

新たな日常対応に伴う政策デザインの転換

淡野博久

国土交通省住宅局長

コロナ禍の下、「新たな日常」に対応した生活様式や働き方への転換が迫られ、遠隔コミュニケーション技術の発展等条件が整っていたこともあり、在宅勤務等が普及するなか、住まい等のあり方も見直されつつある。

具体的には住まいを選択する際に居間・食堂と別にワークスペースが確保可能な広さ・間取りが重視され、コミュニティカフェ、共用部のコワーキングスペースや、サテライトオフィス、ポッド化したワークプレイスなど、住まいとオフィスとの中間的な新たな「働き場所・居場所」に対するニーズが高まってきている。

さらに、勤務場所に縛られない働き方に対応し各地域の空き家を一時滞在施設として活用する、あるいは中間的な居場所を創出するため学校を夕方以降コミュニティカフェとして活用するなど、新たな暮らしや働き方のニーズに対応して、ストックの柔軟な活用が求められている。

その一方で、多様な用途の混在を前提としない住居系用途地域における立地規制や、季節・曜日・時間帯によって用途が変わるような建物の利用形態を想定していない建築規制の仕組みは、用途変更手続きの合理化等一部見直しも行なわれているものの、時代遅れになりつつある。

さまざまな用途・機能の同一エリア・建物内での混在や、一定のルールの下での柔軟な用途転換などを許容する規制体系への転換等、行政担当者は脱炭素対応等のための見直しと並行して、新たな日常対応等のためにも政策デザインを不断に見直していくことが求められている。

目次●2022年夏季号 No.125

[巻頭言] 新たな日常対応に伴う政策デザインの転換 淡野博久 ——1

[特別論文] 産学連携による相続工学研究 大澤義明 ——2

[論文] 日本における不動産の金融化 菊池慶之 ——10

[論文] 広告掲載価格と成約価格の乖離について 武藤祥郎・鈴木雅智 ——20

[論文] バブル期における住宅価格の変動が家計の生涯効用に与えた影響

菅 史彦 ——28

[海外論文紹介] 中国都市部における疫病ショックに対する住宅価格の反応

吉田 惇 ——36

エディトリアルノート ——8

センターだより ——40 編集後記 ——40

産学連携による相続工学研究

大澤義明

はじめに

空き家、所有者不明土地は、着実に増加している。空き家は、老朽化による外壁剥離や建物倒壊、建物や雑木の景観悪化、不審火や不審者による防犯機能の低下などの個別の建築課題から、地価下落、固定資産税収減、都市施設撤退、インフラ維持管理負担増などの面的な都市課題へと発展する。それがさらなる人口減を招き空き家が増えるという負のスパイラルに陥る。一方で、所有者不明土地は、不法投棄・ゴミ放置、公共事業高コスト化、災害対策遅延などの地域の課題から、森林管理不足による二酸化炭素吸収力低下、再生エネルギー発電の高コスト化などの地球規模の課題まで波及する。

これらに加え、新技術の普及や防災減災の推進でも障害となる。ドローン宅配では、民家の上空を飛ぶ際に上空利用権の承諾が不可欠であるが（文献〔1〕）、空き家ではその許可を得る手間が料金に転嫁される。また、所有者不明土地により土地の集約化が進まず、広大な土地での作業を得意とする自動農機の本来の力を引き出せない。太陽光、小水力、風力など再生エネルギー導入の適地確保も難しくする。空き家は、倒壊により避難路確保の障害となり、安否確認に混乱を引き起こす。所有者不明土地は被災地復興事業の早期実現を難しくする。空き家や所有者不明土地は、科学技術大国そして自然災害大国であるわが国のより大きな足かせとなる。

空き家や所有者不明土地に関して多くの書籍や研究論文が、そして当雑誌でも文献〔2〕、〔3〕、〔4〕、〔5〕などが発表されている。その中で、空き家や所有者不明土地の原因が相続にあることが指摘されている（文献〔2〕）。最近このことが国民により広く認識されるようになった。その背景として、第一に、死亡数の増加である。厚生労働省「人口動態調査」データによると、1989年には79万の死亡数が30年後の2019年には138万と1.7倍以上に増えた。第二に、相続手続きの煩雑さと機会費用の高さである。相続やそれに関連する不動産売買には大量の書類と押印などアナログ部分が多く、デジタル世代の相続人には理解しがたい。しかも、登記で保有継続の意思を表明しても、山林など未訪問物件では自分事として捉えにくい。不動産価値の高い都市部の土地であれば土業と相談し登記などが進む。しかし、金銭価値が低く利用に関心のない物件に関しては登記が進まない。第三に、土地の細分化、所有権の分散化の進行である。これまでの相続により土地の切り売りが進み狭小化がかなり進んだ。狭小区画をさらに多くのステークホルダーが関与することとなり調整コストがかさみ、建物や土地の活用が進まない。歴史や文化が染み込んだ不動産が本来持つ地力を発揮できていないのである。

現代はデータサイエンスの時代である。データはすべてをつまびらかにし、個別最適化を目指す内向き構造を全体最適化へ反転できる強さ

がある。誰でも情報共有できる開放性という懐の深さが長所であり閉塞感のある社会を変える力がある。それにもかかわらず相続はデータサイエンス研究としてエアポケットにはまったかのように手つかずの研究領域となっている。その理由として四点考えられる。第一に、相続データは個人情報だけでなくデータ収集のハードルが高い。そのため、標準化された大規模データベースの研究者だけでの構築は困難である。第二に、相続登記や課税に関する制度があまりにも複雑であり、データ分析が可能となったとしても、得られた数値結果の解釈、さらには政策的含意を形成することが難しい。第三に、一生に高々2～3回と少なくしかもトラブルが生じる暗い体験であり、そのときの苦労が継承されにくい。特に当事者となりにくい若い研究者には研究動機が働きにくい。最後に、相続手続きはわが国固有のローカルルールの集合である。そのため、研究成果を国際雑誌で発信することは現実的ではない。和文による学術論文の評価は通常低く、若手研究者にとって魅力的な研究領域とはならない。

地方部では、高齢化も相まって需要が伸びず、空き家や所有者不明土地は今後も増え続けるであろう。わが国の経済成長を支えるため、地方部から都市部へ人口移動が長年続いた。そのため、相続により、距離抵抗のない金融資産が地方部から都市部へ流出している。資金流出は地方経済を確実に衰退させる。また核家族化が進行し被相続人と相続人とが別居することになり、相続により不動産から所有者が離れていく。不動産までのアクセス距離が伸びれば、管理不全に陥る可能性は高くなる。同時に、不動産所有者の地域活動への参加意識が希薄となり、地域コミュニティが衰退し、まちは良くならない。結果として、長年積み上げてきた、歴史や伝統、文化が失われ地域の魅力は低下し、負のスパイラルが生じる。

本研究の目的は、産官学連携で整理した相続



おおさわ・よしあき

1959年青森県生まれ。筑波大学第三学群社会工学類卒。筑波大学社会工学研究科修了。学術博士。熊本大学工学部建築学科助手、筑波大学社会工学系講師、助教授を経て、現在、筑波大学社会工学系教授。著書：『巨大地震による複合災害』（編著、筑波大学出版会、2015年）など。

個票データをもとに、遺産がわが国でどのように空間移動しているのかを検証することにある。具体的には、第一に、不動産の地方部から都市部への流出状況を可視化する。第二に、相続による不動産管理の遠距離化を示す。最後に、これらの結果を踏まえグローバル時代の相続の留意点を示し、データやマーケットの力とする共同研究を紹介する。

相続データの空間分析

本節では、文献〔6〕の研究内容を紹介する。ここでは2021年12月14日時点での2019年から2021年までの3年の期間にわたる次の匿名加工データを利用した。

- ①被相続人情報：4342案件（住所、相続人数、年齢、死亡年、金融資産など）
- ②当事者情報：3840案件（住所、年齢、性別、続柄など）
- ③登記簿謄本情報：2440案件（不動産区分、不動産所在地、地目、地積など）

相続財産を不動産（預貯金、株式、投資信託、債券など）と不動産（土地や建物など）に分け、不動産1347案件、不動産2066案件を分析対象とした。不動産は動くが、不動産では現地利用するしかない。この特性に着目した分析アプローチを採用する。なお、関西圏、愛知県、長野県のデータは多数で、北海道、東北、北陸で少ない。全国を一様にサンプリングできていない。

まず不動産1347案件の結果を示す。相続による金融資産の平均金額は2500万円となり、二点の解釈ができる。第一に、2020年のわが国の死

表 1—可動産の OD 表

(百億円)		相続先 (相続人住所)				被相続人合計
		関東	中部	近畿	その他	
遺産発生地 (被相続人住所)	関東	1088	36	21	24	1169
	中部	130	760	32	11	933
	近畿	80	37	867	31	1014
	その他	18	1	13	293	324
相続人合計		1315	833	933	359	3440

亡数は137万人である。これら数値を掛け合わせることで相続総額は年間34.25兆円と推定できる。わが国の2021年度国家当初予算が106.6兆円、補正を含めると142.5兆円であるから、当初ベースで32.3%規模にまで及び、莫大な資金であることが理解できる。第二に、死亡数は確実に増え、2040年の死亡者は168万人と推定されている。国債残高や人口減を踏まえると日本の財政の伸びが頭打ちになると予想され、国家予算との比は今後さらに上昇するであろう。

可動産が相続人全員で等分割され、相続人の自治体へ移動すると仮定した。その仮定のもとで求めた可動産平均値に各自治体の死亡数で重み付けすることで、可動産に関する自治間移動量を求めた。データに偏りがあるため少し乱暴ではあるが、関東、中部、近畿、その他と4地域に分類して集計した。それにより求めた可動産に関する地域別の OD 表を表 1 に示す。表 1 に示す行列の行が発地、列が着地に対応する。データの偏りから広く集計して OD 表を作成している。表 1 から次の二点が理解できる。第一に OD 表の対角成分の金額が高いので、地域内移動が支配的ではあるが、その比率は 87.4% である。第二に、関東が年間 1.5 兆円移入超過、一方で中部が 1.0 兆円、近畿地方が 0.8 兆円とそれぞれ移出超過となっている。以上から、膨大な遺産が地域間で移動し、関東へ移動していることを数値で確認できた。

また発地を固定した図 1 に長野県、図 2 に東京都の結果を示す。図 1 と図 2 から、次の二点が読み取れる。第一に、長野から多くの地域へ

図 1—長野県可動産の流出先割合

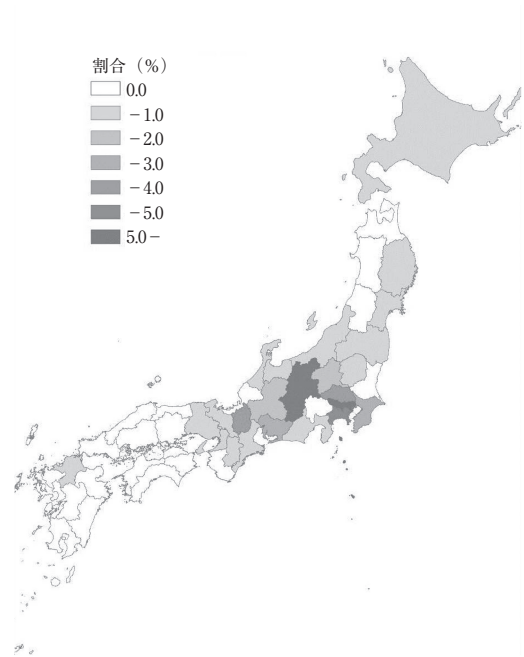
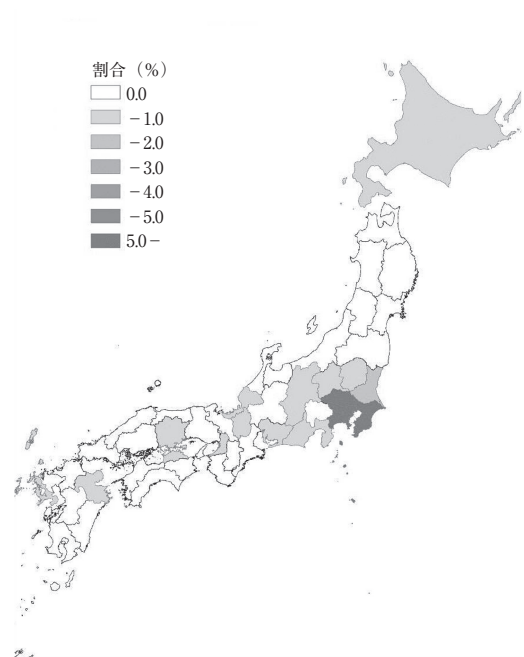


図 2—東京都可動産の流出先割合



流出していることがわかる。実際、長野県内での滞留率は全体の 66.5% と全体の 3 分の 2 しかない。そして、東京へ 11.0%、都近隣 3 県（埼玉、神奈川、千葉）10.6% と合わせると、21.6% が東京周辺に流れている。第二に、東京

図3—土地相続の管理距離変化

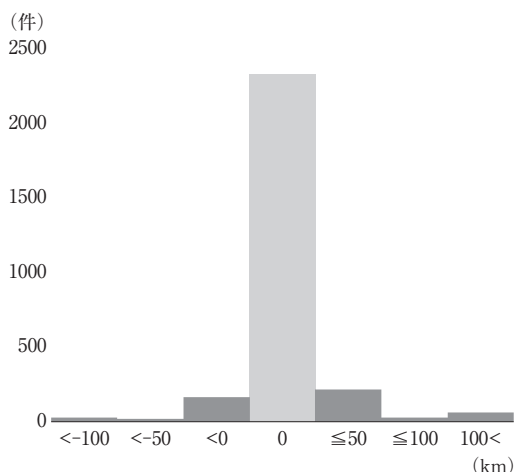
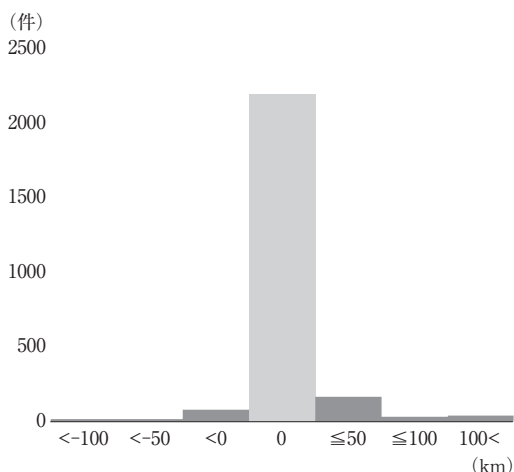


図4—建物相続の管理距離変化



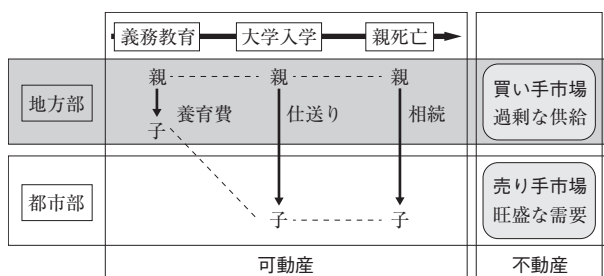
都の場合70.4%が都内にとどまり、都近隣3県24.6%と合わせると、1都3県で95%を維持している。以上から、不動産が地方部から都心部への流出し、一方で都心部では保持していることを数値で確認できた。長野県と東京都では移動がまったく異なる。

次に、不動産2066案件の結果を示す。

不動産とその所有者との距離を管理距離と呼び、土地と建物それぞれで管理距離として算出した。なお、相続による各相続人への不動産分割状況は不明である。ここでは管理距離の下限値を求めるため、不動産に最も近い相続人へ分割されず相続されるとした。土地分割は不動産価値を低下させるため不動産を不可分としたとも解釈できる。具体的計算では、各自治体の役所に代表点を設け、代表点間距離を求めた。そのため、不動産と所有者の住所が異なっても同一自治体であれば管理距離はゼロとなる。

相続により変化した管理距離を、土地については図3に、建物については図4に示す。両図から、相続が発生したとしても多くの土地や建物の管理距離は不変で管理が同一自治体で行なわれていることがわかる。一方で、両図の濃い陰影で示した近距離化と遠距離化とを比較すると、土地が3%、建物が6%と遠距離化が多い。

図5—地方部衰退のメカニズム



そして、自治体間移動（両図の濃い陰影部分）の平均移動距離は、土地が19km、建物が27kmとなった。これら分析から二点が理解できる。第一に、相続により管理距離が着実に伸びている。第二に、建物のほうが遠距離化している。不動産では相続人の将来活用や地域の開発動向を見越して、都市部での保有が進んでいるからであろう。下限値を意識した計算でもあり、遠距離化は確実に進行し特に建物の管理不全に導いている可能性が高いことを数値で理解できた。

図5に地方衰退のメカニズムを示す。可動産に関しては義務教育時期には親が子供への養育費を負担し、自治体が学校の維持管理費も含め義務教育経費を支援する。地方が大事に育てた人材の多くが大学進学や就職をきっかけに地方部から都市部へ移り住む。大学在学期間では、授業料や生活費の仕送りとして地方部から都市

部へ資金が流出する。そして、都市部で生活することで納税など都市部経済に貢献することになる。挙げ句の果てに、地方にある親の財産までが都市部に吸い取られてしまうのである。不動産に関しては、人口流出が進む地方部では不動産ストックが過剰となり買手が現れず、管理の遠距離化も相まってその価値はさらに落ちる。一方で、地方流出の受け手である都市部では旺盛な不動産需要が続く。以上から、相続は都市部を発展させ、地方部を衰退させる（文献〔5〕）。コロナ禍により鈍化するが、地方部から都市部への人口移動は今後も続くと思われ、相続を起点とする地方疲弊は止まらない。

人口減対策として、空き家のリノベ政策が多くの自治体で盛んに行なわれている。一方で、社会増を意図し、いまだに市街化調整区域での住宅開発が進んでいる。住宅や土地を利用する総人数は一定であり、不毛な地域間競争にも見える。それらより、地方を活性化させる本質として相続制度の見直しについて正面から向き合うべきである。

グローバル時代の相続税競争

単純比較は難しいが、わが国の相続税は経済協力開発機構（OECD）加盟国でも上位に位置する。相続税が空き家を増加させるというメカニズムが示されている（文献〔2〕）。一方で、相続税は欧州の付加価値税（消費税）と同じく税競争という構図（文献〔7〕）を持つ。相続税を高くすると相続資産が国外へ流出し、逆に相続税を低率にすると流出は防いでも総税収入は減る。すなわち、相続税にはトレードオフが伴う。相続税競争はすでに生じており、中国、インド、シンガポール、オーストラリア、カナダ、スウェーデンなどでは相続税が免除されている。現在の国債残高そして低出生率、経済減速を踏まえると、わが国において財源確保ツールとして相続税が廃止されることは考えにくい。しかし、不動産市場の健全化（文献〔2〕）に

