

## 遺産動機と家計の転居・改修行動

### —パネルデータによる分析<sup>1</sup>—

東洋大学 経済学部 教授 隅田 和人  
すみた かずと

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

ペンシルベニア州立大学 准教授 吉田 二郎  
よしだ じろう

#### 1. はじめに

我が国の住宅市場においては、住宅ストックと居住ニーズの、世代間・地域間のミスマッチが大きな問題となっている。例えば、農村の過疎化問題、ニュータウンのゴーストタウン化、東京を含む全国の空き家率の上昇、危険老朽木造住宅の増加、などが具体例として挙げられる。こうした住宅市場における需給ミスマッチが、家計の合理的な選択の結果なのか、制度的な要因に起因するのかを見極めることは、人口減少下における住宅ストックの有効活用という現状の政策的課題に対して、きわめて大きな示唆を与えるものである。

住宅市場における世代間・地域間のミスマッチの問題をより詳細に見てみると、例えば、わが国の住宅市場では、諸外国と比較して転居率が低く、かつ中古住宅市場の規模が極めて小さいことが知

られている。これらの事象は、住宅ストックが世代ごとに異なる居住ニーズに合っていないことによる帰結とも考えられるが、逆に流通市場が十分に発達していないことが家計のライフステージにあった円滑な住み替えを阻害している可能性も考えられる。実際、子育て世帯の三分の一以上が現状の住居の広さや間取りに不満を持つ一方で、高齢者世帯では「住宅が広すぎて管理が大変」という回答が増加している（『平成25年 住生活総合調査』、『高齢者の住宅と生活環境に関する意識調査』）。本稿では、このような転居率や改修率の低さに遺産動機が関連しているかを検証する。

本稿での遺産動機は、親が、子ども・親類・社会へ遺産を残す動機を指している。初期の研究では、高齢者世帯を対象として、子ども有り世帯と無し世帯に分けて、遺産動機の研究がなされていた(Hurd, 1989)。その後の研究では、必ずしも子どもに対して遺産を残す動機に限らず、子ども有り世帯と無し世帯を区別せず分析が行われている(Kopczuk and Lupton, 2007)。本稿でも、子どもの有無に限らず、高齢層だけではなく、若年層、中年層も含めた、分析を行なっている。2000年以降、住宅ローンが借手市場となり、頭金を必要としない商品の提供、金利自由化、低金利化による競争が厳しくなっている(上山・下野, 2005)。こ

<sup>1</sup> 本研究は、科研費（基盤A）「住宅市場における世代間・地域間ミスマッチの解明：パネルデータによる経済分析」のワークショップおよび、土地総合研究所の不動産流通に関する研究会、応用地域学会、で発表した論文を、改訂したものである。行武憲史、植杉威一郎、石野卓也、岩田真一郎、山崎福寿、中川雅之、安藤至大、山崎暢之の各氏ならびに研究会への参加者の方々からの有益なコメントに感謝する。分析に用いたデータである『日本家計パネルデータ』は、慶應義塾パネルデータ設計・解析センターより提供を受けた。本研究は、科研費17H00988の助成を受けている。

のため、長期の住宅ローンを借りている世帯も多く、借入時が若年・中年層であっても、返済終了後の高齢期の状況も考慮して居住選択を決めている可能性があるからである。

本論文は、上記のような我が国の低い転居率や改修率や住宅需給のミスマッチが、遺産動機に関する要因により生じているか否かを実証的に検証する。分析で用いた『日本家計パネル調査』は、相続人の住宅相続意思及び被相続人の住宅資産及び金融資産の遺産動機の有無を、全年齢層に対して聞いている。これらの情報を用いて、相続意思や遺産動機のある家計と、ない家計で、住宅の転居や改修行動の違いがあるかどうかを分析する。

山崎(2017)が指摘しているように、我が国では、住宅資産の相続については、様々な優遇措置があり、住宅の相続が資産の世代間移転の重要な手段になっていると考えられる。このような税制と遺産動機との関係を検討することも意味があると考えられる。

