

〔巻頭言〕

住宅性能表示制度に注ぐ多様なまなざし

眞鍋 純

一般財団法人 ベターリビング 理事長

住宅の品質確保の促進等に関する法律が制定されてから20年以上の年月が経過しました。同法に基づく住宅性能表示制度も運用開始からこの秋で22年を迎えます。

国内に先例のない仕組みであったが故に、創設以来現時点までに400万件を超える設計住宅性能評価の実績があるとうかがうと、制度創設に関わり、現在では評価業務に携わる立場にある私としても、いささかの感慨があります。

住宅性能表示制度の創設にあたっては、長期にわたる検討と議論が積み重ねられました。建築技術各分野の有識者の先生方には長時間の討議にお付き合いいただき、具体的かつ詳細なご指導をいただきました。弁護士の先生方には消費者が当事者となる紛争の防止と解決に向けた有意義なご指摘と啓示をいただきました。消費者団体やマスコミの方々からは専門知識のない国民各層に届く制度の見え方について示唆に富むご助言を頂戴しました。関係団体・企業の皆様からは住宅生産の現場の観点から厳しくも真摯なご意見が寄せられました。改めて関係各位に敬意と感謝をお伝えしたいと思います。

国民各層が求め、政策が要請する性能は変化します。表示する性能や等級の設定も、新たなニーズや高水準の性能に対応して順次拡張されてきました。建築技術の進展に伴い、より合理的な評価法が開発される余地もあるでしょう。創設以来20年を超えて成人年齢に達した住宅性能表示制度ですが、各界から注がれる多様なまなざしを背景に、望まれつつ成長していく姿が、この制度には似つかわしいと思われます。

目次●2022年秋季号 No.126

〔巻頭言〕 住宅性能表示制度に注ぐ多様なまなざし 真鍋 純 ——1

〔特別論文〕 都市の衰退と再生 黒田達朗 ——2

〔論文〕 学校の質に関する情報の公表が不動産市場と居住地選択に与える影響
黒田雄太 ——10

〔論文〕 都市防災整備の便益評価 安田昌平・河端瑞貴・直井道生 ——20

〔論文〕 空き家の発生と利活用の要因分析 金山友喜・定行泰甫 ——28

〔海外論文紹介〕 都市開発のアナウンスメントとその中止が住宅価格に及ぼす
時空間効果 大島叶海 ——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

都市の衰退と再生 ジェントリフィケーションの行方

黒田達朗

はじめに

20世紀における都市への人口集中とモータリゼーションの進行によって、当初は所得の高い層の郊外への移転と、それに並行して都心部が低所得層の居住地となつたため、いわゆる「インナーシティ問題」が多くの先進国で問題視されるようになった。欧米の都市では、所得と犯罪発生率の相関が高いこともあり、ニューヨークでは公共部門による都心部の強制的な再開発を主張する意見も一定の説得力を有したが、他方ではさまざまな人種や所得階層の混住による自然治癒に期待する意見も支持を集めた。その後、ロンドンの中心部において、テラスハウスやミューズという本来馬屋だった建築物が改修されて洒落た住宅として利用されるようになり、中間所得層が都心に回帰するとともに不動産の価格や賃貸料が上昇したことにより、それまで居住していた低所得層が他の地区へ転出するという傾向が顕著となり、Glass (1964) がその現象を‘gentrification’と譬えたため、比較的所得の高い家計の都心への回帰現象を一般にジェントリフィケーションと呼ぶこととなった¹⁾。

これに対して、Gale (2021) は、米国ではジェントリフィケーションはずっと以前より観察されており、1915年から1980年にかけては小規模な住宅のリノベーションが主流であり、多少の賃貸料の上昇は近隣の住宅供給で十分補完されたが、1980年代以降、行政機関や不動産業者

による大規模な再開発が増え住民間の対立や転出を招いたとして、ジェントリフィケーションの時代による本質的变化を指摘している。

また、大都市だけでなく郊外の町や世界各地で類似した現象が指摘され分析の対象となつたため、関連文献は膨大となり、すべての事例を精査することも困難な状況となっている²⁾。

ここでは、ニューヨークにおける事例を取り上げ、都心の衰退や再生を巡るさまざまな意見や、ジェントリフィケーションが起こる理由や影響について検討するとともに、最近の新たな課題をまとめる。

1 ニューヨークの事例

米国では所得と人種の相関が高いことが人種による住み分けにも影響を与えており、地区によっては多文化共生の障害になっている。特に、地区による犯罪発生率の違いが人種差別に結びつきやすい。この解決策を巡ってさまざまな主張が展開されてきたが、現状の保全による自然治癒を主張した論者の一人がジェイン・ジェイコブズ (1916-2006) である。彼女の都市政策に関する思索の大きな転機は、ロバート・モーゼス (1888-1981) という行政官の推進したスラム・クリアランス等の公共プロジェクトへの反発であった。以下では、彼らの主張に独自の評価を下したルイス・マンフォード (1895-1990) の主張も加えて都市再生のあり方を再考する。

(1)ロバート・モーゼスについて

ニューヨークを中心に、戦前から約40年にわたって公共事業に絶大な権限を発揮し“マスター・ビルダー”と呼ばれる³⁾。大学院博士課程まで政治学を専攻したが、ニューヨーク州の行政改革に関与し、その後、ロングアイランド等の公園の建設から、次第に公共事業の企画立案・遂行者となった。当初の公園建設は、マンハッタンの住民が週末に海岸部で余暇を楽しめるようにとのアイディアであり、一般市民の立場を尊重したものと評価される。

その後、自動車中心の社会の到来を信じ高速道路を中心としたインフラ整備を推進した。彼の構想に大きな影響を与えたのが、ニューヨーク州等の広域調整機関として1922年に設立されたRegional Plan Association (RPA) が、マンハッタンから郊外への人口分散を目的として発表した1929年の第1次地域計画である。モーゼスが実現したのはクロスブロンクス高速道路とベラザノ・ナローズ橋であるが、後述するローメックスなどマンハッタン中心部を横断する高速道路は現在も存在しない。その理由としては、ジェイコブズに代表される反対派が政治的に勝利を得たことが挙げられる。モーゼスは自動車社会に対応した都市計画が最善と信じ、そのための犠牲は斟酌しない態度を貫いた。このため、クロスブロンクス高速道路については、初期の移民たちが築いた地元の商店街に重なる線形で貫通する高速道路を建設したために、その後のブロンクスの衰退・スラム化を招いたと批判されている⁴⁾。さらに、スラム・クリアランスにより、低所得の労働者用住宅から中・高所得層向けの住宅や病院、大学の寮への転換を行なったため、低所得層の居住条件の改善には繋がらなかった。

モーゼスはトライボロー橋の建設を指揮した際に、橋の資金完済後も有料制を維持し、その料金収入を他の事業にも流用できるようにすることにより総裁の任期をなくすなど、自己の権



くろだ・たつあき

1955年福島県生まれ。京都大学工学部卒。同大学院修士課程修了。ペンシルベニア大学博士課程修了(Ph.D.)。京都大学助手、名古屋大学教授を経て、現在、帽山女学園大学教授、名古屋大学名誉教授。著書:『都市と地域の経済学(新版)』共著、有斐閣ほか。

限拡大と身分の継続に種々の策を用いたことが、批判の根拠ともなっている。多くの大規模な公共事業を主導しただけでなく、再開発プロジェクトの権利を民間ディベロッパーに与えるなかで、彼の部下と開発業者や新規テナントとの癒着が指摘されていた⁵⁾。しかし、ホール(2022)は「アメリカ都市史の中でも偉大な起業家」と評価しており、わが国でも、フリント(2011)とは少し異なる立場で書かれた渡邊(2018)など、一定の評価を下す論者も存在するが、一般に毀譽褒貶が激しい。

(2)ジェイン・ジェイコブズについて

毎日の生活の中で都市の観察を続け、現代都市のあるべき姿を考察し、その論考が評価されて、次第に独立したジャーナリストとして認められるようになった。多くの著作の中でも『アメリカ大都市の死と生』は、都市計画者、建築家、社会学者を含め、その後の都市論へ多大の影響を与えた。特に、後日、IT系企業がマンハッタンをはじめ多くの大都市の猥雑な地区から発生したこともあり、その優れた洞察力が改めて証明された。彼女の主張の根幹とされる「ジェイコブズの都市活性化4条件」は以下の通り。

1. 同じ地区が2、3以上の機能を有する
 2. 街区の長さが短いこと
 3. 年代・用途を含めた各種建築物の混在
 4. 人口密度が十分高いこと
- 1の条件は、同じ街区を、異なる職種の人々が異なる時間帯に往来することで、結果的に

に衆人環視機能が働き治安の向上にも役立つということである。例えば、昼間は主婦や子供が出歩き、夜間は同じ街区にある飲食店に客が出入りすることで、常に人の目が行き届くことで犯罪を防ぐことができる⁶⁾。2の条件は、街区の長さが短いほうが人の交差が増え、街の賑わいや治安の維持に効果的であるということである。3の条件は、新旧の建築物が混在したほうが、不動産の価格・賃貸料の分散が大きく、所得、年齢、職種等での均質化が起こらない。これによりスラム化を防ぐと同時に、低所得層もその街区に住み続けることが可能となる。4の条件は、衆人環視や街の賑わいを保つには一定の人口密度が必要という主張である。

特に3の立場から、単純なスラム・クリアランスや高層住宅による再開発は多様性や住民同士のコミュニケーションを失わせることから、既成市街地の保全を主張した。また、マンフォードが指向した田園都市のような郊外の中小都市では、大都市が持つ潜在力を発揮できないとして否定している。この点は、都市経済学において近年強調されることの多い「集積の経済」の効果を経験的に認識していたと言えよう。

ジェイコブズが、上述のモーゼスのプロジェクトへ反対した有名な例として、ワシントンスクエア公園の改造計画、ローワーマンハッタン高速道路（ローメックス）計画、ウェスト・ビレッジの再開発計画が挙げられる⁷⁾。その多くが、ニューヨークの歴史や文化を体現した地区であり、結果的にプロジェクトが遂行されなかつたことによって、それらの価値が守られたと評価できる⁸⁾。

（3）ルイス・マンフォードについて

ニューヨークで生まれ育ち、歴史、文化、技術、都市等の幅広い評論活動を行なった。また、米国で田園都市の実現を目指したクラレンス・スタイン達のアメリカ地域計画協会（RPA）に加わり、サニーサイド・ガーデンズの建設や、

