い換えの潜在変数が低下する形を示していたが、モデル(A)の 2009～2014 年の推定結果では、58 歳を底として、これ以降は上昇傾向を示す形状に変化している。これは、2009～2014 年のモデルの推定では、対象者年齢の上限が決められていなかった旧 JHPS が追加され、退職を機に転居をするサン

プルが増えたためであると考えられる。これらの結果は、2009～2014 年のモデルにおいて、居住期間が長くなるほどより転居する傾向が見られることとも整合的であると考ええる。

4. おわりに

本研究では、遡及型融資というわが国の住宅金融の制度的な特徴を明示的に考慮したうえで、流動性制約と持ち家世帯の転居の関係を検討した。具体的には、転居阻害要因としての家計の流動性制約の影響を、まず非対称なロックイン効果を説明する理論モデルを示し、次にそれをマイクロデータに基づく計量経済学的分析により検証した。

実証分析では、全国の家計の個票パネルデータを使用して、ロジットモデルによりロックイン効果の検証を行なった。その結果、保有する総資産（住宅資産＋金融資産）が住宅ローン残高を上回る家計に関しては、住宅ローン残高・住宅資産価値比率（ELTV）が高まるにつれて、家計の転居確率が顕著に低下する傾向がみられた。これに対して、総資産が住宅ローン残高を下回る家計は、頭金制約のために転居することができないので、ELTV が上昇しても、転居への効果はなかった。すなわち、住宅資産制約に起因するロックイン効果は、当該家計の純資産額の水準に依存して、非対称な効果を持つことが示された。また、これらの流動性制約の影響は、近年の金融緩和期とされる時期においても依然として存在することが示唆されるものの、その影響は相対的に小さくなっていることが明らかになった。

今後のわが国の住宅金融制度の方向性を考える際には、アメリカのサブプライムローン問題が示しているような家計が意図的にデフォルトを選択するインセンティブを防ぐような制度設計を考慮したうえで、非遡及型融資制への移行を考慮することも、選択肢の一つとして考えられるであろう。また、非遡及型住宅融資制度を採用すれば、貸し手は、現在の遡及型住宅融資制度の場合のように、借り手という人ではなく、貸す物件を見て、融資額を決定すると考えられるため、貸し手も借り手

も、より物件の質に関心を持つことになるので、それが、わが国の住宅の質の全般的な底上げにつながるということも考えられる。二重ローンの問題も解消される。リバースモーゲージの普及にもつながる⁹。しかしながら、貸し手側にもリスクが生じるため、貸出金利が上昇する、融資額が低く抑えられるというデメリットも出てくる。どちらの融資制度の方が、厚生が高く、望ましい制度であるのかは、まだ解明されていない。今後、わが国が住宅市場において、アメリカのいくつかの州で見られるような非遡及型融資制に移行すべきかどうかを、東日本大震災などの大震災による二重ローンの問題などさまざまな観点から、早急に検討する必要があると思われる。

学出版会。

参考文献

- Börsch-Supan, A. (1990) "Panel Data Analysis of Housing Choices," *Regional Science and Urban Economics*, 20, 65-82.
- Chamberlain, G. (1980) "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *Review of Economic Studies*, 47, 225-238.
- Ghent, A.C. and M. Kudlyak (2011) "Recourse and Residential Mortgage Default: Evidence from US States," *Review of Financial Studies*, 24(9), 3139-3186.
- Seko, M., K. Sumita and M. Naoi (2012) "Residential Mobility Decisions in Japan: Effects of Housing Equity Constraints and Income Shocks under the Recourse Loan System." *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 45(1), pp. 63-87.
- Stein, J.C. (1995) "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 379-406.
- 瀬古美喜・隅田和人・直井道生(2011)「不動産価格の変動とマクロ経済への影響: 転居阻害要因と住宅価格変動の分析から」岩井克人・瀬古美喜・翁百合[編]『金融危機とマクロ経済: 資産市場の変動と金融政策・規制』(第5章) 東京大学出版会、109-135.
- 瀬古美喜(2014)『日本の住宅市場と家計行動』東京大

⁹ リバース・モーゲージとは、住宅・土地の所有者が、自分の住宅を担保として、生活資金等の借入れを受ける制度で、契約の期間中はその住宅に住み続けられることが特徴である。