遺産動機<sup>2</sup>の住宅需要への影響を分析した研究は多くない。上山(2015)は、遺産動機の種類と、持ち家の流動性(売却や活用の実現可能性)との関係を検証している。年齢別にみると、遺産動機と最も関係のありそうな、高齢者の転居や居住形態選択などの住宅需要を分析した研究は数多くある(日本:小島, 2013; 米国: Venti and Wise, 1989, 2004; Painter and Lee, 2009; EU: Angelini and Laferriere, 2012 など)。しかし、家計の相続意思や遺産動機の転居・改修に及ぼす影響を分析した研究は、我々が知る限り存在しないものと思われる<sup>3</sup>。本稿では、相続意思や遺産動機を考慮に入れ、家計の様々な属性をコントロールしつつ、世帯の転居や改修行動を分析している。

論文の構成は、下記のとおりである。2 節で、データに関する説明をする。3 節で、線形確率モ

デルによる推計結果に関して述べる。4 節で、本稿をまとめる。

## 2. データとモデル

### 2.1 世帯の転居・改修行動の記述統計量

本稿での分析に用いたデータは慶應義塾大学経済学部・商学部が収集している『日本家計パネル調査 Japan Household Panel Survey (JHPS/KHPS)』である。観測期間は、本研究では第1波調査が実施された2004年から、第14波の2017年である<sup>4</sup>。

この間の世帯の居住形態の推移をみる。居住形態により、転居に伴う費用が異なると考えられるので、持ち家世帯と借家世帯とに分けた。持ち家から転居・改修する場合として次のケースに分類している。(i)持ち家に居住し続ける場合、(ii)持ち家に転居する場合、(iii)借家に転居する場合、(iv)持ち家を改修する場合である。また借家から転居する場合として次のケースに分類している。(v)借家に居住し続ける場合、(vi)持ち家へ転居する場合、(vii)借家へ転居する場合、である。さらに転居・改修により、従前の住宅と比べ部屋数で計測した規模が変化したかどうかにも着目した。

表1は、世帯主の年齢別に、持ち家からの転居世帯数を、転居先の居住形態と規模別にまとめた表である。まず、持ち家からの転居率は1.2%であり、その内、持ち家への転居率が0.7%、借家への転居率が0.5%である。世帯主年齢別には、20-30歳の若年層の転居が多く、この中には、親の持ち家から離家する場合も含まれている。

表2は、持ち家の改修世帯数を示している。『日本家計パネル調査』では、住居に変化があったかを毎年調査をしている。本稿では、前年と同一住所に居住しているが、住宅に変化があったと答えている世帯を改修世帯としている。改修をした世帯数は、全体で見ると3%程度である。世帯主年齢別にみると、50代以降、徐々に増える傾向が見られ、80代以上は9.6%を示している。

<sup>2</sup> 日本における遺産全般をめぐる歴史的背景や、先行研究などに関しては、大竹(1996)が詳しい。

<sup>3</sup> 行武・岩田・井出(2015)は、生前贈与と住宅購入額の戦略的な相互作用について、理論的・実証的分析を行っている。

<sup>4</sup> データの詳細は、慶應義塾パネルデータ設計・解析センター(<https://www.pdrc.keio.ac.jp/>)を参照されたたい。

表1：持ち家からの世帯主年齢別転居世帯数

	20代	30代	40代	50代	60代	70代	80代以上	合計
持ち家 定住世帯	208 92.0%	1,173 97.4%	2,241 98.9%	2,452 99.2%	2,452 99.1%	1,159 99.5%	47 100.0%	9,732 98.8%
持ち家から持ち家	4 1.8%	18 1.5%	10 0.4%	13 0.5%	20 0.8%	5 0.4%	0 0.0%	70 0.7%
規模の小さい 持ち家へ	1 0.4%	5 0.4%	1 0.0%	3 0.1%	11 0.4%	4 0.3%	0 0.0%	25 0.3%
規模の大きな 持ち家へ	3 1.3%	13 1.1%	9 0.4%	10 0.4%	8 0.3%	1 0.1%	0 0.0%	44 0.4%
持ち家から借家へ	14 6.2%	13 1.1%	14 0.6%	7 0.3%	3 0.1%	1 0.1%	0 0.0%	52 0.5%
規模の小さい 借家へ	11 4.9%	11 0.9%	6 0.3%	2 0.1%	1 0.0%	1 0.1%	0 0.0%	32 0.3%
規模の大きな 借家へ	3 1.3%	2 0.2%	8 0.4%	5 0.2%	2 0.1%	0 0.0%	0 0.0%	20 0.2%
合計	226	1,204	2,265	2,472	2,475	1,165	47	9,854