加え、相続資産の海外流出を防ぐためにも、相続税率に関して多少の自由度を確保すべきであろう。

中国の相続制度に関して次の二点が興味深い（文献〔8〕）。第一に、中国では動画などのデジタル遺言が導入されている。わが国には公証役場で管理される公正証書遺言があるが、その手続きは煩雑で時間と費用がかさむ。現代のデジタル技術を駆使すれば、デジタル遺言のほうが実印より信憑性が高いであろう。手続きのデジタル化は、相続関係者の機会費用と行政コストとを大幅に縮減する。ネット銀行やネット証券などのデジタル遺品や仮想通貨などのバーチャル資産も増え、相続がデジタルの進展と歩調を合わせることは時代の流れである。第二に、中国では介護を条件に他人でも相続人と認定できる。わが国でも特別寄与料制度により、相続人ではない親族が介護を条件に寄与分を請求することができるが、親族という縛りがある。中国より高齢化が進み介護費用の捻出に苦しむわが国が率先して取り入れるべき制度だと思える。

産学連携による相続工学の設立

相続に関するプラットフォームである株式会社ルリアンと筑波大学社会工学域とで2021年より共同研究を開始した。2021年4月に締結式を行ない、8月より紙データを電子化する作業から開始し、データベースの構築に早急に取り組んだ。その後、毎月2-3回の情報交換を経て、同年11月には応用地域学会において研究成果を発表した（文献〔9〕、〔10〕）。2022年3月には土業、金融機関など相続関係者により相続工学研究会が立ち上がり、第1回コンファレンスが開催され70名弱がオンサイトやオンラインで参加した。

今回の産学連携は次の三点に特徴を有する。第一に、ポジティブな朝令暮改である。当初計画になかった空き家物件に関して、共同研究の情報交換により途中から収集することになった。

当初想定していなかった、相続工学会も設立できた。第二に、相互の人材育成である。相続というリアルに触れることは学生の教育にも資するし、一方で、リスクは企業価値を高める。なお、本共同研究は卒業研究2本（文献〔6〕、〔11〕）と修士論文1本（文献〔8〕）の後押しとなった。第三に、未来貢献という大きな目標を共有している。学の論文発表、産の利潤確保という近視眼的ウインウインの関係だけではわが国の未来は変わらない。応用地域学会では企業代表取締役、担当部長が発表することなど常にギアを一段上げた。わが国の相続制度のあり方に関して政策提言することを常に意識しながら活動している。

おわりに

相続手続きに関する煩雑さ、アナログなどのローカルルールは将来を担う若い世代さらには海外からの信用も失う。土地神話やバブルはすでに終焉しているが、連綿と続く旧来の価値観に基づく相続手続がわが国の国力を弱めている。

筆者は2021年10月に北海道羽幌炭鉱跡を視察してきた。写真1からわかるように、自然と同化した中層アパート群が残る。脆弱な材料からなる木造住宅は自然に還せる（文献〔4〕）。しかしわが国の観光地には閉店した高層ホテル群が残り、過疎地にはレントゲン設備を有する診療所の廃屋すらある。これらを公金投入で後始末し将来世代に負担を強いる前に、現役世代が責任を持って改革を講じなければならない。

謝辞

本研究は、株式会社ルリアンとの共同研究の成果であり、藤巻米隆様、小西弘樹様、宇佐美朋香様からご指導をいただいた。また、筑波大学大学院社会学学位プログラム楊佳楽さん、同学位プログラム阿部くらんさんから分析も含めご協力いただいた。天塩町横山敦様、羽幌町小寺光一様から視察に同行いただいた。記して感謝申し上げます。

参考文献

〔1〕 下津大輔・石井儀光・大澤義明（2020）「上空利

写真1 一羽幌炭鉱跡中層アパート群



用料に関する積分幾何学を用いた基礎理論——ドローン配送時代を迎えて」『都市計画論文集』第55巻3号、400-406頁。

- 〔2〕 山崎福寿（2015）「土地・相続・介護」『季刊住宅土地経済』第96号、2-7頁。
- 〔3〕 直井道生（2016）「住宅と土地の選択行動」『季刊住宅土地経済』第100号、48-53頁。
- 〔4〕 浅見泰司・上田真一・山口敏彦・山崎福寿（2018）「空き家・空き地問題」『季刊住宅土地経済』第107号、2-14頁。
- 〔5〕 渡辺正太郎（2018）「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」『季刊住宅土地経済』第109号、28-35頁。
- 〔6〕 阿部くらん（2022）「地方が遺失する相続資産の推計——可動産と不動産の違いに着目して」筑波大学社会学類卒業論文。
- 〔7〕 Y. Ohsawa（2003）“A Spatial Tax Harmonization Model,” *European Economic Review*, Vol.47 (3), pp. 443-459.
- 〔8〕 楊佳楽（2022）「遺産相続に関する国際間比較——相続法と相続税を中心に」筑波大学システム情報工学研究科サービス工学学位プログラム修士論文。
- 〔9〕 藤巻米隆（2021）「遺産相続で発生する空き家・所有者不明土地を減らす」第35回応用地域学会研究発表大会。
- 〔10〕 宇佐美朋香・阿部くらん・小西弘樹・藤巻米隆・大澤義明（2021）「遠距離相続と遺産移動」第35回応用地域学会研究発表大会。
- 〔11〕 椎名萌（2022）「混合整数最適化による相続争いのリスク採点システム」筑波大学社会学類卒業論文。

低金利が政策的に続く日本において、投資先の候補として不動産が挙げられるのは自然なことかもしれない。実際、不動産証券化の諸制度が導入された1990年後半以降、不動産の金融化が急激に進展した。この商品は不動産の収益率に依存するため、立地点が重要になる。したがって、投資先は空間的に不均等になることが予想されている。Kikuchi, Teshima, and Yoshino (2021)*およびこの論文のその後の状況を紹介した**菊池論文**（「日本における不動産の金融化——中核-周縁構造の形成」）はこの予想に答える研究である。

菊池論文は、2001年から2020年の期間に東京証券取引所に上場した108法人の不動産投資信託（REIT）の取得不動産について分析を行なっている。このため、どのような属性をもつREITが、どのような時期に、どのような地域のどのような用途の不動産を投資対象としたのかを明らかにできる。

REITの導入を契機とした不動産の金融化は、金融システムの正常化に貢献し、バブル後の地価の下落を止めた。しかし、REITによる不動産取得額の割合は、予想通り地域的な偏りが大きい。すなわち、不動産金融化の浸透度は東京圏を圧倒的な頂点として、大阪・名古屋圏、広域中心都市圏が後を追いつき、そして最後に地方圏が続くことになる。ただし、投資主体が多様化（新規の外資系企業や国内事業会社がスポンサーとなるRIET）されるにつれ、地方圏でも観光資源のある地域（大分県・

沖縄県）や新幹線が整備された地域（石川県・熊本県）において不動産の金融化が浸透しつつあることが示されている。

RIETの取得対象となる不動産の用途についても詳しく分析されている。菊池論文によると、オフィスビル、住宅、商業施設といった古くから賃貸不動産として市場が確立してきたコア・アセットから物流施設、ホテル、ヘルスケアといった市場規模が小さく、オペレーター（テナント）の運営能力に収益が左右されるオペレーショナル・アセットへの投資比重が増えているという。この増加の背景には、オペレーショナル・アセットに関する法整備に加え、新規参入したREITがそのノウハウを活かして不動産を取得していることが挙げられる。投資対象は地域の異質性も見られる。すなわち、大都市圏・広域中心都市圏では従来のコア・アセットが中心だが、地方圏ではオペレーショナル・アセットが中心になっている。

菊池論文はこのようにREITの投資対象が地域経済の実態を映す鏡になっていることを鮮やかに見出している。今後の興味としては、REITの投資対象の地理的な不均一性が最適かどうかを検証することであろう。また、今回の研究では都市圏間の比較が中心であったが、都市圏内の偏りも興味深い。



住宅ストック数が総世帯を上回るようになってから久しい。このため、保有する家屋に居住しなかったり、家屋をその他用途で利用

しなかったりする家計が増えている。このような家計は既存住宅市場で活用しない保有住宅、すなわち空き家を売却するのが合理的と思われる。しかし、それを試みる空き家のうち、実に3分の1程度が成約まで至らないという。その理由として、特に低価格帯の物件を中心に売り手の売却価格設定が過大になっていることが指摘されている。**武藤・鈴木論文**（「**広告掲載価格と成約価格の乖離について——わが国の住宅価格形成における検証**」）は、この理由が実際に起きているのかを検証した論文である。

なぜ低価格帯の物件の売り手は売却価格である広告掲載価格を過大に設定するのだろうか。武藤・鈴木論文は「プロスペクト理論」の一部の考え（損失回避行動）を活用してこの説明を試みている。広告掲載価格は空き家を売り出す際の手間・調査費の損失を埋め合わせるように設定される。仮に広告掲載価格が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、売れ残りが発生する。標準的な経済学では、このようなときには、売り手は広告掲載価格の低下を受け入れて住宅を売却すると考える。しかし、広告掲載価格が参照価格になる場合、売り手は広告掲載価格が低下することを受け入れようとしなない。なぜなら、そのようにすることで損失を回避できるからである。武藤・鈴木論文では、低価格帯の物件ほど、手間・調査費がかかるため、広告掲載価格の低下を受け入

れないと考えている。

実証分析では、低価格帯の物件の広告掲載価格が実際の成約価格に比べて高くなるかを確認する。価格データに関しては、広告掲載価格を株式会社アットホームが提供しているデータ（同社ウェブサイト）から、成約価格データを（公社）東日本不動産流通機構が提供しているデータから、それぞれ取得している。問題は、物件の識別番号がないため、同一物件の広告掲載価格と成約価格が得られないことである。そこで、2つの異なるデータから、できるだけ似ている、すなわち属性が近い物件を（「傾向スコアマッチング」を活用して）探し出し、そのペアの広告掲載価格と成約価格を比較するという工夫を試みている。

分析の結果、広告掲載価格は成約価格に比べて約12%も高いことが示された。また、その乖離率は、築年数が古く、床面積が小さく、駅から遠い、低価格帯の物件ほど大きくなることが予想通り確認できた。

広告掲載価格と成約価格が乖離すると、取引成立が困難になり、空き家物件が市場に滞留するようになるだろう。これは、売り手個人だけではなく、周辺にも問題を生じさせる。なぜなら、『季刊住宅土地経済』においても紹介論文が増えているように、品質の低い空き家物件の存在は、環境を悪化させることを通じて、周辺物件の価値にも悪影響を及ぼすからである。したがって、武藤・鈴木論文は低価格帯の物件を中心に適切な

取引が成立するような価格付けを促す政策が求められると指摘する。



バブル崩壊前夜に住宅を購入し、その後の住宅資産価格の下落を思い出したくない人は少なくないだろう。東京郊外に分譲団地を購入した頼子（垣谷美雨〔著〕の『ニュータウンは黄昏れて』の主人公）がそのような人物だ。バブルが崩壊するとは露知らず、住宅を売りに出すこともできず、ローンの返済に苦しみ、あげくタイムマシーンで過去に戻れたならと想像し、後悔する様子が描かれている。頼子が考えたように、もしもバブル期の住宅価格の乱高下が起こらなかったら、頼子はどれほど苦しまずにすんだだろうか。Niizeki and Suga (2021)**を紹介している**菅論文（「日本のバブル期における住宅価格の変動が家計の生涯効用に与えた影響」）**は、まさにこの問いを題材とした興味深い研究である。

仮想（反事実）的な状況をシミュレーションするには、現実世界（事実）を忠実に描写するモデルが必要になる。菅論文では、実際の家計のライフサイクルに応じた金融資産と住宅資産の蓄積額、および住宅保有率を予測できる理論モデルの構築を試みている。

理論モデルでは、家計は、変動する所得、住宅価格、利子率を考慮しながら、予算制約や担保・借り入れ制約の下で、住宅消費とその他の消費に依存する生涯効用が最大になるように意思決定を行なう。

先に言及した予測値の計算に必要なパラメーターの一部は既存研究の値を用いたり、実際のデータから推定したりして、取得する。この作業から得られない残りのパラメーターは、実際の『家計調査』（総務省）の値を説明できるように推計されることになる。このようないいねいな作業を通じて得られた金融資産と住宅資産の蓄積額、および住宅保有率の予測値は、それらの現実的な動きと近いことが示されている。

菅論文のハイライトは、バブル期のような住宅価格の乱高下が起こらず、仮に住宅価格が安定していたならば、という仮想シミュレーションの分析である。興味深いことに、このような仮想化で、家計はむしろ住宅購入を早め、住宅資産の蓄積を増やすことがわかった。また住宅価格が安定している結果、金融資産を減らしても、生涯消費が落ち込まず、生涯効用が上昇することも確認できた。

いったい、頼子のようにマイナスの影響を受けた家計はどの程度損したのだろうか。計算によると、それは実に生涯所得の約6%の低下に相当する。 （S・I）

*Kikuchi, Y., K. Teshima, and K. Yoshino. (2021) "The Financialization of Real Estate in Japan: The Formation of a Core-Periphery Structure," *Regional Studies*, Vol. 56, p.128-139.

**Niizeki, T., and F. Suga. (2021) "The Impact of the Rise and Collapse of Japan's Housing Price Bubble on Households' Lifetime Utility," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.60, 101136.

日本における不動産の金融化

中核-周縁構造の形成

菊池慶之

はじめに

金融化は、金融市場が社会・経済そして政治に対しどのように影響力を強化してきたかを説明するために生み出された概念であり、2000年代に生じた世界的な金融危機を経て、金融化に対する関心はますます高まっている（Aalbers 2019）。なかでも不動産の金融化（Financialization of Real Estate、以下 FoRE と略）は、地域経済や都市構造といったローカルスケールに及ぼす影響が大きい。このため、FoRE の拡大は不均等な地域発展とその結果生じる格差と強く関係することになる（Harvey 2006）。本稿は日本における不動産の金融化の進展とそれが地域構造に及ぼす影響をまとめた拙稿 The Financialization of Real Estate in Japan（Kikuchi et al. 2021）に、その後の状況を加筆し、まとめたものである。

世界で投資対象となる不動産の市場規模は、2011-21年にかけて4.5兆ドル増加し31.1兆ドルとなった¹⁾。不動産投資市場への資金の供給元には、年金基金をはじめとする機関投資家のポートフォリオ、新興国で拡大する貿易黒字やタックスヘイブンに蓄えられる多国籍企業の累積利益、近年の先進国の金融緩和による過剰流動性などがあげられる（Aalbers et al. 2020）。これらの資本は、不動産の証券化プロセスを介してグローバルに分散され、地域の不動産価格を高騰させることになる。

証券化プロセスを介した資本の流入においては投資家が不動産を直接所有する、あるいは不

動産所有者に直接資金を融資する伝統的な不動産投資とは異なり、投資家と不動産の間に専門的な知識を有するさまざまな金融仲介業者が介在することになる。この結果、不動産業とそれに関連する金融仲介業は巨大な産業部門になるとともに、地域経済の盛衰にも大きな影響を与える主体となる（Dörnyi 2016）。また、こういった不動産投資の拡大は、新しい基準や取引慣行、主体間の相互作用を通じて、不動産市場の社会的空間的枠組みを変化させ、新しい建造環境の創造に寄与する（Aalbers et al. 2020）。本稿ではこのような不動産への資本流入の拡大とそれを可能にした不動産証券化の仕組み、さらにはその結果として生まれる新しい空間構造の形成プロセスを FoRE と呼ぶ。

1 FoRE が地域経済に及ぼす影響

FoRE の進展が、国際的な金融センターを頂点とする都市や地域の階層構造を強化することは、これまで多くの研究から明らかにされてきた。個々の不動産を直接保有し運用を行ってきた伝統的な不動産資本と異なり、FoRE における投資家は、投資ビークルへの出資証券として間接的に不動産を保有することになる。このため、不動産は株や債券と同様の金融商品となる。これは個々の不動産のリスクリターン以上に、金融商品としての流動性や安定性が重要になることを意味する。加えて、年金や保険などの運用を行う機関投資家は、長期的な安定性と低リスクを重視する。この結果、市場規模や流動性に優れた国際金融センターの不動産を組

み込んだ金融商品が好まれることになる (Lizieri 2009)。

また FoRE とともに肥大化する金融仲介業者も、投資マネーの地理的な集中に大きな役割を果たす。例えば、投資対象不動産を取得するアセットマネージャーのネットワークや探索範囲、地域に関する情報量は、投資対象地域の選択を強く規定する。不動産は個性性が強く、プライベートなネットワークで取引されることも少なくないため、意思決定に関わるネットワークや投資対象の探索は経路依存的であり、特定の地域の不動産がより強く志向されるホームバイアスが生じるのである (Henneberry and Mouzakis 2014)。

一方で、周辺地域が FoRE と無縁であるわけではない。例えば、世界的な大手不動産ブローカー (CBRE、クッシュマン、ラサール、DTZ など) は主要な不動産市場で開発した指標を、透明性の低い周辺地域の市場にも適用することでリスクを単純化し、サブマーケットとしてグローバル金融に組み込んでいる (Adair et al. 2006)。これによって、グローバル投資家が空間を越えて資本の最適配分を行ない、ローカルな不動産市場から利益を得ることが可能となる。日本においても、FoRE は国際的な金融センターである東京を中心に展開される一方で、不動産価格の上昇につれて郊外や地方都市へと広がる傾向も見られる。さらに2008年の金融危機後、FoRE は商業用不動産の集中する都市だけでなく、観光施設やインフラ施設、場合によっては農地や森林しかないような農村空間にも拡大している (Fairbairn 2014)。したがって、国際的な金融センターだけでなく、周辺的な地域における FoRE 進展のインパクトを明らかにすることは、日本の地域構造を検討するうえで重要な課題と言える。

FoRE が地域経済に及ぼすもう一つの影響は、ローカルな不動産市場とグローバルな金融市場の結合である。これは国際的な金融センターの豊富な資金を特定の地域に流し込むことを意味しており、地価上昇や建築活動の活発化を通じ



きくち・よしゆき

1976年福島県生まれ。早稲田大学博士課程修了 (博士・学術)。早稲田大学教育学部助手、日本不動産研究所研究員を経て、現在、島根大学法文学部准教授。著書：『空き不動産問題から考える地方都市再生』 (分担執筆、ナカニシヤ出版) など。

て、都市空間の更新を促す一方で、地球の裏側で起こる経済的なショックを、リアルタイムで地域へと波及させることにもつながる。ただし、景気後退期、特に2008年に起きた世界的金融危機がローカルな不動産市場にどのように影響したかについては議論の分かれるところである。すなわち、FoRE の進展は地域経済のボラテリティ拡大などのリスクを増大させるという見方がある反面、ディストレスアセットの早期売却や危機後の環境に対応した新たな市場形成を通して地域経済の再構築に寄与するという見方もある (例えば Fields 2018)。これらの影響は地域における FoRE の浸透度や関与している投資アクターの属性などによっても異なる。

ローカルな不動産市場に依拠してきた伝統的な不動産資本、FoRE とともに成長してきた金融仲介業者、世界中で資産運用を展開する機関投資家といった主体ごとに投資対象の選別やリスクに対する感度は大きく異なる。特に大量の資金をクロスボーダーで移動させるグローバル投資家は、国内に拠点を置く投資家に比べて、ローカルな不動産市場に大きな影響ををもたらす。また FoRE の様態は、国家間だけではなく、国内の地域間でも多様である。したがって、各地域の不動産市場の質的な差異を明らかにすることは、FoRE がどのように地域構造を変化させていくかを明らかにするうえで重要である。

