

[巻頭言]

公共施設再配置と行動経済学

中川雅之

日本大学経済学部教授

公共施設の老朽化が、全国で進行している。今後の人口減少、少子高齢化を見据えた場合、すべての公共施設の更新を行なうことは、必要でないばかりか、大きな負担を将来世代に背負わせてしまう可能性さえある。このため、将来の人口動向を見据えた公共施設管理が、各市町村における喫緊の課題となっている。

市町村によっては、PRE (Public Real Estate Management) や FM (Facility Management) に、積極的に取り組むところが出ている。しかし、この公共施設の再配置には、以下のような特徴がある。第一に、中長期的な財政の維持可能性を確保するために行なうものであるため、「現在の公共施設のアクセシビリティの悪化」というコストを支払って、「将来の地域の維持可能性の増大」、「将来の税負担の軽減」などの利得を得る、という性格を有する。第二に、どの公共施設の削減や廃止も、市町村全体の財政状況を改善するため、「他地域の公共施設の削減や廃止」に「ただ乗り」することが可能である、という性格を有する。

つまり、公共施設の削減や再配置は、それが地域社会のためには、あるいは長期的には自分や自分の子供たちのために必要なことが明らかであっても、個々の住民にはそれを受け入れにくいものとなる。このような場合、何をデフォルトに行動を選択してもらうか、どのようなフレームワークで説明を行ない、行動を選択してもらうかなど、政策のマーケティングとも言うべき手法が非常に重要な意味をもってくる。人間の心理に寄り添った行動経済学の導入が今こそ求められているのではないだろうか。

目次●2018年夏季号 No.109

[巻頭言] 公共施設再配置と行動経済学 中川雅之 ——1

[特別論文] 住宅税制の今後についての一考察 篠原二三夫 ——2

[論文] 住宅価格の参照価格からの上昇と下落が出生行動に与える非対称な影響

岩田真一郎・直井道生 ——12

[論文] 転居希望の実態とその要因分析 石川路子・福重元嗣 ——20

[論文] 日本の人口動態の変化が及ぼす空き家率への影響の実証分析

渡邊正太郎 ——28

[海外論文紹介] 差押住宅の外部不経済緩和効果の推計 定行泰甫 ——36

エディトリアルノート ——10

センターだより ——40 編集後記 ——40

住宅税制の今後についての一考察

G7の制度事例からみた日本の住宅税制の論点

篠原二三夫

はじめに

税制改正の歴史を振り返ると、住宅や土地税制のあり方に関する議論に際しては、欧米主要国の制度・事例が頻繁に参照されている。わが国の戦後の租税制度自体が欧米を参考にして構築されてきたことや、取得・保有・処分の三段階における住宅・土地などへの課税の基本構造に大きな違いがなく比較可能であるためである。

住宅建設や不動産取引などのビジネスにかかわる事業者、土地や住宅を購入したり借りたりして利用する消費者（総じて納税者）の行動様式にも文化の違いこそあれ、人が成すことに平均して大きな違いはないこともあろう。税に政治的意図が付きまとうことも各国同様である。

ただし、各国は、社会経済や市場、政治状況によって、独自の政策議論と制度の工夫、選択を行ない、住宅・土地税制の改正を行なっている。その内容や経緯や評価などを調べて、適時に日本のあり方を見直すことは重要と考える。

本論は、こうした観点から、G7構成国である英国・米国・ドイツ・フランス・イタリア・カナダ6カ国を対象に、住宅税制を中心に、各国の税収構造や制度比較に基づき、日本の住宅税制の課題について、流通税や消費税（付加価値税）、固定資産税（保有税）を中心に、筆者なりに比較し考察したものである。

1 日本の税収構造の変化

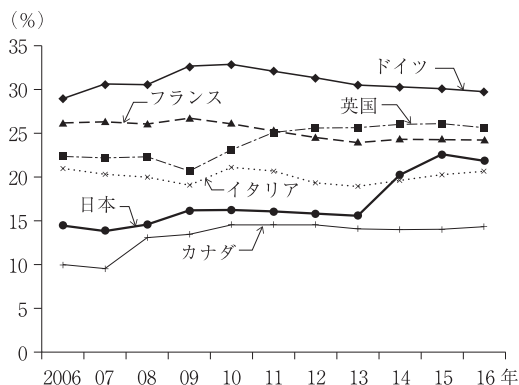
各国の税収構造を比較するために頻繁に用いられてきたのが OECD の歳入統計である。近年、これに基づく日本の税収構造には、次のように住宅・土地税制のあり方の議論につながる、3つの注目すべき大きな変化が出ている。

(1) 消費税収／総税収比率の顕著な上昇

最初に消費税（付加価値税）の税収／総税収（OECD 総歳入から社会保障分を除いた総税収）比率の推移をみる（図1）。2014年4月1日から消費税が5%から8%に増税されたため、日本の消費税収／総税収比率は20%を越え、2015年度は23%まで近づく水準となった。

日本は軽減税率のない単一税率で、ゼロ税率および食品や住宅に対する負担軽減策としての還付制度もないため、これらの措置を活用して

図1—G7付加価値税収／総税収比率の推移



いるイタリア（標準税率22%）やカナダ（連邦+オンタリオ州13%）よりも、総税収に占める付加価値税のウェイトは大きくなり、今後の10%への増税により、付加価値税の先鋒にあったフランスの水準を超える可能性もある。

日本の消費税は現状では新築家屋の取引や建築行為に加え、納税義務者である B to B 取引による既存家屋の取引時（買取再販等）にも課税されている。後者の場合、最終的に消費者は納税義務がなく非課税扱いであっても、消費者への売り渡し価格に上乗せされた消費税分を負担することになる。したがって、新築・既存を含めて、家屋への課税のあり方に向けた議論が、従来よりもいっそう重要な課題となっている。

まだ、EU 諸国のように20%前後の標準税率に至らずとも、日本の消費税込／総税収割合がフランスに肉薄していることから、フランス・イタリアの軽減税率や英国のゼロ税率、カナダの還付制度、ドイツにおける不動産取引の付加価値税非課税や流通税と付加価値税の重複課税排除策など、G 6 各国の歴史的背景や制度構築にあたっての議論に学びつつ、日本も消費税における住宅等への課税方式について、今こそ真剣に議論すべき時期がきたと言えよう。

(2)英米加水準となった保有税収／総税収比率

日本の保有税（固定資産税等）／総税収比率は、1994年から7割評価が導入された後は、小規模・一般住宅用地の課税標準の特例の拡充（1/4→1/6、1/2→1/3）にもかかわらず、導入前の7.5%弱の水準から2000年には約12%弱、2009年には13.4%とピークに達した。その後、景気動向や2014年4月からの8%への消費増税の影響等からウェイトを落とし、2014～2016年は10%強の水準で推移している（図2）。

注目すべきは、10～12%という水準は保有税負担が高いと言われる英米加と最近では並んでいる点である。土地利用による家屋からの税収増もあり、不動産セクターの総税収に対する負

著者写真

しのはら・ふみお
1952年東京都生まれ。上智大学文学部教育学科心理学卒業後、丸紅(株)入社。海外建設・開発事業に従事した後、1990年よりニッセイ基礎研究所。現在、同社会研究部上席研究員、土地・住宅政策室長。著書：『不動産証券化入門』（共著シグマベイスキャピタル）ほか。

担は90年代前半の時期とは様変わりが増えた。こうした負担は、日本の長期にわたる地価下落を助長してきたと筆者は考える。

(3)相続税収／総税収比率の動向

贈与税を含む相続税収の総税収比率は、G 7 の中で日本はフランスよりもやや高く推移しており、G 7 を含む OECD 諸国の中では最も高い。このデータは、2015年（平成27年）1月1日からの基礎控除を従前の6割とする等の相続税制改正を反映し、税収比率は2016年時点では過去最高の2.14%に達している（図3）。

2015年からの基礎控除の縮小は、賃貸住宅建設の顕著な伸びを示し、賃貸住宅市場を乱した。ようやく駆け込みの動きは減ってきたものの、引き続き節税に向けた賃貸経営需要は高い。

カナダは1971年に相続税を廃止しているため、図3からは除いている。また、図3のとおり、米国の相続税収の総税収比率は極めて低い。米国は2001年「経済成長と減税調整法」に基づき、

図2—G 7 保有税収／総税収比率の推移

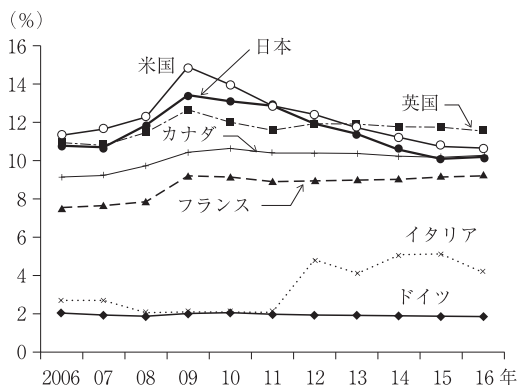
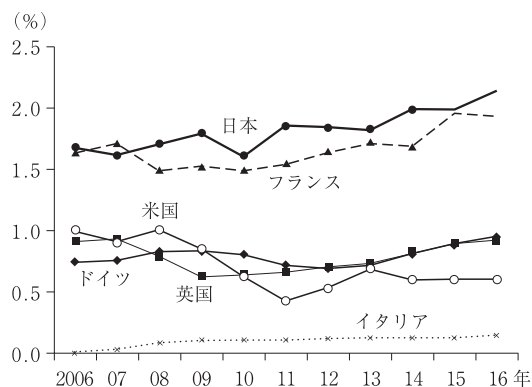


図3—G 7 相続税収／総税収比率の推移



徐々に控除枠を拡大し2010年には遺産税を廃止する見込みだったが、サンセット条項により議会が更新や新法導入を行わない場合、遺産税廃止は取りやめなる仕組みがあり、議会がこれに対応しなかったため、遺産税は存続している。しかし、歴史的に基礎控除は徐々に拡大し、トランプ新政権では1118万ドルに至ったため、課税対象となる遺産は極めて少なくなり、遺産税による分配の意義はほとんどなくなった。

以下では相続税について論じる余裕はないが、日本の今後の贈与・相続税収比率は世界でもトップランナーにあり、超高齢社会に置かれた制度のあり方については土地利用への影響も含めて議論すべき時期にあることを指摘したい。

2 G 6 制度との比較による住宅税制の論点

日本の税収構造の変化を参考にしつつ、筆者が最近把握している住宅税制の論点や特例措置のあり方について、G 6 各国の例を示しながら、考えてみたい。各国の付加価値税や流通税、保有税については表1に概要をまとめた。

(1) 住宅に対する消費税負担の直接的な軽減策

ドイツとフランスは、付加価値税導入当時の標準税率10%と16.66%から現在の19%と20%に上げるのに50年（ドイツ:年率0.22%、フランス:年率0.07%）、英国とイタリアは10%と12%から20%と22%に上げるのに45年をかけた

（ともに年率0.22%）。加えて、従前の物品税等の水準から、軽減税率を付加価値税導入時から採用している（英国は1995年から）。

日本は1989年に税率3%で消費税を導入したが、軽減税率は採用していない。ニュージーランドは1986年、オーストラリアは2000年とほぼ同時期に単一税率で付加価値税を導入している。

図1のように、すでに消費税の税収比率は単一税率の効率性もあり、フランスに肉薄しているが、財政難を埋めるためには、さらに12%や15%以上への増税が必須になる。こうなると経済成長を考慮しても国民の負担は大きい。特に、最大の耐久消費財とも言える住宅への影響として、駆け込みと反動減の大きさは消費税導入と2回の増税時の状況からよく知られていることである。増税は住宅市場を混乱させ、十分な経済成長がなければ一定割合だけ需要を抑制し続ける可能性もある。

今後の2桁増税時代に備え、日本は軽減税率を導入する方向にあるが、英国・ドイツ・フランス・イタリアなどにおける徴税・納税費用増加による非効率性の問題は大きく、EC 自体が加盟国に対し軽減税率を推奨しない対応をしているほど課題含みである。

カナダは1991年の導入までに、EU を含む各国制度を徹底研究したうえ、住宅取引にも軽減税率を使わずにゼロ税率と税の還付制度（リベート制度）を用いて効率的な徴税環境を確保している。新築住宅の購入時に支払う13%の付加価値税額（HST、オンタリオ州の場合）から、連邦および州の合計で35万カナダドルの住宅の場合は、実効税率が5.2%になるように税額の還付が行なわれる。40万カナダドルでは実効税率は6.2%、45万カナダドルでは7.7%というように、高額住宅の還付額は頭打ちになるように制度が組み立てられている。

しかし、カナダを参考にした還付制度を日本で採用するにしても、財政難の観点から、財政中立を目指した制度化が要求されるのが実情で

ある。こうした流れのなかで、通常の消費税と住宅の消費税を分離し、新たに住宅消費税（仮称）の仕組みをつくる抜本的な制度改正に向けた考え方が業界を中心に始めている。これは、住宅に対する消費税が、本来は取引時にアップフロントで課税するものではなく、住宅サービスを対象として、毎期に課税すべきであるという考え方に立脚する。

消費税を含めた住宅の資本コストは、利子率が0%で住宅ローンの与信費用がないとすれば、取引時でも毎期の住宅サービスへの消費課税でも負担は近似するだろうが、現実には住宅に対する消費税額は百万円水準となるため、消費税額が上昇して融資必要額が増えれば、与信や頭金制約などから住宅の取得時期を遅らせたり、住宅の質を下げたりせざるを得ないことは、販売現場でも体感されている。

このような制度を検討するには、効果の程度を家計の個票を使ってモデリングから実証する必要があるし、住宅消費税は有期なのか無期なのか、所有者が変わった場合はどう引き継ぐのか、既存住宅も課税を受けるのか、固定資産税との関係をどうするのか、国税なのか地方税なのか、徴税コストはどう補うのか等々、さまざまな実務的課題について解を求める必要がある。

しかし、今後の増税から住宅購入時の消費税負担は増え続けることと、財政の中立性を考慮した結果として、こうした議論が生まれてきたことは望ましく、日本の現状に即した制度構築のために、住宅消費税（仮称）の導入については真剣に検討していく必要があろう。

(2)ローン減税は消費税負担の軽減措置か？

日本では消費増税にあたり、駆け込みと反動減を緩和するために、ローン減税の拡充・延長やすまい給付金制度があげられているが、G6には見られない（表1では未掲載）。

英国・ドイツ・フランス・イタリア4カ国とは違い、日本では食品等の軽減税率でさえ10%

増税時からであり、住宅の消費増税に対し、直接的な軽減策がとれなかったことが安易な間接策をとった理由だろう。

ローン減税は、古くは持家の帰属家賃課税に対応して利子控除を認める考え方を、直接的な税額控除による支援に代替したものであり、本来は、消費者が住宅ローンを借りて自助努力で持家を取得することを支援する制度である。それが現状では消費増税に対する支援策という位置づけが重視されている点に留意すべきだろう。

ローン減税については時期に応じて約6000億～8000億円という税費用から、財政上の負担が問われているが、景気対策や消費増税対策を除けば、自助努力を支援するための税費用は、これを下回るはずである。

米国トランプ新政権は、財政難から住宅ローン利子所得控除制度の抵当借入残高要件を100万ドルから2018年度は75万ドルに下げた。

英国にはかつてモーゲージ利子補填制度があり、利子の一定率を税額控除分として利払い分から毎月控除した額を歳入庁が金融機関に直接返済する制度であったが、効果が大きかったものの、財政的問題から2000年4月をもって廃止されている。特に代替制度はないが、英国の金融市場は世界で最も多様化しており、民間金融による住宅ローンのメニューも豊富でさまざまな所得階層の世帯が融資を利用できる環境が整っていることに加え、持家取得にあたり、消費者は0税率という付加価値税制の大きな恩恵を受けている点もある。

フランスにもローン減税制度が導入されたり廃止されたりしているが、ローン減税の代替策として導入された、利子を0%にした制度金融と民間金融を併せ貸しする金利ゼロ%融資制度が恒久的制度として定着している。

ドイツでは歴史的に帰属家賃課税を伴う利子所得控除制度やローン減税制度が導入されてきたが、その後、東西統合後の持家取得支援策を効果的に行なうために、ローン減税に替わり、

表1—G7の付加価値税・流通税・保有税制度の比較

	日本		アメリカ(ニューヨーク州・市)	イギリス(ロンドン市)
	名称	消費税	売上税：付加価値税ではない	付加価値税：VAT
①消費税(付加価値税)	標準税率、直近税率変更月 ※軽減税率の有無	8%(地方分1.7%)、2014年4月 ※なし(10%増税時導入予定)	8.875%(州分4%)、2015年12月 ※3.0%(電気代)	20%、2011年1月 ※5.0%
	導入年(導入時標準税率)	1989年4月1日(3.0%)	各州は1930年代から相次ぎ導入	1973年4月1日(10.0%)
	課税主体	国	州(市)	国
	住宅関係軽減税率 (給付制度)	なし	(3%)住宅関係なし	(5%)住宅への転用工事、2年間 空家の改修、マン島住宅修繕等
	新築注文	土地(同時購入)	非課税	ゼロ%課税
		建物	課税	ゼロ%課税
	新築分譲	戸建・共同	課税(建物)	非課税
	賃貸建設	建物	課税	非課税
	中古販売	仲介(個人)	非課税	非課税
		買取再販	課税(建物)	非課税
	宅地取引(再販)	非課税	非課税	非課税
	リフォーム工事	課税	課税、資本支出工事は非課税	課税、空家修復、マン島修繕工事等 5%軽減課税、障害者用改良工事等 は0%課税
②流通税	(a)名称(取引税)	不動産取得税	不動産取引税	土地印紙税
	課税主体	都道府県	州・市	国
	税率	4.0%	市：1.0%、50万\$以上1.425% 州：0.4%、100万\$以上1.0%追加 計：1.4%(50万\$以下)	～12.5万£非課税、～25万£2.0%、 ～92.5万£5.0%、～150万£10.0%、 150万£超12.0%
	課税標準	固定資産税評価額	取引額	取引額
	軽減措置(国)	新築1200万円控除、土地課税標準 2分の1等、住宅・土地の軽減税率 (3%)、長期優良1300万円控除	—	初めての住宅取得者は30万£まで 非課税、30万£超～50万£は超過 額の5%。慈善目的公営住宅免除。
	軽減措置(地方)	—	・市不動産のREITへの取り込み 税率2分の1	—
	付加価値税との併課調整	なし	対応なし	調整なし
	(b)名称(登記関連)	登録免許税	抵当権登記税	登記費用
	課税主体	国	州・市	国
	税率(税額)	保存登記0.4% 移転登記2%	市：1.0%、50万\$以上1.75% 州：1.05%計：2.05～2.8%	書類作成等。5000万円程度の住宅 の保存登記で4万円弱の定額。
	課税標準	固定資産税評価額	取引額	—
	軽減措置	保存登記0.15%、移転登記0.3%、 長期優良：保存0.1%、共同移転 0.1%、戸建移転0.2%	50万\$以上でも1～3戸1の戸 建なら税率を1.125に軽減、登記 手数料100\$程度	—
③保有税	名称	固定資産税・都市計画税	財産税	カウンスルタックス
	課税主体(調査事例)	市町村、都道府県	ニューヨーク市	ハリンゲイ市
	税率(税額)	1.40% 0.3%	Class 1 戸建等：\$20.385/\$100 Class 2 コンド等：\$12.719/\$100 (2017/18年度)	2017-20年度ロンドン・ハリンゲイ (16～32万£)Gバンドは2,540.45 (32万£超)Hバンドは£3,048.54
	課税標準	固定資産税評価額の7割 小規模住宅用地：1/6 一般住宅用地：1/3	評価額：Class 1 市場価格×10% 目標(2.0385%)、Class 2 市場価 格×45%目標(5.7236%)()は実 効税率	賃貸価格、評価替えは行なわず査定 局が税額バンドを調整。
	軽減措置(国)	—	—	カウンスルタックス補助制度あり
	軽減措置(地方)	固定資産税については 一定期間(3年、5年)、税額を 1/2に減額(新築住宅)	主たる住居の基礎減額措置、特別 減額措置(STAR)、高齢者、障害 者、用途転換住宅等の非課税措置	固定資産税と市民税の概念が合体 された地方税。空家は6カ月非課 税。2次の住宅や空家は10～50% 減額。単独世帯は25%減税。