出所：JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成

表2：持ち家からの世帯主年齢別改修世帯数

	20代	30代	40代	50代	60代	70代	80代以上	合計
持ち家 定住世帯	208 96.7%	1,173 98.7%	2,241 97.8%	2,452 96.0%	2,452 96.0%	1,159 96.7%	47 90.4%	9,732 96.8%
持ち家の改修	7 3.3%	16 1.3%	51 2.2%	102 4.0%	103 4.0%	40 3.3%	5 9.6%	324 3.2%
規模を小さく する改修	3 1.4%	3 0.3%	7 0.3%	28 1.1%	18 0.7%	11 0.9%	1 1.9%	71 0.7%
規模を大きく する改修	4 1.9%	13 1.1%	43 1.9%	74 2.9%	85 3.3%	29 2.4%	4 7.7%	252 2.5%
合計	215	1,189	2,292	2,554	2,555	1,199	52	10,056

出所：JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成

表3は、借家からの転居世帯数を示している。借家からの転居は15%ほどである。その内、持ち家への転居は9.2%であり、中でも30-40代の規模の大きな持ち家への転居が多い。借家への転居は5.9%であり、20-30代の転居が多くみられる。60代で、借家から借家への転居が増えている。

## 2.2 転居・改修行動の実証分析に用いたモデル

本稿では、このような世帯の転居・改修行動が、親の住宅に関する世帯主の相続意思と、世帯主自らの住宅の遺産動機により影響を受けているかどうかを検証する。まず親の住宅の相続可能性に関する変数としては、KHPS サンプルを中心に調査対

象者全員に聞いている<sup>5</sup>、「将来あなたがお父さんのお宅を相続する可能性はありますか」という質問に対して「可能性がある」と答えた世帯を1とし、それ以外を0として、相続可能性を示すダミー変数を作成した。世帯主の親との同居の状況により、世帯主の相続意思の、現住居からの転居や改修に及ぼす影響が異なる可能性があるとして仮定し、相続意思と世帯主の親との同居を示すダミー変数との交差項を用いることにした。このような定式化により、次の仮説を検証する。

<sup>5</sup> JHPS サンプルでは2014以降の調査となる。

表3：借家からの世帯主年齢別転居世帯数

	20代	30代	40代	50代	60代	70代	80代以上	合計
借家 定住世帯	119	332	241	173	103	43	1	1,012
	78.8%	78.7%	89.6%	91.1%	89.6%	97.7%	100.0%	84.9%
借家から持ち家	14	64	19	9	3	1	0	110
	9.3%	15.2%	7.1%	4.7%	2.6%	2.3%	0.0%	9.2%
規模の小さい 持ち家へ	0	0	1	1	1	0	0	3
	0.0%	0.0%	0.4%	0.5%	0.9%	0.0%	0.0%	0.3%
規模の大きな 持ち家へ	14	63	18	8	2	1	0	106
	9.3%	14.9%	6.7%	4.2%	1.7%	2.3%	0.0%	8.9%
借家から借家へ	18	26	9	8	9	0	0	70
	11.9%	6.2%	3.3%	4.2%	7.8%	0.0%	0.0%	5.9%
規模の小さい 借家へ	4	7	2	2	2	0	0	17
	2.6%	1.7%	0.7%	1.1%	1.7%	0.0%	0.0%	1.4%
規模の大きな 借家へ	14	19	7	6	7	0	0	53
	9.3%	4.5%	2.6%	3.2%	6.1%	0.0%	0.0%	4.4%
合計	151	422	269	190	115	44	1	1,192