そこで本研究では、1990年代後半以降に、不動産証券化制度の導入によって FoRE が急速に進んだ日本において、証券化の対象となった不動産の空間的な分布を、投資アクターとの関係から定量的に捉える。そのうえで、FoRE がどのように中核－周縁構造を強化しているのか

を、証券化された不動産の流通メカニズムと投資主体別の戦略に着目して検討する。

2 日本における FoRE

2.1 REIT の発展

従来、投資対象としての不動産は、ローカルな不動産市場に対する知識とネットワークを持つ特定の主体によって、バランスシート上で長期にわたって保有される形態が一般的であった。日本においては、国内の不動産会社、鉄道会社といった不動産デベロッパーが主な担い手だったといえる。しかし、1990年のバブル経済の崩壊、1997年にタイから始まったアジア通貨危機は、資産価格を急落させ大量の不良債権を発生させた。このため企業がバランスシート上で不動産を保有するリスクが顕在化した。こういった問題に対処するため、1990年代中頃から、国の経済政策として不動産証券化に関する諸制度が整備された。

なかでも、1995年の不動産特定共同事業法、1998年の SPC 法（2000年改正 資産流動化法）、2000年の改正投信法は、日本における不動産証券化の基盤となる法制度である。これらの法制度によった私募ファンドが1990年代末から急増するとともに、2001年には上場不動産投資信託として J-REIT 市場が開設された。比較的クローズな機関投資家コミュニティを通じて組成される私募ファンドに対して、REIT は世界中の投資家が、ローカルな不動産市場に参入することをより容易にする。J-REIT においても、資金の出し手は既存の不動産デベロッパーや国内の金融機関から個人までさまざまであり、とりわけ、海外投資家の保有額シェアは当初から2割程度を占めていた²⁾。このような海外からの投資の拡大は、REIT 市場の成長に大きく寄与するとともに、その REIT を投資不動産の売却先とする私募ファンドの急成長にもつながった。また、2015年には従来の J-REIT 市場に加えて、インフラファンド市場も整備され、REIT の投資対象不動産はますます多様化している。

そこで本稿では、2001年から2020年の期間に

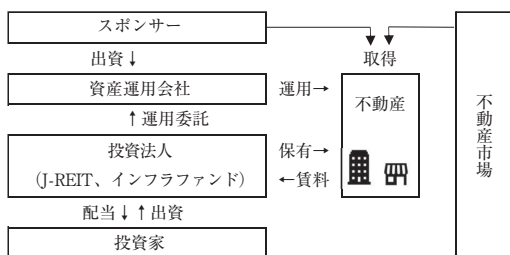
東京証券取引所に上場していた108法人の REIT およびインフラファンドの取得不動産について分析を行なった。主に分析に使用したデータは、各法人の有価証券報告書であり、取引した不動産の位置、金額、用途と法人の主要株主等の情報が記載されている。従来、FoRE に関する研究の最大の障害は投資対象やエクイティ投資家などに関する個別データの欠如にあった。証券取引所に上場する REIT の場合は、投資家保護の観点から一定程度の情報開示が義務付けられている。各国における REIT 制度には若干の相違があるものの、多くの国で資産総額は増加傾向にあり（四釜 2021）、今後 REIT の投資対象を分析することで FoRE の空間構造をより詳細に解明できる可能性がある。なお、分析対象期間に取得された不動産は5436件、取得金額は約23.6兆円に及ぶ。これは日本国内の証券化ビークルによる不動産取得額88.9兆円の27%を占める。特に2010年以降はこの割合は33%に高まっており、FoRE における REIT の重要性の高まりを示しているといえる³⁾。

2.2 REIT のストラクチャー

このような REIT による不動産取得戦略に大きな影響を及ぼすのがスポンサーである（図1）。日本の REIT は外部の資産運用会社によって管理される外部運用型である。このため不動産の取得・運用などは資産運用会社に委託することとなり、この資産運用会社の親会社をスポンサーと呼ぶ。形式的には、資産運用会社を選ぶのは投資家であり、スポンサーは資産運用会社の親会社に過ぎない。しかし実際には、ほとんどの REIT はスポンサーが主導して設立され、スポンサーから不動産を取得して運用を開始している。また、スポンサーとなる企業の資本金力は REIT の格付けにも影響するため、投資家はスポンサーを投資判断の基準とすることになる。

REIT は2001年の2法人から始まり、合併や倒産による増減を経ながら2020年時点で69法人が上場している（表1）。これらの REIT のス

図1—J-REIT、インフラファンドの仕組み



ポンサーを属性別にみると、最も多いのは古くから不動産開発を行なってきた国内不動産資本で46法人ある。特に、戦前から国内の不動産市場で圧倒的なシェアを持ってきた三菱地所や三井不動産などの不動産デベロッパーや、沿線の土地を大規模に所有する東急や阪急などの鉄道系企業、古くから不動産投資を行なってきた野村やオリックスなどの金融関連企業などがREITの草創期からスポンサーである。彼らは金融化の進む不動産市場においてもスポンサーとしてプレゼンスを維持し続けている。

また、1990年以降に設立された新興デベロッパーがスポンサーとなるREITも5法人ある。これらの多くはグローバル投資家や年金基金から運用を受託し、国内の不動産市場で開発や運用を行なう企業である。なかでも1998年に設立されたダヴィンチ・アドバイザーズは、2005年にスポンサーとしてREITに参入し、2000年代半ばには大手不動産資本に迫る運用資産を保有するに至った（金 2013）。しかし、2008年に顕在化した世界的な金融危機の影響を受け、2010年には大手金融機関である大和証券に売却されている。このように、新興デベロッパーがスポンサーとなるREITは、より規模が大きく財務体質の良好なREITに吸収合併されたものが多い。

スポンサーとして国内不動産資本に次ぐのが外資系企業であり12法人ある。外資系企業の多くは、世界中で不動産投資を行なうラサール、UBS AG、ケネディ・ウィルソンなどのグローバルプレイヤーである。もともと日本のREIT市場では、エクイティ投資家としてグローバルプレイヤーのプレゼンスが大きく、2008年の金融危機の際には彼らの売買動向が日本の不動産

表1—スポンサー属性別の投資法人数（2020年末時点）

主要スポンサー	投資法人数 (社)	累計取得金額 (兆円)	取得件数 (件)
国内不動産資本	46	15.7	3,235
外資系企業	12	5.5	1,407
新興デベロッパー	5	1.5	566
国内事業会社	7	0.8	228
計	70	23.6	5,436

注）スポンサーは出資額の最も多い法人による分類。複数属性のスポンサーが該当する場合は、投資法人数を両方で計上し、取得額、取得件数は按分した。投資法人各社の有価証券報告書より作成

市場に大きなボラテリティを与えたと指摘される（Miyakoshi et al. 2016）。金融危機以降、CBREやGMAC、トリニティ・インベストメント・トラストなどの外資系企業の一部は日本のREITから撤退し、スポンサーとしてのプレゼンスが低下した時期もあった。しかし、2010年頃からフォートレス、GLP、インベスコなどの新たなプレイヤーの参入によって、彼らのプレゼンスは再び増大傾向にある。

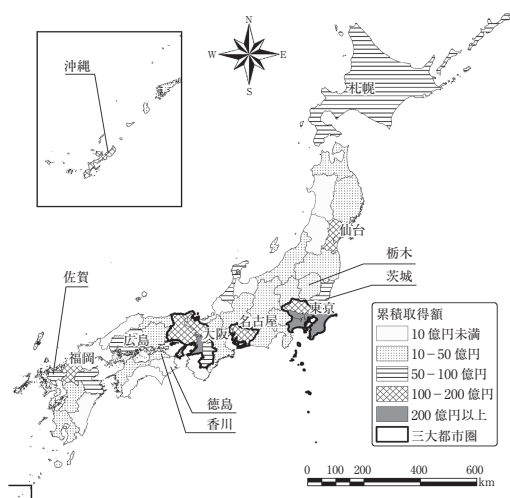
このほかのスポンサーとして2013年から参入しはじめた国内事業会社が7法人ある。これは小売大手であるイオンや、宿泊業の星野リゾート、医療福祉サービス業などの企業が主に自社のバランスシート上の不動産を、自社がスポンサーとして立ち上げたREITに売却し、テナントとして入居する形式をとるものである。このようにREITのスポンサーは、当初から現在に至るまで国内不動産資本が主な主体であるものの、新たな外資系企業や国内事業会社の参入が法人数の増加を加速させたといえる。

3 証券化不動産の分布と地域経済

REITと私募ファンドによる運用資産は2003年から2008年の間に17倍にも拡大し、大手不動産資本の不良債権処理に大きく貢献した（金 2013）。また2007年には過去16年間続いた地価の下落も底打ちするなどREITの導入を契機としたFoREの進展は、金融システムの正常化と資産価格のインフレをもたらした。

ただし、REITによる不動産取得額には、地域的な偏りが大きい（図2）。REITの人口10

図2—都道府県別人口10万人当たりのREITによる不動産の累積取得額

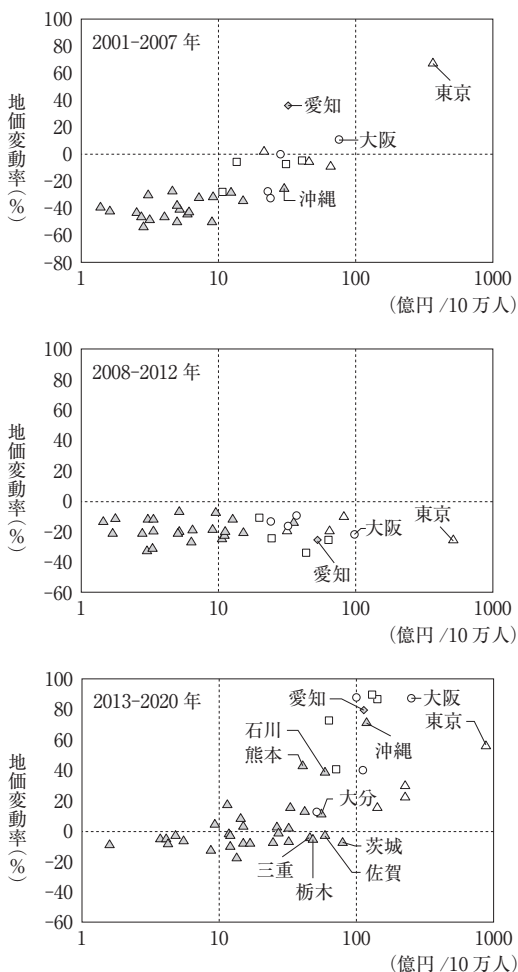


注) 平成27年国勢調査、投資法人各社の有価証券報告書より作成。

万人当たりの累積取得額をみると、三大都市圏は総じて高く、特に東京都は877億円と、2位の大阪府264億円の3倍以上の水準となっている。逆に徳島県が0であるほか、10億円以下の地域も10県ある。このようにFoREの浸透の程度は地域によって大きな格差が存在しており、それゆえFoREが地域経済に与えている影響も地域によって著しく異なる。そこで、FoREが地域経済に与えている影響を、都道府県別の累積取得額と地価変動の関係からみている(図3)。

REIT市場が開設された2001年から、世界的な金融危機が発生する直前の2007年までの時期は、1990年代から続いてきた地価の下落傾向が底打ちし、大都市圏を中心に地価が上昇基調に転じはじめた時期である。この時期のREITによる取得額は全国で7.3兆円あり、特に東京、大阪、名古屋の三大都市圏が全体の92%を占めるほか、広域中心都市が所在する県も比較的多くなっている。地方圏では、国際的なリゾート地でもある沖縄県が上位にあることを除いて取得額は極めて少ない。この期間に地価が上昇した地域は大都市圏に限られており、地方圏では地価下落率が50%を超える県もあった。この結果、累積取得額と地価変動率との間には、相関

図3—人口10万人当たりのREITによる不動産の累積取得額と地価変動率の関係



△東京圏 ○大阪圏 ◇名古屋圏 □広域中心都市圏
△地方圏

注) 地価変動率は、公示地価の商業地の平均から算出した。

係数0.77と明確な相関が生じていた。

次に、世界的な金融危機が発生した2008年から再び金融化が活発化し始める2012年までの時期には新たに3.4兆円の不動産が取得された。平均すると年間6700億円となり、1兆円以上取得されていた前の時期に比べると、取得額は大きく減少している。取得額は依然として大都市圏が中心で全体の91%を占めている。この時期は世界的な金融危機の影響で全国的に地価が下落しており、大都市圏と地方圏の差は小さい。このため、累積取得額と地価変動率の間にはほとんど相関関係は見られない。

最後に2013年から2020年までは、12.9兆円の不動産が取得されており、年間平均取得額は1.6兆円と、金融危機以前の時期を大きく越えている。地域的には大都市圏だけでなく、観光産業が盛んな大分県、沖縄県、新幹線が整備された熊本県、石川県などで取得額が増加すると同時に地価も上昇に転じた。このような動きはFoREとともに多様な戦略を持った投資主体が参入することでリセッション後の時期にも市場の再構築が進みやすいことを示す動きといえる。一方で、REITによる不動産の取得が進まなかった地域では地価も停滞局面を抜け出せていない。その結果、累積取得額が急増した地域と地価変動率の間に再び相関関係がみられはじめた。

以上の点から、東京を中心とする中核地域と、これに準ずる国内の大都市圏を形成する周辺地域、それ以外の周縁地域でFoREの進展に大きな差異があることが読み取れる。REITの取得資産は東京圏と他の二つの大都市圏に約9割が集中し、資産価格の上昇にも寄与していた。これにより大都市圏の不動産市場は、ますます資本の吸収装置としての役割を強めているといえよう。一方で、周縁地域における地価の下落は、不動産投資の停滞と資本の流出を示唆する。これは、金融市場での流動性を重視する不動産投資家にとっての不動産価値の空間的な表出といえよう。

そこで次に、FoREがこのようなパターンの形成にどのように機能しているかを、REITの投資行動から検討する。

4 REITの投資行動

4.1 投資対象地域の優先度

日本のFoREが、国際的な金融センターである東京を中心に展開していることに疑問の余地はない。2020年時点で上場しているREIT 69法人のうち、67法人は東京都に本社を置いている。また、REITの各法人はすべて東京証券取引所に上場しており、関係する資産保管会社や一般事務受託者、税理士法人などもすべて東京に本社を持つ企業からなっている。ただし、

REITに融資を行なう金融機関は、都市銀行のほか地方金融機関なども多数含まれており、広範な地域から東京に資本が集中する構造を示している。

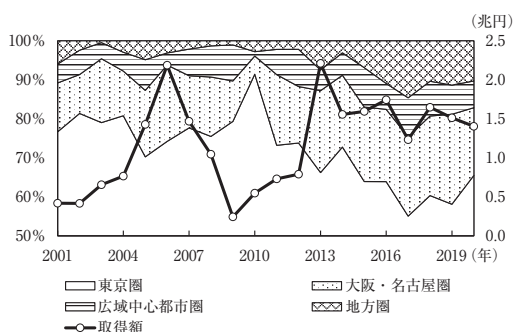
このような不動産投資の地域的な偏在を、投資家の視点から説明するのが期待利回りの地域差である。期待利回りとは、投下資本に対して期待される純収益の割合であり、通常将来の収益見通しが安定的であれば低く、賃料や空室などの変動リスクが大きければ高くなる。つまり期待利回りが低いほど、リスクが低く安定しているとみなされていることを示す。日本の都市別の期待利回りは、東京を中心に形成されている。例えば、2021年で見ると、東京のオフィスビルが3.4%と最も低く、大阪4.3%、名古屋4.6%と続き、福岡、札幌、仙台、広島の広域中心都市はさらに高い値を示す⁴⁾。

世界的な金融センターの一つである東京圏は、投資家が重視する市場規模や流動性に優れた投資地域とみなされている。すなわち、不動産市場の規模の大きさが、新規供給などによる急激な賃料変動を抑えるとともに、多くの不動産投資家が存在することで売却をスムーズに行なえる市場環境にあると認識されているのである(菊池 2015)。

ただし、投資家による投資対象地域が長期的に変化しないわけではない。圏域別の取得額構成比の変化を見ると、その推移には循環的なトレンドが見られる(図4)。2001年以降の推移をみると、まず東京圏のシェアは2004年に80.8%でピークを迎え、その後、金融危機が発生する2008年まで漸減傾向にある。一方、大阪・名古屋圏は2006年に16.0%、広域中心都市圏は2009年に9.2%でそれぞれピークアウトする。金融危機以降の回復期も同様であり、東京圏が2010年、大阪・名古屋圏が2013年、広域中心都市圏が2015年にピークアウトしている。

これは各地域の不動産市場の優先度を示すものと考えられる。はじめに国際的な金融センターである東京圏で不動産取得が活発化し、ある程度不動産取得が進み価格も上昇しはじめると、

図4 REITの圏域別の不動産取得額構成比の推移



注) 東京圏：埼玉県、東京都、神奈川県、千葉県。大阪・名古屋圏：愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県。広域中心都市圏：北海道、宮城県、広島県、福岡県。

よりリスクの高い大阪圏や名古屋圏、広域中心都市圏に向かっていく。こういった地域別シェアの変化は、1980年代の不動産バブルの時にもみられた動きである。情報化や金融化による不動産投資の空間的な障壁の低減にもかかわらず、投資対象の探索範囲が特定の地域に粘着する状況には大きな変化が生じていない。言い換えれば、国際的な金融センターで投資を行なうREITは、中核地域での不動産取得が困難になるまで、下位階層の地域には進出しないといえる。ただし、2016年以降は、東京圏のシェアが比較的低水準となり、地方圏のシェアが増大するなど従来とは異なった傾向が表れつつある。

4.2 投資対象不動産の用途

REITの取得対象となる不動産にはその用途にも特徴がみられる。取得額ベースでみると(表2)、2012年まではオフィスビル、住宅、商業施設が主な投資対象になっていた。これら3用途は日本の不動産市場において古くから賃貸不動産としての市場が確立しており、市場規模や流動性の点から草創期の日本のREITにおけるコア・アセットとされてきた。他の用途の不動産としては物流施設、ホテル、高齢者向け住宅などのヘルスケア施設などがあり、コア・アセットに比べると市場規模が小さいことに加えて、テナントであるオペレーターの運営能力に収益が左右される。このためオペレーショナル・アセットと称され、コア・アセットに比べてリス

ク・リターンが大きな不動産であると認識されている。金融危機以降、REITの取得対象となる不動産の用途として、オペレーショナル・アセットの比率が上昇する傾向にある。この背景には事業会社などの不動産の売却側と、その不動産を取得するREITの両方に要因がある。