歩車分離で有名なラドバーンの住宅プロジェクトにも参画している。ラドバーンについては、折からの世界大恐慌のため事業がすぐ中断したが、サニーサイド・ガーデンズは完成し、マンフォード自身も1925年から1936まで居住した⁹⁾。生粋のニューヨーカーとしての自負が、都市問題に関する論評からも感じられる。彼はフランク・ロイド・ライトとも長年にわたって文通を続ける一方、街づくりにおいて歴史・文化・住民の意思の尊重を主張したパトリック・ゲデスに賛同するとともに、巨大化するニューヨークに対する絶望を感じながらエベネザー・ハワードの田園都市に強く共鳴した。結局、RPAの解散に伴い、1936年にニューヨーク州内の農村であるアメニアに転居した。特にモダニズム建築の中心人物であったル・コルビュジエの「輝ける都市」や、その影響を受けたモーゼスの自動車優先の都市計画に対しては強く反対した。

しかし、ジェイコブズの『アメリカ大都市の死と生』に対しても、雑誌『ニューヨーカー』において「都市癌の家庭療法」と題する論文（マンフォード 1973）で、ジェイコブズの4条件では犯罪は減らないと酷評した。他方、経済的、社会的諸階級、諸年齢の混合居住が重要であるとも述べており、ジェイコブズを批判しているながら、実は彼女と同じ主張も散見される¹⁰⁾。最終的には建築費が予想より高くなり、その幅は狭まったが、サニーサイド・ガーデンズのプロジェクトでは、幅広い所得階層の混住を計画していた。また、1960年の時点で小型の電気自動車を推奨しており先見性が高い。ただし、経済活動の主体は大企業にありジェイコブズが擁護した下町の中小企業の価値はあまりないとも述べているが、その後のニューヨークなどで小規模のITベンチャーが多く芽生えて都市の再生に繋がったことから、当時のフォーディズムに代表される大量生産を重視した意見は正しくなかったと思われる。

(4)その後の都市政策の変化と田園都市の現在

最初の地域計画がモーゼスのプロジェクトに大きな影響を与えた RPA は、民間のシンクタンクとはいえ、その後もニューヨークの都市計画に大きな影響力を持っている。しかし、ジェイコブズ等の反対運動への反省もあり、その後は「混合所得＝混合利用の近隣住区」や気候変動など環境対策を重視する計画を主張するようになっている。

また、ニューヨーク州政府などが「80/20 Housing Program」として、20%以上を低所得層に提供する集合住宅に補助金の支給や容積率を緩和して混住化を促進する政策を取っている。ただし、「80/20 Housing Program」に関しては、低所得層向けの物件は倍率が極端に高い（2014年のブルックリンの例では105戸に対し5万9000の希望者あり）。ズーキン（2013）によれば、補助額が十分ではないため、民間の不動産会社はあまり利用していない。また、藤塚（2017）が指摘しているように、同じ建物でも内部は分断されており、低所得者用の入口はドアマンもおらずプールなども利用できないなど、本来の混住政策の趣旨に反する事例も多い。

マンフォードが理想とした田園都市の代表例であるレッチワースは1990年代に一時中心部の荒廃などもあったが、おおむね3万人ほどの人口を維持している（ミラー 2002）。当初から地元の製造業を中心雇用も確保されてはいるが、ロンドンへの通勤圏外に配置されたため、学生を含めて若年層は少なく退職者が多い。また、労働者も高度な技能を有しない場合が多く、5世帯に1世帯は貧困層といわれている¹¹⁾。

2 ジェントリフィケーションを巡る議論 と今後の課題

ジェントリフィケーションの市場メカニズムの原因については、主として下記の2点が挙げられる。

①産業構造の変化に伴い、都心部に居住する家

計が低所得の労働者から比較的所得の高い専門・技術職、管理職へ変化することにより都心の居住者が変化する。

②上物（建築物）の老朽化による地代の低下を、上物の更新によって本来の地代へ回復することによる利潤獲得を目的とする再開発の進展。前者の需要的側面についてはニューヨークやロンドンの都心における産業構造の変化と、それに伴う労働者の職種の変化について多くの研究で確認されている。また後者の供給的側面を強調した Smith (1979) に対しては需要側の軽視などについての批判もあるが、周辺の環境や治安の悪化が capitalization により地代の低下を招くのは当然であり、その改善による開発利益が不動産資本にとって再開発の誘因となるのは自然な解釈と思われる。

経済学的には Alonso-Muth のモデルにおいて、他の条件を一定とすれば、低所得層が都心部に居住し、高所得層が郊外に住み分けることが理論的に証明されている¹²⁾。このモデルを前提に、仮定条件を変化すれば、ジェントリフィケーションの原因の多くは説明できる。

- ①所得・職種が異なることにより、通勤の時間的費用が異なれば、時間的費用の高い家計が都心への居住を志向する¹³⁾。
- ②同じ家族構成でも、世帯の通勤者が多い場合は通勤費用が増加するので、共稼ぎ世帯の都心指向も当然であり、DINKS の場合は家族数も少ないので宅地面積への需要が低いため、より顕著と思われる。
- ③所得が一定以上の家計のほうがブラウンストーンなどの歴史的建造物への評価が高いため、選好の違いにより、都心への付け値地代が高くなる¹⁴⁾。

成田（1987）が指摘している通り、都市問題を巡る経済学、地理学、社会学等の分野は相互に「接触面」を有しているが、残念なことに相互の理解は十分とは思えない。例えば、Lees, et al. (2008) は Alonso-Muth モデルについて

種々批判しているが、その意味が十分理解されているとは思えない。同モデルは静学分析であり、初期に都心部に流入した家計が、住宅の老朽化、所得の上昇、家族の増加等によって都心から郊外へと転出し、その後に賃貸料が低下した都心部へ低所得層が流入するというフィルタリング・プロセスやその逆のジェントリフィケーションの比較静学的理由は説明できても、それらの動学的な都市現象の評価は、その影響を受ける所得階層や人種などの視点から別個に解釈すべきである¹⁵⁾。

ニューヨークなどでは、ジェイコブズ達の主張した住民の多様性が新たな産業のインキュベータとして機能した。都心の製造業や物流拠点の郊外への移転や衰退により賃貸料が低下したロフトに芸術家がアトリエ兼住居を構える場合もマージナル・ジェントリファイアとして整理されるが、若い芸術家が多い街では、彼らを顧客とする安価なパブやイタリア料理店などの飲食店が立地する。さらに、その自由な雰囲気に引かれてIT関係のスタートアップがローワーマンハッタンから大量に発生した。これが、シリコンアレーと呼ばれたニューヨークのIT産業の集積である¹⁶⁾。

ただし、問題は Lees (2003) が指摘したように、金融業などで高所得を得ているが都心の自由な雰囲気や洒落たレストランやパブを好む若者が、次第に「スーパー・ジェントリファイア」として居住することにより、都心部の地代や物価が上昇して低所得層がさらに転出することにより、ジェイコブズ達が理想とした混住の継続が困難となったことである¹⁷⁾。例えば、ズーキン (2013) はイースト・ビレッジのある店舗の賃料が1959年の28ドル/月から2005年には1万ドル/月へと上昇した例を挙げ、その影響の大きさを示している。このため芸術家も家賃の安いウィリアムズバーグへ移動した¹⁸⁾。ズーキンによれば同地区の人口に占める芸術家の割合は20%で、ニューヨーク市の4%、全米

の2%と比較すると突出していることがわかる。しかし、ウィリアムズバーグでは一層の商業化の進展によって、再び若い芸術家が他地区へ転出を迫られつつあり、デモなどによって過剰なジェントリフィケーションへの抵抗を始めている¹⁹⁾。

フロリダ (2010) が指摘するように、混住のもたらす自由な環境が芸術家やITベンチャーを惹き付けることにより、地域に経済成長をもたらしたことは事実であるが、近年はサンフランシスコなどGAFAの拠点都市が不動産価格の上昇に苦しみ、それら企業が低所得者向けの住宅を自ら供給せざるを得ない状況が発生している。ズーキンも居住者が住み続けることのできる街の活性化を理想としているが、ジェントリフィケーションのメカニズムでは居住環境が改善するほど不動産の価格は上昇し、一部の住民は転出せざるを得ない状況となる。このため、彼女は、その変容を「新たなオーセンティシティ」への移行と定義している。言い換えれば、地区の再生の過程において、住民の入れ替えを完全に防ぐことはできないということを認めた表現とも解釈できよう。しかし、混住が新たな産業や文化の苗床として機能するというジェイコブズ達の主張には永続性が保証されないことが明確となった現在、今後のジェントリフィケーションのあり方については更なる検討が必要と思われる。

注

- 1) Hamnett (2003) は、ジェイン・オースティンの小説に登場する田舎階級を念頭に置いた表現と解釈している。ロンドンのテラスハウスの実態については黒田 (2003, <https://www.env.nagoya-u.ac.jp/kwan/pdf/kwan005.pdf>) を参照されたい。
- 2) 例えば、Kruse and DeSena (2020) を参照。
- 3) 彼が主導した主要な成果は、橋梁13、トンネル2、高速道路637km、運動場658、プール10、州立公園17(改修含む)、市立公園数十(改修含む)、高層住宅2万8400戸、国連ビル、NYでの万博開催2である。
- 4) 類似した問題をリンチ (2007) がボストンの高架道路について指摘しており、近年、その問題を解決

- するためにピッグ・ディグと呼ばれるプロジェクトで地下化が図られた。わが国でも、それを参考として日本橋の高速道路の地下化が計画されている（首都高速道路株式会社 HP）。
- 5) この手法は PPP (Public Private Partnership) の先駆けである。
 - 6) その後、O・ニューマンにより Defensible Space と定義され、CPTED: Crime Prevention Through Env. Design といった概念として街の設計等にも応用されている。
 - 7) 地図を含む詳細は黒田（2021a）を参照されたい。
 - 8) ワシントンスクエア公園は、かつて墓地、絞首刑場、決闘場として使用された歴史的価値の高い公園であり、ボブ・ディラン等もよく利用するなど、世界的な文化を生み出した土壤となった場所であり、現在も近隣のアーティストが音楽を演奏し住民が憩う姿が見られる。またローメックス計画は、ローワーマンハッタンのチャイナタウン、リトルイタリー、ソーホーなど、伝統的な「下町」を高架で分断するものであった。
 - 9) NHK（世界ふれあい街歩き、クイーンズ 2015）でも現地の住民にインタビューしているが、中庭の共有地が公園のようになっており、住民同士が育児等、さまざまな協力関係を維持し、極めて良好なコミュニティが形成されている。
 - 10) 成田（1987）もジェイコブズとマンフォードの主張の類似性を指摘している。
 - 11) Letchworth Garden City Heritage Foundation, *A View of Life in Letchworth Today*, 2018, <https://www.letchworth.com/>
 - 12) Fujita (1989) を参照されたい。
 - 13) マンハッタンにおいても、以前からパークアヴェニューの高級マンションにウォール街の経営陣が居住している例が典型である。
 - 14) Osman (2011) を参照されたい。
 - 15) 思想的な影響は強いものの、スマス（2014）も一例である。
 - 16) 具体的な立地や業務の事例は長野（2000）を参照されたい。
 - 17) Muschamp (2009) は「ジェイコブズの主張によりソーホーやビレッジはヤッピーの好きな街になつたに過ぎない」と論じている。
 - 18) 東ロンドンでも、当初ジェントリフィケーションに貢献した芸術家が、家賃の上昇に耐えきれず他地区へ移動している（黒田 2021b）。
 - 19) 田中（2013）を参照されたい。