出所：JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成

● 仮説 1：調査対象世帯の親が所有する住宅を、世帯主が相続する意思と、世帯主の親との同居が、対象者世帯の転居・改修に影響を及ぼす。遺産動機に関する変数は、KHPS サンプルの 2007 年、2008 年、2009 年において調査対象者全員として調査されている<sup>6</sup>、「あなた方ご夫婦は、財産を残したいとお考えですか。」という問いに対して、「残したい」と答えている対象者に、「現金・金融資産はいかがですか。」「住宅・土地等の不動産はいかがですか。」という質問を聞いている。この質問に対して、これらの資産を「残したい」と答えている世帯を 1、それ以外を 0 としして各資産の遺産動機を示すダミー変数を作成した。これらの変数により次の仮説を検討する。

● 仮説 2：調査対象者世帯が保有する「現金・金融資産」や「住宅・土地等の不動産」の遺産動機が、調査対象者世帯の転居や改修に影響を及ぼす。

これらの相続意思と遺産動機に関する変数が、調査されていない年については、最近の調査されている年の値で補完した。表 4 はこのように作成

された相続意思と遺産動機の平均値をまとめたものである。

その他の住宅需要行動に関連する変数の影響を除くために、次の変数をコントロール変数として使用している。世帯属性を示す変数に、世帯主年齢、世帯人員数、子どもの数を利用した。また、世帯主が大学卒である場合、既婚の場合、女性世帯主である場合、子どもと同居している場合、1 をとるダミー変数を含めている。世帯の経済的状況を示す変数として、実質住宅価格（自己評価額）、実質家賃、実質所得額、実質貯蓄額を用いた。これらについては、転居や改修への影響が非線形である可能性もあるので、対数変換をしている<sup>7</sup>。世帯主の職業状況として、自営業、正規雇用、非正規雇用、引退のそれぞれに該当する場合には 1 をとるダミー変数を作成した。借入金がある場合には 1 をとるダミー変数も作成している。持ち家で住宅ローンのある世帯に関しては、経済政策の要因として、いわゆる「住宅ローン減税」が、転居・改修に影響を及ぼす可能性があるため、その控除額も、モデルに含めている。

<sup>6</sup> 2013 年には、2012 年に追加で調査対象となった世帯に同じ質問を聞いている。

<sup>7</sup> ただし、欠損値は 0 としている。欠損値の影響は、欠損値ダミー変数を含めることにより除いている。

表4: 住宅所有形態別の相続意思・遺産動機の記述統計量

A. 持ち家世帯									
変数	転居先	定住	持ち家	小さな持ち家	大きな持ち家	借家	小さな借家	大きな借家	
		平均	平均	平均	平均	平均	平均	平均	平均
住宅相続意思あり(=1)		0.45	0.50	0.36	0.59	0.56	0.56	0.55	
金融資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.77	0.79	0.80	0.80	0.73	0.75	0.70	
住宅資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.88	0.81	0.88	0.77	0.71	0.56	0.95	
観測値数		9732	70	25	44	52	32	20	
B. 改修									
変数	転居先	改修	減築	増築					
		平均	平均	平均					
住宅相続意思あり(=1)		0.40	0.52	0.37					
金融資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.78	0.77	0.78					
住宅資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.93	0.92	0.94					
観測値数		324	71	252					
C. 借家世帯									
変数	転居先	定住	持ち家	小さな持ち家	大きな持ち家	借家	小さな借家	大きな借家	
		平均	平均	平均	平均	平均	平均	平均	平均
住宅相続意思あり(=1)		0.49	0.65	0.67	0.64	0.47	0.41	0.49	
金融資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.83	0.77	1.00	0.76	0.84	0.82	0.85	
住宅資産遺産動機あり(最近)(=1)		0.40	0.64	0.33	0.64	0.39	0.53	0.34	
観測値数		1012	110	3	106	70	17	53	

出所: JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成

これらの変数を用いて、t時点の転居・改修行動を、この1年前の変数である、t-1時点の変数で説明する。このために、次のような固定効果を考慮した線形確率モデルを推定している。

$$\Pr(y_{it} = 1) = \alpha_1 + \beta_1 x_{it-1} + \beta_2 z_{it-1} + \gamma_R + \delta_t + v_i \quad (1)$$