まず売却側の要因として、事業会社による所有不動産売却の活発化があげられる。自社で使用しているオフィスビルや店舗などの所有不動産を売却し、賃貸に切り替えることで資金調達を行なう動きはセールス・アンド・リースバックと呼ばれ、1990年代末からみられはじめた。2000年代になると、国際会計基準の導入に伴う減損会計の適用や、資産収益率といった経営指標が重視されるようになった結果、この動きは上場企業に一般化した。さらに2008年に発生した金融危機による事業会社の財務状況の悪化は、この動きを加速させたといえよう。結果として、それまで事業会社が所有と運営を行なってきたさまざまな用途の不動産が、金融商品として不動産投資家に売却されることになった。

取得側の要因としては、まずオペレーショナル・アセットへの投資に関する法制度の整備があげられる。2014年に国土交通省からヘルスケアREITに係るガイドラインが公表されたのに続き、2015年には東京証券取引所にインフラファンド市場が創設され、オペレーショナル・アセットを投資対象とするREITの創設が相次いだ。また、REITのスポンサーの変化も大きな要因である。REITのスポンサーの中心であった大手の国内不動産資本は、古くから都心部における不動産開発を寡占的に行ない、多くのオフィスビルや商業施設を所有してきた(松原1988)。REITの多くはスポンサーからこれらの不動産を取得しコア・アセット中心の資産構成となっていた。

しかし、金融危機以降は外資系企業や国内事業会社がREITのスポンサーとして参入した。新たに参入したREITの大きな特徴は、ホテルや物流施設などこれまでのREITとは異なるアセットタイプの不動産市場に向かった点にある。

2008年以降に参入したスポンサー48社のうち、外資系企業、国内事業会社は22社あり、このうち12社は主にオペレーショナル・アセットを取得している。例えば、2012年にスポンサーとして参入したシンガポールの GLP グループは、世界的な物流施設の開発・投資企業であり、日本においても物流施設への投資に特化した最大規模の REIT の

スポンサーになっている。また、2001年にカナダで設立されたカナディアンソーラー社は、北米や中国、オーストラリアなどで太陽光発電施設の開発や投資を行っており、2017年に日本のインフラファンドにスポンサーとして参入した。このように、多くの地域で不動産投資を行なうグローバル投資家は、他地域での投資で得たノウハウを流用することで、よりリスクの高い不動産市場や専門的な運用能力が必要な用途にいち早く参入し、先行者としてのメリットを享受している（Clark 2018）。これらの点から、オペレーショナル・アセットの運用ノウハウを持ったスポンサーが、新しい用途の不動産の取得を先導していると考えられる。

また、証券化の対象となる不動産の用途の比率は地域によって違いがある。東京圏においては、約8割がコア・アセットとなっており、なかでもオフィスビルが全取得額の約半分を占める。東京以外の大都市圏においては、オフィスビルの比率が低くなるものの、それでもコア・アセットは6-7割を占める。これに対して地方圏では、オフィスビルの比率は低く、郊外型店舗を中心とする商業施設のほか、物流施設やホテルなどのオペレーショナル・アセットの比率が相対的に高いという特徴がある。大都市圏に比べてオフィス機能の集積が少ない地方圏においては、コア・アセットの市場規模は小さく、

表2—REITの取得不動産の用途別の構成比（％）

		コア・アセット			オペレーショナル・アセット				合計	金額 (兆円)
		オフィス	住宅	商業施設	物流施設	ホテル	ヘルスケア	その他		
取得年	2001-07年	54.6	21.2	18.7	2.4	2.7	0.1	0.3	100	7.3
	2008-12年	53.1	16.7	15.7	8.4	1.6	0.0	4.5	100	3.4
	2013-20年	30.0	11.2	14.4	26.5	10.6	1.9	5.4	100	12.9
取得地域	東京圏	48.6	16.8	11.7	15.7	4.1	0.9	2.2	100	16.4
	大阪圏	25.9	10.4	23.6	23.4	9.4	2.2	5.1	100	3.3
	名古屋圏	36.0	19.2	21.9	12.8	6.0	0.5	3.6	100	0.9
	広域中心都市圏	25.4	16.4	26.7	12.1	15.0	0.8	3.6	100	1.6
	地方圏	9.0	3.1	30.3	15.7	24.0	1.4	16.4	100	1.5
合計		40.9	15.1	15.9	16.4	6.9	1.1	3.7	100	23.6

流動性や効率性の点から投資対象とはなりにくい。このため地方圏の不動産市場は、オペレーショナル・アセットを運用できるノウハウとリスク許容度を持った投資家によるオルタナティブ市場に位置付けられることになる。

5 FoRE と地域構造

日本における FoRE は、2001年の J-REIT 市場の設立と、その REIT に多様なアクターがスポンサーとして参入することで時間的にも空間的にも急速な広がりを見せた。REIT の取得資産額の変動は、マクロ経済で見ると2000年代前半の不動産価格の上昇とその後の急落という、不動産市場のボラティリティにも大きな影響を与えてきた。ただし、その影響は地域への FoRE の浸透の程度によって異なる（表3）。

国際金融センターであり日本の中核地域と位置付けられる東京圏では、国内不動産資本に主導され FoRE が深く浸透し、不動産価格も大きく上昇した。オフィスビルを中心とした不動産投資市場を寡占してきた国内不動産資本は、不動産の開発から私募ファンドによる運用を経て REIT への売却までをグループで一貫して担っている（Aveline-Dubach 2014）。この結果、FoRE が高度に浸透した不動産市場においても、国内不動産資本は大きなプレゼンスを維持している。また、海外資本も私募ファンドの運用、

表3 一日本の FoRE の中核-周縁構造

地域	FoREの 浸透度	主な投資主体	主な投資対象
中核地域 東京圏	高	国内不動産資本 外資系企業 新興デベロッパー 国内事業会社	コア・アセット オフィス中心
周辺地域 大阪・名 古屋圏 広域中心 都市圏	中	国内不動産資本 外資系企業 国内事業会社	コア・アセット
周縁地域 その他の 地方圏	低	外資系企業 国内事業会社	オペレーショナ ル・アセット

新興デベロッパーや国内不動産資本の REIT への出資に加えて、その日本法人が外資系企業として REIT に参入することで、東京圏への資金供給を行っていた。この結果、中核地域の不動産市場はますます強くグローバルな金融市場と結合されるようになった。

また、金融市場から中核地域への資金流入は、国内の周辺地域にも波及している。特に、2005年から2007年にかけての FoRE の拡大期には、急激な資金流入による不動産価格の高騰が進み、REIT の投資対象が不足する状況となった。このため、多くの REIT は、周辺地域さらには周縁地域へと面的に投資を拡大させるようになった。国内の主要な大都市圏を中心とする周辺地域は、中核地域の市場の飽和後に、溢れ出た資金の受け皿としての役割を担った。周辺地域における主要な投資主体は、中核地域と同様に、国内不動産資本や外資系企業であり、投資対象もオフィスビルを中心とするコア・アセットである。しかし、周辺地域に重要な拠点を置く金融仲介業者などの高度なオフィス需要者は限られており、中核地域ほどには空間需要は拡大しない (Lizieri 2009)。それゆえ、市場規模や安定性に劣るミドルリスクの市場と認識されることになる。一方で、世界的な金融危機の波は中核地域と同時にやってくるため、不動産価格の上昇から恩恵を受ける期間は短い。

最後に、周縁地域における FoRE の浸透は

周辺地域に比べても大きく遅れた。これは、REIT のメインターゲットであるコア・アセットの市場規模が小さく、国内不動産資本が投資対象地域としてこなかったことによるものである。このため、ほとんどの周縁地域は、1990年代から一貫して続く資産価格の下落の中にあり続け、FoRE の浸透による恩恵を受けられなかった。しかし、金融危機以降、グローバルに展開する海外資本は、世界の市場で培ったオペレーショナル・アセットの運用ノウハウを基に、周縁地域の不動産市場にも積極的に関与しはじめている。また、セールス・アンド・リースバックを行なう国内事業会社などの参入も、周縁地域におけるオペレーショナル・アセットの証券化を促進した。この結果、もともと不動産市場の規模が小さく、リスクが高いとみなされる周縁地域において、よりリスクの高い用途の不動産が FoRE の焦点となっている。これは、周縁地域に流入する資金が、国内の不動産サイクルのみならず、金利や為替などのグローバルな金融市場の影響も強く受ける資金であることを意味する。このため、周縁地域における FoRE の拡大は、地域経済のボラティリティを高めるリスクを持つ可能性がある。

おわりに

FoRE の進展は、ローカルな不動産市場へ多くのアクターの参入を促すことで、資本蓄積の装置としての不動産の機能を強化してきた (Havey 2006; Aalbers et al. 2020)。また、不動産は固有の場所性から解き放たれた金融商品となったことで、金融市場の論理で取引されることになる。このような FoRE の進展の影響は、不動産に向かう資本フローを国際的な金融センターに集中させることで、国内においても中核-周縁構造を強化するように機能してきた。REIT 制度の整備によって、国境を越えた不動産投資が容易になったことは、不動産投資の量的な増大を促し、それが地域間の格差をより拡大させることになる。

しかし、日本の FoRE においては、特に金

融危機以前まで、国内の大手不動産資本が大きなプレゼンスを占めていた。このため資本の国外逃避が発生しづらく、危機的な地価の下落を防いだと考えられる。一方で、長期的な安定・ローリスクを強く志向する投資アクターの卓越は中核地域への資本の集中を招き、周縁的な地域における地価の下落を深刻化させた可能性がある。また、周縁地域であっても、国際的な観光地としてのポテンシャルを持つ地域や、物流拠点としてインフラ整備の進む地域には、豊富な運用ノウハウを持つグローバル投資家からの資本流入が増加した。ローカルな不動産市場とグローバルな金融市場の結合を強化する FoRE の拡大の影響は、不動産市場の規模が小さい周縁地域ほど大きなものになる。この結果、局所的な不動産価格の乱高下がこれまで以上に発生しやすくなるといえよう。したがって、周縁地域における FoRE と、地域レベルでの不動産価格の変動を結びつけるメカニズムをより詳細に検討する必要がある。

謝辞

本稿は、Kikuchi, Teshima, and Yoshino (2021) に基づき執筆した。住宅経済研究会での報告においては多数の有益なコメントをいただいた。本稿に基づく研究は、日本証券奨学財団および科研費基盤研究19K01169の助成を受けている。

注

- 1) PGIM (2021) A Bird's Eye View of Global Real Estate Markets: Estimating the Size of Real Estate Markets Around the World.
- 2) 国土交通省 (2006) 『平成18年度土地に関する動向／平成19年度土地に関する基本的施策 要旨』
- 3) 国土交通省 (2021) 『令和元年度不動産証券化の実態調査』
- 4) 日本不動産研究所 (2021) 『第45回不動産投資家調査 (2021年10月現在)』

参考文献

- 菊池慶之 (2015) 「不動産証券化の空間的展開——東京一極集中とマネーフロー」 法政大学比較経済研究所・近藤章夫編 『都市空間と産業集積の経済地理分析』 日本経済評論社、81-98頁。
- 金惺潤 (2013) 『不動産投資市場の研究——1992年から2011年の市場変遷と投資行動の二十年史』 東洋経済新報社。
- 松原宏 (1988) 『不動産資本と都市開発』 ミネルヴァ書房。

- 四金宏吏 (2021) 「世界の REIT 市場 2021——世界の REIT 市場の全貌 (前編)」 『ARES 不動産証券化ジャーナル』 第63号、52-60頁。
- Aalbers, M. (2019) "Financial Geographies of Real Estate and the City: A Literature Review," *Financial Geography Working Paper Series*, #21. http://www.fingeo.net/wordpress/wp-content/uploads/2019/01/FinGeoWP_Aalbers-2019-2.pdf
- Aalbers, M., R. Fernandez, and G. Wijnburg (2020) "The Financialization of Real Estate," Mader, P., D. Mertens, N. van der Zwan (eds.) *The Routledge International Handbook of Financialization*, Abingdon: Routledge, pp.200-212.
- Aveline-Dubach, N. (2014) "New Patterns of Property Investment in 'Post-Bubble' Tokyo: The Shift from Land to Real Estate as a Financial Asset," Aveline-Dubach, N., S. C. Jou, and H. H. M. Hsiao (eds.) *Globalization and New Intra-Urban Dynamics in Asian Cities*, Taipei: National Taiwan University Press, pp.265-294.
- Adair, A., S. Allen, J. Berry, and S. McGreal (2006) "Central and Eastern European Property Investment Markets: Issues of Data and Transparency," *Journal of Property Investment and Finance*, Vol. 24, pp. 211-220.
- Clark, G. L. (2018) "Learning-by-doing and Knowledge Management in Financial Markets," *Journal of Economic Geography*, Vol.18(2), pp.271-292.
- Dörny, S. (2016) "The Geographies of Industrialised Finance: Probing the Global Production Networks of Asset Management," *Geography Compass*, Vol.10, pp. 3-14.
- Fairbairn, M. (2014) "'Like Gold with Yield': Evolving Intersections between Farmland and Finance," *Journal of Peasant Studies*, Vol.41(5), pp.777-795.
- Fields, D. (2018) "Constructing a New Asset Class: Property-led Financial Accumulation after the Crisis," *Economic Geography*, Vol.94, pp.118-140.
- Harvey, D. (2006) *Spaces of Global Capitalism: Towards a Theory of Uneven Geographical Development*, London: Verso.
- Henneberry, J., and F. Mouzakis (2014) "Familiarity and the Determination of Yields for Regional Office Property Investments in the UK," *Regional Studies*, Vol.48, pp.530-546.
- Kikuchi, Y., K. Teshima, and K. Yoshino (2021) "The Financialization of Real Estate in Japan: The Formation of a Core-Periphery Structure," *Regional Studies*, Vol.56, pp.128-139.
- Lizieri, C. (2009) *Towers of Capital: Office Markets and International Financial Services*, Oxford: Wiley-Blackwell.
- Miyakoshi, T., J. Shimada, and K. W. Li (2016) "The Impacts of the 2008 and 2011 Crises on the Japan REIT Market," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.41, pp.30-40.

広告掲載価格と成約価格の乖離について

わが国の住宅価格形成における検証

武藤祥郎・鈴木雅智

はじめに¹⁾

本研究の出発点は、実務に携わる事業者等から、空き家など築年数が経った物件の取引上の特性として、特に低額物件について売り手の売却価格設定上の課題、具体的には広告掲載価格が、成約価格あるいは事業者から見た妥当な価格よりも高くなっているという声が寄せられたことにある。

全国3万3000以上の会員（2021年4月現在）が在籍する（公社）全日本不動産協会全日みらい研究所（以下「全日みらい研」）の研究報告によると、空き家などの物件の取引を宅建業者が依頼されても、平均して3分の1程度の物件が成約に至っていないことが明らかになっている²⁾。その理由として、残置物の処理、空き家のリフォーム・解体費用の捻出といった物理的な支障のほか、売り出し価格の設定において売り手が過大な期待をしており、取引で実際に妥当な水準に落ち着かせるまでに課題を有すると回答する事業者も多い。（追跡調査回答27社中、6社7事例）

一方で、これまでの諸外国あるいは国内の研究において、差し押さえ住宅や空き家などが存在することによる負の外部性の存在が指摘されてきている。国内では、例えば Suzuki et al. (2021) において、一定の住宅地（荒廃していない成熟した住宅地）における空き家の存在は、50mの範囲において周辺の住宅価値を約3%押し下げるといった負の外部性があるとするな

ど、空き家などが取引されずに住宅市街地に滞留することの地域社会経済への負の影響について、定量的にも検証が進みつつある。

こうしたなかで、本研究は、空き家など低額物件の取引に売却価格設定上の課題があるならば、その現象の実態や過大な価格設定の大きさがどの程度であるかを把握していくことにより、改善の方向性について検討するための一助となるエビデンスを提供しようとするものである。

1 既往研究

1.1 広告価格と成約価格の関係性分析

住宅の広告価格（売出価格）、成約価格等の関係性については、これまでも国内外の諸研究があり、例えば、Jud and Seaks (1994) は、価格指数を構築するうえでの掲載・成約物件間の違いを分析し、取引された物件のみを追うことによるサンプルセレクションバイアスの存在を指摘したほか、Benefield and Sirmans (2009) は、広告価格と成約に至る確率について分析し、売り手が買い手に代わって決算費用を負担するという、米国等において近年登場してきた慣行が価格、市場滞留期間、売却確率等に大きな影響を与えることを示した。

また、わが国の住宅市場を分析した Shimizu et al. (2016) においては、売出価格、抹消価格、成約価格の分布を比較し、適切な方法で品質調整が行なわれている限り、住宅の購入・売却の異なる段階で収集された価格も比較可能であり、住宅価格指数の構築に有用であることが



むとう・さちお
1973年神奈川県生まれ。東京大学経済学部卒、UC Irvine 校 Ph. D. (経済学)。国土交通省土地・建設産業局不動産市場整備課長等を経て、2022年5月現在、東京大学大学院経済学研究科特任教授（不動産イノベーション研究センター：CREI）。



すずき・まさとも
1991年岐阜県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了。博士（工学）。現在、一橋大学ソーシャル・データサイエンス教育研究推進センター特任准教授。論文：“Shrinking metropolitan area: Costly homeownership and slow spatial shrinkage”（共著）、ほか。

示唆されている。

1.2 行動経済学における「プロスペクト理論」と広告等の価格行動の関係性

こうした広告価格と成約価格の関係性については、販売する側としての不動産所有者の戦略について分析し、理解する必要がある。より具体的には、物件の場所や属性という観点から、財の種類が無数にあり完全に競争的な市場というものが想定されにくい不動産取引において、広告価格と実際に成約する価格と取引成立の可否との間に一定の不確実性をもった関係性があり、この不確実性下における不動産所有者の戦略と、得られる効用（不効用）の関係を理解することが広告価格と成約価格の関係性を理解し、把握することにつながる。

この場合、教科書的な期待効用理論においては、期待効用関数の形状は、危険回避、危険中立または危険愛好といった形で、それぞれ仮定を置くことができるが、一般的には「危険回避」行動をとるとされている。そのうえで、期待効用関数は「利得」であるか「損失」であるかについて特段の差異がなく計算され、不確実な利得・損失の可能性に基づき期待効用を計算し、それを最大化する行動をとると仮定される。

一方で、行動経済学の枠組みにおける初期の代表的な著作である Kahneman and Tversky (1979) では、「プロスペクト理論 (Prospect Theory)」と呼ばれる、通常の期待効用理論とは異なる経済主体の行動特性が明らかにされており、最終的な資産価額ではなく、一定の「参

照点」からの利益と損失に価値を割り当て、確率を意思決定の重みに置き換えた選択理論が開発された。そこで想定・観察されている価値に関する評価関数は、通常、一般に利益よりも損失が急峻であることも見出されている。

そして、このプロスペクト理論に基づく経済現象は、不動産の広告価格や取引の現場においても現れるとされ、Genesove and Mayer (2001) では、1990年代のボストン市街地のコンドミニウム・データにより、損失回避行動が住宅市場における売り手の行動を決定していることを示した³⁾。