補助金として位置づけられる持家取得給付金制度が導入され、所得の低い階層や子どもの多い世帯において持家率の上昇を生むなどの効果を得たが、連邦の財政負担が大きく、2006年1月

をもって廃止された。代替策としては公的年金を補完して持家取得を支援する私的年金である持家リースター制度が設けられたが、加入者数も増えずさほどの効果は上がっていない。一方、

ドイツ(ベルリン市)	フランス(パリ市)	イタリア(ローマ市)	カナダ(オンタリオ州トロント市)
売上税: UStG	付加価値税: TVA	付加価値税: IVA	物品サービス税: HST
19%, 2007年1月 ※7.0%	20.0%, 2014年1月 ※10%、5.5%、2.1%	22.0%, 2013年10月 ※4%、10% (5%もある)	13% (州8%)、2010年7月HST加入 ※なし (還付制度運用)
1968年1月1日 (10.0%)	1968年1月1日 (16.66%)	1973年1月1日 (12.0%)	1991年1月1日 (Ontaria:15%)
連邦、州、市共同税	国	国	国(州)
(7%)住宅関係なし	(10%)住宅改修、(5.5%)社会・民間住宅の省エネ工事	(4%)主たる住宅、社会住宅、(10%)別荘、社会住宅、改修等	※軽減税率なし。新築持家・賃貸住宅リベート(納税分から一定の還付)あり
非課税	課税、戸建用地先行購入非課税	建築目的外や個人取引は非課税	課税、リベートの対象
課税	課税	課税、一般の住宅10%、主たる住宅4%の軽減課税	課税、CA\$35万の住宅取引の実効税率は5.2%。リベートあり
非課税、工事分税額は原価に乗せ	課税、5.5%軽減税率: 社会住宅等	課税、一般住宅は10%、主たる住宅は4%軽減税率	課税、同上
課税	課税、5.5%軽減税率: 社会住宅等	課税、10%軽減税率	課税、同上
非課税	非課税	非課税	非課税
非課税、工事分税額は原価に乗せ	5年以内転売分: 課税、5年超転売分: 売り買いの差益部分に課税	課税、主たる住宅なら4%、その他は10%、高級住宅は22%	課税、非課税の場合もある
非課税	課税、戸建用地先行購入非課税	課税	非課税
課税	課税、10%軽減税率: 築後2年以上経過した住宅改修工事。5.5%軽減税率: 省エネ改修工事	課税、10%の軽減税率課税	課税、新築に近い実質的な修復工事や改築、規模の大きな増築工事は新築とみなされ税額還付あり
不動産取得税	不動産公示・登録税	登録・抵当・土地公示税	土地移転税
州および市	県・基礎自治体	国	州および市
3.5~6.5% ベルリンは6.0%	県税4.5%、徴収費4.5%×2.37% = 0.10665%、基礎自治体1.2%、 国附加税0.2%△計5.80665%	登録税: 2%、9%、200€ 抵当税: 50€、200€、3% 土地公示税: 50€、200€、1%	州: ~5.5CA\$0.5%、~25万CA\$1.0%、 ~40万CA\$1.5%、40万CA\$~2.0% 市: ~5.5CA\$0.5%、~40万CA\$1.0%、 40万CA\$~2.0%
原則取引額	取引額	公示価格×乗数	取引額
-	-	課税標準の乗数 主たる住宅: 115.5% 二次的住宅: 126%	-
-	-	-	一次取得者支援額: 州最高CA\$4000、市最高CA\$4475
売上税がかかる取引には不動産取得税の併課なし	TVA非課税取引に課税。TVA課税の場合0.715%に軽減	IVAとの二重課税負担が出ないように調整	HST控除後の取引額に課税
登記費用	登記費用		登記費用
公証人が代行	公証人が代行	公証人費用	州
書類作成、サービスフィーなど。税以外の部分で買主負担は15万円程度	書類作成、サービスフィーなど。税以外の部分で買主負担は10万円程度	書類作成、サービスフィーなど。買主負担は20~35万円程度	書類や図面の登記費用、サービスフィーなどでCA\$240程度(2.4万円程度)
-	-	-	-
-	-	-	-
不動産税	既築不動産税・住居税	特別市町村税 IUC=IMU+TARI+TASI	不動産税
ベルリン市	イルドフランス・パリ	ローマ市	トロント市
標準税率、戸建・コンド: 0.35% 賦課率: 810%。統一価額は市場価格の24.6%程度。実効税率0.6974%	(既築不動産税) 平均税率36.71% 実効税率0.1~0.5%、パリは0.5% (住居税) 平均税率24.77%、実効税率0.1~0.5%、パリは0.5%程度	(IMU) 標準税率は0.76%、ローマ市は最高1.06%で課税。主たる住宅は非課税。(TASIおよびTARI) 主たる住宅はTASI非課税。	トロント市+教育税: 戸建・新築共同建 0.6355054%
賃貸賃価格による統一価額(市場価格×24.6%程度(ベルリン))。	(既築不動産税) 賃貸賃価格による査定価格の50/100、(住居税) 賃貸賃価格から扶養控除等を引く	公示価格台帳に基づく課税標準(IMUおよびTASD)。TARIは床面積単位で課税	市場価格による査定
-	-	-	-
-	(既築不動産税) 新築で2年、社会住宅新築等で5年、15年、20年間免税となる。 (住居税) 2020年に全面廃止予定	主たる住宅はIMUおよびTARIは非課税。	高齢低所得世帯や障がいがある世帯員をもつ低所得世帯の場合、不動産税の上昇分を課税しないまたは将来の売却時点まで延納を認める制度あり

最近のシリア難民流入によりドイツ都市部の住宅価格が高騰したため、各自治体独自で持家取得給付金制度と類似した制度が導入されている。

以上のG6の経験から、日本のローン減税も

財政負担を軽減するために、自助努力への支援という本来の目的や高品質住宅、省エネなどの特定目的のために限定し、差額の税費用は住宅に対する消費税負担の直接軽減策に用いるのが

財政的にも中立的な今後の方向性と考えられる。

(3)流通税と消費税の重複課税は一般的か？

日本の住宅取得時には、印紙税や登録免許税、不動産取得税に加え、注文や分譲住宅の家屋に対する消費課税も受ける。買取再販など宅建業者を通じた既存住宅の取引も流通税と消費税の重複課税を受ける。

米国ニューヨークでは不動産取得税率は50万ドル以下で1.4%（州・市計）であるように、各自治体で取得税や移転税が課せられる。また、住宅への付加価値税はプエルトリコを除いては存在せず、プエルトリコでも主たる住宅のための取引は非課税であるため、米国には全体として流通税と付加価値税の重複課税はない。

英国は、古い印紙税制度を改革し、不動産等の取引に限定した不動産印紙税制度を創設している。登記手数料等は別途定額であるが、流通税は土地印紙税のみである。住宅価格高騰から150万ポンド超の高額住宅には税率12%という課税を行なっているが、初めて住宅を取得する場合は30万ポンド（約4200万円）まで非課税である。住宅への付加価値税はゼロ税率か非課税であるため、土地印紙税との重複はない。

ドイツでは各自治体で不動産取得税を課している。住宅価格の高騰を抑制するために、最高6.5%の税率が適用している自治体もある。ベルリンは6.0%課税である。売上税法第4条9号aにより不動産取得税と付加価値税は共に流通税なので「不動産取得税が適用される取引は売上税を非課税とする」とする明確な規定があり、付加価値税と不動産取得税の重複課税は完全に回避されている。

フランスでは不動産公示税・登録税が流通税として課せられ、現状約5.81%と日本からすれば高率であるが、歴史的には10%を超えていた時期もあり、流通税改革を経て、これでも低位な水準にある。付加価値税が課せられる新築などの取引の場合、不動産公示税・登録税は

0.715%だけとなり、両者の重複課税による負担は大きく縮減されている。

イタリアでは、売主や物件によって流通税である登録税・抵当税・土地公示税と付加価値税IVAが調整され、個人取引などの場合には流通税は少額で定額化され、付加価値税との重複による負担が最小になるように配慮されている。

カナダでは、新築住宅取引にも流通税である州や市の土地移転税が課せられるが、初めての住宅取得（一次取得）の場合にはオンタリオ州は最大4000カナダドルのリベート制度を設けており、流通税負担は36万8333カナダドルまでの住宅取引なら負担なしとなる。当該価格を超えても4000カナダドルの軽減措置は適用される。トロント市にも最大4475カナダドルのリベート制度があるため、一次取得の場合、40万カナダドルまで実質的に非課税となる。

以上のように、G6各国の場合、実質的または制度的に、流通税と付加価値税の重複課税は極力回避されている。この状態を参照すると、日本の消費税と流通税の重複課税の回避は引き続き大きな課題であることがわかる。登録免許税については国の消費税分、不動産取得税については地方消費税との見合いで、重複課税を避ける抜本的な改革を検討していく必要がある。国と地方がおのこの財政的都合で同じ不動産に流通税（資産課税）として重複課税をしてもよいという理屈はG6の規律や実践からすると、何でもありの世界としか言いようがない。

(4)住宅等に対する固定資産税の軽減措置

①新築住宅に対する軽減は適切か

新築建物に対する保有税の軽減措置（3年間または5年間の1/2減税）は、日本に限られた措置ではない。

建物の質的水準の向上を目指すフランスでは、住宅を含むすべての適格な建築物には2年間の非課税措置が与えられる。さらに社会住宅（持家、賃貸）等に対しては、10年または15年、20

年間の非課税期間が与えられ、民間がPFI等で請け負う社会住宅供給を支援している。

イタリアは、主たる住宅に対して2015年から恒久措置として保有税IUC(IMUおよびTASI)を無期限に非課税とする措置を採っている(新築に加えて既存も対象)。

なお、スウェーデンでは住宅建設を促進するために、2012年から、新築住宅の保有税に相当する自治体行政費を15年間無償としている。

日本では既存住宅との見合いで新築への支援が必要かという議論があるが、新築よりも既存住宅の取引が盛んなフランス・イタリア・スウェーデンでも新築への支援は住宅の質的向上や建設促進の観点から重視されている。

日本でも住宅の質的向上は将来の既存住宅の質的向上にもつながることから、住宅の家屋に対する支援措置を一定程度は継続すべきという考え方をとってよいのではないか。

②商業地と比べた住宅地の軽減は日本だけか？

住宅用地に対する課税標準の特例から、日本の住宅用地は商業地に対して優遇され過ぎていると言う。しかし、米国(ニューヨーク)では戸建などの一般的な住宅に対する税率は非住宅よりも高めであるものの、課税標準は一般的な住宅が10%、非住宅が45%を目標に査定されており、結果として住宅のほうが優遇されている。

英国では住宅はカウンスルトックス(地方税)、非住宅はビジネスレイト(国税)によって課税されているが、通常、ビジネスレイトのほうが負担は大きい。カウンスルトックスには、住宅弱者世帯に対する補助制度もあり、全体として住宅のほうが優遇されている。

ドイツは住宅もその他の不動産も不動産税の税率は0.35%で中立的である。フランスも税率はほぼ同様である。

イタリアは主たる住宅が非課税であることから、非住宅よりも優遇されている。

カナダはトロント市の場合、住宅の税率が約0.63%であるのに対し、商工物件は2.4%とな

っており、住宅は1/4程度優遇されている。

以上から保有税において住宅が商業用地よりも優遇されているのは日本に限られたことではない。都市規模や立地、政策目的から、住宅用地が優遇されることは多く、中立であることは必ずしも望ましいこととは限らないようである。

なお、日本は7割評価以来、課税評価の均衡を目指してきたが、これも日本に限ったことではない。米国の最大都市圏をなすニューヨーク州・市では現在も住宅は市場価格の10%、非住宅は45%の課税標準を当面の目標として均衡に向けた作業を行なっている。

英国・ドイツ・フランスでは、常に課税評価のあり方が指摘されつつも、長期にわたり政治的に放置され顕著な進展がなかった経緯がある。

③高齢・低所得・障がい者世帯等の軽減措置

日本の保有税にない支援の仕組みとして、高齢・低所得・障がい者世帯などへの保有税の減免や延納の仕組みが米国・英国・フランス・カナダにはある(イタリアでは主たる住宅は非課税)。超高齢社会にある日本として、高齢者を含めた住宅弱者対策はどう構築されるべきなのかも大きな課題である。

3 むすびにかえて

以上、G6等の制度事例を参考に、日本の住宅税制のいくつかの論点、課題について、大まかな考察を行なった。

今後も米国トランプ新政権の住宅政策に向けた対応やフランスのマクロン新政権による2020年を目指した地方税制改革(2020年の住居税の廃止や所得を加味した不動産保有税導入など)、イタリア付加価値税の増税(標準税率は、2019年1月から24.2%、2020年1月から24.9%、2021年1月から25%へと段階的に増税、10%の軽減税率は2020年1月から13%に増税される予定)など、日本として注目すべき状況が多い。

引き続き各国状況を注視し、日本の住宅税制改革に資する情報を提供できれば幸いである。

今号に掲載された3編の論文は、いずれも少子・高齢化と住宅の関係を分析している点で興味深い。

岩田・直井論文（『住宅価格の参照価格からの上昇と下落が出生行動に与える非対称な影響』）は、住宅価格の変動が資産効果を通じて、人々の出生行動にどのような影響を及ぼすかについて、実証的に検討した論文である。先行研究では、住宅価格が下落すると出生率も低下するという関係があることが示されているが、この論文ではそうした単純な関係ではなく、住宅価格が上昇したときと下落したときとは、その効果は非対称であることを示している。こうした非対称性の原因は、行動経済学における損失回避行動にあるという仮説を用いて、一定の参照点に比べて持家の住宅価格が下落した場合には、人々の保有するその資産価値が低下する結果、出産する子どもの数を減らす傾向があるのに対して、住宅価格が参照点に比較して上昇する時には、出生する子どもの数はそれほど増えないことを示している。

この研究では参照点がどこにあるかという点が重要である。1年前の住宅に比べて現在の住宅価格が上昇したか、あるいは下落したかについての効果が検証されているが、参照点を3年前の住宅価格に設定すると、非対称的な効果が弱まることが検証されている。住宅を長期間保有している世帯にとってみると、いつの時点も参照点

にするかによって、その行動は大きく変化する。また、価格の変化が予測されていたものかどうかという点も重要である。合理的な主体であれば、予測していなかった価格の変化が人々の行動を変化させる。こうした参照点の違いや予測の誤差が、どのように分析に導入されるのだろうか。

ところで、日本の住宅の多くは相続まで売却されない。そのため、資産効果が発揮されるようにするための持家住宅の資産価値の流動化の仕方が問題になる。仮に住宅価格が上昇したときに、住宅を売却したとしても、新たに何らかの住宅が必要になり、その住宅価格も高騰しているはずである。つまり、住宅価格が高いときに売却してしまえば、高い家賃の賃貸住宅に住むか、同様に高くなった他の住宅を買うかせざるをえない。それでは、資産効果は発揮できない。

売却をせずに資産効果が実現化する経路は遺産を通じたものが考えられるが、それはリカードやバローによって分析された合理的な世界である。そこでは、相続まで住宅を売却しないとすると、資産効果は子孫に及ぶことになるが、この時に遺産の調整を通じて、被相続人は資産効果を実現するのだろうか？



石川・福重論文（『転居希望の実態とその要因分析』）は、京都市と大阪市に居住する20歳以上の男女を対象にしたアンケート調査

に基づいて、「住み替え希望」がどのような要因から影響を受けるかについて分析している。今後、人口が減少する日本においては、都市政策の観点からも人々の住み替え希望がどのように変化するかを地域ごとに分析することは意義がある。

この論文は、よく言われているような借家から持家といった住み替え行動があるのか、家賃やローン返済の負担額が、人々の住み替え希望にどのような影響を及ぼしているかについて分析している。分析はプロビットモデルによる推定で、経済的変数以外にも、世帯構造や世帯主の年齢等の世帯属性も考慮に入れている。とりわけ高齢者にとっては、より小さな住宅や、バリアフリー住宅への希望が増えており、その実現には、リノベーション、あるいはバリアフリー住宅への転居といった手段が考えられる。

家族のメンバーは若年層では増えていくが、子どもの独立とともに減っていくという変化が見られる。分析の結果は、京都市と大阪市では異なることが観察され、地域差や世代差が重要であることが改めて確認されている。興味深い点は、借家から持家への住み替え希望が必ずしも見出されなかったことや、必ずしも家族人員数の多さが住み替え希望につながらないことが示されていることである。

また、所得の増加よりもむしろ所得の源泉が人々の転居希望に影響

響を及ぼすことや、家賃やローン返済額の変化が、転居の希望に無視できない影響を及ぼしていることが示されている。家賃の上昇は転居希望の増加を意味するが、家賃上昇が高額になればなるほど、逆に転居希望は減少することもあり、高額な賃貸住宅に住んでいる人々にとっては、必ずしも家賃上昇が新たな住居への転居希望をもたらさないことを示唆している。

さらに、家計収入等の流動性の変化も転居希望に影響を及ぼしていることが明らかにされているが、持家という固定資産の保有は必ずしも転居希望に影響を及ぼさないといった指摘も興味深い。これらは中古住宅市場の整備の必要性を示唆するものである。

ところで、転居希望は現在の居住に対する不満を反映しているとも言える。この点に関連して、京都市・大阪市のいずれにおいても、若年層は「保育所・小学校への近接性」に不満を持っているのに対して、高齢者は「治安の良さ」に対して不満を持っているという分析結果は、首肯できる。こうした分析を拡張して、中心市街地や郊外に住む人々の転居希望がどのように形成されているかについて分析することができれば、コンパクトシティの形成を促進するための有効な手段もみつかるかもしれない。