$y_{it}$ はt時点で転居あるいは改修を行った場合に1をとる変数である。ここで $x_{it-1}$ には世帯*i*の相続意思や遺産動機に関する変数が含まれる。これらの変数は、転居・改修の意思決定と同時に決定される可能性があり、その影響を緩和するために、1期前の値を用いている。 $\beta_1$ は、対応する $x_{it-1}$ の $y_{it} = 1$ を選択する確率への限界効果を示す。 $z_{it-1}$ は世帯属性やその世帯が居住する地域に関する変数を含むベクトルである。 $\beta_2$ は対応する限界効果を示す。 $\gamma_R$ は世帯*i*が居住する8地域*R*(北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州・沖縄)の固定効果を示し、 $\delta_t$ は調査時点の固定効果を示す。 $v_i$ は世帯*i*の固定効果を示す<sup>8</sup>。これは観測

されない世帯固有の不均一性をコントロールするために含まれる。これを全サンプルを用いて推定したモデル(a)とする。ただし、相続意思や遺産動機に関するパラメータ $\beta_1$ は、年齢層により変化する可能性があるため、20-30代、40-50代、60代以上の3年齢層との交差項を持つモデル(b)も併せて推定した。

さらに上記の二つの仮説の検証結果は、サブサンプル毎に異なる可能性があるため、サブサンプル別にも推定を行った。都市圏と非都市圏との差を見るために、(c)3大都市圏に属するサンプルと、(d)3大都市圏以外に属するサンプルを用いたモデルを推定した。ここで3大都市圏は、次の都道府県とした。首都圏:千葉県、埼玉県、東京都、神奈川県、名古屋圏:愛知県、関西圏:大阪府、京都府、兵庫県である。次に、子どもの有無別の差を見るために(e)子ども有り世帯、(f)子ども

<sup>8</sup> 世帯の固定効果について、持ち家と借家からの転居モデルについては次のように検討をした。F検定の結果から、世帯の固定効果が0との仮説は棄却される。Breusch and Pagan 検定(BP)では、pooled olsモデルと変量効果モデルとの間に、差があるとは言えないとの結論が得ら

れた。Hausman 検定の結果より、変量効果モデルよりも固定効果モデルが選択されるとの結果が得られた。改修モデルについては、F検定の結果、固定効果モデルが支持されたが、BP検定の結果からは、変量効果モデルが支持され、Hausman 検定の結果からは、変量効果モデルと固定効果モデルのどちらのモデルでも良いとの結果だったので、最終的に固定効果モデルを採用している。

も無し世帯で分けた。最後に世帯主の両親が逝去しているサンプルの(g)世帯主両親逝去世帯と、健在のサンプルの(h)世帯主両親健在世帯で分けた。次節で、これらのモデルの推定結果について検討する。

### 3. 線形確率モデルの推定結果

#### 3.1 従前持ち家サンプルの推定結果

表5は、持ち家からの転居あるいは改修について、推定された遺産動機関連の変数の符号をまとめている。持ち家から持ち家への転居の推定結果より、(b)の年齢層別には、40-50代で、親と同居しておらず、相続意思がある場合、持ち家に留まる傾向が見られる。(d)3大都市圏以外に居住している世帯で、住宅資産の遺産動機がある場合には、転居をしない傾向があることが分かる。

持ち家から借家への転居に関しては、(b)の年齢層別には、20-30代で住宅資産の遺産動機がある場合には、借家へ転居する傾向が見られる。これは若年齢層世代の親の家からの独立と、将来における住宅の取得とその住宅の被相続への期待を示していると考えられる。サブサンプルの推定結果からは、(c)3大都市圏に居住している世帯で、金融資産の遺産動機がある場合には、借家には転居せず、現住居に留まる傾向が見られる。(f)子

も無し世帯の場合、世帯主の親と同居をしておらず、遺産動機がある場合、現住居に留まる傾向が見られる。

持ち家の改修モデルの推定結果については、(b)の世帯主年齢層との交差項を持つモデルから、金融資産の遺産動機がある20-30代の場合、改修する傾向が見られる。サブサンプルの推定結果からは、(c)3大都市圏に居住しており、親と同居しておらず、住宅相続意思がある場合、改修しない傾向が見られる。(f)子ども無し世帯は、金融資産の遺産動機がある場合、改修する傾向が見られる。(g)世帯主両親逝去世帯では、何らかの理由で(推測するに、相続が完了していない。あるいは配偶者の親の住宅の相続など)、住宅相続意思がある場合、改修しない傾向が見られた。