参考文献

- 黒田達朗（2021a）「多文化共生と都市政策のあり方にに関する研究：米国の事例を参考に」日交研シリーズ A-804、日本交通政策研究会、1-30頁。
- 黒田達朗（2021b）「ジェントリフィケーションの類型と都市政策に関する研究」日交研シリーズ A-833、日本交通政策研究会、1-24頁。
- ジェイコブズ、ジェイン（2010）『アメリカ大都市の死と生』山形浩生訳、鹿島出版会（黒川紀章訳、1977）。
- ズーキン、シャロン（2013）『都市はなぜ魂を失ったか』内田奈芳美・真野洋介訳、講談社。
- スマス、ニール（2014）『ジェントリフィケーションと報復都市』原口剛訳、ミネルヴァ書房。
- 田中めぐみ（2013）『サステナブルシティ ニューヨーク』織研新聞社。
- 長野弘子（2000）『シリコンアレーの急成長企業』インプレス。
- 成田孝三（1987）『大都市衰退地区の再生』大明堂。
- 藤塚吉浩（2017）『ジェントリフィケーション』古今書院。
- フリント、アンソニー（2011）『ジェイコブズ対モーゼス』渡邊泰彦訳、鹿島出版会。
- フロリダ、リチャード（2010）『クリエイティブ都市経済論』小長谷一之訳、日本評論社。
- ホール、ピーター（2022）『都市と文明 III』佐々木雅幸監訳、藤原書店。
- マンフォード、ルイス（1973）『現代都市の展望』中村純男訳、鹿島出版会。
- ミラー、マービン（2002）『レッチワース 田園都市の100年』蓑原敬訳、『家とまちなみ』45号、25-34頁。
- リンチ、ケヴィン（2007）『都市のイメージ』丹下健三・富田玲子訳、岩波書店。
- 渡邊泰彦（2018）『評伝 ロバート・モーゼス』鹿島出版会。
- Fujita, Masahisa (1989) *Urban Economic Theory*, Cambridge University Press.
- Gale, Dennis, E. (2021) *The Misunderstood History of Gentrification*, Temple University Press.
- Glass, Ruth (1964) "Introduction: Aspects of Change," Centre for Urban Studies ed., *London: Aspects of Change*, MacKibbon and Kee.
- Hamnett, Cris (2003) "Gentrification and the Middle-class Remaking of Inner London, 1961-2001," *Urban Studies*, Vol.40(12), pp.2401-2426.
- Krase, Jerome and Judith N. DeSena eds. (2020) *Gentrification around the World*, vol. 1 and vol. 2, Palgrave Macmillan.
- Lees, Loretta (2003) "Super-Gentrification: The Case of Brooklyn Heights, New York City," *Urban Studies*, Vol.40(12), pp.2487-2509.
- Lees, Loretta, Tom Slater, and Elvin Wyly (2008) *Gentrification*, Routledge.
- Muschamp, Herbert (2009) *Hearts of the City*, Knopf.
- Osman, Suleiman (2011) *The Invention of Brownstone Brooklyn*, Oxford University Press.
- Smith, Neil (1979) "Toward a Theory of Gentrification A Back to the City Movement by Capital, not People," *Journal of the American Planning Association*, Vol.45 (4), pp.538-548.

今号においては、住宅土地経済の研究に貢献するだけでなく、持続可能な開発目標（SDGs）を達成するうえでも極めて実践的な3本の実証論文が投稿された。

◎

開発目標4：質の高い教育をみんなに

小学生を持つ親にとって、子供が質の高い教育にアクセスできるかどうかは大きな関心事であろう。教育の質を観察することは容易ではないが、学校レベルの学力テストの結果はそれを代理する情報かもしれない。この学力テストの点数の結果を2014年に一部の自治体が公表するようになった。実際に親が学校の質を考慮して子供の学校を選択しているならば、公表によって点数の高い学校への入学や転学が増えるだろう。しかし、学校選択制を導入していなかったり、導入後に廃止したりする自治体も少なくない。このようなとき、どのような行動をとれば、親は子供に質の高い教育を受けさせることができるだろうか？その回答の一つが校区に住まいを構えることであろう。Kuroda (2022) を紹介した黒田論文（「学校の質に関する情報の公表が不動産市場と居住地選択に与える影響」）は、実際に家計がこのような行動をとったかを実証分析した研究である。

黒田論文の特徴は、家計レベルの転居データではなく、不動産データを用いてこの点を確認できることを示した点にある。すなわち、家計が点数の低い校区から高い校区に引っ越すことが可能であれば、

点数の高い校区の家賃は上昇し、点数の低い校区の家賃は低下することになる。黒田論文では学力テストの結果を公表した自治体の一つである松江市に注目し、点数の公表後の校区内の家賃が、公表前に比べて、変化したかを実証分析する。

推計の結果、点数の公表は点数の高い校区の家賃を上昇させることができ確認された（点数が10点上昇すると、家賃が0.5%から0.6%上昇）。また、点数の公表は、点数の高い校区の小学校入学年齢（7歳）の人口を増やすという、家賃の動きと整合的な実証結果も紹介されている。

分析結果は、賃貸住宅市場を通して親が学力テストの公表に反応することを明らかにしている。しかし、果たしてこれが良いことなのか悪いことなのかは判別されていない。学力の高い子供は、周りの子供に対して知識を伝搬する力を持つため、学力の高い子が集まる学校の子供はさらに学力を伸ばし、集まらない学校との学力差が一層拡大する懸念がある。このような問題を解決するには、学校間の点数のばらつきを押さえる工夫が必要だろう。ばらつきが小さくなつたという情報公開は、住まいを構える場所を変えずに、良質な教育にアクセスできる機会をすべての子供に与えることを意味する。

◎

開発目標11：住み続けられるまちづくり

東京都のような住宅が密集している地域では、地震後に一度火災

が発生すると、甚大な被害をその地域にもたらす。その被害は当該密集地域にとどまらず、周辺地域にも影響を及ぼすことも懸念される。このようななか、東京都は建築物の不燃化、オープンスペースの確保を通じて、木造住宅密集地域に代表される危険地域の解消を目的とした防災整備を進めてきた。この防災整備に伴う地震リスクの軽減の便益は土地市場を通じて土地価格に影響するはずである。Kawabata, Naoi and Yasuda (2022) を紹介した安田・河端・直井論文（都市防災整備の便益評価——地価の空間パネルデータ分析）は、この仮説を定量的に分析したものである。

安田・河端・直井論文では、5段階にランク付けされた地震に関する地域危険度（建物倒壊危険度、火災危険度）が地価に与える影響を分析している。推計結果は仮説を支持するものとなった。2指標とも、地域危険度ランクが下がると（地域がより安全になると）、地価が上昇することを確認したのである。

上にも述べたように、地域危険度の軽減の便益は、軽減された地域のみならず、周辺地域にも便益をもたらすかもしれない。安田・河端・直井論文の推計の特徴は、この空間的な波及効果も捉える工夫を凝らしている点にある。推計の結果、火災危険度については空間的な波及効果が認められるが、建物倒壊危険度はそれが認められないことが明らかになった。これは、建物の火災は周辺地域にも甚

大な影響を及ぼすが、建物の崩壊は当該地域への影響にとどまるこ^トと意味するからである。

安田・河端・直井論文では、地域危険度の代わりに、密集市街地の解消が地価に与える影響も分析している。実際、東京都の木造住宅密集地域の面積は防災整備に基づき大幅に減少された。推計の結果、密集市街地の解消は当該地区の地価を上昇させるだけなく、周辺地域の地価も上昇させることができ明らかになった。この推計結果をもとに東京都の密集市街地解消の便益を計算すると、それは約3630億円にのぼるとされる。この便益の大きさは、空間的な波及効果を含めない場合に比べて、3倍ほど大きくなる。

家計は、正しい危険度を認知すれば、それを回避する行動を取るだろう。しかし、それが周辺に与える影響までを把握できる家計は少ない。このため、各家計が見積もる減災の便益は過小になり、延いては周辺地域を含む地域の減災整備も過小になる。安田・河端・直井論文は、まさに空間的波及効果を持つ火災危険度の低下や密集市街地の解消が、まちづくりの観点から高い便益を生み出すことを明らかにした。住み続けるまちづくりのためにも、効果の高い減災政策が求められる。

◎

開発目標12：つくる責任 つかう責任

新築住宅が好まれ、既存住宅はあまり注目されないような環境では、既存物件の売却相手を探すこ

とに一苦労するだろう。このため、買い手の見つからない空き家が増大していると言われるが、中には売買契約が成立する既存物件も存在する。このような物件は、売却されない物件、すなわち空き家になる物件、と何が異なるのだろうか？ Kanayama and Sadayuki (2021) を紹介した金山・定行論文（「空き家の発生と利活用の要因分析—東京都豊島区を事例として」）はこの疑問に回答する実証論文である。

金山・定行論文では2度にわたって実施された豊島区の空き家実態調査（調査員による現地調査）を活用し、2つの検証を試みている。1つ目は、同じ時期に売却された物件（国土交通省不動産取引価格情報）と空き家として登録された物件の差異の検証である。推計の結果、狭小地に建つ物件、接道幅員4m未満の物件、接道間口2m未満の物件、木造物件が空き家になる確率が高くなることが確認される。

2つ目は、1度目の調査で空き家として記録された物件のうち、2度目の調査でも空き家状態が続いた物件と2度目の調査では空き家状態が解消された物件の差異の検証である。分析の結果、空き家状態が続くのは、狭小地に建つ物件や廃屋状態の物件であることが明らかにされる。

以上が示すことは、立地環境を含めた品質が悪い物件ほど、売却・利活用されない傾向にあるということである。そして、このような物件は買い手の改修費用や再

建築費用を考えると価格をさらに引き下げる余地があると指摘する。

この結果は、本誌125号に掲載された武藤・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」）と整合的である。武藤・鈴木論文によると、売却による損失を回避したい売り手は、売却価格を過大に設定する傾向にあるとされる。さらに、その傾向は低価格帯の物件を中心に強まり、品質が悪い物件が売れ残るとされる。

住宅土地を次の使い手に引き渡す意味でも、売り手に何らかの誘因を与えることが求められる。ただし、品質が悪い物件の中には、価格をいくら下げても（価格がゼロに達しても）、買い手の改修費用や再建築費用をまかなえず、空き家状態が解消されないかもしれない。この場合は、マイナスの価格（買い手が売り手から金銭を逆に受け取るような価格）を許容することが売り手の責任になる。

（S・I）

Kuroda, Y. (2022) "What Does the Disclosure of School Quality Information Bring? The Effect through the Housing Market," *Journal of Regional Science*, Vol.62, pp.125-149.