空き家の増加が無視できない社会的な問題になりつつあるが、空

き家の存在は、いわゆる外部不経済を発生させ、治安の悪化等をもたらす可能性が高い。空き家の増加は、老朽化にともなう倒壊危険家屋が増加することを意味するとともに、不法占拠・悪臭等によって周辺住民の不利益をもたらす。地域の治安が悪化すると、その地域から住民の転出が増えていく。地域住民の減少は、さらに空き家の増加をもたらす、それがいっそうの外部不経済と地域住民の減少を促し、その地域の衰退を引き起こす。このように空き家の増加は、地域に社会的な負のスパイラルをもたらす可能性が高い。

こうした都市や地域人口の変化に伴って生じる盛衰は、多くの国でも常に観察されてきたことである。しかし、どのような原因によって地域が発展したのか、あるいは衰退していくのかを分析することは容易ではない。

渡邊論文（「日本の人口動態の変化が及ぼす空き家率への影響の実証分析」）は、空き家の発生の原因を実証的に明らかにしようとしている。まず、人口の変化率を空き家率の重要な決定要因であると考えられるかどうかを検証するために、「賃貸用および売却用住宅」の空き家率と人口の変化率の相関に注意を払っている。これ以外の住宅を対象とした「その他の住宅」の空き家率というのは、主に別荘等のものであるから、単純に人口の変化率でみることはできないのかもしれない。

一般に、人口が減少している地域では、空き家率が高くなるという常識的な結論が導かれている一方で、高齢化率が高い地域では空き家率も高いという相関が見出されている。持家住宅が空き家になるのは、相続時点であることを考慮すると、高齢化に伴って空き家率が高くなることが予想される。また、20歳台・30歳台の人口が減少している地方都市では、賃貸需要の減少が生じることから、空き家が増えてくるとも実証的に明らかにされている。

しかし、外国人登録者数の割合が空き家率に及ぼす効果に関しては、論文でも指摘されているように、家賃の低い地域の外国人登録者数が増えており、それによって空室率が減少しているといえる。そうした観点からすると、分析全体で内生性の問題については、より慎重に対応する必要があるように思われる。

人口や年齢構成等の比率だけでなく、より経済的な変数を用いたときに、どのような結果になるのだろうか。たびたび指摘されるように、空き家率の分析は失業率の分析と同じように考えることができる。物価の上昇率や賃金の上昇率と失業率を関連づけたフィリップス曲線が実証的に導かれたように、家賃の上昇率や住宅価格の変化率と空き家率がどのような関係にあるのかという点を分析できれば、興味深いものとなるように思われる。 (F・Y)

住宅価格の参照価格からの上昇と下落が出生行動に与える非対称な影響

岩田真一郎・直井道生

行動経済学と住宅市場

20代から40代の家計資産は、持ち家の資産がその8割から9割を占めるといわれる(Iwaisako 2009)。一般的な傾向として、資産価値を構成する住宅価格は景気に反応して変動する。既存研究は、この変動が家計の消費額に与える影響について興味を示してきた。例えば、Case et al. (2005) は、アメリカでは、自宅の資産を担保として銀行から融資を受けるホーム・エクイティ・ローン（住宅抵当貸付）が発達しているため、住宅価格が上昇すると、家計の借入れが増える結果、消費額の増加をもたらすことを実証している。このように、住宅価格の上昇は、住宅の担保評価額の増加を通じて、持ち家所有者を豊かにする効果（住宅資産効果）があると考えられる。

一方、Lovenheim and Mumford (2013) や Dettling and Kearney (2014) は、住宅資産効果が出生に与える影響を研究している。経済学では、出生の意思決定は家計の利用可能な資源に影響されると考えられている。例えば、所得の増加は家計の利用可能な資源を増やす効果（所得効果）を持つため、出生数は所得の上昇にともない増加する可能性がある。Case et al. (2005) の議論から住宅資産効果は所得効果と同様な効果を持ち合わせると考えられる。実際に、住宅価格上昇時のアメリカのデータを用いた2つの実証研究は、住宅価格の上昇が、持ち家世帯の出生確率を持ち上げることを明らかに

している。

ここで興味深いのは、これらの研究が所得ではなく住宅価格を利用したところである。一般に、所得は賃金の増加に伴い増加する。賃金の増加は所得効果を通じて出生行動に影響を与えると考えられるが、同時に労働時間を増やす効果も持ち合わせる。労働時間が増えると、それと引き換えに育児時間が減少する可能性が高い。そのため、所得と出生の関係は、労働時間の変化を通じて出生率を低下させる効果を含んでしまう。しかし、所有する住宅の購入後の価格変動は、個人の労働時間とは関係が薄いと思われる。このため、住宅価格の変動を用いて、住宅資産効果が出生行動に与える影響を検証できると考えられる。

合計特殊出生率の低下に伴う人口減少問題が大きな懸念材料となっている日本においても、住宅価格と出生行動の関係を検証することは意義が大きいだろう。政府は1989年の1.57ショックを契機にさまざまな少子化対策を打ち出しているが、出生率の改善はみられず、2005年には過去最低の1.26を記録した。1971年から1974年生まれの団塊ジュニア世代の出産がピークを越え、今後も出生数は減少傾向をたどる公算が大きくなっている（『日本経済新聞』2015年6月6日付）。

したがって、住宅価格の変動と出生行動の間に関係があれば、低出生率の要因の一つを説明することができるかもしれない。この関係を検証したのが水谷（2017）である。水谷（2017）

著者写真

いわた・しんいちろう
1971年東京都生まれ。立命館大学経済学部卒。大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程修了。博士（経済学）。現在、富山大学経済学部教授。専門は都市経済学。

著者写真

なおい・みちお
1978年東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。慶應義塾大学経済学研究科博士後期課程修了。博士（経済学）。東京海洋大学海洋工学部助教などを経て、現在、慶應義塾大学経済学部准教授。専門は都市経済学、応用計量経済学。

は、住宅価格下落時の日本のデータ（1993年から2011年の消費生活に関するパネル調査の個票データ）を用いて、住宅価格の下落が、住宅ローンを抱えた持ち家世帯の出生確率を低下させることを明らかにしている。水谷（2017）の研究は、住宅市場の変動による家計の出生行動への影響を把握することが、日本の少子化対策を理解するうえで必要になることを示唆している。

住宅価格の変動は家計の利用可能な資源の変動を通じて出生行動に影響を与えるため、既存の研究に従うと、住宅価格が上昇すると出生確率は上昇し、住宅価格が下落すると、対称的に出生確率が下落することになる。したがって、出生率低下に悩む日本では、住宅価格を引き上げる政策が有効になる。しかし、住宅価格の上昇や下落は家計の出生行動に対して対称的な影響をもたらすだろうか？住宅資産が家計資産の大きな割合を占めていると考えると、その資産が目減りすると人々はひどく落胆するだろう。一方、住宅資産が増えても、驚喜することはないかもしれない。このような心理効果を取り入れると、住宅価格の上昇や下落は家計の出生行動に対して対称的な影響をもたらさないかもしれない。この違いが生まれるのは、これまでの研究が、標準的な経済学の枠組みで住宅価格の変動と出生行動の関係を分析してきたのに対し、ここでは、標準的な経済学に心理学の知見を取り入れた行動経済学の考え方を応用して、これらの関係を考察したからである。

標準的な経済学では、人々は合理的に効用を最大化すると仮定する。しかし、この考え方から導き出される意思決定と、実際の情緒的な

人々の意思決定が乖離することが頻繁に観察される。この事実に着目したのが行動経済学である。そこで、標準的な経済学では説明できない住宅市場の現象が、行動経済学を用いると説明できる例を紹介しよう。

住宅の転売希望者は、住宅価格が高いときには急いで住宅を売却するが、住宅価格が低迷すると、売却をためらい、売却までに長い時間がかかる傾向にあることが知られている。Genesove and Mayer（2001）は、この違いが、売り手の意思決定が損失を回避したいという心理特性と関連していると考えた。1990年代前半、マサチューセッツ州の州都であるボストンの住宅市場が不況の煽りを受け、住宅市場が崩壊した。このようなとき、既存住宅の潜在的な売り手が希望売却価格を市場価格より高めに維持すると、市場では供給が需要を上回り、大量の売れ残りが発生する可能性がある。標準的な経済学では、このようなときには、売り手は売却価格の低下を受け入れて住宅を売却すると考える。実際に、価格が低下すれば、買い手が現れ、次第に売買取引が増えていく。しかし、売り手の中には、自身が購入したときの価格を気にする人々がいる。このような売り手は、購入価格に比べて売却価格が低下することを受け入れようとしない。このため、損失をこうむらないように、住宅の売却をあきらめるか、予想市場価格を上回る希望売却価格を提示しようとする。Genesove and Mayer（2001）では、損失をこうむることが予想される売り手は、その25～35%を埋め合わせようと、高めの希望売却価格を提示し、その結果、損失の3～18%の埋

め合わせに成功すると推計している。ただし、当然、買い手はなかなか見つからず、市場に長く滞留することになる。すなわち、標準的な経済学の予想とは異なり、売れ残りが解消されず、住宅販売戸数の低迷が長期間にわたって市場で観察され続けることになるのである。

Genesove and Mayer (2001) の考え方は、Kahneman and Tversky (1979) が提唱したプロスペクト理論を応用している。この理論が指摘する損失回避行動によれば、人々は心に参照点を持ち合わせ、同じ額でも参照点から「利益」を得るときの喜びに対して、「損失」をこうむる悲しみが大きいとされる。

Case et al. (2013) は、1975 年から 2012 年 (37 年間) のアメリカの州単位の持ち家の帰属価値と消費額の関係を検証している。消費者が損失を回避する傾向にあるならば、住宅価格が上昇したときに消費額を増やす影響よりも、住宅価格が下落したときに消費額を減らす影響が大きくなることが予想される。そこで、彼らは住宅価格が上昇したときと下落したときの消費額に与える影響を識別できるように試み、上記の予想と整合的な実証結果を得ている。

これまで紹介した研究は、いずれもアメリカを対象としている。それでは、日本でも住宅市場において損失回避行動が観察されるだろうか？そこで、最後に中川・齊藤 (2012) を紹介しよう。地震国の日本では、耐震性の高いマンションのニーズが高いと思われる。しかし、日本の新築マンションの 9 割は建築基準法ぎりぎりの耐震性しか満たしていない。この耐震基準では、大地震に見舞われると、倒壊を免れることができるが、引き続き居住できる保証はなく、資産を失う可能性が高い。中川・齊藤 (2012) は、マンション居住者が損失を回避したいという心理特性を持つならば、建築基準を上回る耐震性を「標準」(デフォルト) の仕様と定めることで、建替え時に標準仕様を選ぶ世帯を増やせると述べている。これは、居住者が標準仕様より耐震性能が低下することを心理的に回避し

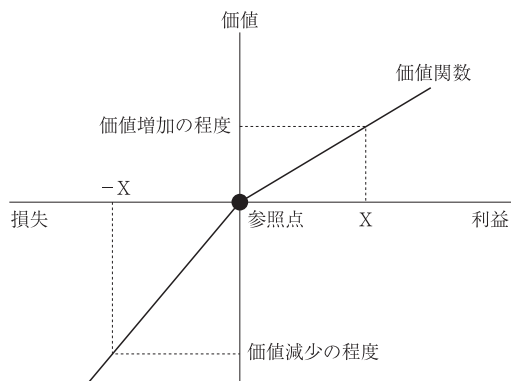
たいと考えるからである。このことを確認するために、彼らは首都圏のマンション居住者へのアンケート調査を試みた。アンケートでは、回答者に現在居住するマンションに対する「仮想的な耐震性能 (4 段階)」をランダムに割り当て、老朽化から建替えが必要になるときに、耐震性能を変更するかどうか尋ねている。したがって、参照点は仮想的な耐震性能になる。分析の結果、同等の耐震性能を選択する回答者が多く、かつ耐震性能が劣化する選択をする回答者が少なかった。この結果が、損失回避行動に従う居住者に対して、高めの耐震性能を参照点として設けることで、その水準を選択する居住者を増やせる証拠となっている。

損失回避行動の考え方を応用すると、住宅資産価格が参照価格から下落するときに持ち家世帯が出生確率を低下させる程度は、上昇する場合に出生確率を上昇させる程度に比べて絶対値でみて大きいという仮説を立てることができるであろう。仮に、この仮説が支持されると、住宅価格を上昇させる政策は支持されない。なぜなら、そのような政策を実施しても出生確率には大きな影響を与えないことになるからである。一方、住宅価格が参照点から低下してしまうと、持ち家世帯が落胆し、出生確率を大きく引き下げてしまう。したがって、大切なことは、住宅価格を低下させない政策である。筆者らは、この仮説を検証した論文を 2017 年に発表した (Iwata and Naoi 2017)。以下では、この論文の内容をわかりやすく紹介する。

損失回避と出生行動

Iwata and Naoi (2017) では、プロスペクト理論が指摘する損失回避行動を前提として、住宅資産の変動が家計の出生行動に与える影響を検証している。そこで、最初に図 1 を用いながら Kahneman and Tversky (1979) が提唱したプロスペクト理論を紹介しよう。プロスペクト理論では、人々の喜び (価値) は所得の水準ではなく参照点からの変化に依存すると考え

図1—価値関数

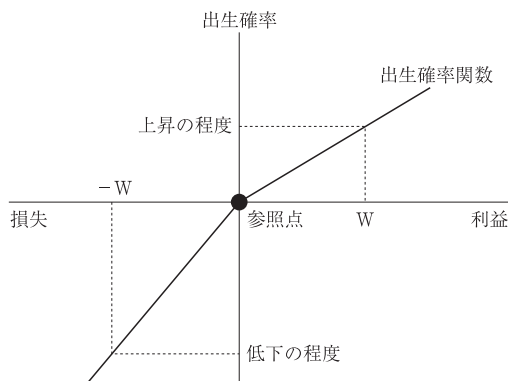


る。図1では原点が参照点として示され、縦軸に測られる価値が横軸に測られる参照点からの所得の変化に依存するように描かれている。価値は、参照点から所得が増加方向に変化すれば大きくなり、減少方向に変化すれば小さくなる。このとき、プロスペクト理論では、同じ額でも「利益」と「損失」では利益を得ときの喜びに対して、損失をこうむる悲しみが大きいとされる。この心理傾向が損失回避と呼ばれる。

損失回避は価値関数の形状が参照点を示す原点において屈折する点で捉えられている。この形状から、参照点からXだけ利益が生じたときの価値の増加の程度に比べて、同額の-Xの損失をこうむったときの価値の減少の程度が大きくなる。

筆者らは、この考え方を家計の出生行動に適用している。家計は出生から得られる便益と費用を考慮して、出生するか否かの出生確率を決定するとしよう。ただし、出生から得られる便益は所有する住宅価格の参照価格からの変化から生じる価値に重みづけられ、同じ額でも参照価格から上昇したときの価値の上昇に比べ減少したときの価値の低下の絶対値が大きいと仮定する。この重みづけの結果、同じ住宅価格の変動でも「利益」と「損失」では利益を得ときの家計の喜びに対して、損失をこうむる悲しみが大きくなる。この前提に従い、出生確率が住宅価格の参照点（参照価格）からの変動に対してどのように反応するのかを示したのが図2で

図2—出生確率関数



ある。

図2から、住宅価格が参照点から上昇したときと下落したときの家計の出産確率に与える影響は対称的にはならず、下落したときが、上昇したときに比べて、非対称に大きくなる。

日本家計パネル調査からの証拠

Iwata and Naoi (2017) は、上記の仮説を検証するために、日本家計パネル調査の2004年から2015年の個票データを用いている。日本家計パネル調査は2つの調査から構成されている。一つは2004年に開始された全国約4000世帯、7000人を対象とするパネル調査（当初、慶應義塾家計パネル調査と呼ばれ、2014年に統合）、もう一つが2009年から開始された全国約4000世帯、7000人を対象とした調査である。ただし、標本の脱落を補うため、2007年に約1400人、2012年に約1000人が調査の対象に追加されている。この調査を使用する利点は、家計の出生状況や家計が所有する住宅の自己評価額を知ることができることである。分析の対象は、持ち家に居住し、調査期間中に転居および増改築を経験していない、20歳から45歳までの有配偶女性である。持ち家世帯に限定するのは、賃貸世帯は、住宅価格が変動しても、所有していない住宅から資産効果を享受できず、かつ変動のたびに一喜一憂することもないと考えられるからである。45歳までの有配偶女性に限定するのは、水谷（2017）が述べているように、一般的な傾

向として、日本では45歳を超えると女性の出生がきわめて少なくなるからである。最後に、転居および増改築を経験した家計を除くのは、自らの意思で住宅価格を変動させる可能性を排除するためである。なお、分析では、複数年にわたって観測できる同一人物を、異なる人物と見立てている。その結果、分析対象数は延べ6666人になっている。

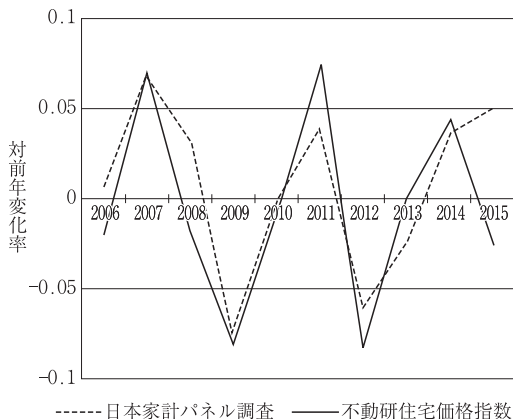
出産の有無については、この1年間に子どもが生まれたかどうかの質問に対する回答によって識別できる。サンプル期間中の出生児数は247人になり、これを百分率にすると約3.7% ($247 \div 6666$) である。新生児数が少ない理由は、対象者の平均年齢が38.9歳と高齢なこと、対象者に平均して2人の子どもがすでにいることが考えられる。

日本家計パネル調査では、所有する住宅の現在の市場価格を毎年尋ねている。そこで、1年前の住宅価格を参照価格として、今年の住宅価格が1年前と比べてどれだけ変動したかを、変化率で評価した変数を作成する。ただし、使用するデータの住宅価格は自己評価に基づいているため、実際の市場価格の変化率と乖離する可能性がある。この点を確認するために、筆者らは、使用する住宅価格の変動と日本不動産研究所が提供する首都圏に立地する既存マンションの価格指数（不動研住宅価格指数）の変動を図3のように比較している。図3から、不動研住宅価格指数がこの間に上下に変動していることがうかがえる。日本家計パネル調査の住宅価格（ただし、ここでは首都圏のみ）の変化率は、不動研住宅価格指数の変化率と多少の差がみられるが、傾向は一致しており、2つの変化率には強い相関（相関係数は0.798）が認められる。したがって、変化率で見る限り、自己評価額と市場価格の乖離は小さいと考えられる。