#### 3.2 従前借家サンプルの推定結果

表6は借家からの転居モデルの推定された遺産動機関連の変数の符号をまとめている。

借家から持ち家への推定結果について、(a)全サンプルの推定結果より、世帯主の親と同居しておらず、住宅の相続意思がある場合には、転居しない傾向が見られる。(b)世帯主年齢層との交差項を含むモデルからは、住宅の相続意思があり、親と同居している40-50代の係数はマイナスで有意

表5: 従前持ち家世帯の線形確率モデルの推定された遺産動機関連変数の係数の符号

遺産動機関連変数	持ち家から持ち家	持ち家から借家	持ち家改修
住宅相続意思あり(=1) ×親と同居(=1)			
住宅相続意思あり(=1) ×親と非同居(=1)	[(b) 40-50:--]	[(f)子ども無し:-]	[(c)3大都市圏:--] [(g)世帯主両親逝去:--]
金融資産遺産動機あり(=1)		[(c)3大都市圏:-]	[(b)20-30: ++] [(f)子ども無し:+]
住宅資産遺産動機あり(=1)	[(d) 3大都市圏以外:--]	[(b)20-30: ++]	

注: [ ]内は推定に用いたモデル・サブサンプルを示す。

空欄は有意な結果が見られなかったことを示している。

係数が負で有意の場合---:1%, --:5%, -:10%水準でそれぞれ、有意にゼロと異なる。

係数が正で有意の場合+++:1%, ++:5%, +:10%水準でそれぞれ、有意にゼロと異なる。

出所: JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成。詳細は、隅田・瀬古・吉田 (2018) を参照のこと。

表6: 従前借家世帯の線形確率モデルの推定された遺産動機関連変数の係数の符号

遺産動機関連変数	借家から持ち家	借家から借家
住宅相続意思あり(=1) ×親と同居(=1)	[(b)40-50:---] [(c)3大都市圏:-]	[(b)20-30:++] [(b)60以上:+]
住宅相続意思あり(=1) ×親と非同居(=1)	[(a)全サンプル:---] [(d)3大都市圏外:---] [(b)20-30:--] [(e)子ども有り:--] [(b)60以上:-] [(h)両親健在:---]	
金融資産遺産動機あり(=1)	[(b)40-50:-] [(b)60以上:---]	[(c)3大都市圏:---] [(g)両親死去:+++]
住宅資産遺産動機あり(=1)	[(e)子ども有り:+]	

注: [ ]内は推定に用いたモデル・サブサンプルを示す。

空欄は有意な結果が見られなかったか、観測値が存在しなかったことを示している。

係数が負で有意の場合 ---:1%, --:5%, -:10%水準でそれぞれ、有意にゼロと異なる。

係数が正で有意の場合 +++:1%, ++:5%, +:10%水準でそれぞれ、有意にゼロと異なる。

出所: JHPS/KHPS 2004-2017 より著者作成。詳細は、隅田・瀬古・吉田 (2018) を参照のこと。

である。この世帯は、現在、世帯主の親と借家に同居しているが、親が家を所有している場合であると考えられる。親と同居しておらず、住宅の相続意思がある場合、20-30代・60代以上は、転居をしない傾向が見られた。これは小規模宅地の特例の適応要件とも関連している可能性がある。また、金融資産の遺産動機がある場合には、40-50代と60代以上については、借家にとどまる傾向が見られた。

次にサブサンプルの結果について検討する。(d) 3 大都市圏外、(e)子ども有り世帯、(h)世帯主両親健在世帯で、住宅相続意思があり、世帯主の親と同居していない世帯は、借家に居住を続ける傾向が見られた。これらの結果は、相続税に関する小規模宅地の特例が適応されるための条件である、自分または配偶者の持ち家に居住していないという規定に関係があると考えられる。また、(c) 3 大都市圏に親と居住する世帯は、住宅相続意思がある場合、借家に居住する傾向が見られた。そして(c) 3 大都市圏に居住し金融資産遺産動機がある場合、借家に居住し続ける傾向が見られた。一方、(e)子ども有り世帯で、住宅資産遺産動機がある場合、借家から持ち家へ転居する傾向が見られた。これは、日本では、子どもに相続させたい場合には、金融資産の方が実物資産よりも相続税の実効税率が高いという事実を反映した家計行動の結果と解釈することもできるだろう (山崎, 2017)。