Kawabata, M., M. Naoi, and S. Yasuda (2022) "Earthquake Risk Reduction and Residential Land Prices in Tokyo," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol.3, pp.1-22.

Kanayama, Y., and T. Sadayuki (2021) "What Types of Houses Remain Vacant? Evidence from a Municipality in Tokyo, Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.62, 101167.

学校の質に関する情報の公表が不動産市場と居住地選択に与える影響

黒田雄太

はじめに

近年、多くの公的機関においてアカウンタビリティが重要視されており、業務の効率化やパフォーマンスの改善を目的とした情報の公表が進んでいる。サービスの品質に関する情報が公表されることで、提供者側はより責任を持った行動をするようになり、利用者側はより適切な意思決定を行なえるようになる。教育の分野においても、学校の質に関する情報の公表は重要なテーマであり、多くの国や地域で議論の対象となっている (Hanushek and Raymond 2004; Jacob 2005; Rockoff and Turner 2010)。

テストの点数などの学校の質に関する情報の公表に対して、人々がどのように反応するかについては、これまで多数の実証研究が行なわれている。しかし、その知見は一貫しておらず、時には矛盾した結果を示している。いくつかの研究では、情報の公表によってテストの点数が高い学校は入学者を増やし、低い学校は入学者を減らすことが示されている (Hastings and Weinstein 2008)。Figlio and Lucas (2004) は、情報の公表によって、質の高い学校周辺の住居の需要が高まり、住宅価格が上昇する可能性を示唆している。それに対して、親や子供が情報の重要性や意味を正しく理解していない可能性や、情報へのアクセスに異質性が存在するため、学校の質情報の公表が有意な影響を及ぼさないことを示唆する研究も存在する (Imberman and Lovenheim 2016)。そのため、公表された

情報に対して、誰がどのように反応するのかという問題には、学校（住居）選択と不動産価格の両方の観点から検討する必要がある。

本研究¹⁾では、学校の質に関する情報が公表された影響を分析するため、日本で2014年に初めて行なわれた「学力テストの学校別結果の公表」というイベントに注目する。このイベント以前、人々は公立小学校の質に関する公的な情報を入手することができなかつた。しかし、イベント後には学校別の学力テストの平均点がわかるようになり、意思決定の参考にすることができるようになった。本研究では、このイベントが親の学校選択行動と不動産価値にどのような影響を与えたのか分析する。観察されない交絡因子の問題に対処するため、賃貸物件の反復クロスセクションデータと、町丁レベルの年齢別人口のパネルデータを用いて、地域固定効果およびさまざまなトレンドを制御した推定を行なう。

結果として、情報の公表後にテストの点数が家族向けのアパートの家賃を追加的に上昇させることが明らかになった。また、この効果は一時的ではなく、少なくとも2年間は継続することがわかった。さらに、公表によって平均点数が高いことが明らかになった学区では、小学校に入学する年齢の子供の数が有意に増加することがわかった。これは、学校の質に関する情報の公表によって、親が居住地の選択を通じて学校を選択することを示す実証的な証拠である。

本研究は、明確な政策ショックを用いて学校

の質情報の公表による影響を明らかにしたという点で文献に貢献している。既存の研究では、情報を入手する際のコストの違いを利用した分析が一般に行なわれてきたが、本研究では公表以前には公式情報がいっさい入手できなかった地域に注目している。また、理解されにくい付加価値情報などではなく、テストの点数という平易な指標を用いた事例に注目しているため、公表の影響をより明確に把握することが可能となっている。

さらに、情報の公表に関する大半の先行研究は、不動産市場か学校選択かのどちらか一方だけを対象にしている。そのため、公表された情報に対する人々の反応のメカニズムについては十分な考察がなされていない。これに対して、本研究は非常に細かい地理的なエリア別の年齢別人口統計を利用することで、情報の公表が人口の移動を招くことを明らかにした。本研究は、子供の教育に関心のある世帯が、提供される情報に応じて学校（居住地）を選択するという、近年の実証的な証拠を補完するものである。

1 学校の質に関する情報の公表による影響

近年の研究では、情報が公表されることで相対的に成績の悪い学校のパフォーマンスが改善される可能性が指摘されている。これらの研究は、情報の公表が教師や生徒の意欲や努力水準を高めることを示唆している。成績の悪い学校が改善することは、学校間の学力格差の是正に繋がり、公教育の平等性を高める。これが情報の公表に期待される効果であり、公表を正当化する根拠の一つでもある。

これに対して、成績の高い学校には多くの入学者が集まる一方で、成績の低い学校への入学者が減少する効果も指摘されている。このような効果は私立学校や進学を目指す学校において顕著にみられる。したがって、情報の公表は意欲や能力の高い親や子供に対してより大きな影響を与える可能性がある。

学校や学生の変化だけではなく、一部の学校



くろだ・ゆうた

1989年山形県生まれ。東北大学経済学部卒。同大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。東北大学大学院経済学研究科助教を経て、現在、大阪公立大学大学院経済学研究科准教授。論文：The Effect of Pollen Exposure on Consumption Behaviors: Evidence from Home Scanner Data (*Resource and Energy Economics*, Vol.67) ほか。

の人気の高まりは住宅市場にも影響を与える。評判の良い学校は人々を惹きつけるため、周辺地域の不動産価格を上昇させる。つまり、教育に対する支払い意思額が住宅価格や地価に資本化されると考えられる。特に学区制度が存在する地域では、特定の学校に通うためにその学区内に居住する必要があるため、学校の質は住宅市場に非常に強い影響を与える。

学校の質と住宅市場の間の有意な関係を示す実証的な証拠は豊富にあるが、学校の質に関する情報の公表がもたらす影響についての証拠は依然として不足している。

2 制度的背景

2.1 日本における学力テストの実施状況

日本の義務教育課程においては、教員の不祥事の誘発や学校間の競争の過熱化を防ぐためという理由から、1960年代に全国規模の学力テストが廃止された。その後、学力テストは40年以上実施されてこなかったが、学力の国際ランキングの低下などを受けて、2007年に公立学校を対象とした全国規模の学力テストが開始された。しかし、学校や地域の平均点などの詳細な結果は公開されず、2014年までは都道府県の平均点のみが公表されていた。

その後、学校経営の改善を求める声や、より良い学校を選択する機会を求める保護者の要望を受け、2014年、文部科学省は詳細なテスト結果の公表の可否決定権を全国の教育委員会に委譲した。公表は義務ではないため、ほとんどの

教育委員会は学校別の結果を公表しなかったが、いくつかの教育委員会は学校別の正確な平均点などの情報を公表した。本研究では、このイベントを利用し、学校別の結果を公表した自治体の一つである島根県松江市に注目して、その影響を分析する。

2.2 分析対象地域（島根県松江市）

本研究の対象である島根県松江市は、2018年の人口密度が約390人/km²（1741自治体の中で642位）、2014年的小学校の学力テストの平均点数が66.613（全国平均が66.175）であり、人口規模も学力水準も全国の平均的な都市である。松江市では2014年以前は学校の質に関する情報の公表がいっさい行なわれておらず、親や子供は噂や評判のような非公式の情報を基に学校を選択していた。2014年10月に初めて学校別のテストの点数が公表されたが、これは市の公式サイトに掲載されており、誰でも容易に入手することができる。

松江市を分析の対象とした主要な理由は、厳格な学区制度が存在し、私立学校がほとんどないためである。居住地とは関係なく通うことができる私立学校が数多く存在する場合、公立学校と不動産市場の関係が弱まることが知られている。したがって、私立学校が多い地域では、公立学校の情報の公表の影響が過小評価される可能性が高い。それに対して、松江市では公立学校以外から初等教育を受けることが難しく、また学区を超えた通学も制限されているため、受けられる教育の質と居住地が密接に関係している。

分析対象地域には35の公立小学校が存在するが、学区内に賃貸物件が少ない学校や、生徒数が極端に少ない学校を除き、分析には25の学校を使用する。松江市には狭い範囲内に鉄道とバスの路線が複数存在するため、学校選択と通勤・通学のトレードオフは発生しにくい。また、入試がなく、授業料は無償であるため、親の居住地選択は入手可能な学校の質に関する情報によ

って影響を受ける可能性が高い。

3 データ

3.1 賃貸物件データ

賃貸物件データは、東京大学空間情報科学研究所から提供された「不動産データライブラリー 戸データ」の、2012年から2016年までの賃貸物件のデータを用いる。サンプルサイズは2万2767件であり、データには不動産情報サイトに掲載された日付が記録されている。この日付から、学校の質情報の公表後に1を取るダミー変数を作成する。日付の他には、賃料、専有面積、所在階数、建物階数、築年数、建物構造などの情報が含まれている。

本研究では専有面積が40m²以上の物件を家族向けと定義する。また、このデータからは物件の正確な住所がわからないため、いくつかの物件は学区が特定できず、分析に含めることができなかった。最終的な分析対象は、1万6065件（うち、家族向けが7781件、単身向けが7752件、店舗や事務所などのテナントが532件）となった。

この研究では賃貸物件のデータを使用しているため、小学生の子どもを持つ親が持ち家ではなく賃貸物件に居住していることを確認する必要がある。2013年の住宅・土地統計調査によると、島根県の世帯数は25万4700世帯であり、そのうち18万5400世帯（73%）が持家に、6万9300世帯（27%）が借家に居住している。しかし、小学生の子どもを持つ若い夫婦は6割以上が賃貸物件に住んでいるため、賃貸物件のデータを使用することで小学生とその親の行動を分析することができる。

3.2 地域の特徴に関するデータ

地域の特徴に関するデータや学区の情報は、松江市の公式ウェブサイト「松江市統計情報データベース」から入手した。このデータベースは、町丁別・年齢別・性別の人口を毎月報告している。時間を通じて変化する地域の特徴を制

御するために、各町丁・月ごとの世帯数、人口、平均年齢、世帯当たりの人数、子供（12歳以下）数などの変数を使用する。また、各エリアの不動産市場の影響を制御するため、町丁ごとの家族向け、単身向けのマンション数を説明変数として使用する。分析地域の町丁数は148である。

松江市は、中心市街地と郊外、中央河川の南北において、居住環境が大きく異なるため、それぞれ別々の時間トレンドを制御する。学区の境界は複数の町丁を組み合わせたものとなっており、どの町丁も複数の学区には属さないため、学区の境界は町丁の境界と完全に一致している。