住宅価格の平均値は2235万円になる。住宅価格の対前年変化率をみると、平均で6.7%の上昇になる。

ただし、ここで着目するのは、住宅価格が1

図3 一首都圏の住宅価格の変化率

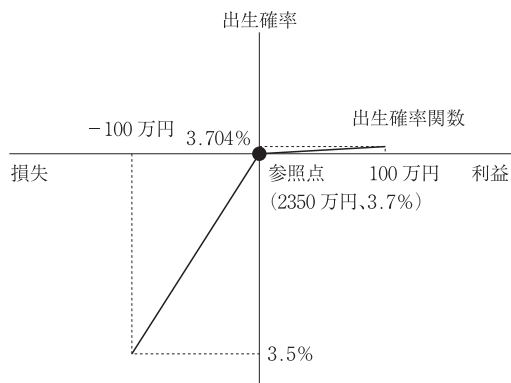


年前に比べて上昇した家計と下落した家計における出生確率の差である。住宅価格の上昇を経験したのは6666人のうち58.2%の3877人であり、平均上昇率は29.2%にのぼった。一方、41.8%の2789人が住宅価格の下落を経験しており、平均下落率は24.5%になる。出生確率については、上昇を経験した家計が3.8%になり、下落を経験した家計の3.6%に比べ高くなっている。しかし、この差が統計的に有意な差かどうかを調べたところ、それは認められなかった。すなわち、記述統計を単純に比較しただけでは、仮説を支持する傾向は見られないということである。

そこで、筆者らは、出生に影響を与えると思われるが、個人ごとに異なる要素を統計的に補正し、かつ住宅価格が出生確率に与える非対称的な影響を識別できる推計を試みている。出生に影響を与えると思われるが、個人ごとに異なる要素として取り上げたのは、妻の年齢、妻の学歴、妻の就業形態、夫の所得、新生児を除く子どもの数、最後に出産してからの年数、居住する地域、居住する都市の規模、アンケートの年、妻の出生年、現在の住宅に住みはじめた年である。

図4が分析の結果を示している。ここで、原点の参照価格は住宅価格の平均値2350万円を示し、出生確率は平均値の3.7%を示している。図4から、住宅価格が参照価格から100万円上昇すると、出生確率は0.0043%ポイントだけ上

図4—分析結果



昇する。これは出生確率のわずか0.1% ($0.0043 \div 3.7$) の上昇を意味する。一方、住宅価格が参照価格から100万円下落すると、出生確率は0.17%ポイントも下落する。これは出生確率の4.6% ($0.17 \div 3.7$) の低下に相当する。予想通り、住宅価格の変動が出生確率に与える影響は、価格上昇を経験した場合と価格下落を経験した場合とは異なり、かつ価格下落を経験した場合のほうが大きくなることが示唆された。水谷 (2017) では、住宅価格の2年間の変化に相当する155万円の損失に対して、出生確率の3.4%低下がみられた。利用したデータの違いや定式化の違いなどから、直接比較はできないが、住宅価格が下落したときの出生確率を引き下げる程度が、Iwata and Naoi (2017) の研究で相対的に大きくなるのは、非対称的な影響を前提とした推計を試みたからだと思われる。

以上の分析結果から、日本の出生率の低迷は、住宅価格の下落を経験した世帯が、落胆し、大きく出生をためらったことが要因の一つとしてあげられるかもしれない。しかし、住宅価格を引き上げるような政策をとっても、家計の反応は小さい。したがって、考えられる政策は、住宅価格が引き下がらないように見守ることになる。

懸念事項の検討

ここまでは、1年前の住宅価格を参照価格として検討してきた。しかし、出生という意味決

定がそのような短い期間で決断できるとは限らない。そこで、Iwata and Naoi (2017) は3年前の住宅価格を参照価格として、図4と同じ検証を行なっている。その結果、仮説を支持するように、住宅価格下落を経験した家計における出生確率の低下の程度は、上昇を経験した家計における出生確率の上昇の程度に比べ大きいものになった。しかし、図4に比べると、上昇の程度は大きくなり、下落の程度は小さくなった。これは、期間を長くしたことで、家計が住宅価格の変動に慣れて、損失回避傾向からくる非対称的な影響が弱まったのに対し、既存研究で考えられてきた利用可能な資源の変動 (所得効果) からくる対称的な影響が強まったことが考えられる。

非対称的な影響は、心理効果ではなく、利用可能な資源が、住宅価格の上下に対して非対称的に反応したことに拠る可能性もある。日本では、1990年代初めのバブル崩壊とそれ以降の長びく資産価格の下落から、住宅資産の担保評価額がローン残高を下回る家計が続出した。そこで、政府は住宅を買い換えたときに、売却価格が購入価格を下回る家計に対して、その譲渡損失を最長4年間にわたって給与所得などから控除できるような制度を設けた。瀬古・隅田 (2008) は、この制度が、購入価格に対して住宅ローン残高の大きい世帯の転居を促したことを、慶應義塾家計パネル調査の個票データを用いて実証している。この制度は、住宅価格の下落を経験した家計に対してのみ利用可能な資源を変化させるため、出生行動に対して非対称的な影響を与える可能性がある。しかし、筆者らが利用した参照価格は1年前の住宅価格であり、購入価格ではない。さらに、筆者らは転居家計を除いて分析している。このため、図4をこの制度のみで説明することは難しいと考えられる。

また、妊娠と出産にかかわる生物学的な制約が、住宅価格の変動と出生の間の非対称な関係を生み出している可能性もある。すなわち、住宅価格が下落し、利用可能な資源が減少したと

きに、出産をあきらめることはできるが、住宅価格が上昇し、利用可能な資源が増加しても、希望通り妊娠・出産ができるとは限らない。この影響を取り除くためには、この生物学的な制約に直面しない家計の個票データを用いて、仮説が支持されるか検証する必要がある。例えば、出産経験のある有配偶女性は、生物学的な制約に直面しにくいと考えられる。そこで、筆者らは1人以上の子どもを持つ有配偶女性の個票データだけを用いて、図4と同じ検証を行なっている。検証の結果、非対称的な影響は弱まったが、依然仮説は支持された。

たとえ、住宅価格が下落したときに、出生確率が低下したとしても、出生時期が遅れただけであれば、家計の子ども数は減少しない。1人目の出生については、このように時期の変化を捉えている可能性がある。しかし、2人目の出生やそれ以降の出生については、家計の最終的な子ども数に影響を与える可能性がある。先に述べた、1人以上の子どもを持つ有配偶女性の個票データを利用した分析結果は、住宅資産が参照価格から低下すると、相対的に大きく出生確率を減少したことを示している。したがって、住宅資産の下落は、出生の時期を遅らせるだけでなく、家計の最終的な子ども数を大きく減らす可能性も示唆している。

補論

補論では、図4や懸念事項で検討した根拠がどのような推計に基づいて計算されたかを紹介しよう。

住宅価格の変動が出生行動に非対称的な影響を与えているかどうかを確認するために、Iwata and Naoi (2017) は次のような出生確率関数を推計している。

$$B = \alpha \times \text{住宅価格上昇率} + \beta \times \text{住宅価格下落率} \\ + \gamma \times \text{その他の要因} + \text{地域効果} + \text{年効果} + \text{誤差項}$$

ここで、左辺の B は出産したときに1を、出産しなかったときに0をとる二値変数である。右辺の α 、 β 、 γ は推定されるパラメーターである。住宅価格上昇率は、住宅価格の上昇を経験したときに実際の上昇率をとり、下落を経験したときに0をとる変数である。逆に、住宅価格下落率は、住宅価格の上昇を経験したときに0をとり、下落を経験したときに実際の下落率をとる変数である。推定は、二値変数を潜在変数として取り扱う標準的なモデルの一つであるロジットモデルを適用している。

推定の結果、 α と β の係数の符号が正になり、 β が α に比べて大きければ仮説は支持されることになる。なぜなら、この符号と大小関係を満たすと、住宅価格の変動が出生確率に与える影響は、価格上昇を経験した場合と価格下落を経験した場合とでは異なり、かつ価格下落を経験した場合のほうが影響は大きくなることを意味するからである。

表1は推定結果を示している。ただし、[1]は既存研究同様に、住宅価格上昇を経験した場合と価格下落を経験した場合の影響は等しいという制約 ($\alpha = \beta$) を課して推定している。それに対して、[2]はそれらの影響が異なることを許容して推定している。

[1] から、住宅資産価格の前年変化率の係数は有意に正になっている。このことは、既存研究同様に、住宅価格が上昇（または下落）すると、出生確率が有意に上昇（または対称的に低下）することを意味する。しかし、[2]は仮説を支持する結果になっている。すなわち、 α と β を比較すると、どちらも正になるが、 β の値が大きくなっている（ただし、 β の値が0であるという帰無仮説は棄却されるが、 α の値が0であるという帰無仮説は棄却できない）。また、 α と β の値が等しいかどうかを統計的に検定したところ、帰無仮説は棄却され、 α と β は異なる値とみなせることが確認されている。

表1から α の値は0.001だが、これはその他の要因を一定として、住宅価格が1%上昇した

表1—標準モデルの推定結果

	[1] 1 年前	[2] 1 年前
変化率	0.001*	
α 変化率[上昇]		0.001
β 変化率[下落]		0.040***

注) *, ** 有意水準それぞれ10%、1%。係数はデータの平均での限界効果を示している。その他の説明変数として、本文で指摘した要素を含むが、表には記載していない。

表2—その他のモデルの推定結果

	[1] 3 年前	[2] 2 人目以降
α 変化率[上昇]	0.004*	0.002***
β 変化率[下落]	0.009**	0.030***

注) *, **, *** 有意水準それぞれ10%、5%、1%。係数はデータの平均での限界効果を示している。その他の説明変数として、本文で指摘した要素を含むが、表には記載していない。

場合、出生確率が0.001%ポイント増加するという解釈になる。平均住宅価格が2350万円であるため、100万円の住宅価格の変化は、率に直すと4.3%の変化になる。この場合には、出生確率は本文で述べているように0.0043%ポイント (0.001×4.3) だけ上昇する。同様の計算を試みると、100万円の住宅価格の下落は、出生確率の0.17%ポイント (0.040×4.3) の低下をもたらすことになる。

表2の[1]は、参照価格を1年前から3年前に変更した推定結果を示している。ここでも、 β が α に比べて大きく推計されるが、表1の[2]に比べると、 α が相対的に大きくなり、 β が相対的に小さくなっているため、非対称的な効果が弱まっている。実際に、 α と β の値が等しいかどうかを統計的に検定したところ、帰無仮説は棄却されなかった。

表2の[2]は、すでに子どもが1人以上いる有配偶女性の個票データを用いた推定結果を示している。非対称的な効果は弱まっているが、 β が α に比べて大きく推計されている。また、 α と β の値が等しいかどうかを統計的に検定したところ、帰無仮説は棄却され、 α と β は異なる値とみなせることが確認されている。

参考文献

- 瀬古美喜・隅田和人 (2008) 「わが国の住替えに関する制度・政策の影響」『住宅土地経済』第69号、12-22頁。
- 中川雅之・齊藤誠 (2012) 「プロスペクト理論とマンションの耐震性能の選択」齊藤誠・中川雅之編著『人間行動から考える地震リスクのマネジメント：新しい社会制度を設計する』勁草書房、179-206頁。
- 水谷徳子 (2017) 「住宅価格の変化と出生行動」『住宅土地経済』第104号、20-27頁。
- Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller (2005) "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*, Vol.5(1), pp.1-32.
- Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller (2013) "Wealth Effects revisited 1975-2012," *Critical Finance Review*, Vol.2(1), pp.101-128.
- Detting, L. J., and M. S. Kearney (2014) "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, Vol.110, pp.82-100.
- Iwaisako, T. (2009) "Household Portfolios in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol.21(4), pp.373-382.
- Iwata, S. and M. Naoi (2017) "Asymmetric Housing Wealth Effect on Childbirth," *Review of Economics of the Household*, Vol.15(4), pp.1373-1397.
- Genesove, D., and C. Mayer (2001) "Loss Aversion and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116(4), pp. 1233-1260.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1979) "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol.47(2), pp.263-291.
- Lovenheim, M. F., and K. J. Mumford (2013) "Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market Boom and Bust," *Review of Economics and Statistics*, Vol.95(2), pp. 464-475.

転居希望の実態とその要因分析

京都市・大阪市における住環境意識調査を通じて

石川路子・福重元嗣

はじめに

進学、就職、結婚などのさまざまなライフイベントを機に人々の転居の可能性は高まる。国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」(2016年)によると、過去5回以上の引越を経験した個人は全体の25.8%を占め、平成8年に実施された同調査の値(22.8%)と比べても、人口の流動性は高まっている。

この人口流動の傾向は地域によって大きく異なる。総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」(2017年)によると、東京都の年間転入超過者数は約7万3000人を数える一方、埼玉県、千葉県、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県など大都市圏に位置する府県以外の道府県では転出が転入を上回るなど、地域間の転出入動向には大きな格差が見られる。しかしこの傾向は、年齢階層間においても一様でない。例えば、人口総数としては転入超過である東京都、愛知県、大阪府では15～24歳人口は転入超過である一方、65歳以上人口は転出超過であり、年齢階層によって流動傾向が異なることがわかる。この事実、転居を促す要因が地域特性だけではなく、年齢層に応じて異なることを意味すると言える。

若年層の転居要因がライフスタイルの変化に伴うものであるならば、高齢層にとっては、加齢に伴って生じる身体能力の低下など現在の住宅や住環境に対する不適合が将来の転居に対するニーズを増大させると考えられる。わが国が

直面する超高齢社会を勘案すると、人々の住み替え行動は今後ますます増加することが予想される。これは、人々のニーズに応じた住宅・住環境の整備が地域の安定的かつ持続的な人口維持の観点からも重要な課題の一つであることを意味している。

人々はどのような住環境を望んでいるのか、またそれらが転居ニーズにどのように結びついているのか。本稿は、人々の持つ住環境ニーズが一様ではなく、各家計の属性やライフステージのみならず、地域の環境特性に応じて異なることを明らかにするものである。

わが国における消費者の転居行動については、これまで幾つかの研究が蓄積されてきた。瀬古(2001)は「住宅統計調査」のミクロデータを用い、高齢世帯の住み替え行動における地域差(京浜葉・京阪神大都市圏)を明らかにすると同時に、所有形態や居住期間などが住み替え行動を決定する重要な要因であることを示している。また、小林・行武(2008)では、「住宅需要実態調査」の個票データを用い、東京圏における住み替え行動をMixed Logit Modelにより分析し、世帯所得など経済的要因よりも世帯主年齢や世帯人員等で示される世帯属性が住み替え行動を大きく左右することを明らかにしている。さらに上杉・浅見(2010)は、世帯所得が転居行動に与える影響を東京都の小地域(町丁目)レベルで分析し、低・高水準という2つの所得レベルで転居希望が高まることを明らかにしている。また、Fukushige and Ishikawa

著者写真

いしかわ・のりこ
1971年広島県生まれ。神戸大学工学部環境計画学科卒。大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程修了。大阪大学博士（国際公共政策）。神戸大学経済経営研究所講師、近畿大学経済学部総合経済政策研究科講師などを経て、現在、甲南大学経済学部経済学科教授。

著者写真

ふくしげ・もつぐ
1961年京都市生まれ。大阪大学経済学部卒。大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程単位取得退学。大阪大学博士（国際公共政策）。神戸大学経済学部助教授、大阪大学大学院経済学研究科助教授などを経て、現在、大阪大学大学院経済学研究科教授。

(2013)では、関東圏におけるアンケート調査に基づき、世帯の居住面積に対する需要関数の推計したうえで、カリブレーションにより世帯類型による居住面積に対する需要を推計している。結果として、居住面積に対する需要は所得の上昇や住宅コストの減少によって高まることを示している。

瀬古(2001)や小林・行武(2008)が、住み替え前後の居住面積や所有関係の変化など住宅そのものに対するニーズに着目し分析を行なっているのに対し、Ishikawa and Fukushima (2015)は、人々の住環境ニーズが住み替え行動に与える影響に着目している。そこでは関東地域（東京都、神奈川県、埼玉県、群馬県、栃木県、千葉県）の居住者を対象にした「現在の住環境に関する意識調査」を実施、プロビットモデルを軸にした転居要因分析モデルを構築し、住環境に対する関心度が家計の転居行動に与える影響を分析している。

いずれの先行研究においても、世帯構成や所得等、家計の社会経済的属性が住み替え行動に少なからず影響を与えていることを明らかにしている。しかしながら、Ishikawa and Fukushima (2015)が結論づけているように、住宅・住環境ニーズは年齢によって変化する。さらに瀬古(2001)が指摘するように、住み替え行動には地域差も存在する。これらの先行研究における結果を受け、本稿では京阪神地域の居住者を対象とした住環境に対するアンケート調査を実施し、家計の転居希望の実態を明らかにすると同時に、世帯属性等のみならず地域の環境特性によってもたらされる住環境ニーズの差をより精

緻に分析する。

1 調査概要

本研究は、2009年2月に京阪神（京都市、大阪市、神戸市）に居住する20歳以上の男女を対象に実施した「現在の住環境に関する意識調査」に基づくものである。社団法人中央調査社の有する「個人マスターサンプル」から無作為抽出された2000名に対し、調査票を郵送で送付、1151名から回答を得ている。この回答のうち、本研究では分析に必要な変数候補に欠損値のないデータのうち、神戸市を除く京都市および大阪市内に居住する回答者のデータ（京都市257名、大阪市606名の合計863名）を分析対象としている。

紙面の制約上、調査票そのものの掲載は割愛するが、本意識調査では、各世帯の住宅や住環境特性、回答者の属性のほか、「将来、高齢化に伴って身体機能が低下した場合、現在のお住まいから転居したいと考えていますか」という設問で、将来の転居希望に対する回答を得ている。さらに居住選択の際に重視する点として12の項目について5段階評価（まったく重視しない／ほとんど重視しない／どちらとも言えない／やや重視する／かなり重視する）で回答を得た。この具体的な項目とそれぞれの回答結果は表1に示すとおりである。

表1では、地域別（京都市・大阪市）に加え、回答者年齢層別（20-40歳台、50-70歳台）に転居希望割合と居住選択理由を示している。なお、居住選択において重視する点については「かなり重視する」「やや重視する」の回答を合わせ