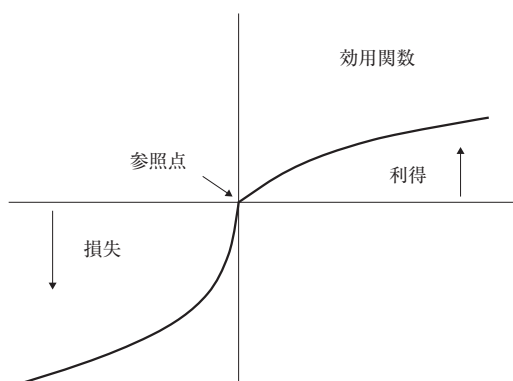
1.3 分析において必要となる仮定

Kahneman and Tversky (1979) の実験・理論や Genesove and Mayer (2001) の議論に基づく効用関数（図1）では、特に低額の部分において利得の傾きに対して損失の傾きが大きくなっている。すなわち、利得より損失を重視する度合いは低額であるほど大きいといえる。

物件を売却する際は、物件所有者にとっては売の際の手間・調査費などが損失となるが、それを補填するために売却時には相対的に大きな利得を期待する。言い換えれば、「困っていない」所有者は、目の前に大きな利得が見えないと売却行動に入らない。

そのうえで、低額物件のほうが物件価格に対して手間・調査費比率が高いことも勘案すると、低額物件では、不動産事業者による提案価格に対する売り出し（広告）価格の比率、すなわちマークアップ比率が高まることとなる。この時

図1—プロスペクト理論による効用曲線



出所) Genesove and Mayer (2001)

のジレンマとしては、低額物件における高いマークアップ比率のため、低額物件が売られ成約に至る確率が低いことが想定される。そこで、市場で観察されるデータを用いてこの現象を分析・検証する。

2 分析に用いるデータ

2.1 わが国における広告価格・成約価格データにおける留意点と分析の方向性

前節で紹介した広告価格と物件の成約価格における分析において、諸外国では、広告売り出しから広告抹消（販売停止）、成約に至るまでを一気通貫で記載したデータベースを活用した論文が増えている（Genesove and Meyer 1997、Benefield and Sirmans 2009、Liu et al. 2019 他）。残念ながらわが国においては、現時点でそのような包括的なデータベースは存在せず、広告における掲載から削除に至るデータと取引時点のデータベースが別個に存在しており、広告価格と取引価格の比較分析は、一義的には困難である。

一方で、広告価格と成約価格のギャップが、売主などの行動を把握するうえで重要であること自体には海外・国内の差異はなく、現在入手可能なデータで市場分析を進める必要がある。このため、本研究においては、「広告価格」として、株式会社アットホーム社から提供されたデータを用い、同社ウェブサイトに掲載されて

いた物件の価格を用いることとする⁴⁾。このデータには、広告を当初に掲載したときの価格（当初広告価格）と広告を抹消するまで最後に掲載されていた価格（抹消価格）が含まれるが、これらは物件が成約したから広告を抹消したのか、取引市場から成約しないまま退出したためにウェブ広告から物件を抹消したのかの区別がないデータである。一方で、成約データは、（公社）東日本不動産流通機構（以降「レインズ」）から提供されたデータを用いる。このデータには、物件の成約価格のほか、レインズに登録されていた最後の時点のデータはあるものの、当該物件に係る当初のレインズ登録価格は不明である。現時点において両者のデータを個別に接続する術はなく、諸外国におけるMLSを活用した包括的なデータに基づく分析はできないものの、本稿においては、一定の統計的手法により物件属性をコントロールし、両データの接続をしながら分析をすることとする。

2.2 データ・サマリー

本研究においては、アットホームデータより「当初広告価格」および「抹消価格」、レインズデータにおける「成約価格」を含むデータに基づき分析を行なう。それぞれの物件データは、築年数、床面積、土地面積、駅徒歩距離等のおおむね共通する属性データがあり、アットホームデータを「広告掲載データ」、レインズデータを「成約データ」としたうえで、それぞれを比較して概要として表示したものが表1である（埼玉、東京、千葉、神奈川、データ期間：2013-2017年⁵⁾）。

3 分析手法：「傾向スコアマッチング」の適用

本研究においては、個別には接続しないそれぞれのデータについて、一定の仮定のもとにそれらの特性を分析するため、教育や医療の分野で発展し、近年は社会科学一般に適用されている「傾向スコアマッチング（Propensity Score

表1—分析データの概要

アットホーム 広告情報	観測数 74,274			
	Mean	Std.dev.	Min	Max
抹消価格(万円)	2,957.01	3,086.69	130.00	95,000.00
当初広告価格(万円)	3,013.75	3,158.68	130.00	100,000.00
築年数(年)	20.72	12.59	0.00	100.00
床面積(m ²)	105.86	42.90	10.02	946.22
土地面積(m ²)	148.35	94.31	11.03	996.78
階数	2.09	0.34	1.00	3.00
歩行距離(m)	898.13	815.79	0.00	9,200.00
容積率(%)	148.82	64.11	0.00	2,000.00
東京からの距離(km)	32.77	15.04	1.23	96.06
木造ダミー	0.90	0.30	0.00	1.00
バスダミー	0.24	0.43	0.00	1.00

レイズ成約情報	観測数 66,131			
	Mean	Std. dev.	Min	Max
取引価格(万円)	3,109.12	2,223.86	100.00	52,800.00
築年数(年)	18.46	13.08	0.00	91.25
床面積(m ²)	104.44	34.68	3.98	863.28
土地面積(m ²)	137.95	79.26	9.51	993.00
階数	2.12	0.37	1.00	3.00
歩行距離(m)	836.56	725.01	0.00	10,000.00
容積率(%)	143.86	64.71	1.00	2,000.00
東京からの距離(km)	29.40	14.31	1.23	96.06
木造ダミー	0.88	0.32	0.00	1.00
バスダミー	0.22	0.42	0.00	1.00

Matching ; PSM)」を活用することとする。
(PSMの手法については、Abadie and Imbens 2006、Becker and Ichino 2002等参照)

具体的には、「ウェブサイト広告」(W)群と「不動産成約」(T)群に分け、不動産の属性が異なる可能性を踏まえると、WとTの割り当てに影響する因子を用い、割り当ての確率である傾向スコア(propensity score ; PS)をロジットモデルにより算出し、同じ傾向スコアの不動産同士を比較し、「キャリパーマッチング(caliper matching)」と呼ばれる手法により一定の許容範囲(caliper : 本研究においては0.2以下)を持たせながらマッチさせ、その期待値を取ることにする。

そのうえで、われわれの問題意識において求めようとする値は、同じ条件の物件において、広告されたデータ群と成約されたデータ群を比較して、広告掲載価格と成約価格にどの程度の差が出るかの平均値(Average Treatment Effect : ATE)である。そして広告データを「0」、成約データを「1」と表示する場合、ATEは以下の式で表される。

$$ATE: E(y_i | X_i, D_i=1) - E(y_i | X_i, D_i=0)$$

ここでyを価格、Xは $[x_1, x_2, x_3 \dots x_k]$ とするk次の属性ベクトルとする。注意すべきは、このATEは、広告掲載データおよび成約データのすべてのデータにおいて、「広告掲載データ」として存在している場合と「成約データ」に存在している場合でのyの期待値の差を分析しようとしているものであるが、実際には、広告掲載データにおいては成約データにあった場合の価格は観察不能であり、同様に成約データにおいては広告掲載データにあった場合の価格は観測不能であることである。

PSMにおいては、Strongly Ignorable Treatment Assignment (SITA) という仮定を置き分析するが、これは本稿の分析の文脈においては、説明変数により説明されない価格の「誤差項」が広告掲載とレイズ成約登録の割り当てに影響しないという仮定と解釈できる。この仮定については、広告掲載の可能性とレイズ登録の可能性について売主や事業者が価格に基づいて判断しているとは考え難く、価格の誤差項に応じて、広告掲載とレイズ成約登録の傾向に特段の差異がないと考えることは相当程度合理的であり、本稿の分析において受け入れて差支えないものと考えられる。

4 推計結果

4.1 最小二乗法(OLS)とPSMによるベースライン推計

本研究の推計においては、「築年数」、「床面積」、「土地面積」、「木造ダミー」、「容積率」、「歩行距離」、「バス便ダミー」、「市町村ダミー」を変数として用い、PSMについてはこれらの変数でマッチングを行なっているほか、OLSにおいては、「築年数」「床面積」「土地面積」「歩行距離」について、それぞれ2乗した数値を含めて説明変数として推計している。(表2)

OLSとPSMの結果を比較したものが表3であり、結果的に、OLSとPSMにはほとんど差

表2—OLSによるベースライン推計結果

被説明変数	当初広告価格（アットホーム）／成約価格（レインズ）			
	Coeff.	Std. err.	t	P>t
成約ダミー	-0.117	0.002	-69.730	0.000
築年数	-0.262	0.002	-144.050	0.000
築年数（2果）	0.017	0.000	45.400	0.000
床面積	0.828	0.006	135.500	0.000
床面積（2乗）	-0.095	0.001	-74.090	0.000
土地面積	0.354	0.003	105.190	0.000
土地面積（2乗）	-0.030	0.000	-68.940	0.000
木造ダミー	-0.073	0.003	-26.410	0.000
容積率	0.010	0.002	6.260	0.000
歩行距離	-0.109	0.003	-42.050	0.000
歩行距離（2乗）	0.006	0.001	12.140	0.000
バス便ダミー	-0.270	0.003	-88.390	0.000
市町村ダミー	Yes			
修正決定係数	0.8125			
サンプル数	138,274			

表3—成約価格と広告掲載価格の差（OLSとPSMの比較）

レインズ成約価格—アットホーム抹消価格		
	OLS 取引ダミー	PSM ATE
総計	Coeff. -0.0983 (0.0017)	Coeff. -0.0978 (0.0031)

レインズ成約価格—アットホーム当初広告価格		
	OLS 取引ダミー	PSM ATE
総計	Coeff. -0.1174 (0.0017)	Coeff. -0.1174 (0.0031)

がなく、成約価格は当初広告価格比で11.7%、抹消価格比で9.8%の割引率となり、ほとんど差がない⁶⁾。

4.2 属性別の割引率の差異

〈築年数・床面積・敷地面積・駅距離・東京駅からの距離の割引率に対する影響〉

上記推計について、築年数を築30年の前後で場合分けしたうえでOLSとPSMの結果比較を行なうと、表4に見るように、表3に比べて若干のずれはあるものの、引き続きOLSと傾向スコアマッチングの差は小さい。そして、この結果によると、築年数が30年以上の物件は、当初広告価格と成約価格の差が約19%となって

表4—築年数の割引率に対する影響

レインズ成約価格—アットホーム抹消価格		
	OLS 取引ダミー	PSM ATE
築30年以上	Coeff. -0.1664 (0.005)	Coeff. -0.1646 (0.008)
築30年未満	Coeff. -0.0741 (0.002)	Coeff. -0.0761 (0.003)

レインズ成約価格—アットホーム抹消価格		
	OLS 取引ダミー	PSM ATE
築30年以上	Coeff. -0.1926 (0.005)	Coeff. -0.1919 (0.008)
築30年未満	Coeff. -0.0773 (0.002)	Coeff. -0.0938 (0.003)

おり、30年未満の物件の倍以上の割引率となっている。

〈各属性のクロスと割引率に対する影響〉

また、表5において、PSMの結果に絞る築年・床面積・駅距離の各属性クロスによる割引率への影響を見ると、築30年以上・床面積小の物件は、20%以上の割引率となる一方、築30年未満の物件においては、10%前後の割引率となっており、割引率が20%程度と大きくなっている物件は、築古・駅遠・床面積100㎡未満といった特定の属性に偏って発生していることが見て取れる。

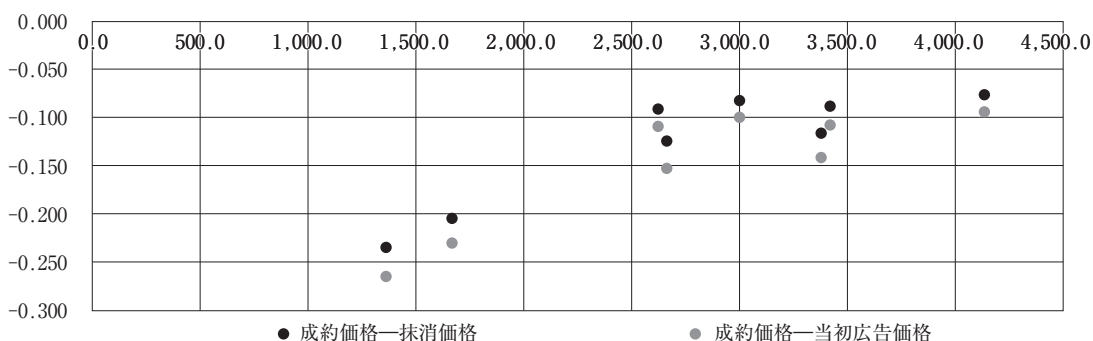
〈各属性の割引率と平均価格の関係性〉

表5の割引率の関係性を理解するうえで参考になるのが、それぞれの属性に応じた物件の平均価格である。この平均価格を横軸に、割引率を縦軸にとった関係をプロットすると、図3のようになる。これを見ると、価格水準が低い属性（築古・駅遠・築古）ほど、割引率が大きくなっており、これは、「抹消価格—成約価格」、「当初広告価格—成約価格」とも同様の傾向に

表5—築年数・床面積・駅距離のクロスと割引率の関係

	築30年以上				築30年未満			
	駅距離 1 km以上		駅距離 1 km未満		駅距離 1 km以上		駅距離 1 km未満	
	床面積100㎡ 以上	床面積100㎡ 未満	床面積100㎡ 以上	床面積100㎡ 未満	床面積100㎡ 以上	床面積100㎡ 未満	床面積100㎡ 以上	床面積100㎡ 未満
	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE	PSM ATE
成約価格－ 抹消価格	Coeff. -0.124 (0.0101)	Coeff. -0.235 (0.0132)	Coeff. -0.116 (0.0151)	Coeff. -0.205 (0.0123)	Coeff. -0.088 (0.0067)	Coeff. -0.091 (0.0058)	Coeff. -0.076 (0.0062)	Coeff. -0.083 (0.0048)
成約価格－ 当初広告 価格	Coeff. -0.152 (0.0100)	Coeff. -0.265 (0.0131)	Coeff. -0.141 (0.0150)	Coeff. -0.230 (0.0122)	Coeff. -0.108 (0.0067)	Coeff. -0.109 (0.0057)	Coeff. -0.093 (0.0062)	Coeff. -0.099 (0.0048)

図3—属性ごとの平均価格と割引率の関係



なっている。

この結果を第1節において検討したプロスペクト理論との関係と照らし合わせると、価格が低い、つまり損も得も額が小さいほど、広告掲載価格のマークアップ比率が高くなりやすいということが言える。こうした行動は、物件所有者側の戦略としては、損を目の前にして、それを回避しようとする行動経済学的な行動原理に照らせば、合理的であると言える。

しかしながら、売り手の意向にかかわらず、築古・狭小・駅遠物件の少額物件ほど当初広告価格が適正な成約価格より高くなることにより、物件が成約しにくくなることにつながると考えられ、社会的にはこれらの資産を動かして空き家の存在などの外部性を防ぐ必要がある。

こうした状況を改善する政策的インプリケーションとしては、まず、空き家などが多く含ま

れると考えられる少額物件ほど、適切な不動産価格づけを行なうことによって取引の成立確率を認識させ、売り手側の正しいプライシングを後押しする必要があるということが挙げられる。そのうえで、空き家など少額物件の取引に対する所有者へのインセンティブ（取引しないことのディスインセンティブ）、あるいは不動産業者（宅建業者）の低額物件取引への適切なインセンティブづけの必要性も示唆される⁷⁾。

おわりに：考察および今後の展開

本稿においては、住宅の価格水準と広告時におけるマークアップ比率の関係性について、行動経済学におけるプロスペクト理論の観点から考察し、低額物件ほどマークアップ比率が高くなることを示した。そのうえで、アットホーム社の広告掲載データとレインズの成約データを

用い、広告時からの成約価格に関する割引率について PSM の手法を用いて、実証面での裏付けを行なった。

一方で、本研究における、築30年以上か未満か、といった大括りの分析に加え、築年数のより細かい分類に基づく分析を行なうと、必ずしもその関係性は一律に物件の価格水準と割引率が負の関係にあるわけではなく、部分的にその負の関係性が崩れているところが見て取れる。具体的には、築40年以上50年未満が築30年以上40年未満の物件に比して割引率が下がるほか、築50年超の物件は割引率が高いものの、成約物件の価格が高くなっているなどの現象が見られる。

築50年超の物件の価格が高くなっていること自体は、築年数が古くなくても取引されていることのセレクション・バイアスのほか、リフォームを行なっている可能性なども考えれば一定の説明がつくが、物件の価格水準と割引率の負の関係性は成立せず、プロスペクト理論をはじめとした本稿の分析どおりにはなっていないと言える。これらは、築40年以上の物件のサンプルとしての相対的な少なさ（築40年未満の各カテゴリーでは2～3万件のデータがある一方、築40年以上50年未満で8100件、築50年以上で1700件）により、大サンプルであることを要求される PSM によるバイアスを含んだ数値であると見ることもできる。

また、本件データだけで確定的なことは言えないが、わが国における中古住宅市場が、特に数十年前には成熟していなかったこと、築40年以上の物件の多くが親などから相続された物件であり、居住地の異なる親から相続した物件の取引が多く含まれる可能性もあることを考えると、「損」に関する捉え方も異なり（「損」に対する意識が希薄になり）、低い広告価格でも売却の方向に働く可能性があることが指摘できる。

いずれにしても、わが国における不動産取引データには、第2節冒頭で述べたような、諸外国の MLS データとの違いがあり、広告から取

引までを見渡せるようなデータ整備とその適切な利用が求められる。この点は、先般、国土交通省においてガイドラインが発出された「不動産 ID」に関するルールづくりが進めば、仮にデータベースが分かれていても個別物件に基づいた分析が進められる可能性がある。今後、わが国においても、諸外国における不動産事業者による共有データベースとしての MLS の取り組みを参考としつつ、データの環境整備とともに関連研究が質・量ともに増大することが期待される⁸⁾。