3.3 学校データ

学校のデータとして、在籍児童数と学力テスト結果の二種類を使用する。松江市では、小学4、5年生が島根県学力調査（SAAS）を、小学6年生が全国学力学習状況調査（NAAA）を受けるため、この二つを組み合わせて利用する。どちらの学力テストにも国語と算数が含まれているため、主要な分析では全学年の国語と算数の点数を平均したものを、その学校のテストの点数（学校の質）として利用する。結果の頑健性を確認するため、それぞれのテストを個別に使用した分析も行なったが、主要な結果は一貫していた。

NAAAは2014年4月22日、SAASは2014年4月24日・25日に実施されたが、どちらのテストも学校別の平均点数は2014年10月22日に初めて公表された。学校別の平均点数は数年では極端に大きく変化しないため、本研究では2014年の学校別の平均点のみを利用する。

4 分析手法

4.1 家賃についての分析

学校の質に関する情報の公表が家賃に与える影響について、ヘドニック価格モデルを用いて推定した。情報が公表されて初めて学校の質が家賃に資本化されるようになるので、テストの

点数が家賃に与える影響は公表の前後で変化すると考えられる。そこで、テストの点数と情報公表後ダミーの交差項を使用した推定を行なう。基本的な推定式は以下の通りである。

$$\ln(P_{itaj}) = \alpha + \beta_1 T_a \cdot A_t + \beta_2 T_a + \beta_3 A_t + \gamma X_i + \delta Y_t + \theta Z_j + \mu W_{jt} + \varepsilon_{itaj} \quad (1)$$

ここで、 $\ln(P_{itaj})$ は、四半期 t において学区 a に含まれる町丁 j にあるアパート i の家賃を表す。 T_a は学区 a に対応する学校の学力テストの平均点数を示しており、 A_t は学校の質情報の公表後に 1 をとるダミー変数である。 X_i は物件特徴のベクトルであり、専有面積や築年数などを含む。 Y_t および Z_j は、それぞれ四半期と町丁の固定効果を制御する。 W_{jt} は人口や平均年齢などの時間を通じて変化する町丁の特性に加えて、市街地・郊外、北部・南部の固有のトレンドを制御する。

上記の推定式において、 β_1 は情報公表後にテストの点数が家賃に与える影響を示し、 β_2 は学校の質が公表以前からすでに家賃に資本化されている影響を制御している。もし親がテストの点数を学校の質の代理変数とみなしており、公表以前にその情報にアクセスできなかったとすれば、公表以前にはテストの点数と家賃の間には有意な関係がなく、公表後にのみ有意な関係がみられるはずである。しかし、親は地域のコミュニティのような非公式な情報源から学校の質に関する情報を入手している可能性があるため、公表以前にも学校の質がある程度は家賃に資本化されていたかもしれない。その場合、情報の公表は家賃を追加的に上昇させる効果がある。

加えて、各四半期ダミーとテストの点数の交差項を用いて、学校の質が及ぼす影響の時間的な変化について分析した。

$$\ln(P_{itaj}) = \alpha + \sum_{t=2}^{20} \beta_t Y_t T_a + \gamma X_i + \delta Y_t + \theta Z_j + \mu W_{jt} + \varepsilon_{itaj} \quad (2)$$

ここで、 β_t は各四半期 t における学校の質の家

賃に対する影響を表している。分析期間は20四半期（5年）であり、学校の質に関する情報が公表されたのは第12四半期から第13四半期の間である。したがって、もし学校の質に関する情報の公表が家賃に影響する場合、 $t \geq 12$ の時に β_t は有意となる。

4.2 人口の変化についての分析

学校の質に関する情報の公表に反応した居住地選択行動を理解するために、町丁別の人口データを用いた分析を行なう。町丁・月・年齢別の人囗を独立変数として、情報公表後に子供の居住地が変化するかを分析した。推定式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \text{Pop}_{\text{oatj}} = & \alpha + \beta_1 T_a \cdot A_t + \beta_2 T_a + \beta_3 A_t \\ & + \delta Y_t + \theta Z_j + \mu W_{jt} + \varepsilon_{itaj} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 Pop_{oatj} は、月 t において学区 a に含まれる町丁 j に住む o 歳の人口を表す。この式は月・町丁レベルのパネルデータを用いて推定される。家賃についての分析とは異なり、 W_{jt} は時間を通じて変化する町丁の特性を含まず、市街地・郊外・北部・南部の固有のトレンドのみを制御する。

人口の変化に関する分析においても、時間の変化による影響を分析する。

$$\begin{aligned} \text{Pop}_{\text{oatj}} = & \alpha + \sum_{t=2}^{20} \beta_t Y_t T_a \\ & + \delta Y_t + \theta Z_j + \mu W_{jt} + \varepsilon_{itaj} \end{aligned} \quad (4)$$

ここでは、テストの点数が高い学校の学区において、学齢期の子供の数がどのように変化していくのか分析する。

5 分析結果

5.1 家賃についての分析結果

表1は、家族向けの賃貸物件のデータを用いて(1)式を推定した結果である。列(1)は物件・町丁特徴および四半期の固定効果を制御して推定した結果を示しており、テストの点数で測定される学校の質は、情報の公表前から家賃を増加

表1—学校別テストスコアの公表が家賃に与える影響

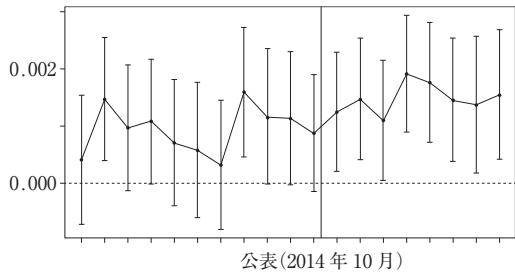
	(1)	(2)	(3)	(4)
テストスコア	.0025*** (.0001)			
公表後ダミー	-.0600*** (.0109)	-.0267** (.0089)	-.0217* (.0091)	-.0311** (.0108)
スコア×公表後	.0011*** (.0002)	.0006*** (.0002)	.0005** (.0002)	.0006** (.0002)
制御変数				
物件・町丁特徴	YES	YES	YES	YES
四半期FE	YES	YES	YES	YES
町丁FE		YES	YES	
学区FE				YES
市街地トレンド			YES	YES
南北トレンド			YES	YES
N	7781	7781	7781	7781
Adjusted R ²	0.6640	0.7764	0.7806	0.7155

注) Kuroda (2022) Table 3 より作成。括弧内の数値は学区レベルのクラスター頑健標準誤差を表す。*、**、および***は、それぞれ 5%、1%、0.1% 水準で統計的に有意であることを示す。

させており、さらに情報が公表されることで追加的に家賃を増加させることを示している。列(2)は町丁固定効果を制御した結果を示しており、依然として交差項の係数は有意な正の影響を示している。列(3)は市街地および南北のトレンドを追加的に制御しており、列(4)は町丁固定効果の代わりに学校固定効果を制御しているが、主要な係数はほとんど変化していないことがわかる。これらの結果は、質の高い学校に通うことができる家族向けの賃貸物件の家賃が、学校の質情報の公表後に有意に上昇したことを示している。

図1は(2)式を推定した結果を示しており、横軸は時間、縦軸は各四半期ダミーとテストの点数の交差項の係数を表している。学力テストの結果が公表される前には、テストの点数は家賃に対して有意な影響を与えておらず、また平行トレンドの仮定が満たされていることが示唆される。しかし、学力テストの学校別結果が公表されることによって、学校の質が有意に住宅価格を高めるようになったことがわかる。この結果は、家族向けの賃貸物件の家賃の上昇は、事前のトレンドや他のショックによるものではなく、学校の質情報の公表によるものであること

図1—公表が家賃に与える影響の時間変化



を強調している。

さらに、これまでの研究と異なり、情報の公表は短期的ではなく、継続的である可能性が示唆されている。このような長期的な家賃の上昇は、学校とその周辺地域のブランド化を意味しており、情報の公表によって長期的に学生のソーティングが行なわれる可能性を示唆している。

また、統計的に有意ではないものの、学校の質情報が公表される以前から質の高い学区にある賃貸物件の家賃が高まっているという点には注意が必要である。これは、公式の情報を入手する以前から、保護者や子供は噂や評判のような非公式な情報を入手しており、それらに基づいて学校を選択していた可能性を示唆している。あるいは、もともと家賃が高い地域に住む親は学歴や所得が高く、そのような親の子供はテストの点数が高い可能性がある。逆に、家賃が安い地域に住む社会経済的背景の低い親は、子供の教育に対する熱意や情報を入手する能力が相対的に低く、非公式の情報に触れていない可能性もある。

影響の大きさについて考えると、表1の結果から、標準化されたテストの点数が1標準偏差(10点)だけ増加すると、公表後に家賃が約0.5~0.6%増加することがわかる。既存の研究では、テストの点数の1標準偏差の増加は不動産価格を約1.5~4.5%上昇させることを示している。日本の松江市について分析した Kuroda (2018)においても、テストの点数の1標準偏差の増加は1.7%家賃を高めると示しているため、本研究で確認された結果は比較的小さいも

のであると言える。

ここで重要なのは、先行研究は学校の質に関する情報そのものの影響を分析しているのに対して、本研究は質情報の公表に注目しているという点である。先述のように、学校の質は公表以前からある程度家賃に資本化されていたと考えられる。固定効果などを制御していないため解釈には注意が必要だが、表1の(1)の結果は、標準化されたテストの点数が1標準偏差だけ増加すると、家賃が3.7%（公表前に2.5%、公表後に1.1%）増加することを示しており、先行研究の結果に近い値となる。したがって、情報の公表は、すでにある程度高い水準にあった質の高い学校周辺の家賃を追加的に増加させた可能性がある。図1においても、公表以前から係数が平均的に正の値を示しており、この説明と整合的である。

5.2 頑健性の確認

5.2.1 サブサンプル分析

これまでの分析から、学校の質に関する情報に対する反応にはさまざまな異質性が存在する可能性が示唆されている (Koning and van der Wiel 2013; Ries and Somerville 2010)。まず、物件の特徴や立地条件によって、学校の質や情報の公表に反応する程度が異なるかもしれない。例えば、部屋が広い物件はより家族の居住に適しているため、そのような物件に住む人は子供を持っている割合が高く、より学校の質に強く反応する可能性がある。また、高学歴・高所得の親はより大きな家に住む傾向があるため、こうした特徴を持った物件の家賃はテストの点数の影響を受けやすい可能性がある。

これについて確認するために、物件の専有面積に応じて10m²刻みでサンプルを分割して推定した。その結果、専有面積が60m²以下の物件は、学校の質に関する情報の公表にほとんど反応しないが、専有面積60m²以上の物件は、強く有意に反応することが示された。この結果は、住宅がより家族向けであればあるほど学校の質から