表1—転居希望割合と居住選択理由（京都市・大阪市）

	京都市		大阪市	
	20-40 歳台	50-70 歳台	20-40 歳台	50-70 歳台
回答数	102	155	287	319
転居希望割合	32.4%	18.1%	29.6%	19.7%
居住選択において重視する点 （「かなり重視する」と回答した 数の割合）				
鉄道駅／バス停への近接性	54.9%	54.2%	45.3%	56.7%
急行／快速電車の停車駅への近接性	16.7%	16.1%	11.2%	20.1%
買い物の利便性	50.0%	56.8%	51.6%	57.7%
銀行／郵便局への近接性	21.6%	31.6%	19.2%	37.9%
医療施設への近接性	16.7%	42.6%	21.6%	43.9%
保育所／小学校への近接性*	13.7%	5.8%	10.1%	7.5%
生活費の安さ	21.6%	21.9%	20.2%	33.5%
自然の豊かさ	9.8%	31.6%	6.3%	21.0%
子ども／身内との近居	14.7%	17.4%	11.8%	16.9%
治安の良さ	51.0%	57.4%	46.3%	58.9%
災害時の危険性の低さ	36.3%	54.8%	35.5%	55.8%

注）アンケート調査では、保育所および小学校への近接性について別の項目として回答を得たが、相関が高いため、統合して集計を行っている。

ると回答率が9割を超える項目がいくつか出てくることを考慮し、各項目で「かなり重視する」と回答した者のみの割合を居住選択理由の割合として採用している。

転居希望割合は、京都市・大阪市ともに若年層（20-40歳台）で約3割、高齢層（50-70歳台）で約2割と年齢層が高くなるほど低い値となっている。これはこれまでの先行研究で得られた結果と整合的である。その一方で、居住選択理由には年齢差、地域差が見られる。両都市において「鉄道駅／バス停への近接性」「買い物の利便性」「治安の良さ」がほぼ5割を超えており、居住選択において人々の関心が高いことがうかがえるが、年齢層が高いほど「医療施設への近接性」「自然の豊かさ」「災害時の安全性」に対するニーズが高いことがわかる。また、京都市では「自然の豊かさ」「子ども／身内との近居」が、大阪市では「買い物の利便性」「医療施設への近接性」といった項目が比較的高いことも特徴的である。人々の転居希望に与える社会経済的要因による影響をさらに詳細に分析するために、本研究では、二項選択モデル

としてプロビットモデルを用い、分析を行なう。

2 プロビットモデルによる推定

被説明変数が0、1のダミー変数といった連続な値で観察される場合、二項選択モデルを用いた分析が有効である。プロビットモデルでは、転居によって追加的に得られる効用といった直接的には観測できない潜在的な変数 y_i^* を導入し、

$$y_i = 1 \quad \text{if } y_i^* > 0 \\ y_i = 0 \quad \text{if } y_i^* \leq 0$$

ただし

$$y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i, \quad \text{and } u_i \sim N(0, 1)$$

と定式化される。ここで、 y_i は、第*i*個人の将来の転居希望に関する回答を、 x_{ij} は第*i*個人の第*j*番目の説明変数（ $j=1, 2, \dots, k$ ）であり、個人の性向や能力を示す変数である。また、プロビットモデルでは誤差項 u_i は標準正規分布に従うと仮定する。この定式化に基づき、以下、アンケート調査で得られた変数に基づき最適モデルを推定する。なお、本研究では、居住地域および世代によってモデルの構造が異なると仮定し、京都市と大阪市という2つの地域、さらにそれを回答者の年齢によって若年層（20-40歳台）、高齢層（50-70歳台）の2つの世代に分類した4つのモデルを設定、それぞれについて最適モデルを推定するものとする。

モデルに用いる説明変数の候補は表2に示すとおりである。ここでは、転居希望を説明する変数として、住宅の建て方や所有形態、居住年数のほか、鉄道駅や医療施設への近接性など住環境を示す変数を候補としている。また、回答者の年齢や家族構成のほか、世帯収入や土地／建物に対する賃貸料・ローン返済額など家計が直面する経済状況も加えている。

さらに、居住選択において重視する点として

表2—プロビットモデルの推定に使用した変数リスト

変数	説明
被説明変数 MOVING	将来の転居希望 (1: 希望する、0: 希望しない)
説明変数	
DETACHD HOWN	住宅の建て方 (1: 戸建て、0: それ以外)
LYEAR	住宅の所有形態 (1: 所有、0: 賃貸)
DLYEAR 1 DLYEAR 6	居住年数 (0.5: 1 年未満、2: 1～3 年未満、4: 3～5 年未満、7.5: 5～10 年未満、15: 10～20 年未満、25: 20 年以上)
DISTA	居住年数ダミー 1 (1: 1 年未満、0: それ以外)
DDISTA 1	居住年数ダミー 2 (1: 20 年以上、0: それ以外)
DDISTA 5	最寄り駅までの徒歩での所要時間 (3: 5 分未満、7.5: 5～10 分未満、15: 20～30 分未満、45: 30 分以上)
ACHOS	鉄道駅所要時間ダミー 1 (1: 5 分未満、0: それ以外)
BESTR 1	鉄道駅所要時間ダミー 2 (1: 30 分以上、0: それ以外)
BESTR 2	徒歩圏における医療施設の有無 (1: ある、0: ない)
BESTR 3	居住選択において重視する点「鉄道駅／バス停に近い」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR 4	居住選択において重視する点「急行／快速電車の停車駅に近い」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR 5	居住選択において重視する点「買い物への利便性」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR67	居住選択において重視する点「銀行／郵便局への近接性」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR 8	居住選択において重視する点「医療施設への近接性」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR 9	居住選択において重視する点「保育所／小学校への近接性」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR10	居住選択において重視する点「生活費の安さ」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR11	居住選択において重視する点「自然の豊かさ」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
BESTR12	居住選択において重視する点「子ども／身内との近居」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
AGE30	居住選択において重視する点「治安の良さ」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
AGE40	居住選択において重視する点「災害時の危険性の低さ」 (1: かなり重視する、0: それ以外)
AGE50	回答者の年齢ダミー 1 (1: 20／30 代、0: それ以外)
AGE60	回答者の年齢ダミー 2 (1: 40 代、0: それ以外)
NFTOTAL	回答者の年齢ダミー 3 (1: 50 代、0: それ以外)
NFTOTAL 2	回答者の年齢ダミー 4 (1: 60 代、0: それ以外)
NCHILD	家族人員数
NOLD70	NFTOTAL の二乗
DINC 1	9 歳以下の家族人員数
DINC 2	70 歳台以上の家族人員数
DINC 6	主要な収入ダミー 1 (1: 給与所得、0: それ以外)
ANINC	主要な収入ダミー 2 (1: 事業所得、0: それ以外)
ANINC 2	主要な収入ダミー 3 (1: 公的年金など雑所得、0: それ以外)
DANINC 1	世帯年収 (100: 200 万円未満、275: 200～350 万円未満、425: 350～500 万円未満、575: 500～650 万円未満、775: 650～900 万円未満、950: 900～1000 万円未満、1200: 1000 万円以上)
DANINC 7	ANINC の二乗
RENT	世帯収入ダミー 1 (1: 200 万円未満 0: それ以外)
RENT 2	世帯収入ダミー 2 (1: 1000 万円以上 0: それ以外)
DRENT 1	土地／建物の 1 カ月あたりの賃貸料 (0: 支払っていない、0.5: 1 万円未満、2: 1～3 万円未満、4: 3～5 万円未満、7.5: 5～10 万円未満、12.5: 10～15 万円未満、20: 15 万円以上)
DRENT 6	RENT の二乗
LOAN	賃貸料ダミー 1 (1: 1 万円未満 0: それ以外)
LOAN 2	賃貸料ダミー 2 (1: 15 万円以上 0: それ以外)
DLOAN 1	土地／建物の 1 カ月あたりのローン返済額 (0: 支払っていない、0.5: 1 万円未満、2: 1～3 万円未満、4: 3～5 万円未満、7.5: 5～10 万円未満、12.5: 10～15 万円未満、20: 15 万円以上)
DLOAN 6	LOAN の二乗
CAR	ローン返済額ダミー 1 (1: 1 万円未満 0: それ以外)
	ローン返済額ダミー 2 (1: 15 万円以上 0: それ以外)
	自家用車の所有 (1: 所有している、0: 所有していない)

表 1 に示した 11 の項目を説明変数の候補として
いる (BESTR1～BESTR12)。なお、調査票で
は、保育所と小学校の近接性については 2 つの
独立した項目として回答を得ているが、両回答

の相関が高いため (若年層では 0.66 程度、高齢
層では 0.92 程度)、2 つの回答を合算し (いず
れかの項目で「かなり重視する」との回答があ
れば 1 とする)、1 つの変数として扱っている。

なお、説明変数は大きく2つのタイプに分類することができる。1つは質的な変数を示す0または1を取るダミー変数であり、もう1つはプリコーディングされた選択肢を加工した連続した値を取る変数である。後者の変数としては居住年数 (LYEAR)、最寄り駅までの所要時間 (DISTA)、世帯年収 (ANINC)、土地／建物の賃貸料 (RENT)、土地／建物のローン返済額 (LOAN) が挙げられる。これらの回答については、各選択肢の中央値を代表値として数値化している。ただ、各設問には上限もしくは下限の設けられていない、オープンエンドの選択肢が存在する。これらの選択肢については適宜適当な代表値を与えているが (表2参照)、この与え方によるバイアスを補正するため、それぞれにダミー変数を追加している (例えば居住年数 (LYEAR) であれば、「1年未満」という選択肢については、代表値を0.5としたうえで、この選択肢を選んだ場合は1、それ以外を0とするダミー変数 (DLYEAR1) を、「20年以上」の回答については代表値25、回答を1とするダミー変数 (DLYEAR6) を加えている)。

さらに家族人員数 (NFTOTAL)、世帯年収 (ANINC)、土地／建物の賃貸料 (RENT)、土地／建物のローン返済額 (LOAN) については、これらの数値に加え各数値の二乗の値を説明変数の候補とした。また、モデルは若年層 (20-40歳台) および高齢層 (50-70歳台) にわけて推定するが、回答者には10歳刻みで年齢を聞いているため、若年層のモデルでは20-30歳台の年齢ダミー (AGE30) を、高齢層のモデルでは50歳台 (AGE50)、60歳台 (AGE60) を候補として加え、推計を行なった。

なお、最適モデルの推定にあたっては、上記の候補の説明変数をすべて用いたモデルから、説明変数の係数の推計値のうちP値の高い (統計的に有意でない) 変数を順にモデルから削除していき、赤池の情報量基準 (Akaike's Information Criterion: AIC) を最小化するモ

デルを最適モデルとした。モデル選択にあたっては、計量経済学分野での代表的なソフトであるTSP Version 5.1を用いた。

3 分析結果

プロビットモデルの推定結果は表3に示すとおりである。居住地別、年齢層別の4つのモデルを概観すると、転居希望に影響を与えるさまざまな要素には地域差／世代差が見られることがうかがえる。

先行研究から、居住年数は転居希望に与える大きな影響の一つであると予想されていたが、京都市の高齢層以外は転居希望に大きな影響を与えていない。京都市では長年住むことにより高齢層はその土地への定着度が増す一方、若年層にとってはそれが定着に結びついていないことは、年齢階層による居住の流動性の違いを意味すると考えられる。その一方で、大阪市のケースは、人々の転居希望は居住年数には無関係であり、自らの住環境ニーズに合った地域が見つければ、その地域が「住み慣れた地域」かどうかにかかわらず転居する意思を持っている可能性を示す結果である。これは、若年層／高齢層にかかわらず、人々の住環境ニーズそのものが居住の流動性を高めることを意味するという点で先行研究にはない興味深い結果であると言える。

また、住宅の所有形態 (HOWN) の違いが転居希望につながっていないことも先行研究とは異なる。小林・行武 (2008) は、若年世帯の「借家から持家」への住み替えの傾向を指摘しているが、京都市・大阪市では、必ずしも借家住まいの人々が転居を希望しているわけではないことがうかがえる。なお、京都市の若年層で戸建住宅に居住する世帯は、将来の転居に対して消極的であるという結果は、彼ら／彼女らの戸建住宅が加齢によって変化する住宅・住環境ニーズに適合している可能性を示唆しているという点で興味深い。

家族人員数の多さは、転居コストを高め居住

表3—プロビットモデル推定結果（京都市・大阪市）

	京都市		大阪市	
	20-40歳台	50-70歳台	20-40歳台	50-70歳台
定数項	-1.3951 (1.6784)	0.0994 (0.6976)	-0.0970 (0.4897)	-1.7541 ** (0.3647)
DETACHD	-2.6518 ** (0.7021)			
LYEAR		-0.0323 + (0.0215)		
DISTA			0.0505 ** (0.0177)	
BESTR 4	-3.1962 ** (1.0154)			-0.5801 ** (0.2419)
BESTR 5	1.3369 * (0.7182)	-0.4787 + (0.3159)		0.7412 ** (0.2385)
BESTR67	3.9785 ** (0.9545)	-0.9752 (0.7800)	0.5819 * (0.2777)	-0.5553 + (0.4090)
BESTR 9			0.5723 * (0.3354)	
BESTR11		0.7868 ** (0.3198)		0.4100 * (0.2038)
BESTR12	-1.5778 ** (0.5591)			
AGE50				0.5184 ** (0.2169)
AGE60		-0.5568 * (0.2973)		
NFTOTAL	4.0471 ** (1.2640)	-0.3183 * (0.1582)	-0.1761 * (0.0755)	-0.1637 * (0.0801)
NFTOTAL 2	-0.5182 ** (0.1618)			
NCHILD	-2.5799 ** (0.7426)			
DINC 1	-2.2541 ** (0.7600)			0.6589 ** (0.2788)
DINC 6	-2.5065 * (1.0638)			0.5196 * (0.2995)
ANINC			-0.0029 * (0.0017)	
ANINC 2	0.0000 ** (0.0000)	0.0000 * (0.0000)	0.0000 * (0.0000)	
DANINC 1		0.6460 + (0.4771)		
DANINC 7		-1.3982 + (0.8498)	-1.5833 * (0.7077)	
RENT	0.3166 * (0.1397)		0.0953 * (0.0493)	0.2509 ** (0.0796)
RENT 2	-0.0135 + (0.0089)		-0.0052 + (0.0037)	-0.0172 ** (0.0073)
LOAN		0.2677 + (0.2077)		
LOAN 2		-0.0312 (0.0251)		
DLOAN 1				1.4654 * (0.7077)
DLOAN 6		9.2059 + (6.1709)		0.9935 * (0.4854)
CAR			0.3865 * (0.2038)	
的中率	0.8824	0.8258	0.7456	0.8119
赤池の情報量基準 (AIC)	41.6953	73.1294	168.3642	145.4389
対数最大尤度	-27.6953	-60.1294	-157.3640	-132.4390

注1) **, * および + は、それぞれ1%、5%、10%有意水準を満たすことを示す。

2) () 内の数値は、各推定値の標準誤差 (Standard error) を示す。

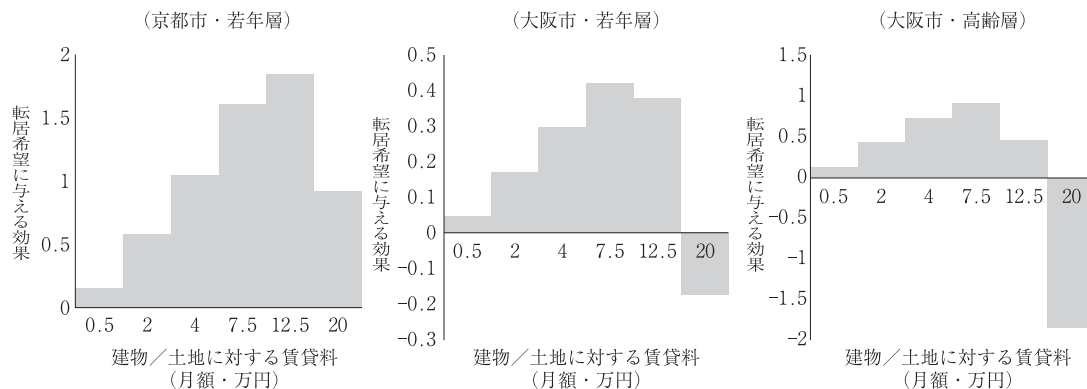
3) すべてのモデルで選択されなかった変数は表から削除している。

の流動性を低める一方、より広い居住面積に対するニーズを高めるという点で転居を阻害／促進するという相対する要因となりうる。大阪市の若年／高齢層および京都市の高齢層では、家族人員が多いほど将来の転居に消極的である。この一方、京都市の若年層は、家族が多い家計ほど強い転居希望を持っていることが明らかとなっている。この傾向は上に凸の二次関数として変化し、家族人数が3.90人をピークにそれ以降転居希望に与える影響は低下するがその影響は正である。なぜ京都市の若年層世帯では世帯規模が転居希望に正の影響を及ぼすのかという理由については、より精緻な分析が必要であるが、世帯の類型は将来の転居希望に大きな影響を与える一方、その影響は居住地／年齢層によ

って異なることが示されたことは、今後の転居行動分析において留意すべき点であると言える。

世帯所得の多寡などによって示される家計の経済的要因は、先行研究と同様、家計の転居希望に影響を及ぼさないことが示された。しかしながら、主要な収入源に示される社会的要因は少なからず転居希望に影響を及ぼしている。京都市の若年層では、給与所得および公的年金等雑所得を主な収入とする家計は将来の転居に消極的な傾向にある。一方、大阪市の高齢層は上記それぞれの家計で将来の転居希望が強い。これは京都市の比較的若い労働世帯にとっては、労働環境を含む住環境に対する満足度が高いことが予想される。その一方で、大阪市の比較的年齢層の高い労働世帯にとっては、退職後の住

図1—土地／建物の賃貸料が将来の転居希望に与える影響



環境として現在の居住場所に不満を抱いていることが予想される。結論づけるにはより厳密な分析が必要になるが、人々の転居希望には、勤労者の勤務地や働き方などを含む、広義の意味での住環境が少なからず影響を及ぼしている可能性がある。

また、世帯所得ではなく、土地／建物の賃貸料（RENT）やローン返済額（LOAN）が、将来の転居希望に大きな影響を与えるといった事実は先行研究にはない新たな知見である。京都市の高齢層を除く対象において、賃貸料は転居希望に対し、統計的に有意な影響を及ぼすが、その影響は居住地／世代によって異なる。

京都市に住む若年層では賃貸料の増加に伴い転居希望が増加する。その傾向は上に凸の二次関数で示され、賃貸料が約11.7万円を境に転居希望に与える影響は低下するが、賃貸料の増加に伴い転居希望度は増加することには変わりはない。一方、大阪市に住む若年／高齢層は京都市の若年層と同様、賃貸料による転居希望に与える影響は上に凸の二次関数となる。しかしながら、それぞれ転居希望に与える影響は9.1万円、7.3万円をピークに減少した後、18.3万円、14.6万円を境にマイナスの影響に転じる。すなわち、大阪市では賃貸料の増加は転居希望を上昇させる反面、ある一定の水準を超えると、逆に転居意欲を失わせる効果を持っていることがわかる（図1参照）。