借家から借家への転居モデルの推定結果について、(b)年齢層の交差項を含む場合については、住宅相続意思があり、親と同居している20-30代、60代に転居する傾向が見られる。これらの世帯は、現在、世帯主の親と借家に同居しているが、親が家を所有している場合である可能性もあろう。(g)世帯主両親逝去世帯で、金融資産遺産動機がある場合、別の借家へ転居する傾向が見られた。これは居住費を低下させるための転居と考えられる。

#### 4. おわりに

本論文は、居住ニーズと、住宅ストック間のミスマッチの要因として、家計の転居・住宅改修行動に与える遺産動機に焦点をあてた研究である。分析の結果より、相続意思や住宅資産や金融資産の遺産動機が、居住形態の変化に関連していることが分かった。山崎(2018)は、遺産と介護の関係として、土地・建物の相続税率が低く、土地や住宅を遺産として残すことが有利になっているために、これらを遺産として子どもに残し、子どもから介護や金銭的な補助を受ける戦略的遺産動機の存在を指摘している。この観点から、住宅資産の遺産動機が、強く見られたのは、三大都市圏以外に居住している持ち家世帯で、住宅資産の遺産動機がある場合には、転居をしない傾向が見られた。また、住宅資産を相続させたいとの意思の強い世帯は、借家から持ち家に転居している子ども有り

世帯であった。一方、金融資産で相続させたい世帯について、持ち家世帯は持ち家に居住を続け、不都合があれば、改修をし、借家世帯は借家に住み続ける傾向が見られた。

今後は、今回の分析結果をふまえて、より厳密な分析を行なっていく予定である。

#### 参考文献

- Angeline, V., and A. Laferrere (2012) "Residential Mobility of the European Elderly," *CESifo Economic Studies*, 58, pp.544-569.
- Hurd, M. D. (1989). "Mortality risk and bequests," *Econometrica*, 57(4), pp.779-813.
- Kopczuk, W., and Lupton, J. P. (2007). "To Leave or Not to Leave: The Distribution of Bequest Motives," *The Review of Economic Studies*, 74(1), pp.207-235.
- Painter, Gary and KwanOk Lee, (2009), "Housing tenure transitions of older households: Life cycle, demographic, and familial factors," *Regional Science and Urban Economics*, 39, pp.749-760.
- Venti, S. F., and Wise, D. A. (1989). "Aging, moving, and housing wealth," David A. Wise Ed. *The Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, pp.9-48.
- Venti, S. F., and Wise, D. A. (2004). "Aging and housing equity: Another look," In *Perspectives on the Economics of Aging*, University of Chicago Press, pp.127-180.
- 大竹文雄(1996)「Ⅲ 遺産」『日本経済事典』日本経済新聞社, pp.981-994.
- 上山仁恵(2015)「持ち家の非流動性と遺産動機」『生活経済学研究』42, pp.53-61.
- 上山仁恵・下野恵子(2005)「住宅購入を考慮した家計の金融資産選択」『金融経済研究』22, pp.77-94.
- 小島克久(2013)「一般世帯に居住する転居高齢世帯の属性に関する分析」『人口問題研究』69(4), pp.25-43.
- 隅田和人・瀬古美喜・吉田二郎(2018)「家計の転居・住宅改修行動の実証分析：遺産動機をめぐって」2018年度応用地域学会(ARSC)発表論文
- 山崎福寿(2017)「既存住宅市場の活性化について」『既存住宅市場の活性化』土地総合研究所, 東洋経済新報社, pp.186-195.
- 山崎福寿(2018)「相続税と高齢者の土地利用」『日本不動産学会誌』32(1), pp.39-43.
- 行武憲史・岩田真一郎・井出多加子(2015)「生前贈与と

住宅取得間の戦略的相互作用」『季刊住宅土地経済』2015年秋号 No. 98, pp.10-19.