大きな影響を受けるという既存研究の知見と整合的であり、より大きな物件に住む傾向のある高学歴・高所得の親ほど子供の教育に対する支払い意思額が高い可能性を示唆している。あるいは、支払い意思額は同じだが、実際に支払うことのできる金額に差があることを意味しているのかもしれない。

物件自体の特徴に加えて、その立地場所も重要な要素になりうる。子供の多い地域の物件はテストの点数から影響を受けやすく、逆に子供が少ない地域では、たとえ家族の居住に適する物件であっても学校の質の影響を受けないかもしれない。仮に、子供が少ない地域でも学校の質情報の公表が家賃に大きく影響しているとしたら、それは公表と同じタイミングで発生した別イベントが主要な結果を引き起こしている可能性がある。

周辺の子供の数による異質性について言及するために、町丁の子供数によってサンプルを分割した推定を行なった。その結果、子供が少ない町丁にある物件では、たとえ家族向けであっても学校の質情報の公表にまったく反応しないことが示された。逆に、子供の数が多い町丁にある物件は、学校の質情報の公表に強く反応し、特に子供が多い町丁は主要な結果の3倍の影響を受けていたことがわかった。この結果は、これまでの結果や議論と整合的であり、学校の質情報とその公表が、確かに家族や子供に影響を与えていたことを確認するものである。

また、もし親が学校の質に反応しているとすれば、元々の平均家賃が相対的に低い地域は移住コストが低いため、公表の影響をより早く・大きく受ける可能性がある。一つの学区は複数の町丁から構成されているため、特定の学校に通いたいと思った場合、学区内で相対的に家賃が低いエリアを選ぶことで、質の高い教育を安く受けることができるためである。このような親の行動を検証するために、公表前の町丁レベルの平均家賃に基づいてサンプルを分割し、それぞれが公表によってどのような影響を受ける

図2—平均家賃が低い地域に対する公表の影響

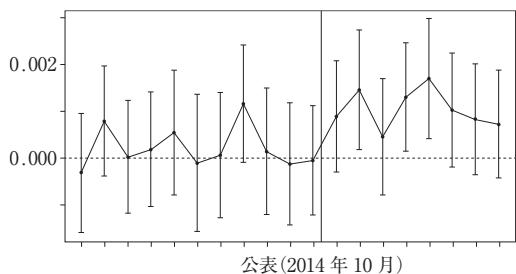
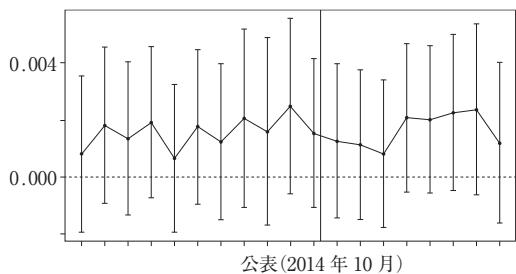


図3—平均家賃が高い地域に対する公表の影響



のかを分析する。

図2は公表前の平均家賃が中央値より低い町丁において、学校の質が家賃に与える影響の変化を示している。図1で示した全体の結果とは異なり、家賃が低い地域では、公表前には学校の質と家賃の間にはほとんど相関がみられなかった。しかし、テストの点数の公表によって学校の質が明らかになると、質の高い学校がある地域では賃料が大きく増加したことがわかる。それに対して、公表以前の平均家賃が中央値より高い町丁を用いた分析結果を示している図3では、公表による影響はほとんど見られず、全期間を通じて質の高い学校を有する学区では（統計的に有意ではないものの）平均的に家賃が高いということがわかる。

この結果は、元々の家賃が低い地域は、質の高い学校に入学するための費用を安く抑えられるため、より多くの人々を惹きつけるという考え方と整合的である。さらに、家賃の低い地域が影響を受けるという結果は、家族がその地域の他のアメニティではなく、学校の質に関する情報の公表に反応していることを強調している。別の解釈としては、家賃の安い地域には相対的

に社会経済的な背景が低い親が多く住んでいる可能性が考えられる。そのような親は子供の教育に対する熱意が相対的に低く、非公式の情報にアクセスする傾向も弱いため、公表以前には学校の質に関する非公式の情報が家賃に反映されていなかった可能性がある。あるいは、学校の質に対する支払い意思額は高いものの、非公式の情報にアクセスするためのリソースや知識、手段に乏しいのかもしれない。それに対して、家賃の高い地域に住む社会経済的背景の高い親は、非公式の情報を得ようとする意欲が高く、実行する能力を持っている可能性がある。あるいは、そのような親を持つ子供はテストの点数が高い傾向にあり、それが学校の質を向上させているのかもしれない。そのため、人々の家賃が高い地域では、情報の公表以前から学校の質が家賃に資本化されており、公表の影響が弱いと考えられる。

5.2.2 学校の質を表す他の指標

主要な分析では、親や子供は学校の平均的な質を考慮していると考えて、全学年（4～6年生）の全教科（国語・算数）のテストの点数の平均値を学校の質の代理変数として使用した。しかし、学校の質の代理変数を他の指標に変えた場合に推定結果が大きく変化する場合、この仮定は妥当ではない可能性がある。

これを確認するために、学年別・教科別の分析を行なったが、すべての結果は一貫して、テストの点数が家賃を上昇させることを示していた。また、標準化されたテストの点数の代わりに、学校の順位を用いた推定も行なったが、より順位が高い学校ほど家賃が高くなるという一貫した結果が得られた。このことから、主要な結果は学校の質の代理変数の変更に敏感ではないことが確認された。

5.2.3 プラセボテスト

他のショックの影響ではなく、学校の質情報の公表に反応して家賃が変化していることを確

認するために、家族向け物件以外を用いたプラセボテストを行なった。もし学校の質情報の公表と同時に住宅市場全体に影響を与えるなんらかのイベントが発生していた場合、学校の質とは本質的に無関係である単身者向け物件やテナントなども影響を受ける。この懸念に対処するために、単身者向けの物件および店舗・事業所向け物件を用いて、これまでと同様の推定を行なった。その結果、どちらも学校の質情報の公表から有意な影響を受けておらず、主要な結果が確かに学校の質情報の公表から得られたことが確認された。

5.2.4 掲載物件数

本研究で使用している不動産データは不動産情報ウェブサイトに掲載されたものであり、実際の取引契約ではない。そのため、分析期間中に特定の地域で同時に複数の安価な物件が掲載された場合、その地域の家賃が下がったように見えるかもしれない。逆に、高級で戸数の多いマンションが建設された場合、その地域の家賃が増したように見えるという懸念がある。

この問題に対処するために、月・町丁レベルの家族向け物件の掲載数のパネルデータを作成し、学校の質に関する情報とその公表が掲載数に与える影響を分析した。その結果、主要な変数の係数はすべて有意ではなく、情報の公表と物件掲載数の間に有意な関係がないことが示された。これは、本研究の結果が地域ごとのサンプル数の偏りによって生じたものではないことを裏付けている。

5.3 人口の変化についての分析結果

これまで家賃に対する影響を見てきたが、学校の質に関する情報の公表は、人々の学校および居住地の選択に影響を与える可能性がある。表2は、学校の質に関する情報の公表が人口に与える影響を、町丁・年齢別に分析した結果を示している。列(1)は、各町丁の各月の7歳の人口を被説明変数として推計した結果を示してい

る。日本の小学校の入学年齢は7歳であるため、7歳人口はその町丁の小学1年生の数（入学者数）を表している。列(1)の結果は、情報の公表後、7歳の人口が有意に増加していることを示している。学年や誕生日による誤差を考慮し、7歳だけではなく6歳～8歳の人口を用いた結果が列(3)である。関心のある交差項の係数は、列(1)と同様に有意であり、情報の公表後に、質が高いと判明した学校の入学者が増加している可能性を示唆している。

この結果が他のショックによる影響ではないことを確認するために、3歳～5歳および9歳～11歳の人口を対象として分析を行なった。3歳～5歳を対象とした列(2)の結果は、情報の公表後に質の高い学区で幼稚園児の数が増加した可能性を示しているが、統計的に有意ではない。公表前に小学校を選択している年齢について分析した列(4)は、学校の質との間にまったく有意な関係がないことを示している。引っ越しのしやすい小学校入学のタイミングに合わせて住居を選択することが多いことを考えると、これは合理的な結果である。これらの結果は、親は公表された学校の質に関する情報を参考にしながら居住地を選択していることを示唆している。

図4は、各町丁の7歳人口を独立変数として、四半期ダミーとテストの点数の交差項を用いて推定した結果を示している。この結果から、7歳人口は、公表前は学校の質による有意な差はなかったが、公表後に7歳人口が有意に増加することがわかる。しかし、家賃に対する影響とは異なり、この影響は1年半ほど経過すると徐々に弱まっていくことがわかる。

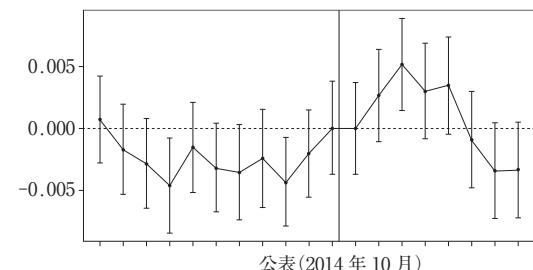
学校の質が家賃に対して持続的な影響を与えるにもかかわらず、7歳人口への影響は短期的であるのは、居住に適した物件の数に上限があるためであると考えられる。2018年の松江市住生活基本計画によると、市内のすべての空き家数は2783件、賃貸住宅の空き家は1780件である。それに対して、分析期間中の松江市の小学生数は約1万700人（1学年が1800人）であるため、

表2—学校別テストスコアの公表が人口に与える影響

	7歳 (1)	3～5歳 (2)	6～8歳 (3)	9～11歳 (4)
公表後ダミー	-1.412** (.4602)	-.4947 (.6631)	-2.040*** (.5962)	.7793 (.5913)
スコア×公表後	.0299*** (.0061)	.0099 (.0100)	.0394*** (.0097)	-.0156 (.0098)
制御変数				
四半期FE	YES	YES	YES	YES
町丁FE	YES	YES	YES	YES
市街地トレンド	YES	YES	YES	YES
南北トレンド	YES	YES	YES	YES
N	7620	7620	7620	7620
Adjusted R ²	0.9372	0.9837	0.9820	0.9782

注) Kuroda (2022) Table 3より作成。括弧内の数値は学区レベルのクラスター頑健標準誤差を表す。*、**、および***は、それぞれ5%、1%、0.1%水準で統計的に有意であることを示す。

図4—7歳人口に対する公表の影響



空き家の数が十分にあるとは言えず、すべての希望者が良い学区に転入できるとは限らない。特に、低年齢の子供の居住に適した特徴（部屋が十分に広く、設備が充実しており、近隣の車通りが少ない等）を持つ物件の数はより限定される。したがって、評判の良い学区では空き家率の低下と家賃の上昇により、移住のコストが徐々に増加するため、学校の質が人口移動に与える影響が短期的になると考えられる。