注

- 1) 本稿に述べる内容は、筆者の個人的見解であり、東京大学、国土交通省ほか所属する機関の意見を代表するものではない。また、本研究の端緒において、(独)住宅金融支援機構毛利信二理事長、同小林正宏審議役から有益なご示唆をいただいたとともに、金本良嗣先生をはじめとした住宅経済研究会の皆様から貴重なコメントをいただいたことに御礼を申し上げたい。また、本稿に述べる分析についての追加的な図表・分析を含めた内容については、東京大学連携研究機構不動産イノベーション研究センター(CREI)ワーキングペーパー No.11に収録されている。
- 2) 全日みらい研は、CREIの研究協力機関の一つであり、上記研究報告の取りまとめにおいて CREI が協力を行なっているほか、本稿は、両機関の研究協力協定に基づく研究の一環として行なわれたものである。この研究報告は、全国180の不動産事業者(宅地建物取引業者)の回答の中から、15%に当たる27者に対して、さらに電話、メール等の追跡調査を行なった結果を公表している。詳細は、全日みらい研(2020)を参照のこと。
- 3) Liu and van der Vlist (2019) は、オランダの Multiple Listing Service (MLS) データ (2008-2013) を用いて、損失が予想される住宅所有者は、そうでない住宅所有者に比べて、平均して10%高い初期表示価格を設定し、より積極的に価格を下方修正する傾向にあることを示しているほか、Bucchianeri and Minson (2013) は、米国東部3州における MLS データ (2005.1-2009.4) を検証し、販売時の高い開始価格がより高い販売価格につながっていることを示した。また、この効果は、住宅ローンの差し押さえや深刻な延滞の割合が高い地域で特に強くなる結果となった。
- 4) アットホーム社のデータについては、東京大学 CSIS 共同研究 (No.1075) に基づいて提供されたものである。また、レインズからは、東京大学不動産イノベーション研究センター (CREI) に対して学術研究用にデータ提供を受けたものを活用している。

- 5) 上記データについては、入手したデータの中で、全体の母集団から外れが大きいデータについて、特にPSMの推計を実施するために本分析から捨棄した。具体的には、物件価格（当初広告価格）は10億円以下、階数3階建て以下、徒歩距離10km以下、床面積および敷地面積1000㎡以下、築100年以下、容積率2000%以下に限定している。
- 6) 本稿におけるPSM推計においては、STATAのteffectコマンドを用いて推計を行なった。PSM推計において正しくマッチングが行なわれていることを確認するため、teffectの事後コマンドにより、説明変数の差や分布がマッチングによって広告掲載データと成約データとの間で適切に調整されていることを確認した。
- 7) 国土交通省においては、本データサンプルの後の期間である平成30年1月に宅地建物取引業者が得ることができる報酬に関する告示改正を行っており、低廉な空き家等（物件価格が400万円以下の宅地建物）であって、通常より現地調査費用等を要するものについては、従前の3%（税込3.3%）の報酬額上限を超えて、18万円を上限として、当該費用等を考慮した額の報酬を売主から受領できるようにすることとしている。また、令和2年度税制改正において、一定の低未利用土地であって取引金額500万円以下の物件について、譲渡所得税の対象となる所得金額から100万円が控除される措置が取られるようになったが、これらの制度改正で低額物件の取引に十分なインセンティブづけが行なわれているか否かについては、さらなる検証作業が必要である。
- 8) そのほか、本稿では触れなかったが、レインズ成約データにも「抹消価格」に相当するものがあり、アットホーム広告データの広告価格・抹消価格、レインズ成約データの抹消・成約価格の関係性を分析する方法で研究を深化させることがあり得る（cf. 鈴木ほか 2022）

参考文献

- Abadie, A. and G. Imbens (2006) "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects," *Econometrica*, Vol.74(1), pp.235-267
- Becker, S. O. and A. Ichino (2002) "Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores," *The Stata Journal*, Vol.2(4), pp.358-377.
- Benfield, J. and G. S. Sirmans (2009) "The Influence of Contingent Closing Costs on Sale Price, Time on Market, and Probability of Sale," *Journal of Housing Research*, Vol.18(2), pp.121-142.
- Bucchianeri, G. W. and J. A. Minson (2013) "A Homeowner's Dilemma: Anchoring in Residential Real Estate Transactions," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.89, pp.76-92.
- Genesove, D. and C. Mayer (1997) "Equity and Time to Sale in the Real Estate Market," *The American Economic Review*, Vol.87(3), pp.255-269.
- Genesove, D. and C. Mayer (2001) "Loss Aversion and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.116(4), pp.1233-1260.
- Jud, G. D. and T. J. Seaks (1994) "Sample Selection Bias in Estimating Housing Sales Prices," *Journal of Real Estate Research*, Vol.9(3), pp.289-298.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1974) "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases," *Science*, Vol.185 (4157), pp.1124-1131.
- Kahneman, D. and A. Tversky (1979) "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol.47(2), pp.263-292.
- Liu, X. and A. J. van der Vlist (2019) "Listing Strategies and Housing Busts: Cutting Loss or Cutting List Price?" *Journal of Housing Economics*, Vol.43 (C), pp.102-117.
- Merlo, A. and F. Ortalo-Magné (2004) "Bargaining over Residential Real Estate: Evidence from England," *Journal of Urban Economics*, Vol.56, pp.192-216.
- Shimizu, C., K. Nishimura and T. Watanabe (2016) "House Prices at Different Stages of the Buying/Selling Process," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 59, pp.37-53.
- Suzuki, M., K. Hino and S. Muto (2021) "Disamenity Externalities of Long-Term Vacant Houses in a Society without Frequent Foreclosures: The Case of a Depopulating City in the Tokyo Metropolitan Area," CREI Working Paper, No.2, University of Tokyo.
- (公社) 全日本不動産協会全日みらい研究所 (2020) 「空き家対策大全」<https://www.zennichi.or.jp/mirai/ken/>
- 鈴木雅智・武藤祥郎・浅見泰司・柳川範之 (2022) 「条件不利物件における売却価格設定上の課題と住宅市場からの撤退の可能性：不動産ポータル掲載物件・成約物件データベース間の比較分析」『CREI Working Paper (The University of Tokyo)』 8号。

バブル期における住宅価格の変動が家計の生涯効用に与えた影響

菅 史彦

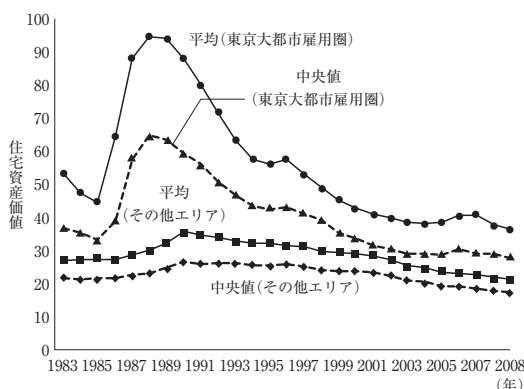
イントロダクション

1980年代末から1990年代半ばにかけて日本で発生したバブルは、非常に大きな住宅資産価格の変動をもたらした。図1は、総務省『家計調査』データをもとに推計した、日本の家計が保有する住宅資産の価値の平均と中央値をプロットしたものである。この図から、東京圏では、住宅価格が5年ほどの間に倍近くに上がり、その後10年かけて元の水準に戻ったことがわかる。

日本では、年収の5～8倍もの住宅ローンを借り、新築住宅を生涯の間に1～2回だけ購入するというのが一般的である。そのため、このような大きな住宅価格のうねりは、家計の資産蓄積や生涯効用に大きな影響を持ったことが予想される。典型的な日本の家計は30代後半から40代前半に家を購入するため、そのタイミングで東京都市圏に住んでいた家計にとって、バブルは非常に大きな影響をもたらした可能性がある。

本研究は、そのようなバブル期における住宅価格の変動が家計に与えた長期的な影響を推定することを目指すものである。そのために、われわれは総務省『家計調査』データを用いて、東京都市雇用圏において、家を購入するタイミングでバブル期を経験した1950年代前半生まれの世代に焦点を絞り、それらの資産蓄積のパターンを再現できるような構造モデルを推定した。推定したモデルを用いて、バブル期の住宅価格の乱高下が起こらなかった場合の仮想シミュレ

図1—住宅資産価値の変動



ーションを行ない、住宅価格の変動が家計に与えた影響を分析した。

分析の結果、27.8%の家計が住宅価格の変動の恩恵を受け、生涯所得に換算して2.1%ほどの生涯効用の増加を経験した一方で、残りの72.2%の家計は負の影響を受け、その大きさは生涯所得に換算して5.7%にもなったことがわかった。全体で平均すると、バブル期の住宅価格の変動が1950年代前半生まれで東京都市雇用圏に居住していた家計に与えた影響は、生涯所得に換算して-4.7%に相当し、非常に大きな影響を持っていたことがわかった。

1 先行研究

住宅価格の変化が家計に与えた影響を推計する最もシンプルな方法としては、住宅のキャピタルゲイン／ロスを推計するというやり方が考えられる。しかし、住宅価格の変化がなかった

場合に家計がどのような選択をしていたかがわからないため、単純に住宅価格の下落に伴うキャピタルロスを生涯所得の減少とみなすことには無理がある。別のアプローチとしては、住宅価格と消費の関係を利用する方法がある。ライフサイクル／恒常所得仮説（LC-PIH）によれば、家計の消費は、生涯で利用可能な資源の変化を反映していると考えられる。このようなアイデアに基づき、Attanasio and Weber（1994）は、消費が住宅価格の変動にどのように反応するかを分析するアプローチを提案した。Hori and Niizeki（2019）は、同じアプローチを『家計調査』データに適用し、消費を住宅資産に回帰させることで限界消費性向を推計した。このようなアプローチは、住宅をライフサイクル資産と見せるか、LC-PIH が成立するかどうかといった仮説を検証するうえでは有用である。しかし、住宅価格の変化によって生涯効用がどの程度変化するかを明らかにすることはできない。

このような観点から、本研究ではいわゆる「構造的」なアプローチを採用した。より具体的には、家計の生涯にわたる意思決定の問題を記述する理論モデル、いわゆるライフサイクルモデルを、総務省『家計調査』データを主に使って推定し、推定したモデルを用いて住宅価格の変化の長期的な影響を定量化した。

ライフサイクルモデルを推定する際には、Indirect Inference¹⁾と呼ばれる、シミュレーションに基づく推定方法を採用した。シミュレーションを推定の過程に組み込んでライフサイクルモデルを推定する試みは、Gourinchas and Parker（2002）以降多くの先行研究で採用されている²⁾。その一方で、住宅資産を組み込んだライフサイクルモデルは構造が複雑になるため、あまり一般的でない。数少ない研究の一つが Attanasio et al.（2012）によるもので、イギリスのデータを用いて、担保・借入制約の下での家計の住宅選択を組み込んだライフサイクルモデルを構築し、推計した。また、米国（U.S.）のデータを用いて、非耐久財と住宅財の間



すが・ふみひこ

1980年福岡県生まれ。東京大学文学部卒。東京大学大学院経済学研究科修士課程修了。University of Wisconsin-Madison (Ph.D. in Economics)。内閣府経済社会総合研究所研究官を経て、現在、九州大学経済学研究院准教授。

の代替弾力性を測定するために住宅資産を組み込んだライフサイクルモデルを推定した Li et al.（2016）の研究もある。Li et al.（2016）は、2007年から2010年のサブプライムローン危機の前後を対象に、米国における住宅価格変動の影響も分析している。しかし、この期間の米国における住宅価格の変動は、日本のバブル期前後における住宅価格バブルと比較して小さく、期間も短い。また、日本の家計は新築を好み、頻繁に引っ越しをしない傾向があるため、住宅価格の変動が与える影響も大きくなると考えられる。本研究は、このようなアプローチを用いて、日本の住宅価格のバブル崩壊が家計の生涯効用に与えた長期的な影響を検証した初めての研究である。

2 モデル

推定するモデルはライフサイクルモデルと呼ばれる動学的最適化モデルである。一期間を3年とし、家計は25歳から85歳までの20期間にわたって意思決定を行なう。各期において、予算制約の下で効用を最大化するように消費 c_t と住居選択 h_t に関する意思決定を行なう。住居に関する選択 h_t は、賃貸なら1、低価格住宅なら2、中価格住宅なら3、高価格住宅なら4の値をとる離散変数として定義される。家計が直面する問題は、

$$\max_{\{c_t, h_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T \beta^{t-1} E[u(c_t, h_t)] \quad (1)$$

で与えられる。パラメーター β は割引因子である。

選好

各期における効用 $u(c_t, h_t)$ は、以下の関数で与えられる。

$$u(c_t, h_t) = \kappa \left[\frac{1}{1-\gamma} \left(\frac{c_t}{\sqrt{n}} \right)^{1-\gamma} + \frac{f(h_t)}{\sqrt{n}} - F1[h_t \neq h_{t-1}] \right] + \eta(h_t) \quad (2)$$

κ は消費や住居選択から得られる効用と、選択肢ごとに違う値を取るショック $\eta(h_{it})$ との間の相対的な重要度を決定するパラメーターで、 γ は相対的リスク回避度係数、 $f(\cdot)$ は住居から得られる効用、 F は家を買って替えたり、引っ越ししたりすることに伴う心理コストを表す。家から得られる効用の関数 $f(\cdot)$ は、

$$f(h_{it}) = \begin{cases} 0 & \text{if } h_{it}=1 \\ \phi + 0.25\mu & \text{if } h_{it}=2 \\ \phi + 0.5\mu & \text{if } h_{it}=3 \\ \phi + 0.75\mu & \text{if } h_{it}=4 \end{cases}$$

で与えられる。これは、データにおいて低・中・高価格住宅が、それぞれ各期の25パーセント、50パーセント、75パーセントの価格の住宅として定義されていることに対応している。

予算制約

t 期の期初において家計が直面する予算制約は、以下の式であらわされる。

$$A_{t+1} \leq R_{t+1} \left[A_t + w_t - c_t - q_t d_{1t} - \sum_{j=2}^4 p_t^j d_{jt} \right] \quad (3)$$

ただし、 A_{t+1} は来期に持ち越す金融資産、 R_{t+1} が金利、 A_t が前期から持ち越してきた金融資産、 w_t が当期の所得、 q_t が賃貸の家賃、 $d_{jt} = 1[h_{it}=j]$ が住宅に関する選択を表すダミー変数、 p_t^j は j 番目の住宅の価格である。これに対し、 t 期の期初で j 番目の価格帯の家を所有している家計の予算制約は、以下の式で与えられる。

$$A_{t+1} \leq R_{t+1} \left[A_t + w_t - c_t - q_t d_{1t} + (1-\delta) p_t^j (1-d_{jt}) - \sum_{k=2}^4 p_t^k d_{kt} \right] \quad (4)$$

新たに加わった項は、所有している j 番目の価格帯の家を売った場合の売却益で、家計は売却の際に取引コスト δp_t^j を支払う。

ここで、より現実的な家計の意思決定を想定し、予算制約式に担保・借入れ制約を導入する。まず、借入れは住宅ローンのみで、家を所有していない家計は借入れができないと仮定する。すなわち、

$$A_{t+1} \geq 0 \text{ if } h_{it}=1 \quad (5)$$

また、家計が家を所有している場合には、以下の制約が課される。

$$\frac{A_{t+1}}{R_{t+1}} \geq \lambda_t^h p_t^1 \quad (6)$$

λ_h は頭金制約を表し、 $0 < \lambda_h^1 < 1$ である。例えば、 $\lambda_h = 0.8$ で家計が5000万円の家を購入する場合、家計は頭金として1000万円を用意しなければならないということを意味する。また、借入れの上限が所得に依存することを考慮し、以下の制約を導入する。

$$\frac{A_{t+1}}{R_{t+1}} \geq \lambda_t^w w_t \quad (7)$$

ただし、パラメーター λ_t^w は正の値をとることとする。

状態変数の遷移式

所得や住宅価格については、すべて外生的に与えられると仮定する。家計の(対数)所得 $\ln w_t$ は以下の式で与えられる。

$$\ln w_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Age}_t + \alpha_2 \text{Age}_t^2 + \nu_t \quad (8)$$

$$\nu_t = \nu_{t-1} + \xi_t, \xi_t \sim N(0, \sigma_{\xi}^2)$$

ただし、 Age_t は家計の t 期における年齢である。誤差項 ν_t はランダムウォークに従い、各期の所得ショック ξ_t は恒久的であると仮定している。第1期における誤差項 ν_1 の値はランダムに割り振られ、所得ショックの実現値も各期各個人で異なる値をとるため、実現される生涯所得のパスは家計ごとに異なる。そのため、すべての家計は同じ選好を持つが、生涯にわたる消費、金融・実物資産の実現値も家計ごとに異なる。

所得のパスが家計ごとに異なる一方で、地価

のパスはすべての家計に共通であるとし、中価格住宅の（対数）価格 $\ln p_t^3$ は以下の式で決定されるとする。

$$\ln p_t^3 = \ln p_{t-1}^3 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (9)$$

低価格・高価格住宅の価格 p_t^2 、 p_t^4 は、中価格住宅 p_t^3 の価格と連動して、以下の式で決定されるとする。

$$\ln p_t^2 = \zeta_0^{(l)} + \zeta_1^{(l)} \ln p_t^3 \quad (10)$$

$$\ln p_t^4 = \zeta_0^{(h)} + \zeta_1^{(h)} \ln p_t^3 \quad (11)$$

賃貸の家賃 q_t は、本来であれば地価に連動して決まると考えられるが、実際のデータでは非常に相関が弱いので、時間 t のみに依存して、以下の式で決定されることとする。

$$q_t = \zeta_0^{(q)} + \zeta_1^{(q)} y_t + \zeta_2^{(q)} y_t^2 \quad (12)$$

ただし、 y_t は1982年をゼロとした暦年である。

住宅ローンの利子率 R_t^b は、対数を取ったものがランダムウォークに従うと仮定し、

$$\ln(R_t^b) = \ln(R_{t-1}^b) + \varepsilon_t^R, \quad \varepsilon_t^R \sim N(0, \sigma_R^2) \quad (13)$$

で決定される。金融資産の利子率 R_t^d は住宅ローンの利子率に連動して動くとして仮定し、

$$R_t^d = \zeta_0^{(d)} + \zeta_1^{(d)} R_t^b \quad (14)$$

で決定されることとする。

3 データ

モデルの推定には総務省『家計調査』データを使用する。家計調査は、現在約9000世帯を対象とする月次調査である。本研究では1983年から2012年までの調査データを使用した。この期間に観測された総世帯数は50万にも及ぶ。前述したように、本研究では観測期間中に東京大都市雇用圏に居住していた1951年から1955年生まれの世帯主を持つ世帯を分析対象とする。さらに、1人世帯では金融資産に関する情報が得られないため、2人以上の世帯を対象とした。また、本研究で用いられたモデルでは、家計が貯蓄し、必要に応じて住宅ローンを借りて、自力で住宅を購入することが想定されており、相続による住宅取得はモデルには含まれていない。そのため、家を親世帯と共有し、将来的に相続する可能性が高いと考えられる世帯（世帯主よ

り年上のメンバーと同居している世帯と、住宅建設時に25歳以下であった世帯主がいる世帯）を除外した。また、自営業者世帯は、勤労者とは所得のプロセスが異なると考えられるため、サンプルには含めなかった。このような基準を適用した結果、サンプルサイズは5253世帯となった。モデルにおける1期は3年に相当するため、観測期間全体を10期に分割する。各期におけるサンプルサイズは、300から550である。構造モデルを推定する際には、各期間における家計所得、金融・実物資産価格の平均と住宅所有率を算出するが、家計所得と金融・実物資産価格はCPIで実質化した。