また、京都市の高齢層については、賃貸料は転居希望に影響を及ぼさないが、高額なローン返済は転居希望を高めることがわかる。しかし、大阪市の高齢層では、15万円を超える高額なローン返済を抱える家計と同様、1万円未満の少額ローンを返済する家計も転居希望が高くなっている。

高額の賃貸料、ローン返済額のいずれの支払いも、居住コストを押し上げ、世帯の経済状況を逼迫させるという点で転居に対し正の効果を持つ反面、すでに高価値な住宅・住環境を手に入れている可能性を勘案すると、負の効果を持つことも考えられる。また、低額ローンの返済者については、自身のニーズに合った住宅をいまだ手に入れておらず、より満足度の高い住宅・住環境を求めたいという欲求が転居希望へと結びついていると考えられる。

以上のように、世帯所得は先行研究で得られた結果と同様、転居希望に対して大きな影響を与えない一方で、土地／建物の賃貸料やローン返済額は転居希望を大きく左右する要因の一つであることが明らかとなった。これは、所得だけではなく日常における住居費を含めた現時点での家計の経済状況が将来の転居に影響を与えるという点で、非常に興味深い知見であると言える。

続いて、居住選択のうえで重要視する項目が転居希望に与える影響について分析する。この

項目については、推定された係数が負の場合は、現状の住環境に満足している状況、正の場合は現状に不満を持つと考えられ、より満足度が得られる地域への転居希望が高いと考えられる。

京都市・大阪市のいずれの回答者も、若年層では「保育所／小学校への近接性」に、高齢層は「治安の良さ」に対し、不満を持っている。「医療施設への近接性」については、京都市の若年層および大阪市の高齢層は不満を感じている一方、京都市の高齢層は医療施設に対する満足度が高い。特筆すべきは同じ地域（京都市）の若年層／高齢層で、医療施設への近接性が両極の評価になっていることである。これは換言すれば、医療施設の近接性は量的な充足だけではなく、医療機関の規模や専門性など質的な要素の評価がそれぞれのニーズに反映されていると考えられる。これについてもより精緻な分析が必要とされるが、若年層／高齢層の医療施設に対するニーズの違いを把握することが今後の都市政策においても重要な要素であることがうかがえる。

京都市の若年層は「災害時の危険性の低さ」に満足を感じている一方、大阪市の若年層は「自然の豊かさ」に不満を感じているなど、居住地の違いだけではなく、世代間で満足度が異なる場合もあるという点は、世代に応じて住環境ニーズが変化すること、そして居住地の都市構造など環境特性の差が将来の転居行動に異なる影響を及ぼしていることが明らかとなった。

おわりに

本研究では京都市、大阪市の若年／高齢層の転居希望に与える影響を、プロビットモデルを用いて分析した。その結果、人々を取り巻く住環境やそれに対するニーズが将来の転居希望に大きな影響をもたらすことが明らかとなった。また、住環境は単に「住みやすさ」だけではなく、「働きやすさ」など生活基盤としての環境を含む可能性が示唆されていること、同じ環境特性でも世代によってそれに対するニーズ、評

価が異なることも特筆すべき結果である。

さらに、家計の収入ではなく、土地／建物の賃貸料やローン返済額など居住コストの負担感が人々の転居希望に大きな影響を与えることが明らかになったことも興味深い知見である。「住宅を所有しているか否か」といった固定資産よりも流動性の高い資産の保有状況のほうが転居希望に与える影響が大きいという点は、今後の住宅政策を考えるうえでも示唆に富む結果である。

これまでの都市基盤整備は、社会資本の量的充足を目的に行なわれてきたが、本研究の結果は人々の住環境ニーズはソフト面を含む質的な要素も包含し、さらにそれが転居行動へとつながっていく可能性を示すものである。「都市マネジメント」の必要性が叫ばれて久しいが、質の高い都市空間形成、持続可能な都市の実現に向けて一連の研究のさらなる進展が望まれる。

謝辞 本稿の基礎になった一連の研究に対して、日本学術振興会科学研究費補助金・基盤研究（C）（課題番号15K03493）からの助成を受けた。記して謝意を表したい。

参考文献

- Fukushige, M., and N. Ishikawa (2013) “Targeted Standards for Floor Space in a Government Housing Plan: An Empirical Investigation of the Kanto Area in Japan,” *International Real Estate Review*, Vol.16, No. 2, pp.209-230.
- Ishikawa, N., and M. Fukushige (2015) “Dissatisfaction with Dwelling Environments in an Aging Society: An Empirical Analysis of the Kanto Area in Japan,” *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol.27, No.3, pp.149-176.
- 小林庸平・行武憲史（2008）「東京圏における1990年代以降の住み替え行動——『住宅需要実態調査』を用いた Mixed Logit 分析」『季刊住宅土地経済』第68号, 27-35頁.
- 瀬古美喜（2001）「高齢世帯の住み替え行動」『季刊住宅土地経済』第40号, 10-18頁.
- 上杉昌也・浅見泰司（2010）「小地域の所得分布推計および転居の所得要因分析」『東京大学空間情報科学研究センター・ディスカッションペーパー』第103号.

日本の人口動態の変化が及ぼす 空き家率への影響の実証分析

渡邊正太郎

はじめに

わが国では、少子化に伴う人口の減少と高齢化を背景に住宅需要が減少し、住宅が耐久財であるが故に「空き家」となって増加し問題となっている。人口動態の変化が住宅市場に及ぼす影響については、これまで数多くの研究がなされている。

Mankiw and Weil (1989) では、ベビーブーム後のアメリカの住宅市場において、人口減少により住宅価格が大きく下落する可能性に言及しているが、一方で住宅価格は世帯数と家計の所得水準によって特徴付けられ、必ずしも人口減少が住宅価格を下落させるとは限らないという報告もある (DiPasquale and Wheaton 1994)。また、高齢化社会の影響を分析した研究も多い。Levin et al. (2009) は生産年齢人口の相対的な減少に伴う需要減が住宅価格へ負の影響をもたらしているとしているが、必ずしもそれが住宅価格の下落に結びつかないとする研究もある (Eichholtz and Lindenthal, 2014)。

さらに、住宅は新築および既存住戸から供給が特徴づけられ、人口の増加時は需要増に伴い価格の上昇と相俟って新築供給が増加し、一方で減少時には価格が下落したとしても既存住戸の存在により供給はただちに減少しないために、長期的な供給過剰が懸念される。つまり、住宅は供給の価格弾力性が人口の増加期と減少期では非対称的であり、減少期には非弾力となる点に耐久財としての特徴がある (Glaeser and

Gyourko, 2005)。

こうした耐久財としての性質がもたらす需給ギャップは、価格調整によって埋め合わされることが望ましいが、一方で市場機能が働かず放置されれば、慢性的な供給過剰を生み出しかねない。本稿では、少子高齢化という社会背景を鑑み、人口要因を中心に空き家の増減に及ぼす影響を定量的に分析し、増加し続ける空き家の問題の原因と解決策について論じている。

日本の人口および空き家の推移

わが国の人口は、2008年に約1億2800万人のピークを迎えて以来、減少を開始しており、2030年にはピークより1000万人減少し、2065年には9000万人を割り込み、高齢化率は現在の26%台から38%台の水準になると推計されている (厚生労働省『平成27年厚生労働白書』)。過去半世紀において空き家戸数も増加の一途を辿り、総戸数に占める空き家戸数の割合 (空き家率) も一貫して増え続けている。

総務省「住宅・土地統計調査」によると、1958年に2.0%に過ぎなかった空き家率は、2013年には13.5%まで増加し、住宅総戸数は総世帯数を上回り、空き家増加を助長しているようにみえる (図1)。2013年調査での空き家の種類別の割合は、「賃貸用住宅」が52.4%で過半を占め、「売却用住宅」が3.8%、「二次的住宅」が5.0%、「その他の住宅」が38.8%となっており、1958年以来これら空き家の種類別構成比率は「賃貸用住宅」および「売却用住宅」が

合わせて60%前後、「その他の住宅」が30%台を推移している。「賃貸用住宅」および「売却用住宅」が入居待ちの空き家であるとすれば、「その他の住宅」は空き家状態が常態化し管理不十分による外部不経済の発生源と推察される。

また、都道府県別の空き家率の推移を比較すると、全国的に増加傾向にあり、東京、神奈川、埼玉のほか東北地方は相対的に低い一方で、その他道府県は高い割合となっている。空き家の種類別では、別荘やセカンドハウスに類する二次的住宅の空き家率が、避暑地である長野、山梨、静岡において高く、賃貸・売却用住宅の空き家率は、関東大都市圏、大阪など都市部において高止まりしている。そして、その他の住宅の空き家率は、中国・四国地方を筆頭に地方で高い傾向を示しており、低い割合を示す都市部との差は広がり続けている。

以上より、わが国では人口成長率の鈍化および人口減少と空き家（率）の増加が並行しており、それらの間に正の相関があると見てとれる。ただし、人口減少が住宅需要を減じる要因となる点は確かである一方で、既存住宅を含む住宅の超過供給の状態が生じていて、結果として空き家が増加している点もあるので、すべてを人口減少で説明することはできない。2013年の住宅・土地統計調査において、全国のうち最も空き家率の高い山梨県と東京都を例にとり、過去半世紀の人口の変化率と空き家率の推移を比較

著者写真

わたなべ・しょうたろう
1987年北海道生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。東京大学大学院公共政策学教育部専門職課程経済政策コース修了。グラスゴー大学大学院不動産学修士課程修了。グラスゴー大学修士（不動産学）。現在、森トラスト株式会社不動産開発本部アセットマネジメント部主任。

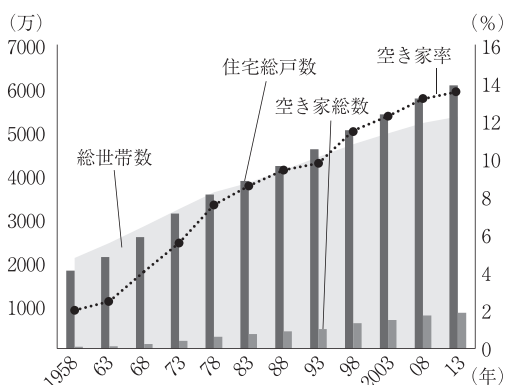
すると、山梨県では人口の増減を繰り返しつつも空き家率は一貫して上昇を続け、東京都では人口成長の鈍化とともに空き家率は上昇しているものの、2000年代以降は4.0%程度の人口成長率を維持しつつも空き家率は横ばいとなっている（図2）。

したがって、人口の増減が空き家率に影響を及ぼすことは疑うべくもないが、単純な推移の比較ではその影響を判断しがたく、また先の空き家の種類別の都道府県比較からわかるように、その種類によっても、人口要因の影響度は異なる可能性が推察される。そこで、本稿においては、人口要因を可能な限り細分化し、空き家率への影響を空き家の種類別に定量的に分析する。

空き家とは何か？——既往研究の整理

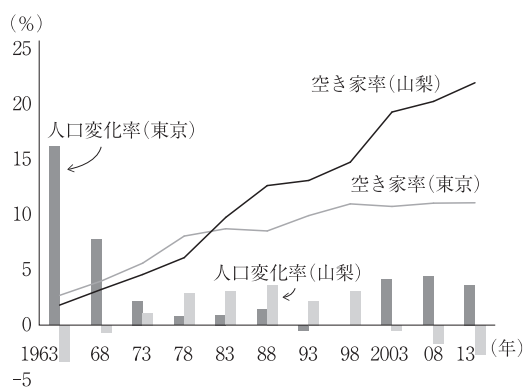
ここで空き家に係る先行研究を概観すると、住宅・土地統計調査による総住戸数に占める空き家住戸数の割合を空き家率として、国土交通

図1—住宅総戸数、空き家数および総世帯数の推移



出所) 総務省「住宅・土地統計調査」

図2—東京都と山梨県の人口変化率および空き家率の推移



出所) 総務省「住宅・土地統計調査」

省はじめ空き家率の高さが指摘されている（浅見 2014）。

Merrett and Smith (1986) は、空き家の発生過程をストック変数とフロー変数によって把握し、前者はある一時点における総住戸数に対する空き家戸数の割合によって空き家率を定義し、一方、後者は一定期間内において、期首の総住戸数に対し期間内に空き家となった住戸数の割合から空き家の発生確率を求め、その確率と平均的な空室期間を乗じて空き家率としている。この定義より、1 年間に総住戸の 30% が空き家になるとし、いったん空いてしまうと平均して 3 カ月 (0.25 年) は空き家状態が継続すると仮定した場合、当該期間における空き家率は 7.5% と定義できる。つまり、空き家 (率) は一時点におけるストック変数として空間軸を重視した把握と、一定期間における空き家状態を表すフロー変数として時間軸を重視した把握の方法があるといえよう。

続いて、空き家の社会への影響を整理する。空き家はその外部不経済性から社会問題化しており、管理水準の低下した空き家や空き店舗、ゴミ屋敷、廃屋・廃墟などの「空き家」に類する住戸が、風景・景観の悪化、防災や防犯機能の低下、ゴミなどの不法投棄や火災・悪臭の発生を誘発するといった問題が認識されている（国土交通省「空き地・空き家等外部不経済対策について」）。また、過疎化・高齢化により利用者が退去し、住居が放置され、問題が発生すると指摘されており、具体的には所有者と利用者のマッチングが難しい、権利関係が複雑化し所有者が明らかでないといった点が実務上の課題となっている。ここでの空き家は、市場の調整作用が働きにくく、非占有・未利用が常態化したものと位置づけられ、ストックの絶対数が問題といえよう。

一方で、空き家は、住宅を需要する側の選択肢の幅を広げ、居住者の住宅から得る効用水準を向上させ得る。ライフサイクルに応じて必要となる住環境は変化するが、空き家がなければ

移転ができず、ある程度の空き家があることは住宅市場の流通に必要となる。実際に住宅市場におけるマッチングを促す役割として構造的な空き家が存在し、最適な空き家率の水準がゼロではないことが示され、フロー変数によって数多く研究されている（Rosen and Smith 1983, Wheaton 1990）。空き家の分析目的に応じ、空き家 (率) の定量的な把握方法を吟味する必要があるといえよう。

次に、空き家率へ影響を及ぼす要因を定量的に分析した先行研究を概観する。Gabriel and Nothaft (2001) は、米国における主要な大都市の住宅賃貸市場における、空き家の発生確率と空室期間の分析を行ない、移動人口、公営住宅戸数、人口成長率が主要な要因となることを示している。また、地域コミュニティの規模や活動頻度が米国における空き家の多寡に影響を及ぼすという研究もあり、地域コミュニティを形成する人口規模や家族形態なども要因となりうる（Molly 2016）。

さらに、ノルウェーの住宅市場において、地方から都市への子世代の流入が地方における高齢化を促し、親世代の施設移転や死去を機に空き家が増加していることから、高齢化と空き家の増加の因果関係を示した研究もある（Nordvik and Gulbrandsen 2009）。また、Cheshire et al. (2015) は、住宅供給規制が空き家率に及ぼす影響を英国の住宅市場を対象に定量的に分析し、強い供給制限は住宅市場においてミスマッチを誘発し、むしろ空き家率を高めてしまうことを示している。この研究では、イングランドにおける自治体 (Local Authority) 別パネルデータを用いて空き家率を被説明変数として定量的に分析し、説明変数として、供給制限を表す変数の他、所得水準、失業率、持家世帯の割合、公共住宅の割合、生産年齢人口割合、高齢人口割合などが用いられている。

パネルデータを用いた空き家率の定量分析は米国の賃貸住宅市場の既往研究もあり、大都市別の自然空室率について、人口変化率や少数民

族人口 (Minority Population) 割合を説明変数に加えて賃料との関係性を分析している (Gabriel and Nothaft 1988)。Zabel (2014) は、米国の大都市統計地域 (MSA) 別のパネルデータを用い、空き家率と住宅価格の関係性について、人口や労働環境、持家率などを説明変数に加えて分析し、超過需要が発生し空き家率が下落している際に住宅価格は上昇するが、超過供給が発生し空き家率が上昇している際は、上昇時と比較して価格は非弾力的となり、下落しにくいことを示している。

国内の研究では、東京23区の自然空き家率の定量的な推定が行なわれており、人口要因の他、駅や商業施設、託児施設、高齢者施設までの距離など地理的要因を説明変数に加えて分析している (Gu and Asami 2016)。

以上のように、先行研究では、人口や労働環境、価格や賃料を要因として空き家率を分析している例が多いので、本稿の分析においても、そうした要素を中心に説明変数化し推定を試みた。

推定手法・データ

本研究では、人口要因を中心に空き家率に及ぼす影響について、1983年から2013年の30年間における5年おき7時点を対象に47都道府県別パネルデータを用いて分析を行なっている。総務省「住宅・土地統計調査」より、「賃貸用および売却用の空き家」および「その他の空き家」を分析対象とし、住宅の総戸数に対するおのおのの空き家の戸数の割合を被説明変数とし、都道府県 p の t 時点における「賃貸用および売却用」ないし「その他」の空き家率を、 $v_{p,t}^{\text{sale or lease}}, v_{p,t}^{\text{others}}$ とした。都道府県によって空き家種類別の構成比が異なり、各要因の影響度が空き家の種別によって異なることが予想されたため、種別ごとに空き家率を定義し、表1に示す説明変数とともに定量的に比較し分析した。先行研究では、建物種別や物理的な特徴を説明変数としたものもあるので、各都道府県の戸建

て住宅／共同住宅の割合や平均住戸面積を変数化することを試みたが、持ち家率と高い相関が認められたため除外することとした。

また、移動人口を表す変数として同一都道府県内の移動人口を検討したが、持家率と強い負の相関があるため除外し、代わりに移動頻度の多い世代として20歳台・30歳台の人口割合を変数化した。中古住宅に対する嗜好性を示す変数として、直近5年間に建築された持ち家数のうち、「新築住宅として購入された戸数」・「中古住宅として購入された戸数」・「新築された戸数」の和に対する中古住宅として購入された戸数の割合を中古住宅への嗜好性を示すものとして説明変数化を試みた。新築と築5年以内の築浅の住戸の間に物理的な機能性の差はあまりなく、同等の住環境が備わっていると思われることから、中古住宅の流通戸数の変化からその嗜好性の変数化を意図した。以上の説明変数について、多重共線性の問題避けるため説明変数同士の相関を考慮し、モデル化を試みた。

モデルの説明変数の組み合わせは、まず人口要因のみを用いて推定を行ない、その他の要因の変数を加え係数の有意性を比較分析した。プーリング推定モデル (OLS)、固定効果推定モデル (LSDV)、変量効果推定モデル (GLS) にて推定を行なった。OLS を例にとり、説明変数をベクトル $x_{p,t}$ 、誤差項を $\varepsilon_{p,t}$ で表すとモデルは以下になる。

$$v_{p,t}^{\text{sale or lease}} = \alpha_{1,p} + \beta_1 x_{p,t} + \varepsilon_{1,p,t},$$

$$v_{p,t}^{\text{others}} = \alpha_{2,p} + \beta_2 x_{p,t} + \varepsilon_{2,p,t}$$