6 結論

本研究では、学校の質に関する情報の公表という政策の変化に注目し、情報の公表が家賃や人口移動に与える影響を調査した。その結果、学校の質情報が公表された後、テストの点数が1標準偏差増加すると家賃が0.5～1.5%増加することが示された。家賃の上昇と同時に、質の

高い学校の学区内の小学1年生の人口も有意に増加することがわかった。

本研究で明らかになった影響は先行研究と比較して小さいが、これは公表以前から学校の質が家賃に資本化されていた可能性があることを示唆している。したがって、情報の公表は家賃を追加的に増加させる効果があると言える。学校の質に限らず、何らかの情報の公表による影響を分析する際は、公表以前の非公式な情報の入手可能性を考慮することが重要だろう。

また、情報の公表が家賃に与える影響が比較的小さいからといって、それが地域の教育環境に影響を与えないわけではない。学校の質による家賃の上昇効果は少なくとも2年は継続することが示されており、これは良い学校に通うためにはより高いコストが必要になったことを意味している。したがって、社会経済的背景の高い親を持つ子供が特定の（良質の）学校に集まるというソーティングが起こり、社会階層間の学力格差が拡大する可能性がある。格差の拡大が地域の平均学力の低下につながるとすれば、この情報公表政策は意図しない負の結果をもたらすことになる。しかし、情報の公表によって教師や生徒の努力が促され、質の低い学校の成績が改善される可能性もある。教育の公平性の観点からこの問題は重要であるにもかかわらず、学校の質に関する情報の公表が学力格差に与える影響についてはほとんど議論されていないため、そのメカニズムを検証することは、今後の重要な課題である。

注

1) 本稿はKuroda (2022)に基づくものである。データに関する詳細な説明や、一連の頑健性の確認の結果を裏付ける図表については、本論文を参照にされたい。

参考文献

- Figlio, D. N., and M. E. Lucas (2004) "What's in a Grade? School Report Cards and the Housing Market," *American Economic Review*, Vol.94(3), pp. 591-604.
- Hanushek, E. A. and M. E. Raymond (2004) "The Effect of School Accountability Systems on the Level and Distribution of Student Achievement," *Journal of the European Economic Association*, Vol.2(3), pp. 406-415.
- Hastings, J. S., and J. M. Weinstein (2008) "Information, School Choice, and Academic Achievement: Evidence from Two Experiments," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.123(4), pp.1373-1414.
- Imberman, S. A., and M. F. Lovenheim (2016) "Does the Market Value Value-Added? Evidence from Housing Prices after a Public Release of School and Teacher Value-Added," *Journal of Urban Economics*, Vol.91, pp.104-121.
- Jacob, B. A. (2005) "Accountability, Incentives and Behavior: The Impact of High-StakesTesting in the Chicago Public Schools," *Journal of Public Economics*, Vol.89(5)-(6), pp.761-796.
- Koning, P., and K. van der Wiel (2013) "Ranking the Schools: How School-Quality Information affects School Choice in the Netherlands," *Journal of the European Economic Association*, Vol.11 (2), pp.466-493.
- Kuroda, Y. (2018) "The Effect of School Quality on Housing Rents: Evidence from Matsue City in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.50, pp.16-25.
- Kuroda, Y. (2022) "What Does the Disclosure of School Quality Information Bring? The Effect through the Housing Market," *Journal of Regional Science*, Vol.62 (1), pp.125-149.
- Ries, J., and T. Somerville (2010) "School Quality and Residential Property Values: Evidence from Vancouver Rezoning," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.92(4), pp.928-944.
- Rockoff, J. and L. J. Turner (2010) "Short-Run Impacts of Accountability on School Quality," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 2 (4), pp. 119-147.

都市防災整備の便益評価

地価の空間パネルデータ分析

安田昌平・河端瑞貴・直井道生

はじめに

2022年5月、東京都は、東日本大震災の経験を踏まえて策定した「首都直下地震等による東京の被害想定（2012年公表）」を10年ぶりに見直し、新たな首都直下地震等による被害想定を公表した。これによると、建物被害は最大19万4431棟、死者は最大6148人、負傷者は最大9万3435人と想定されており、都市における災害は甚大な被害をもたらすことがわかる。

一方で、東京都はこれまでに、防災都市づくり推進計画等において、延焼遮断帯となる都市計画道路等の整備や沿道建築物の不燃化、整備地域および重点整備地域におけるオープンベースの確保、老朽建築物の除去などの取り組みを行なってきた。2012年には、「木密地域不燃化10年プロジェクト」を立ち上げ、不燃化特区制度の活用による地域の不燃化促進、防災上効果の高い都市計画道路を特定整備路線に指定し、燃え広がらない・燃えないまちの実現に取り組んできた。このように、この10年間で都市防災整備は着実に進んでおり、その結果、木造住宅密集地域の約50%削減、住宅の耐震化率92%、整備地域の不燃領域率¹⁾64%などを達成している。これらの整備による減災効果は、被害想定にも反映されており、2012年の想定よりも2022年の想定では、建物被害は約11万棟、死者は約3500人も減少した²⁾。それでもなお被害は大きく、さらに首都直下地震で想定されるM7.3の地震が起きる確率は、今後30年以内に70%程度と言われていることを踏まえると、都市防災整備の推進は喫緊の課題だと言える。

このように、都市防災整備は重要な課題であり、さまざまな施策が行なわれてきているが、これらの効果を定量的に分析した研究は少ない。本稿は、都市防災整備による効果を便益ベースで評価した Kawabata et al. (2022) を、わかりやすく紹介する。Kawabata et al. (2022) は、地震リスク指標の低下が住宅地の地価に正の直接効果およびスピルオーバー効果（間接効果）をもたらすのかを検証したものであり、その貢献は3つあると考えられる。

第1に、地震リスクを軽減する都市防災整備の便益を推定した点である。これまでにも、災害リスクと不動産市場に関する研究はさまざまな観点から分析されてきた。例えば、地震リスク情報の公表や変更が住宅価格や地価に与える影響を検証したもの (Brookshire et al. 1985; Singh 2019)、特定の地震の前後における主観的リスク認知の変化を検証したもの (Beron et al. 1997; Naoi et al. 2009)、危険な地域と安全な地域の不動産価格の差を推定したもの (Hidano et al. 2015; Nakagawa et al. 2009) など、分析テーマは多岐にわたる。しかし、地震リスクを軽減する都市防災整備による便益の推定に直接の焦点を当てた研究はほとんど見られない。

第2に、地価と地震リスク指標に関するパネルデータを用いた点である。既存研究の多くは、地震リスク指標のクロスセクションデータを用いており、地震リスクの時間的変化を考慮した研究は少ない。

第3に、空間固定効果モデルを採用し、直接効果とスピルオーバー効果の両方を検証している点である。地震リスク軽減の影響は、当該地



やすだ・しょうへい
茨城県生まれ。日本大学経済学部卒。慶應義塾大学大学院経済学研究科後期博士課程単位取得退学。公益財団法人日本住宅総合センター研究員などを経て、現在、日本大学経済学部助教。

かわばた・みづき
東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。米 MIT 博士 (Ph.D in Urban and Regional Planning)。東京大学空間情報科学研究センター准教授等を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。

なおい・みちお
東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。慶應義塾大学大学院博士課程単位取得退学。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教授。

域のみならず、近隣地域にスピルオーバーする可能性がある。そこで、Kawabata et al. (2022) では、都市防災整備の当該地域内の影響（直接効果）だけでなく、スピルオーバー効果（間接効果）も検証し、両者を考慮した限界効果の推定を試みた。

主な結果は次のとおりである。まず、地震リスクの軽減は地価を上昇させることができた。また、災害リスクの軽減は当該地域のみならず、近隣地域の地価も上昇させることができ、正のスピルオーバー効果があることが確認された。

本稿の構成は以下の通りである。1節では東京都の防災整備について紹介し、2節では実証モデル、3節ではデータ、4節では推定結果を紹介する。5節はまとめである。

1 東京都の防災整備

東京都には、木造住宅密集地域と呼ばれる災害時に危険な地域が存在する。木造住宅密集地域は、戦後から高度経済成長期にかけて、十分な都市整備が行なわれないまま、人口が集中し、高密度に住宅が建設された市街地である。このような背景から、この地域では、道路幅員が4m未満の細街路が多く、敷地が狭小、権利関係が複雑化しているなどから、住宅の建替えが進まず、老朽木造住宅が密集するという問題を抱えている。したがって、地震時に建物倒壊や延焼の危険性が非常に高い地域である。

東京都は、都市防災整備として特に木造住宅密集地域の解消に力を入れてきた。近年では、「防災都市づくり推進計画」(1997年策定)において、災害時に被害が大きいと想定される地域

を「整備地域」に指定することで、道路整備、建物の不燃化および耐震化を促進してきた。これにより一定の改善が見られたが、首都直下地震の発生確率が高いことや、東日本大震災の発生を機に、より重点的・集中的な政策を推し進める必要性に迫られ、2012年から「木密地域不燃化10年プロジェクト」を実施した。同プロジェクトは、不燃化特区制度の創設、特定整備路線の指定により、市街地の不燃化および延焼遮断帯形成のさらなる促進を図ったものである。

この不燃化特区では、老朽建築物の除去費や、建替えに伴う建築設計費等の助成、さらに老朽建築物を除去した更地、建替え後の住宅に係る固定資産税・都市計画税の減免措置等を受けられるなど、手厚い支援が実施してきた。当初は、12地区が不燃化特区に指定されていたが、2021年4月には52地区が不燃化特区に指定され、多くの地域で一定の成果を上げてきた。その結果、東京都の木造住宅密集地域は1万6000ha(2012年度末)から8600ha(2020年度末)まで大幅に減少した。

このように、都市防災整備によって地震リスクは大幅に軽減されてきたが、これらの整備が効率的であったのかは、費用対便益の観点から検証する必要がある。そこで、ヘドニック分析を用いて、都市防災整備による便益の推定を試みた。

2 実証モデル

Kawabata et al. (2022) では、地震リスクの軽減が地価に正の直接効果およびスピルオーバー効果をもたらすのか検証するため、空間固定

効果モデルを採用した。比較のために、まず、(1)式の標準的な固定効果モデルを推定した。

$$Y_t = X_t \beta + \mu + \xi_t \iota_N + \varepsilon_t, \quad (t=1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

ここで、 t は時点（年）、 Y_t は i 単位の地価の対数の $N \times 1$ ベクトルである。地価の観測単位は標準地であり、住宅地のデータのみを使用する。 X_t は地震リスク指標を含む説明変数の $N \times K$ 行列、 β は $K \times 1$ 行列である。 μ は標準地の固定効果、 ξ_t は時間効果、 ι_N は $N \times 1$ の単位ベクトル、 ε_t は誤差項である。