4 推定方法

本研究で推定したモデルでは、所得や住宅価格、金利のプロセスは外生的に決まると仮定されている。そのため、それらのパラメーターはデータから直接推定した。なお、モデルに含まれるパラメーターの中にはデータから推定できないものもあり、それらについては先行研究で推定された値等を用いた。具体的には、CRRA係数 γ は、 β と分離して識別できるかが不明であるため、Attanasio et al. (2012) に従い Attanasio and Weber (1994) の推定値を用いた。また、住宅の再販割引率 δ は、住宅の購入・引越に伴う心理コスト F と分離して識別できないため、値を設定する必要がある。家計の住宅資産の約80%は土地価格で構成されるため、本研究では再販割引率 δ は20%とした³⁾。また、住宅価格と住宅ローン金利のショックの分散は、それぞれ家計調査データと日本銀行『金融経済統計月報』データから直接計算した。表1はこれらのパラメーターの値をまとめたものである⁴⁾。

割引因子 β などの構造パラメーターについては、データから直接推定されたパラメーターを所与として、Indirect Inferenceを用いて推定を行なうことにする。Indirect Inferenceとは、まず鍵となる変数間の関係を記述する auxili-

表1 ーデータから直接推定、もしくは先行研究から借用したパラメーター

相対的リスク回避係数 γ	1.4300
ショックやばらつきに関するパラメーター	
所得ショック σ_{ε_i}	0.0045
第1期の所得分布の標準誤差 σ_{ε_1}	0.0812
住宅価格ショック σ_p	0.1029
住宅価格ショック(仮想シミュレーション) σ_p	0.0565
利子率ショック σ_R	0.1529
所得関数のパラメーター	
定数項 α_0	-2.9045
世帯主年齢 α_1	0.1902
世帯主年齢の二乗 α_2	-0.0019
住宅価格に関するパラメーター	
定数項(低価格) $\zeta_0^{(v)}$	-0.1069
中価格住宅の(対数) 価格(低価格) $\zeta_1^{(v)}$	0.8968
定数項(高価格) $\zeta_0^{(h)}$	-0.0394
中価格住宅の(対数) 価格(高価格) $\zeta_1^{(h)}$	1.1680
賃貸の家賃関数のパラメーター	
定数項 $\zeta_0^{(q)}$	0.3213
時間変数(year-1982) $\zeta_1^{(q)}$	0.0415
時間変数(year-1982)の二乗 $\zeta_1^{(q)}$	-0.0009
貯蓄に対する利子率に関するパラメーター	
定数項 $\zeta_0^{(d)}$	-3.1297
住宅ローンの利子率 $\zeta_1^{(d)}$	1.3752

ary model を考え、家計調査データから推定された auxiliary model のパラメーターの値と、構造モデルを用いたシミュレーションによって生成されたデータから得られた推定値との間の「距離」を最小化する推定方法である。本研究で用いられた auxiliary model は以下の3式で構成される。

$$A_{it} = \sum_{t=1}^{10} \omega_t^{(A)} d_{it} + u_{it}^{(A)} \quad (15)$$

$$H_{it} = \sum_{t=1}^{10} \omega_t^{(H)} d_{it} + \omega_w W_{it} + u_{it}^{(H)} \quad (16)$$

$$D_{it} = \sum_{t=1}^{10} \omega_t^{(D)} d_{it} + u_{it}^{(D)} \quad (17)$$

ただし A_{it} は家計が保有する金融資産、 H_{it} は住宅資産で、 D_{it} は住宅を所有しているか否かを表すダミー変数、 d_{it} は、 t 期なら1、それ以外の期なら0をとるダミー変数である。

表2 Indirect Inference によって推定された構造パラメーター

割引因子 β	0.928
消費と住宅から得られる効用のウェイト κ	1.398
住宅から得られる効用の関数の定数項 ϕ	1.090
	0.354
住宅から得られる効用の関数の傾き μ	
住宅購入・引越しに伴う心理コスト F	6.600

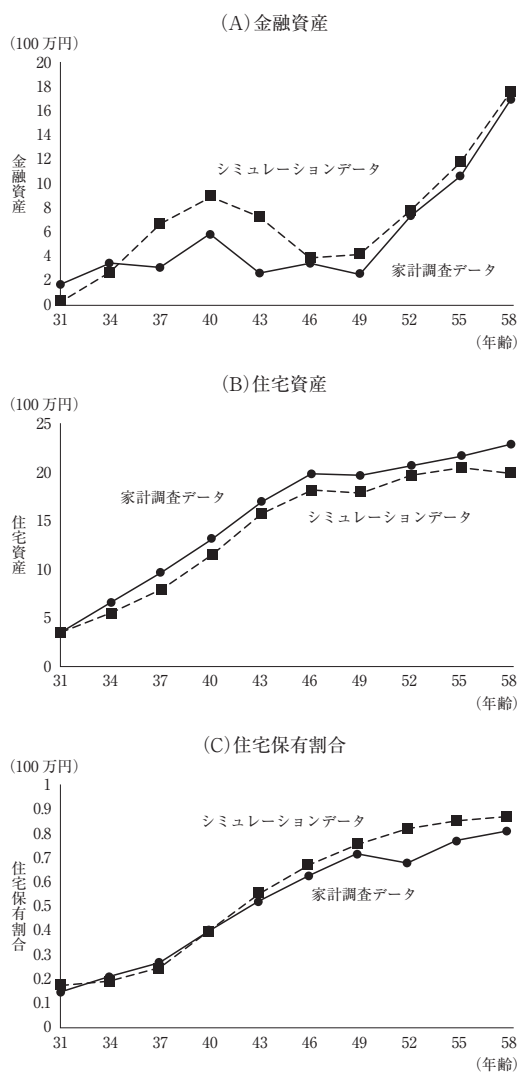
注) 割引因子は3年分を割り引くもの。計算上の理由から、標準誤差は計算していない。

5 推定結果

表2は構造パラメーターの推定値をまとめたものである⁵⁾。まず推定されたモデルの当てはまり具合を確認するために、金融資産と住宅資産、住宅保有率の実測値と予測値を概観する。図2(A)～(C)は、各期における金融・住宅資産および住宅保有率を、家計調査データ(実線)およびシミュレーションから生成したデータ(点線)から計算した平均値をプロットしたものである。住宅資産の予測はやや過小であるものの、36-45歳の金融資産と51-57歳の持ち家率を除けば、ほとんどの部分でモデルの当てはまりは良好であるように思われる。本研究における分析対象は、バブル期に36-45歳であった家計であるため、金融資産の乖離が起こっているのはバブル期頃ということになる。これは、おそらく一部の家計が、親から将来的に住宅資産を相続する、もしくは住宅購入の際に親から所得移転があることを知っていて、モデルが予測するほどの貯蓄をする必要がなかったためであるという可能性が考えられる。このような不一致はあるものの、推定されたモデルは、金融・住宅資産蓄積のパターンをおおむねうまく再現しているといえる。

家計の住宅選択行動をより詳細に見るために、借家と低・中・高価格住宅の所有者の割合をプロットしたのが図3である。図からわかるように、家計が年を取るにつれ、借家から徐々に持ち家にシフトする傾向があり、より良い住宅に

図2—モデルの当てはまり



住む家計の割合は、世帯主の年齢が上がるにつれて増加する。

6 仮想シミュレーション

バブル期前後における住宅価格の変化が家計に与えた影響を定量化するために、第3期(30-32歳、1983-85年)から第8期(45-47歳、1998-2000年)まで住宅価格を固定した仮想シミュレーションを行なった。図4は、中価格帯住宅の価格の実測値(点線)と仮想の値(実線)をプロットしたものである。第3～8期の間は、住宅価格は固定されているが、家計は住

図3—賃貸および各価格帯住宅保有割合

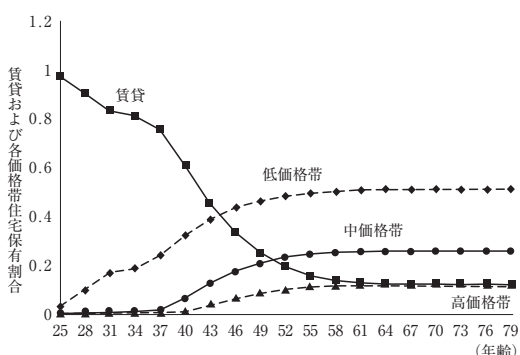
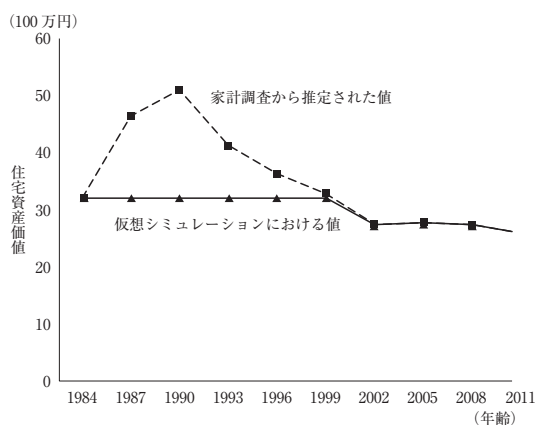


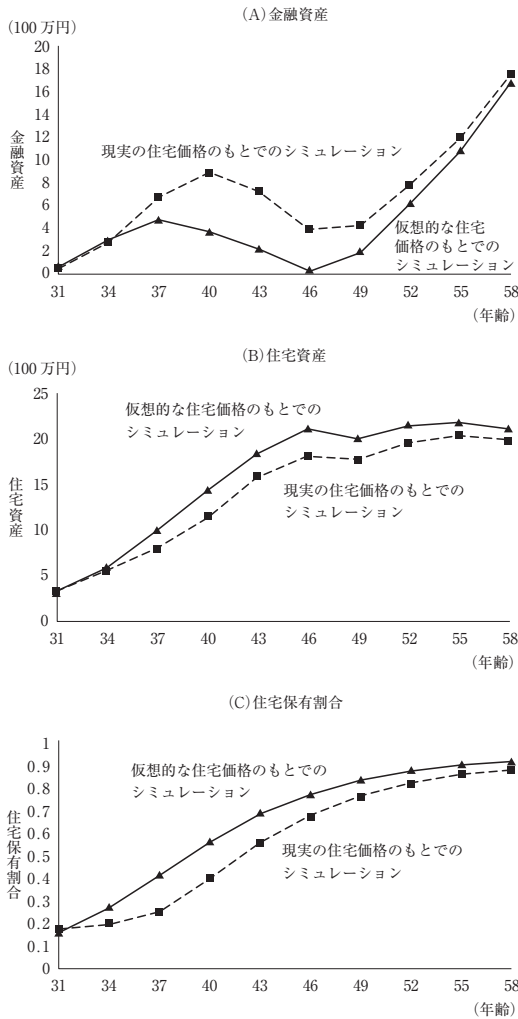
図4—仮想シミュレーションにおける住宅価格



宅価格が不確実でランダムウォークに従うと考えて、消費・貯蓄と住宅取得に関する意思決定を行なう。また、仮想シミュレーションでは、住宅価格ショックの分散を、バブル前(1983～1986年)とバブル後(1997～2012年)のデータから算出した分散に置き換える。バブル前後のこれらの時期は、住宅価格の変動が小さかったので、住宅価格ショックの変動幅は実際よりも小さくなっている。すなわち、仮想シミュレーションでは、家計はより少ない不確実性に直面し、より安定した住宅価格に直面すると仮定している。

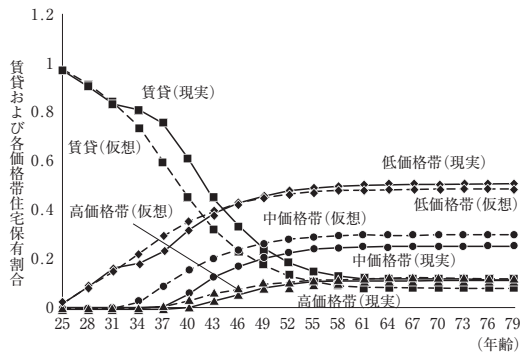
図5(A)～(C)は、仮想的な住宅価格のもとでのシミュレーションにおける家計の金融・住宅資産の蓄積を示したものである。図5(B)からわかるように、住宅価格の変動が少ないシミュレーションでは、家計は33歳以降に金融資産

図5—仮想シミュレーション



を少なく保有する傾向にある。より低い価格で住宅を購入できるシミュレーションにおいて、なぜ家計の貯蓄が少なくなるのだろうか。理由は2つ考えられる。第一に、図5(C)からわかるように、家計はより良い家をより早く購入する。第二に、家計が直面する住宅価格の不確実性が小さく、住宅価格の劇的な変化に備えて貯蓄をする必要がない。さらに、仮想シミュレーションでは、おそらく家計が住宅購入の際にお金を使いすぎずにすむため、現実の住宅価格のもとでのシミュレーションよりも生涯消費が0.34%高い。すなわち、バブルがない仮想シミュレーションでは、家計はより良い住宅を購入

図6—賃貸および各価格帯住宅保有割合



するために金融資産を少なく保有し、より多くの消費をしている。図6は賃貸および各価格帯住宅保有割合が住宅価格の変動がある場合、ない場合でどのように異なるかを示したものである。図6から、住宅価格の変動がなかった場合には、家計はより高価格帯の家をより早く購入することがわかる。

前述のように、構造推定を行なうことの利点の一つは、住宅価格の変化の影響を、家計の生涯効用に基づいて評価できることである。バブル期の住宅価格変動がない仮想シミュレーションにおける生涯効用は、実際の住宅価格に基づくシミュレーションにおける生涯効用を上回っていた。住宅価格の変動がない仮想シミュレーションにおいてその差を埋めるためには、家計の生涯所得を4.7%下げる必要がある。したがって、バブル期における住宅価格の変動が家計に与えた損失は、生涯所得の4.7%に相当する。また、シミュレーションの結果から、住宅価格の変動が家計に与える影響は一定ではなく、27.8%の家計はプラスの影響を受けていたこともわかった。しかし、プラスの影響を受けた家計の平均効用利得は生涯所得の2.1%程度で、マイナスの影響を受けた家計の平均効用損失は生涯所得の5.7%に相当するため、全体としてはマイナスの影響であった。さらに、プラスの影響を受けた家計の消費は0.25%増加し、マイナスの影響を受けた家計の消費は0.57%減少していたこともわかった。生涯効用の変化に対す

る消費の変化の寄与度は、住宅価格バブルの恩恵を受けた人では0.1%、受けなかった人では4.1%にすぎない。このことから、家計は住宅価格の変化に応じて購入時期や住宅の質を変化させることで、(住宅財以外の)消費の水準を維持していたと考えられる。

7 結論

本研究では、バブル期の住宅価格の変動が家計に与えた長期的な影響を分析するために、家計のライフサイクルにおける金融・住宅資産蓄積を説明する理論モデルを構築・推定した。推定されたモデルを用いて(現実の住宅価格のもとで)シミュレーションを行ない、金融・実物資産と住宅保有率をデータと見比べると、一部で現実からの乖離は見られるものの、モデルの全体的な当てはまりは悪くはなかった。

推定されたモデルを用いて、1980年代半ばから1990年代にかけて住宅価格の変動がなかった状態を想定した仮想シミュレーションを行ない、日本の住宅価格の変動が家計の生涯効用に与える影響を定量的に分析した。分析の結果、27.8%の家計が生涯所得の2.1%に相当する効用の増加を経験した一方で、72.2%の世帯が生涯所得の5.7%に相当する効用の減少を経験した。平均では、生涯所得の4.7%に相当する効用が、住宅価格の変動によって失われたことがわかった。

シミュレーションの結果から、生涯効用の増加を経験した家計は消費も増加し、逆に生涯効用の減少を経験した家計は消費の減少も経験していたことがわかった。しかしながら、消費の変化と生涯効用の変化にはかなりの違いがあった。このことは、住宅価格の変動による生涯効用の変化を捉えるには、(住宅財以外の)消費量の変化を追うだけでは不十分である可能性を示唆している。

謝辞

本論文の内容は、Niizeki and Suga (2021)に基づいて、

住宅経済研究会において発表した内容をまとめたものである。研究会に参加し、コメントをくれた方々に感謝申し上げたい。Niizeki and Suga (2021)は科研費(17H06925)の助成を受けたものである。本論文にて表明されている意見は著者個人によるものである。

注

- 1) Indirect Inference については、Gourieroux et al (1993)を参照。
- 2) そのような手法を使って、日本に関する分析をした先行研究としては、Abe and Yamada (2009)がある。
- 3) 日本の家計は新築住宅に長く住むことを好み、購入後すぐに売却するケースは少ないと考えられるため、建物の価値はほぼゼロと仮定した。
- 4) 所得ショックのプロセスの推定方法や、loan-to-income ratio と loan-to-value ratio から λ_i^w および λ_i^h を計算した方法の詳細については、Niizeki and Suga (2021)を参照。
- 5) 推定された割引係数 β はモデルにおける1期(3年)分の割引因子で、年率に換算した割引率は約2.56%である。

参考文献

- Abe, N., and T. Yamada (2009) "Nonlinear Income Variance Profiles and Consumption Inequality over the Life Cycle," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.23(3), pp.344-366.
- Attanasio, O. P., R. Bottazzi, H. W. Low, L. Nesheim, and M. Wakefield (2012) "Modelling the Demand for Housing over the Life Cycle," *Review of Economic Dynamics*, Vol.15(1), pp.1-18.
- Attanasio, O. P., and G. Weber (1994) "The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence," *Economic Journal*, Vol. 104 (427), pp.1269-1302.
- Gourieroux, C., A. Monfort, and E. Renault (1993) "Indirect Inference," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.8(S1), S85-S118.
- Gourinchas, P. O., and J. A. Parker (2002) "Consumption over the Life Cycle," *Econometrica*, Vol.70 (1), pp.47-89.
- Hori, M., and T. Niizeki (2019) "Housing Wealth Effects in Japan: Evidence Based on Household Micro Data," *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol.19(2).
- Li, W., H. Liu, F. Yang, and R. Yao (2016) "Housing Over Time and Over the Life Cycle: A Structural Estimation," *International Economic Review*, Vol.57 (4), pp.1237-1260.
- Niizeki, T., and F. Suga (2021) "The Impact of the Rise and Collapse of Japan's Housing Price Bubble on Households' Lifetime Utility," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.60, 101136.

中国都市部における疫病ショックに対する住宅価格の反応

Liu, Y., and Y. Tang (2021) "Epidemic Shocks and Housing Price Responses: Evidence from China's Urban Residential Communities," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.89, 103695.