モデル選定にあたって、まず F 検定によって LSDV と OLS を比較し、前者が正当化される場合、個別効果として都道府県の属性の他に時間効果の存在について F 検定を行なった。続いて、GLS と OLS の比較にはラグランジュ推定法によって識別を行ない、最後にハウスマン検定によって LSDV と GLS を比較した。なお、不均一分散の問題に対処するため、ロバストな標準誤差を用いて推定をしている。

表1—変数一覧

変数	定義	出典
被説明変数 賃貸用および売却用住宅空き家率(%) その他の住宅空き家率(%)	住宅総数のうち賃貸用の住宅および売却用の住宅の空き家の割合 住宅総数のうちその他の住宅の空き家の割合	総務省「住宅・土地統計調査」 総務省「住宅・土地統計調査」
説明変数 人口変化率(%) 高齢化率(%) 20歳台人口割合(%) 30歳台人口割合(%) 外国人居住者数割合(%) 施設等居住世帯割合(%) 持家世帯割合(%) 公共住宅割合(%) 実質平均賃金(円) 失業率(%) 女性の就業率(%) 新設住宅着工戸数変化率(%) 住宅地平均地価(円) 中古住宅購入割合(%)	人口変化率(5年前比) 総人口のうち65歳以上の割合 総人口のうち20歳から29歳までの割合 総人口のうち30歳から39歳までの割合 総人口のうち外国人登録者数の割合(各時点3年前) 総世帯のうち施設等に居住する世帯の割合(各時点3年前) 主世帯のうち世帯総数に対する持ち家世帯数の割合 住宅総数のうち公営の借家・都市再生機構(UR)・公社の借家の割合 実質平均賃金(月額) 失業率(各時点3年前) 女性の総人口のうち女性の労働力人口の割合(各時点3年前) 新設住宅着工戸数変化率(5年前比) 住宅地の平均地価 築5年以内の持ち家のうち中古住宅として購入された戸数の割合	総務省「人口推計」 総務省「人口推計」 総務省「人口推計」 総務省「人口推計」 総務省「国勢調査」 総務省「国勢調査」 総務省「住宅・土地統計調査」 総務省「住宅・土地統計調査」 厚生労働省「毎月勤労統計調査」・総務省「消費者物価指数」 総務省「国勢調査」 総務省「国勢調査」 国土交通省「建築着工統計調査報告書」 国土交通省「地価公示」 総務省「住宅・土地統計調査」

推定結果

推定結果は表2の通りとなり、賃貸用および売却用の空き家率は時間効果を含む固定効果推定モデルが採択され、その他の住宅の空き家率は、変量効果推定モデルが採択された。まず、賃貸用および売却用の空き家率に関する推定結果は、いずれの推定モデルにおいても、人口変化率は空き家率との間に負の相関を持ち、高齢化率、20歳台の割合、30歳台の割合は空き家率と正の相関を持つが、その有意性は変数が増加するに従って失われている。外国人居住者数の割合は、空き家率と正の相関を持っていることがいずれのモデルにおいても示された。世帯要因は、施設等世帯数の割合、持家世帯の割合が空き家率と正の相関を示しており、後者の有意性は高くなっている。労働市場要因は、失業率は空き家率と正の相関が認められ、女性の労働人口の割合は負の相関が認められた。住宅市場要因は、新設住宅着工件数の変化率が空き家率と負の相関を持つことが有意となった。

続いて、その他の住宅の空き家率は、人口変化率と負の相関が観察されるも、有意でない。高齢化率は空き家率と正の相関を持つことがおおむね認められ、20歳台・30歳台の割合はおおむね有意な結果となっているが、外国人登録者数の割合は有意となっていない。世帯要因は、

施設等世帯数の割合が空き家率と正の相関を示している。持ち家世帯の割合、公営住宅世帯の割合は有意とならず、失業率は空き家率と正の相関が認められ、女性の労働人口の割合は負の相関が認められた。住宅市場要因は、いずれも有意でない。

分析

上記の推定結果より、人口変化率は賃貸用および売却用住宅の空き家率と負の相関を持つが、その他の住宅の空き家率とは明らかな相関を持たないことが示され、人口変化のもつ空き家率への影響が、その空き家種別によって異なることがわかる。賃貸用および売却用住宅の空き家は都市部に集中する傾向があるが、今後都市部において人口成長が鈍化することで、こうした空き家が増加する可能性は高いといえる。一方で、その他の住宅の空き家が人口変化率と有意に相関していない点は、その他の要因が強く空き家率に影響していると解釈できよう。

高齢化率が空き家率と正の相関があり、移動人口の多くを占める20歳台・30歳台の人口割合が負の相関を持つ点は、核家族化が進み子ども世代が都市部へ流出し、残された親世代の施設移転や死去により空き家化が進んでいることが予想され、その他の住宅の空き家が地方圏において増大しているわが国の現状を映し出した結

表2—推定結果一覧

被説明変数 説明変数	賃貸用および売却用住宅の空き家率		その他の住宅の空き家率	
	人口要因	全説明変数	人口要因	全説明変数
定数項				
人口変化率 (%)	-0.1370 (0.0441)**	-0.0869 (0.0426)*	3.2559 (1.5844)*	6.9707 (1.9300)***
高齢化率 (%)	0.0628 (0.0199)**	-0.0095 (0.0364)	-0.0576 (0.0485)	-0.0276 (0.0275)
20歳台人口割合 (%)	0.1491 (0.0635)*	0.0690 (0.0643)	0.1753 (0.0289)***	0.1555 (0.0293)***
30歳台人口割合 (%)	0.1524 (0.0955)	0.0338 (0.0894)	-0.1346 (0.0519)**	-0.1436 (0.0576)*
外国人居住者数割合 (%)	1.0335 (0.2798)***	1.0542 (0.2310)***	0.0049 (0.0510)	-0.1300 (0.0454)**
施設等居住世帯割合 (%)		0.1930 (0.1026)	-0.2846 (0.2839)	-0.1892 (0.1728)
持家世帯割合 (%)		0.0862 (0.0332)**		0.4709 (0.0682)***
公共住宅割合 (%)		-0.0331 (0.0808)		0.0260 (0.0169)
実質平均賃金額 (円)		0.0000 (0.0000)		0.0042 (0.0574)
失業率 (%)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)
女性の就業率 (%)		0.2860 (0.1160)*		0.2711 (0.0747)***
新設住宅着工戸数変化率 (%)		-0.0797 (0.0396)*		-0.0944 (0.0273)***
新設住宅着工戸数変化率 (%)		-0.0144 (0.0027)***		-0.0020 (0.0014)
住宅地平均地価 (円)		0.0000 (0.0000)		0.0000 (0.0000)
中古住宅購入割合 (%)		-0.0325 (0.0463)		0.0134 (0.0311)
固定効果 (都道府県)	あり	あり	なし	なし
固定効果 (年次)	あり	あり	なし	なし
変量効果	なし	なし	あり	あり
標本数	329	329	329	329
自由度調整済み決定係数	0.0385	0.2197	0.7589	0.8374
F値	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F検定 (都道府県固定効果)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F検定 (年次固定効果)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Breusch-Pagan 検定	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ハウスマン検定	0.0045	0.0045	0.3779	0.2819

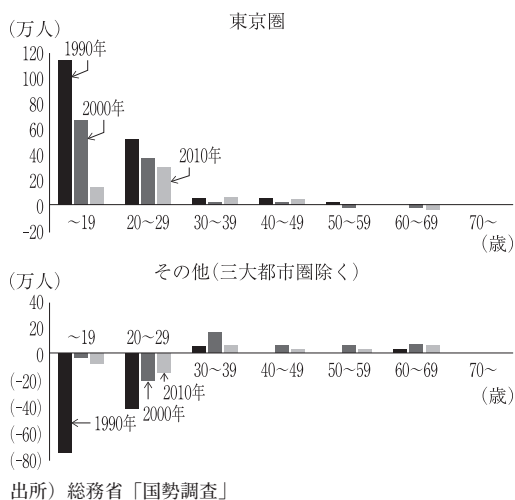
注) 係数 (標準誤差) を示す。***0.1%, ** 1 %, * 5 %, . 10%水準で有意であることを示す。各検定の数値は P 値を示す。

果と推察される。

また、20歳台・30歳台の人口割合は賃貸・売却用住宅の空き家率に明確な影響を及ぼさないものの、外国人登録者数の人口に占める割合が持つ賃貸・売却用住宅の空き家率との正の相関は、与信の問題やコミュニケーションの難しさ・文化の違いなどによって、住宅需要が少なく空き家の多い地域に外国人が住もう傾向を示唆している。一方、その他の住宅の空き家率とは負の相関があるのは、地方において外国人登録者数割合が相対的に低いためだと思われる。施設等世帯数の割合が正の相関をもつことは、その割合が高まれば賃貸・売却用の空き家に対する需要は低まり、空き家率が高くなることは自然である。その他の住宅の空き家率が、この割合と正の相関を持ち有意であることは、地方において高齢者の施設等への移転が管理不十分な空き家を生み出す原因となっていることと対応していると推察される。

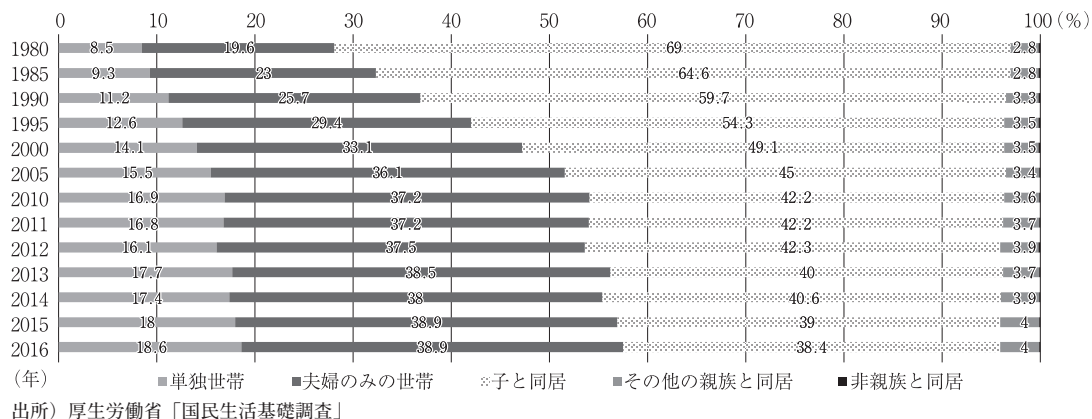
持家世帯の割合が、賃貸・売却用住宅の空き

図3—東京圏およびその他（三大都市圏除く）の年代別転入人口の推移



家率と正の相関を持つことは、この空き家率に占める賃貸用住宅の割合が高いことから、持ち家取得に伴う賃貸住宅からの移転というライフサイクルによってもたらされるものと理解でき、同時にその他の住宅の空き家との関係性が有意となっていない点と整合的である。女性の

図4 一世帯構成別にみた65歳以上の者のいる世帯構成割合の推移



労働人口の割合と賃貸・売却用住宅およびその他の住宅の空き家率との負の相関は、住宅需要の強さを示していると考えられ、失業率についても同様の関係性を示しているものと思われる。

最後に、新設住宅着工件数の変化率が賃貸・売却用住宅の空き家率と負の相関を持つことは、着工件数が増えたからといって、必ずしも賃貸・売却用住宅の空き家が増えるわけではないことを示し、供給を制限することが必ずしも空き家を減少させるとは限らないという点は興味深い。Cheshire et al. (2015) は、住環境への嗜好が変化するため、ある程度の新規供給がなければミスマッチにより空き家が生じることを示しており、間取りや設備など機能が陳腐化した賃貸・売却用の住宅は、その物理的な寿命にかかわらず空き家となってしまうことに対応した推定結果と言えよう。

以上から、賃貸・売却用住宅の空き家の多い「都市」とその他の住宅の空き家の多い「地方」というわが国の空き家の分布に対し、子世代の都市への流入に伴う核家族化の加速の中で、地方に残された親世代は单身ないし夫婦のみの高齢者世帯を形成し（図3、4）、地方において多くの世帯割合を占める親世代の施設移転ないし死去により、管理不十分な空き家、つまり「その他の住宅」の空き家が多く発生していると言えよう。一方、都市では人口が増えつつも成長率が鈍化するなかで、借家から持ち家へと

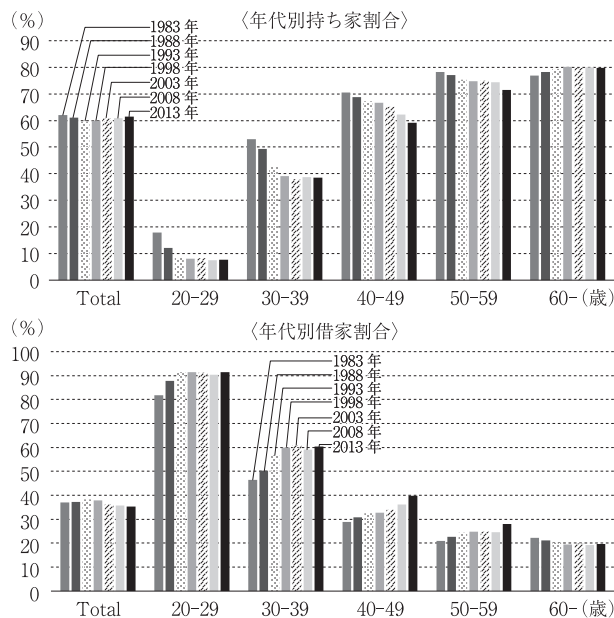
いうライフサイクルに従った人口動態の変化により、売却・賃貸用住宅の空き家のうちその大半を占める「賃貸用住宅」の空き家の増加を助長しているものと理解できる（図3、5）。

まとめ——政策的含意と今後の課題

ストックとしての空き家の増加は、その外部不経済性から政策的な解決が期待される。まず、都市部で多く見られる賃貸用住宅の空き家は、これらの主要な需要層である若年世代の減少と住宅ローン金利の所得税額控除などの制度に支えられた持ち家志向により今後も増加する可能性があることから、賃貸住宅のマッチングを高めるような仕組みが望まれる。特に、高齢者が賃貸住宅に入居しがたいとされる現在の状況は、持ち家を取得する誘因ともなり得るため、賃貸住宅に入居が難しい人々のマッチングを促すことは重要と言えよう。

地方で増加するその他の住宅の空き家は、所有者の不在や死去によって管理不十分となっており、今後の人口減少を鑑み活用余地が小さければ除却も求められ、固定資産税の住宅用地に対する特例措置など未利用住戸の除却を鈍らせる要因を是正することが望まれる。また、所有者や管理者が特定できないことにより有効活用や除却が進まない背景もあり、対策も必要となる。都市と地方によって空き家問題は異なる位相を示しており、空き家の種別に応じた対策が

図5 年代別持ち家・借家割合の推移



出所) 総務省「住宅・土地統計調査」

求められよう。

本稿は、空き家の種別を分けて人口要因をはじめ社会経済要因が空き家率に与える影響を定量化し分析を試みたが、都道府県別の集計データをパネルデータ化し、単純な相関関係を分析したに過ぎない。住戸が空き家になるか否かは、個別要因の影響も大きいと予想され、税制や住宅政策も影響しうることから、そうした点を考慮しきれていない点に課題が残る。また、定量分析手法においても内生性・定常性の問題の可能性も否定できず、統計的観点からより精緻な推定方法の検討が求められよう。今後の空き家に係る研究が積み重ねられ、空き家問題が解決に導かれることを期待したい。

謝辞 本稿は、グラスゴー大学修士課程における修士論文の内容をもとに、住宅経済研究会において報告した内容に対して一部加筆および修正をしたものです。委員の先生方から大変貴重な意見をいただき、ここに深謝の意を表します。本稿は著者の個人的な見解を示すものであり、所属機関の意見を代表するものではありません。

参考文献

- Cheshire, P., C. Hilber, and H. Koster (2015) "Regulating Housing Vacancies Away? The Paradoxical Effects of Mismatch," *SERC Discussion Paper*, 181.
DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1994) "Housing

Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, Vol.35(1), pp. 1-27.

Eichholtz, P. and T. Lindenthal (2014) "Demographics, Human Capital, and the Demand for Housing," *Journal of Housing Economics*, Vol.26, pp. 19-32.

Gabriel, S. and F. Nothhaft (1988) "Rental Housing Markets and the Natural Vacancy Rate," *Real Estate Economics*, Vol.16 (4), pp. 419-429.

Gabriel, S. and F. Nothhaft (2001) "Rental Housing Markets, the Incidence and Duration of Vacancy, and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Urban Economics*, Vol.49 (1), pp. 121-149.

Glaeser, E. and J. Gyourko (2005) "Urban Decline and Durable Housing," *Journal of Political Economy*, Vol.113(2), pp. 345-375.

Gu, J. and Y. Asami (2016) "Vacant Houses, Duration for Search and Optimal Vacancy Rate in the Rental Housing Market in Tokyo 23 Wards: Based on Landlords' Optimal Search Model," *Urban and Regional Planning Review*, Vol.3(0), pp.31-49.

Levin, E., A. Montagnoli, and R. Wright (2009) "Demographic Change and the Housing Market: Evidence from a Comparison of Scotland and England," *Urban Studies*, Vol.46(1), pp. 27-43.

Mankiw, N. and D. Weil (1989) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19(2), pp. 235-258.

Merrett, S. and R. Smith (1986) "Stock and Flow in the Analysis of Vacant Residential Property," *Town Planning Review*, Vol.57(1), pp. 51-67.

Molloy, R. (2016) "Long-term Vacant Housing in the United States," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.59, pp. 118-129.

Nordvik, V. and L. Gulbrandsen (2009) "Regional Patterns in Vacancies, Exits and Rental Housing," *European Urban and Regional Studies*, Vol.16(4), pp. 397-408.

Rosen, K., and L. Smith (1983) "The Price-Adjustment Process for Rental Housing and the Natural Vacancy Rate," *American Economic Review*, Vol.73, pp. 779-785.

Wheaton, W. (1990) "Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model," *Journal of Political Economy*, Vol.98(6), pp. 1270-1292.

Zabel, J. (2014) "A Dynamic Model of the Housing Market: The Role of Vacancies," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.53(3), pp. 368-391.

浅見泰司 (2014) 『都市の空閑地・空き家を考える』プロGRESS。

差押住宅の外部不経済緩和効果の推計

米国の住宅地安定化プログラム

Bak, Xian F., and Geoffrey J.D. Hewings (2017) “Measuring Foreclosure Impact Mitigation: Evidence from the Neighborhood Stabilization Program in Chicago,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.63, pp.38-56.