はじめに

コロナウイルス感染症2019 (COVID-19) は、2019年12月に発生した新しい感染症である。中国国家衛生健康委員会 (NHC) は2020年1月から毎日、全国の感染状況を報告し、地方当局は感染者の移動経路や居住地などの詳細情報を発表している。そのような状況において、人々のリスク回避志向は不動産価格に反映されているのだろうか。不動産価格が感染リスクに反応するとすれば、その反応は都市の特性や地域の所得、人口密度に応じて異なるのだろうか。

本稿で紹介する Liu and Tang (2021) (以下、本論文) は、2019年5月から2020年6月までの中国の主要34都市におけるコミュニティレベルの住宅取引データを用いて、上記の疑問に対する解答を試みている。具体的には、感染コミュニティの緯度・経度情報を用いて感染および非感染コミュニティを分類し、ヘドニック価格の差分の差分モデルを構築することで住宅価格に対する疫病ショックの平均処置効果を明らかにする。さらに、感染症の流行が住宅価格、取引量、賃料に与える動的な影響も分析する。

分析の結果、感染地域の住宅価格は非感染地域の価格に比べて約1.3%低下したものの、これらの価格ショックは一過性のものであり、疫病ショックの後4カ月間程度経過すると元のトレンドに戻ることが明らかになった。

また、異質性分析から、感染コミュニティの人口密度が高いほど住宅価格の下落幅が大きいことが示された。住宅価格の下落幅は、高級住宅地よりも一般住宅地のほうが大きいことも示された。さらに、経済発展水準が高く、住宅サービスに対する需要が大きい都市ほど感染症の流行による住宅価格の下落は小さいことがわかった。

本論文は、都市の住宅市場が疫病に反応するメカニズムとして二つの重要な可能性を示唆している。一つ目は、健康リスクを回避したいという欲求による住宅需要の減少が、感染症流行直後の住宅価格、賃料、取引量の減少につながったことである。二つ目は、価格と取引量の急速な回復は、コミュニティが感染症流行にさらされたときに、コミュニティの閉鎖管理や厳しい検疫措置などの一時的な公的介入が疫病の拡大を抑制し、その結果、負の外部性を効果的に解消したことを示唆している。

本論文は、都市のハザードが不動産価値に及ぼす影響を評価する広範な文献の中に位置づけられる。これまでの研究では、有害廃棄物処理場 (Kohlhase 1991)、癌クラスター (Davis 2004)、水質・大気汚染 (Leggett and Bockstael 2000)、原発 (Clark and Allison 1999) といったさまざまなハザードが取り上げられた。

本論文の貢献は以下の通りである。第一に、近年の住宅市場における COVID-19の流行ショックを自然実験として用い、感染症リスクを回避するための支払い意思を評価し、不動産市場を通じた非市場財の評価をしていることである。第二に、方法論的には、豊富な地理情報を活用し、最近傍マッチングと半径マッチングを用いて差分の差分モデルを構築し、従来のヘドニック価格モデルにおける内生性の問題を軽減することである。第三に、感染症の流行が住宅価格、取引量、賃料に与える動的な影響を分析することである。

本稿では紙面の都合により、主要な結果のみを紹介する。詳細な分析手法や異質性分析、頑健性の確認等については、本論文を参照されたい。

1 中国における COVID-19の流行

2020年1月11日、NHC は流行の中心地である武

漢で正体不明のウイルス性肺炎の経過を初めて報告した。NHC の報告から10日後、武漢市から他の省に感染が拡大した。中国政府は流行をコントロールするため、感染が確認された地域をただちに全面的に隔離し、2週間以上観察することで感染地域から隣接地域への流行の広がりを抑えている。

各地の衛生健康委員会は、記者会見や公式サイトを通じて、各地域の感染者数や感染者の最近の詳細な移動軌跡などの情報を国民に通知した。その後、新聞、オンラインメディアプラットフォーム WeChat などを通じて、これらの情報が発信された。WeChat 公式アカウントは毎日流行に関する情報を更新し、一般市民は WeChat を通じて簡単にこれらの情報を入手できた。さらに、Baidu Maps や Tencent Maps など中国で一般的な地図ソフトが感染コミュニティの地図を作成し、地方衛生委員会が提供する最新の感染症流行データに基づいて常に更新されていた。

2 データ

2.1 データソース

中国におけるコミュニティは都市部の基礎的な行政区画の単位を指し、コミュニティ内にはいくつかの世帯が存在する。本論文では、中国の主要34都市における2019年5月から2020年6月までのコミュニティ別の中古住宅取引価格、取引物件数、取引時間(月別)データを使用する。これらのデータは中国最大級の不動産取引プラットフォーム Fang.com から取得した。また、コミュニティの名称や住所、コミュニティ形成年、ランドスケープ率、容積率、建物数、世帯数等の特性も同サイトから取得した。

感染コミュニティの名前、住所、所在都市、感染日に関するデータは、Tencent Watchtower の感染コミュニティプラットフォームから入手した。このプラットフォームを利用することで、Fang.com から特定したすべてのコミュニティを感染または非感染に分類することができる。

中古物件の取引は、一般消費財の取引とは異なり、取引成立まで約1カ月かかる。取引が終了すると、不動産仲介業者は仲介契約を締結した日を取引日として Fang.com に取引情報を登録する。つまり、中

古住宅取引の登録は約1カ月程度遅れる。本論文では、感染症の流行の影響は流行の1カ月前に始まったと仮定する。

2.2 対照群の選定

感染コミュニティ(処置群)の反実仮想を得るためには、住宅価格に影響を与える所得や教育、その他の社会環境などが可能な限り類似した非感染コミュニティを見つける必要がある。本論文では、類似性をコミュニティ間の地理的距離で定義し、感染コミュニティと近接した非感染コミュニティを対照群とした。本論文で使用した感染コミュニティは652個であり、各感染コミュニティの半径750m以内のエリアにある非感染コミュニティ9785個の14カ月間のバランスパネルデータを作成した。

次に、対照群と処置群の類似度を最大にするために、最近接マッチングと半径マッチングを行なった。最近接マッチングでは、感染コミュニティに対して最も近いコミュニティだけを対照群とする場合(1対1)、2番目に近いコミュニティまで対照群とする場合(1対2)、3番目に近いコミュニティまでを対照群とする場合(1対3)に分けて分析した。半径マッチングでは、半径550m、450m、350mで類似度を定義し、感染コミュニティを中心にそれぞれの半径内に入るすべてのコミュニティが対照群となる。

2.3 記述統計量

表1は、分析に使用する感染コミュニティおよびその半径750m以内にある非感染コミュニティにおける住宅の月別取引価格、取引量、時間経過とともに変化しないコミュニティの特性に関する記述統計量を示したものである。

表1の平均値を見ると、感染および非感染コミュニティの住宅価格の変化に大きな差はない。感染症の発生後はすべてのコミュニティで月間取引量が減少した。その減少幅は非感染コミュニティよりも感染コミュニティで大きい。感染コミュニティの月別平均取引量は非感染コミュニティに比べて大きい。感染および非感染コミュニティ間のコミュニティ形成年、地積率、容積率に有意な差はなく、建物数、

表1—記述統計量

変数		感染コミュニティ			非感染コミュニティ		
		観測数	平均	標準偏差	観測数	平均	標準偏差
被説明変数							
月別住宅価格 (元/m ²)	感染症の流行前	4241	31946.98	25912.01	65,831	32100.96	26818.51
	感染症の流行後	3831	32028.27	27342.25	56,904	31992.72	28120.04
	月別取引量 (件数)	5165	0.93	2.7	77,561	0.22	1.14
	感染症の流行後	3963	0.72	2.85	59,429	0.21	1.21
コミュニティ特性							
コミュニティ形成年		602	2006.51	7.27	8489	2002.6	6.7
ランドスケープ率		587	0.36	0.11	7844	0.31	0.11
容積率		576	2.84	1.51	7380	2.95	1.71
建物数		540	18.19	19.92	7674	9.99	21.25
世帯数		532	1615.26	1625.41	7622	630.22	919.09

世帯数については、感染コミュニティのほうが非感染コミュニティより有意に多い。これは人口密度の高い地域ほど感染確率が高いためである。

3 分析手法

本論文では、差分の差分モデルを用いて、COVID-19の流行が住宅価格および取引量に与える影響を推定する。

$$Y_{it} = \alpha + \beta * \text{Infected}_i * \text{Post}_{it} + \theta_i + \gamma_b^* T_t + \varepsilon_{ibt} \quad (1)$$

ここで、被説明変数 Y_{it} は t 月のコミュニティ i の住宅価格の月平均の自然対数、 t 月のコミュニティ i の取引物件数の月平均のいずれかである。 Infected_i は感染コミュニティを表すダミー変数である。2.1節で論じたように、感染症の影響は政府が感染症の発生を発表する1カ月前から始まると仮定する。そのため、 Post_{it} は感染症の発生を発表する1カ月前(−1期)以降で1をとるダミー変数である。 θ_i は時間の経過とともに変化しないコミュニティ i の特性をコントロールする固定効果、 T_t は月別固定効果である。 $\gamma_b^* T_t$ は半径 b mのバッファゾーン内であることを示すダミー変数 γ_b と月別固定効果 T_t との交差項であり、バッファゾーンごとの月別固定効果をコントロールするものである。 ε_{ibt} は誤差項である。係数 β が、本論文で最も関心の高い感染症の流行が住宅価格、取引量へ与える影響を示す。

パラレルトレンドの過程が成立すること(すなわち、感染症の流行以前は、感染コミュニティの住宅価格、取引量のトレンドが非感染コミュニティのトレンドと同じになること)を検証すると同時に、感染症流行に対する被説明変数の動的影響を分析するため、以下のモデルを用いてイベントスタディを実

施した。

$$Y_{it} = \alpha + \beta_{-8} * L^{-8}_t * \text{Infected}_i + \dots + \beta_4 * L^4_t * \text{Infected}_i + \theta_i + \gamma_b^* T_t + \varepsilon_{ibt} \quad (2)$$

ここで、 β は感染症発生の前後 m カ月(m 期)のダミー変数と感染症発生ダミーとの相互作用の推定値である。本論文では、 $m = [-8, -7, -6, -5, -4, -3, -2,$

$-1, 0, 1, 2, 3, 4]$ とする。また、 L^{-8}_t は感染症の発生前8カ月以上であればすべて1、 L^4_t は感染症の発生後4カ月以上であればすべて1をとるダミー変数である。その他の変数の意味は、(1)式と同じである。

4 分析結果

表2は、(1)式に関するマッチング方法の違いによる回帰分析の結果である。1～3列目は最近接マッチング、4～6列目は半径マッチングを用いている。分析結果から、感染症の流行は感染コミュニティの住宅価格を約1.3%下落させることがわかった。この結果は、Wong (2008)が行なった香港におけるSARSの流行が住宅価格へ及ぼす影響の推定結果と非常に類似している。Wong (2008)によれば、コミュニティ内でSARSの流行が確認された後、住宅価格は平均で1.6%下落した。

図1に半径550mの半径マッチングおよび(2)式の推定から得られたイベントスタディの結果を示す。図には、回帰分析から得られた係数とその95%信頼区間がプロットされている。

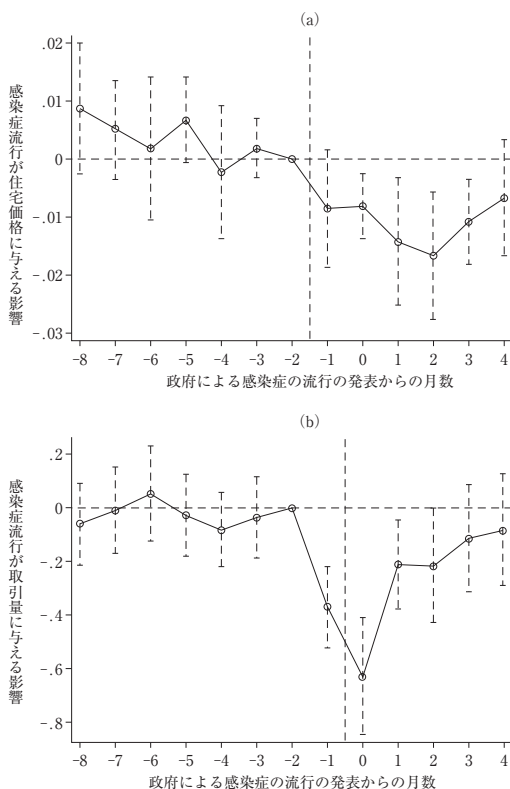
図1aは住宅価格に関する結果である。図によれば、COVID-19の発生前に感染コミュニティと非感染コミュニティの間で住宅価格の動向に有意な差はない。図1aでは、統計的に有意ではないものの、感染症の影響が政府による発表の1カ月前に始まっている。また、この図からCOVID-19の流行が価格下落をもたらすのは、流行の発表から4カ月間であることがわかる。流行の発表後4カ月目には、感染コミュニティと非感染コミュニティの平均住宅価格変動率の差は有意でなくなっている。これは、感染

表2—差分の差分モデルの推定結果（住宅価格）

	最近接マッチング			半径マッチング		
	(1) 1 対 1	(2) 1 対 2	(3) 1 対 3	(4) 350m	(5) 450m	(6) 550m
Infected*Post	-0.0204*** (0.0039)	-0.0127*** (0.0035)	-0.0107*** (0.0034)	-0.014*** (0.0039)	-0.0142*** (0.0036)	-0.0137*** (0.0033)
観測数	12722	17652	21872	31085	50259	73176
決定係数	0.9918	0.9927	0.993	0.9926	0.9929	0.9928

注) 被説明変数は、住宅価格の自然対数である。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。括弧内はバッファーゾーンでクラスタリングされた標準誤差を示す。

図1—感染症の流行による住宅価格および取引物件数の変化



症の流行が迅速かつ効果的に抑えられ、人々が感染症のリスクを回避できることを知ったことを示唆している。

図1bは取引量に関する結果である。図1aと同様に感染症の流行前は、感染コミュニティと非感染コミュニティの間で取引量に差がない。感染症の流行の発表1カ月前には取引量が大きく減少しているものの、流行から4カ月程度で感染地域の取引量はほぼ元の経路に戻っており、取引量への影響も短期

間であった。

まとめ

本論文では、中国の主要都市におけるコミュニティレベルの不動産市場のデータを用いて、感染症の流行が住宅価格および取引量に与える影響を分析した。地理情報を用い

て感染コミュニティと非感染コミュニティの空間的最近接マッチングと半径マッチングを行なったうえで差分の差分モデルを使用した。

分析の結果、感染コミュニティの住宅価格は非感染コミュニティと比較して平均で約1.3%下落することがわかった。イベントスタディでは、感染症の流行による負の影響は一時的なものであることがわかった。これは、コミュニティの閉鎖管理や厳しい防疫措置などの公的介入が感染の拡大を抑制したことを示唆している。

本論文の結果は、人々の感染症リスク回避の理解に貢献するだけでなく、コミュニティ防疫などの古来の疫病予防・制御策が社会福祉に与える影響についての洞察を与えるものである。

参考文献

- Clark, D. E., and T. Allison (1999) "Spent Nuclear Fuel and Residential Property Values: The Influence of Proximity, Visual Cues and Public Information," *Papers in Regional Science*, Vol.78(4), pp.403-421.
- Davis, L. W. (2004) "The Effect of Health Risk on Housing Values: Evidence from a Cancer Cluster," *American Economic Review*, Vol.94(5), pp.1693-1704.
- Kohlhase, J.E. (1991) "The Impact of Toxic Waste Sites on Housing Values," *Journal of Urban Economics*, Vol. 30(1), pp.1-26.
- Leggett, C.G., and N.E. Bockstael (2000) "Evidence of the Effects of Water Quality on Residential Land Prices," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 39(2), pp.121-144.
- Wong, G. (2008) "Has SARS Infected the Property Market? Evidence from Hong Kong," *Journal of Urban Economics*, Vol.63(1), pp.74-95.

吉田 惇
九州大学アジア防災研究センター助教

●調査研究成果のご案内

「住まいに困窮する者に対する支援の効果把握と効果的な支援のあり方に関する調査」

調査研究レポートとして発刊予定
定価：未定

日本では高齢者、障害者等の住宅確保が困難な個人の増加が見込まれる一方で、公営住宅については大幅な拡充が難しい状況にある。こうした問題意識から、増加傾向にある民間の空き家・空き室を活用した、住宅セーフティネット制度が平成29年10月から開始され、約5年が経過した。昨今では、新型コロナウイルス感染症の影響等により、住居確保給付金の受給者が大幅に増加するなど、住まいに困窮する個人の数はさらに増加しており、住まい確保に向けた支援の重要性は一層高まっている。

民間のセーフティネット住宅登録戸数は増加傾向にある一方で、制度の柱の一つである家賃低廉化等の補助制度や、住宅相談や見守

り等の居住支援については、その効果が分かりにくく、取り組む自治体は限定的である。また、住まいに困窮する者に情報が行き届いていないことや、セーフティネット住宅に登録することが大家にとってインセンティブとなっていないなどの課題も指摘されており、自治体等における取組の促進・拡大に向けてセーフティネット住宅制度の実施状況や課題を整理することには、大きな意義がある。

以上の問題意識から、日本住宅総合センターは、みずほリサーチ&テクノロジーズ株式会社に調査を委託し、家賃低廉化補助・家賃保証債務保証等の入居者負担軽減政策を実施している自治体を対象とした、補助の実施状況や課題に関するアンケート調査と、家賃低廉化補助等の経済的支援を行っている自治体等に対するヒアリング調査を行い、報告書を作成した。また、本調査の実施にあたり、有識者で構成された検討委員会を設置し、調査設計、分析方法、居住支援施策の今後のあり方について

検討を行った。

アンケート調査の結果、回答のあった39自治体の内セーフティネット住宅登録戸数が不足していると答えた自治体は10自治体に留まった一方で、約半数の自治体が住宅確保要配慮者への居住支援や居住後の緊急時対応が不足していると回答するなど、ソフト面での支援に関する課題が明らかとなった。また、住宅確保要配慮者の入居後の状況を継続して把握する仕組みが不足していることがわかった。

ヒアリング調査の結果、住宅確保要配慮者を入居させることに対する家主へのインセンティブの必要性が指摘されるなど、活用を円滑化する仕組みづくりが求められていることが改めて確認された。こうした支援現場から明らかになる課題を把握し、住まいに困窮する個人へのより円滑な支援を行う体制を整えることが望ましい。

本研究が、住宅確保困難者への支援に携わる政策立案者や、研究者の一助となれば幸いである。

編集後記

原材料高と歴史的円安が日本の物価を引き上げ、生活を直撃しているという（『毎日新聞』5月21日付）。4月のCPIは前年同月比2.1%の上昇だが、個別商品の物価を見ると様相は多様である。特に、カレーが主食でもかまわないほどカレー好きのわが家の家計を直撃しているのは、玉ねぎ価格の高騰である（本稿執筆現在）。昨年の天候不順による不作に加え、上海の都市封鎖が輸入の9割を占める中国産の流通を妨げていることが原因らしい。小売物価統計調査から計算すると、東京特別区の

4月の玉ねぎ価格は前年同月比で+88.7%という高騰ぶりである。

一方、（残念ながら3月のデータだが）玉ねぎの消費量は前年同月比で▲19.0%（家計調査）であることから、玉ねぎは価格非弾力的な必需品であることがわかる。このままでは補完財であるカレールウの需要が減退し、経済活動の縮小も懸念される。ガソリン同様、玉ねぎにも価格激変緩和措置が求められている（なお、カレールウの消費量は前年同月比+10.8%なのでこの懸念は杞憂だったかもしれない）。（M・K）

編集委員

委員長——岩田真一郎

委員——定行泰甫
直井道生
山鹿久木

季刊 住宅土地経済

2022年夏季号（第125号）

2022年7月1日 発行

定価 786円 [本体715円] 送料別

年間購読料 3146円 [本体2860円] 送料込

編集・発行 一公益財団法人

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(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。