はじめに

住宅所有者が債務不履行になり、債権者の申し立てによって差し押さえられた住宅（以下、差押住宅）は、所有者やその賃借人が退去してから売却されるまで放置される期間がある。その間、ゴミの不法投棄や空き巣などの問題が発生し、近隣住宅地に外部不経済をもたらす場合がある。また、実際には問題が起こらなかったとしても、差押住宅の存在が人々にそうした懸念を抱かせることで、結果的に周辺住宅価値の下落を招いてしまう。今回紹介する Bak and Hewings (2017) は、米国で実施された住宅政策による差押住宅の外部不経済の緩和効果を測定した論文である。

米国では2007年の住宅バブル崩壊を発端に差押住宅が急増し、いたるところで住環境の悪化を招いた。それ以降、地域経済学の実証分野において、差押住宅が近隣の住宅価値や犯罪率にどのような影響を及ぼしているかについて検証した論文が多く執筆されるようになった。差押住宅の外部性を推計するうえで最も容認された分析手法として、差押住宅の競売情報と周辺の一般不動産の取引情報を用いた Difference-in-difference (DID) アプローチが広く使われている。具体的には、債務不履行となった住宅所有者の住宅が差し押さえられる前後で、差押住宅の近くにある一般住宅の取引価格が、差押住宅から少し離れた住宅の取引価格と比べて相対的にどれほど下落したかを推計しており、多くの研究論文において、その外部不経済の存在が確認されている。

Bak and Hewings (2017) は、同様の手法を踏襲しているが、先行研究の多くが差押住宅の外部性を推計しているのに対して、米国連邦政府が2008年から施行した追加的住宅再建支援としての住宅地安定化プログラム (Neighborhood Stabilization Program;

NSP)¹⁾ による外部性の緩和効果を推計した。米国連邦政府は、急増する差押住宅や放置された空き家への対応策の一環として、2008年、2009年、2010年の3回にわたって NSP を実施し、地域ごとの差押住宅の件数・サブプライムローンの件数・空き家率などに基づく問題の深刻度に応じて、計69.2億ドルを各州・自治体に交付した。交付金の詳細な使用方法や対象は各自治体が決定するが、基本的には、差押住宅や荒廃した建造物を対象に、(1)住宅購入者に融資する金融機関のリスクを軽減するためのファイナンス、(2)自治体による差押住宅の購入、(3)ランドバンクの運営、(4)建物の除去、(5)建物の改築・再開発、の5用途に制限された。

Bak and Hewings (2017) は、上記(5)改築・再開発に焦点を絞り、NPS の支援を受けて改築・再開発を行なった差押住宅（以下、NPS 差押住宅）の外部不経済が、再開発完了後にどれだけ緩和されたかを検証した。もちろん、交付金がどの物件に充てられるかについての最終的な判断は自治体が行なうため、論文ではサンプルセクションバイアスの可能性に留意した推計を試みている。Bak and Hewings (2017) は、日本の空き家問題を考えるうえで大いに参考になる研究だといえる。

推計モデル

Bak and Hewings (2017) は、シカゴの差押住宅が NPS による改築・再開発の補助を受けたことで、その外部不経済がどれだけ緩和されたかを検証するために、以下のヘドニック住宅価格関数を推計した。

$$\log(P_{icy}) = \alpha_{cy} + \sum_k \theta_k \text{Ringk}_{icy} + \gamma \text{Post}_{icy} + \sum_k \delta_k \text{Ringk}_{icy} * \text{Post}_{icy} + \mathbf{X}_{icy} \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{icy}$$

下付き文字の i, c, y は、それぞれ、取引された一般住宅 i、地域ブロック c、年 y を示す。被説明変

数である $\log(P_{icy})$ は、地域ブロック c に立地する住宅 i が y 年に取引されたときの価格の対数値である。

NSP の効果は、 Ringk_{icy} と Post_{icy} の交差項の係数 δ_k で推計できる。ここで、 Ringk_{icy} は、住宅 i からの最寄りの NSP 差押住宅が半径 $(k-1) \times 10^{-1}$ マイルから $k \times 10^{-1}$ マイルの間にあれば 1 を取るダミー変数である。以下では、NSP 差押住宅から 0.5 マイル以内の一般住宅を対象に、 $k=1, 2, 3$ の 3 つのリングを用いた結果を紹介する。この場合、最寄りの NSP 差押住宅から 0.3~0.5 マイルに立地する一般住宅がコントロール群となり、NSP 差押住宅から 0.1 マイル以内、0.1~0.2 マイル、0.2~0.3 マイルの一般住宅がトリートメント群となる。

他方、 Post_{icy} は、最寄りの NSP 対象物件が属するリングの中にあるすべての NSP 差押住宅のなかで、ひとつでも再開発が完了した後に住宅 i が取引された場合は 1 をとり、再開発が完了するまでに取引された場合は 0 をとるダミー変数である。よって、 Ringk_{icy} と Post_{icy} の交差項の係数 δ_k の直感的な解釈は、差押住宅が NSP の措置によって再開発されると、周辺住宅価値がどれだけ上昇（回復）するかを示す。

もちろん、推計にあたっては住宅属性や地域属性を十分に考慮する必要があり、地域ブロック・対・年度の固定効果 α_{cy} や多様な住宅属性の変数 $\mathbf{X}_{icy}$ を用いて、住宅や地域、取引時期の効果をコントロールしている。住宅属性に関する変数 $\mathbf{X}_{icy}$ には、寝室数、浴室数、築年数、床面積、戸建てか集合住宅か、以前に当該物件が差し押さえられたことがあるか否か、取引前の一定期間に存在した周辺の差押住宅数、除去数、着工数を用いている。

DID 法は、トリートメント群（NSP 差押住宅から近い不動産）の時間を通じた価格の変化と、コントロール群（NSP 差押住宅から少し遠くにある不動産）の時間を通じた価格の変化が、NSP 差押住宅の再開発が完了したことによってどれだけ乖離したかを推計する。この分析アプローチが妥当であるための重要な条件として、両群の時間を通じた価格の変化が、再開発完了の是非と説明変数によって説明される要因を除いては同じように推移しているという前提が満たされていないとてはならない。これは、

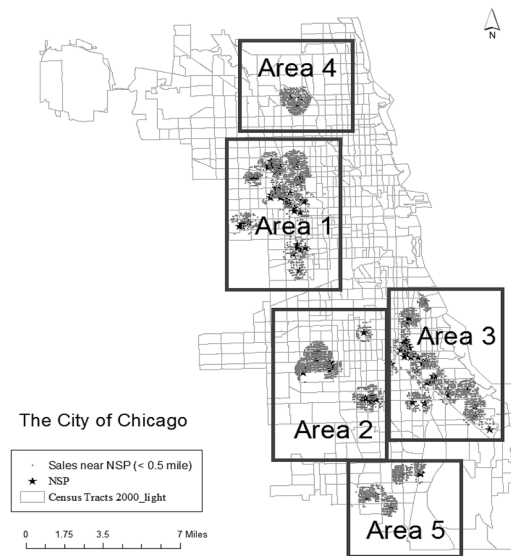
並行トレンド仮定（common trend assumption）と呼ばれており、もし両群の性質があまりにも異なっていて、それらの要因を推計の中で十分に除去できていない場合は、その仮定が満たされない可能性があり、DID 推定量は的確な政策評価の効果を捉えられないことができない。

Bak and Hewings (2017) は、並行トレンド仮定をチェックするために、 Post_{icy} が 0 をとる（近隣の差押住宅の再開発が実際には完了していない）サンプルを用いて、実際には近隣の差押住宅の再開発が完了していないが、仮に完了したとする仮定のタイミング（placebo time と呼ばれる）を設定し DID 推計を行なうことで、実際の再開発が完了する以前で構造変化が起きていないかどうかを確かめている。構造変化は起きていなければ、並行トレンド仮定が満たされている可能性が高いと見なされる。さらに、彼らは placebo time に加えて、placebo location についても検証している。ここでは、NSP 差押住宅と属性が似ている非 NSP 差押住宅を最近傍マッチング法（Nearest neighbor matching）により抽出し、その周辺地域を仮定のサンプル区域（placebo location）として設定した。抽出された非 NSP 差押住宅が、最も特徴の近い NSP 差押住宅と同じ時期に再開発が完了したという仮定の状況を想定して、DID 推計を行なった。実際には、非 NSP 差押住宅は、再開発が行なわれていないため、非 NSP 差押住宅を対象とした DID 推定量（ Ringk_{icy} と Post_{icy} の交差項の係数 δ_k ）は有意な結果を示さないだろう、というのが placebo location テストの考え方である。

データ

主要な 2 つのデータは、シカゴにおける NSP の対象となった差押住宅の情報（以下、NSP データ）と一般住宅の取引情報（以下、住宅取引データ）である。NSP データは、NSP によって改築・再開発を完了した計 146 の物件について、住所、世帯数、NSP が実施された時期、再開発の費用に関する情報が揃っている。基礎統計によると、NSP によって差押住宅が購入されてから再開発工事が開始するまでの平均期間は 337 日、工事の開始から完了までの平均期間は 283 日である。また、再開発費用の平

図1—シカゴ市



均値は890ドル程度であるが、最も高額なものになると1万ドルを超える。

他方、住宅取引データは、2008年から2014年までにMLS（multiple listing services）に登録された中で取引が成立した物件の住所、成約時期、取引価格、および、前述したさまざまな住宅属性に関する情報を含む。推計では、NSP 差押住宅から0.5マイル以内で取引された計1万3003件の住宅取引データを使っている。これら2つのデータを組み合わせて、 $Ring_{icity}$ と $Post_{icity}$ を構築する。 $Ring_{icity}$ が1をとる住宅（0.1マイル以内にNSP 差押住宅が少なくとも一つあるサンプル）の0.1マイル以内には平均して約7件のNSP 差押住宅が存在し、そのうち再開発が完了したNSP 差押住宅は、平均して1.8件となっている。図1²⁾を見ると、NSP 差押住宅が特定の地域に集中していることがわかる。

このように、NSPの対象となる差押住宅が集中する地域に特有な影響をコントロールするために、住宅サンプルをNSP 差押住宅から0.5マイル以内限定し、地域年度の固有效果を考慮している。さらに、論文ではシカゴ市建設局（Department of Building）から、NSP 差押住宅以外の建物除去および着工許可に関するデータを入手し、各サンプル周辺の建物の除去数、改築数、新築数を説明変数に含

めることで、NSPの効果をより厳密に抽出する試みを施している。

推計結果

表1に、DID推計結果、および、placeboテストの結果を記している。まず、(1)列のDID推計の結果を見てみよう。ここでは、DID推定量（ $Ring_{icity}$ と $Post_{icity}$ の交差項の係数 δ_k ）のみを記載している。近隣のNSP 差押住宅の再開発が完了した結果、対象となるNSP 差押住宅から0.1マイル以内、0.1～0.2マイル、0.2～0.3マイルに立地する一般住宅の取引価格が、コントロール群（0.3～0.5マイルに立地する物件）の取引価格と比較してどれだけ乖離したかを示している。それによると、NSP 差押住宅から0.1マイル以内では、約13%の価格上昇が確認された。ただし、0.2～0.3マイルの範囲では、係数はプラスの符号を示しているが、有意な結果が得られていない。

実は、住宅取引データの中には、一般住宅の取引だけでなく、差押住宅の取引事例も多く含まれている。そこで表1の(2)と(3)列では、それぞれ、サンプルを一般住宅と差押住宅に分けて推計した結果を示している。それによると、NPSによる再開発の効果は、一般住宅に対してのみ有意に効いていることがわかる。つまり、この結果は、差押住宅の再開発は、周辺の差押住宅の価値には影響を及ぼさないが、健全な一般住宅の市場価値を回復するために有効な政策と評価できることを示唆している。

表1の(4),(5),(6)列は、それぞれ、実際のNPS 差押住宅の再開発完了100日前、200日前、300日前からトリートメント群とコントロール群の間で並行トレンドの仮定が保たれているかどうかについてplacebo timeテストを行なっている。どの係数の符号も有意でないため、並行トレンドが満たされているという帰無仮説は棄却されない。そして、(7)列のplacebo locationテストにおいても、推計量はいずれも統計的に有意ではなく、NPSの政策評価を評価するにあたり、DID法の重要な前提が満たされていないとは言えないことを示している。

また、表1には載せていないが、論文では、上記の推計の他に、NPS 差押住宅の再開発費用が外部

表 1 — DID 推計結果

	DID 推計			Placebo time			Placebo location
	(1) 全サンプル	(2) 一般住宅	(3) 差押住宅	(4) 100 日前	(5) 200 日前	(6) 300 日前	(7)
Ring 1 *Post	0.134** (0.061)	0.203** (0.093)	0.074 (0.079)	-0.047 (0.119)	-0.003 (0.080)	-0.044 (0.074)	-0.050 (0.050)
Ring 2 *Post	0.035 (0.044)	0.056 (0.067)	0.006 (0.063)	0.069 (0.085)	-0.033 (0.065)	-0.068 (0.058)	0.010 (0.038)
Ring 3 *Post	0.011 (0.039)	-0.023 (0.059)	0.056 (0.056)	-0.036 (0.095)	-0.017 (0.067)	-0.005 (0.058)	-0.016 (0.030)
固定効果	センサストラック*年						
コントロール変数	寝室数、浴室数、築年数、床面積、戸建てか集合住宅か、以前に当該物件が差し押さえられたことがあるか否か、取引前の一定期間に存在した周辺の差押住宅数・除去数・着工数、季節ダミー						
Adj. R ²	0.733	0.709	0.714	0.723	0.723	0.723	0.868
サンプル数	11,630	6,820	4,810	7,043	7,043	7,043	14,656

注) 被説明変数は、取引価格の対数値。カッコ内の数値は、センサストラック対年度のロバストクラスター標準偏差。***, **, * は、それぞれ、有意水準 1 %, 5 %, 10%。Adj. R²は、修正済み決定係数。

性緩和に及ぼす影響を推計している。これは上記の推計モデルの交差項を、Ring_{icity}と再開発費用に関する変数の交差項に置き換えることで検証できる。推計の結果、再開発に高い費用をかけたほど（例えば費用が 1 % 高いほど）、その NPS 差押住宅から 0.1 マイル以内の住宅価格が有意に（0.014%）上昇することがわかった。

おわりに

米国では、2007 年以降に急増した差押物件が近隣住環境へ多大な悪影響をもたらし、その解決策の一環として連邦政府は、住宅地安定化プログラム（NSP）を実施した。Bak and Hewings（2017）は、シカゴの差押住宅と住宅取引データを分析し、NSP による差押住宅の再開発が周辺住宅価値を顕著に回復させる効果があることを示した。

先行研究の中で、差押住宅が近隣の住宅価値を低下させる要因として、主に 2 点指摘されている。ひとつは、差押住宅の管理不全による住環境の悪化、あるいは、その懸念を通じて需要を低下させる効果である。もうひとつは、差し押さえられた物件が市場に出されることで、その地域での住宅供給を増加させる効果である。

日本では、増加の一途をたどる空き家が深刻な社会問題となっており、これまでも法整備や空き家の利活用に関する議論が多くされてきた。一方、効

率的な空き家対策を検討していくうえで、空き家の外部不経済、および、各種政策効果を定量的に検証することが重要であるが、これまで日本における空き家の外部性に関する実証研究は数えるほどしかない。それは、各自治体が実施する空き家実態調査の個票データへのアクセスがあったとしても、その空き家情報は基本的には調査時点におけるクロスセクションデータであるため、DID 分析を行なうことが難しいことが理由の一つと考えられる。

それに対して、競売物件については国内でも詳細な情報が整えられている。そのため、米国の差押物件に関する先行研究を参考にしつつ、日本における競売物件データの分析を通じて空き家問題に対する有益な知見が得られる可能性がある。また、差押住宅の外部不経済を有意に緩和させた米国の NSP は、これからの日本の空き家対策を考えるうえでも参考になると考えられる。

注

- 1) NSP の詳細については米国 Department of Housing and Urban Development のホームページ (<https://www.hudexchange.info/programs/nsp/>) を参照。
- 2) 論文著者から論文中の Figure C1 の提供を受けた。

定行泰甫
早稲田大学政治経済学術院・講師

●調査研究成果のご案内

「定期借地権事例調査」

ホームページ掲載：http://www.hrf.or.jp/webreport/

公益財団法人 日本住宅総合センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（http://www.hrf.or.jp/）上で紹介しており、2018年3月末現在、最新の調査成果として2017年度における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、

定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼としているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2018年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6433件、5万4552区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5733件、3万1959区画、マンション700件、2万2593戸）。

以下、最新年度である2017年度（2017年4月～2018年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2017年度における戸建て住宅の供給は、52件86区画で、前年度同期（58件82区画）と比べ4区画の増加となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は愛知県の62区画、第2位は静岡県10区画、次いで第3位は大阪

府の5区画で、収集された事例の約72%が愛知県になっている。近年の傾向として愛知県における供給が目立つ。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は52件中9件と全体の17%となっており、前年度同期（24%）よりも低下した。

マンションの収集事例数は15件639戸である。前年度同期の14件1193戸と比較すると、1件あたり戸数が約85戸から43戸となり、減少していることがわかる。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の306戸、第2位が大阪府の149戸、第3位が兵庫県の85戸、第4位が愛知県の49戸となっており、東京都と大阪府で71%を占める。

本調査は調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体像を把握するための資料としては制約が伴うものの、分譲住宅事例の地域分布および建物の種別や規模等の実態を検証するうえで有用なデータセグメントであると考えられる。

編集後記

近年、ジャパニーズウイスキーが世界的に人気であり、品薄状態が続いている。財務省貿易統計によると、ここ10年でウイスキーの輸出金額は約9.5倍になっている。2018年World Whiskies Awardsでは、三つの部門でジャパニーズウイスキーが世界一となった。日本は常に最高賞を受賞しており、スコットランドに次ぐ受賞率を誇る。

ウイスキーには、製麦、糖化、発酵、蒸留、熟成という製造工程があり、麦芽の焚き方、ポットスチルの形状、熟成樽の種類などにより、さまざまな味わいが生まれる。特に、樽材として日本固有のミズナラを使用したジャパニーズウイスキーは、

白檀などの神秘的な香りがすると高い評価を得ている。

ウイスキーは、竹鶴政孝により日本に広められた。連続テレビ小説「マッサン」を見ていた人にはなじみ深いであろう。近年では、クラフト蒸留所が増えてきており、現在日本には20もの蒸留所がある。新設蒸留所を目標に地方に足を運ぶ人も多く、ツアーを組んで町おこしをするところも少なくない。

ウイスキーは知れば知るほど、飲めば飲むほど奥が深い。それはまるで底なし沼のようである。今夜もその底なし沼に溺れてしまおう。

(S・Y)

編集委員

委員長——山崎福寿

委員——瀬下博之

隅田和人

宅間文夫

季刊 住宅土地経済

2018年夏季号（第109号）

2018年7月1日 発行

定価【本体価格715円＋税】送料別

年間購読料【本体価格2860円＋税】送料込

編集・発行——公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

http://www.hrf.or.jp

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷刷

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。