次に、(2)式に示す空間固定効果モデルを推定した。

$$Y_t = \delta W Y_t + \alpha \iota_N + X_t \beta + W X_t \theta \\ + \mu + \xi_t \iota_N + \varepsilon_t, \quad (2)$$

W は $N \times N$ の空間重み行列である。したがって、 $W Y_t$ は被説明変数の空間ラグ、 $W X_t$ は説明変数の空間ラグを示す。(2)式のモデルは、空間ダービンモデル (SDM: Spatial Durbin model) を採用している³⁾。なお、SDM を空間ラグモデル (SAR) に単純化できるという仮説 ($H_0: \theta = 0$)、および空間誤差モデル (SEM) に単純化できるという仮説 ($H_0: \theta + \delta \beta = 0$) について Wald 検定をしたところ、両者とも棄却されたため、SDM を採用している。空間重み行列 W は、距離が一定の閾値より大きい場合、 w_{ij} をゼロとする逆距離行列であり、各行の合計が 1 になるように行基準化したものである。ここでは閾値を 500m と 750m とした⁴⁾。

空間固定効果モデルにおける係数の推定値は、当該地域から近隣地域に影響し、最終的に当該地域に戻ってくるフィードバック効果を含んでいるため、限界効果を表していない (Elhorst 2014, LeSage and Pace 2009)。そこで、空間固定効果モデルについては、平均的な限界効果をまとめ、総合効果、直接効果、スピルオーバー効果を報告する。総合効果は、直接効果とスピルオーバー効果の合計である。

3 データ

地震リスク指標として「地震に関する地域危険度」、「地震時等に著しく危険な密集市街地」の 2 つの指標を用いる。

「地震に関する地域危険度」は、東京都都市整備局が、東京都震災対策条例に基づき、1975 年から約 5 年おきに調査・公表を行なっているもので、これまでに第 8 回調査まで公表されてきた。調査対象区域は、区部および多摩部の都市計画区域のうち市街化区域のみであり、調査単位は町丁である。

この指標では、建物倒壊危険度、火災危険度、総合危険度の 3 つが測定されており、町丁ごとにランク 1（危険性が最も低い）からランク 5（危険性が最も高い）の 5 段階で相対評価されている⁵⁾。建物倒壊危険度は、建物の数、建物の特性（構造、建築年など）、地盤の特性（沖積低地か台地など）から評価される。火災危険度は、出火の危険性と延焼の危険性から評価されており、総合危険度は建物倒壊危険度、火災危険度を合算して評価したものである。

分析には、第 5 回（2002 年）、第 6 回（2008 年）、第 7 回（2013 年）、第 8 回（2018 年）の 4 年分のデータを用いる。パネルデータ分析にあたって、2018 年の町丁境界をもとに、町丁単位の地域危険度パネルデータを作成した。その際、欠損値がある町丁（地区）、境界が変更された地区を除外した。分割された場合、分割された地区がすべて同ランクの場合は、その地区を保持した。その結果、パネルの各年度の町丁数は 5128 となった。地域危険度は、各回において多くの地域でランクが変動している。例えば、2002 年から 2008 年までは 1446 地区（28%）、2008 年から 2013 年までは 934 地区（18%）、2013 年から 2018 年までは 2113 地区（41%）において、総合危険度のランクが変化している。

図 1 は、第 8 回（2018 年）の総合危険度の分布図である。ランク 4 や 5 といった危険な地域は、山手線外周部に広く分布しており、特に荒川区、墨田区、板橋区、品川区といった地域に危険な地域が集中していることがわかる。

一方、「地震時等に著しく危険な密集市街地」（以下、密集市街地）は、国土交通省が 2012 年から公表しているもので、住宅の密集度が高い地域のうち、延焼危険性また避難困難性が高く、地震時等において最低限の安全性を確保するこ

図1—「総合危険度ランク図（第8回）」

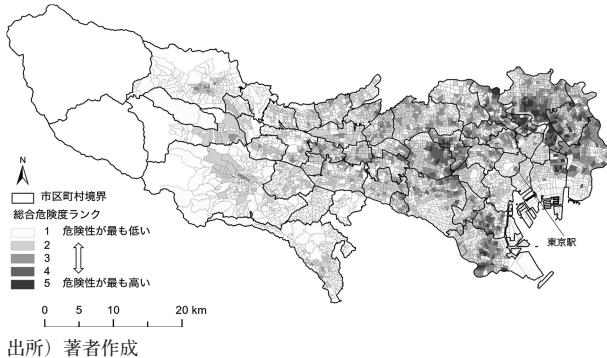
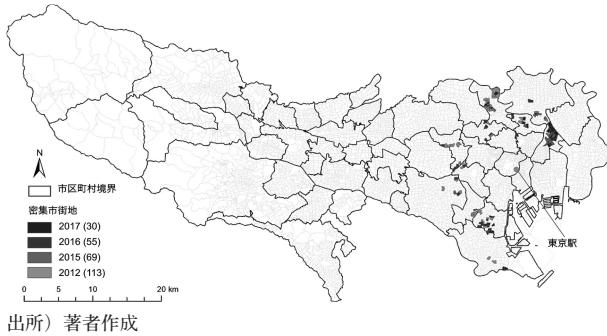


図2—「地震時等に著しく危険な密集市街地」



とが困難な地域である。東京都が把握する木造住宅密集地域とは定義が異なるが、重なる地域は多く、その特徴も類似している。この密集市街地の解消は、都市の安全性を確保するための重要な課題であり、国としてもこれまでにさまざまな施策を行なってきた。2011年3月に閣議決定した住生活基本計画（全国計画）においては、密集市街地を2020年までにおおむね解消する目標を掲げて都市防災整備を進めた結果、全国の密集市街地は5745ha（2012年）から2219ha（2022年）まで解消された。

ここでは、国土交通省から2012年、2015年、2016年、2017年の4年分のデータの提供を受け、町丁単位の密集市街地パネルデータを作成した。図2は、2012年から2017年の密集市街地の分布図である。東京都の密集市街地は、面積については1683haから482ha、地区数については113地区から30地区まで減少した。その分布を見ると、2012年時点では区部の山手線外周部を中心に広く分布していたが、2017年になると荒川区、墨田区、品川区といった地域に集中して

残っていることがわかる。

地価データは、国土数値情報ダウンロードサービス（以下、国土数値情報）で公開されている標準地が住宅地の地価公示データを用いる。地価公示データには、不動産鑑定士によって評価された毎年1月1日時点の標準地の公示価格（円/m²）のほかに、土地属性が含まれる。また、同じ標準地の公示価格が長期にわたって得られるため、不動産価格データの中ではパネルデータ化しやすいデータといえる。地価公示の標準地とは、土地利用、環境、地籍、形状等が当該地域において通常であると認められる土地（地点）であり、特に、標準地の代表性、中庸性、安定性、確定性に留意して選定される。毎年の点検において、適切でないと判断された標準地については、選定替が行われている。ここでは、2019年の地価公示データをベースとして、選定替のなかった標準地のパネルデータを作成した。離島を除く東京都の住宅地の標準地数は2019年時点で1693箇所あり、そのうち2002年から同一な標準地は986箇所、2012年から同一な標準地は1164箇所であった。

地価は1月1日時点の評価であるが、地震リスク指標は1月以降に公表されている⁶⁾。ここでは、地震リスク指標の公表による効果ではなく、都市防災整備による効果に焦点を当てているため、地震リスク指標の公表年と同じ年の地価を使用する。地震リスク指標は、評価時点におけるその地域の安全性を測ったものため、地震リスク指標が公表年の1月1日時点の地価に与える影響は、その地域の安全性による影響だと解釈できる。一方、地震リスク指標が翌年の地価に与える影響は、安全性のほかに、更新された地震リスク指標の公表による影響も含まれると考えられる。これらの影響の違いを検証するために、翌年の地価を使用したモデルも推定し、結果を比較する。

時間可変のコントロール変数としては、最寄り駅からの距離と人口密度を用いる。最寄り駅

表1—記述統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
地域危険度				
地価（円/m ² ）	344,556	278,561	37,400	4,010,000
建物倒壊危険度	1.70	0.87	1	5
火災危険度	1.81	0.94	1	5
総合危険度	1.79	0.92	1	5
最寄り駅までの距離（m）	839	665	42	4,751
人口密度（人/km ² ）	12,332	6,742	93	43,850
N = 3,796 (n = 949, T = 4)				
密集市街地				
地価（円/m ² ）	346,070	301,114	31,600	3,750,000
密集市街地ダミー	0.01	0.10	0	1
最寄り駅までの距離（m）	826	654	42	4,751
人口密度（人/km ² ）	12,858	7,175	53	55,589
N = 4,604 (n = 1,151, T = 4)				

からの距離は、国土数値情報で公開されている鉄道時系列データをもとに、標準地から最寄り駅までの直線距離を地理情報システム（GIS）によって計算したものを探用する。この計算にあたって、新駅の開業について調べたところ、地域危険度データの期間（2002～2018年）には、2008年に開業した日暮里舎人ライナーの駅をはじめ、複数の新駅が開業している。一方で、密集市街地データの期間（2012～2017年）に開業した駅は、リニューアルされた東急東横線の渋谷駅のみである。したがって、密集市街地データを用いたモデルでは、最寄り駅からの距離は省いている。

人口密度は、東京都の住民基本台帳をもとに、町丁単位で計算した1km²当たりの人口である⁷⁾。ここで、人口密度は内生変数の可能性があるため、人口密度を含まないモデルも推定してみたが、符号条件や有意性に変化は見られなかった。

その結果、地域危険度の分析では3796 (n=949, T=4)、密集市街地の分析では4604 (n=1151, T=4) のサンプルサイズを得られた。表1は、記述統計量である。モデルの推定においては、地価、最寄り駅までの距離、人口密度は、自然対数を用いている。

4 推定結果

(1) 地域危険度

地域危険度が住宅地の地価に与える平均的な

限界効果を表2にまとめた。上段は同年の地価を用いた結果、下段は翌年の地価を用いた結果を示している。

まず、同年の地価を用いた結果を見てみる。標準的な固定効果モデルでは、予想通り、建物倒壊危険度、火災危険度、総合危険度の限界効果はすべて負で有意となり、それぞれの危険度が1ランク下がると、それぞれ1.6%、1.2%、1.8%地価が上昇することを示している。次に、空間固定効果モデルでは、閾値500m、750mとした場合の総合効果、直接効果、スピルオーバー効果（間接効果）をまとめている。ここで、どの標準地とも隣接しないデータは除外しているため、閾値が短いほどサンプルサイズは小さくなる。推定結果から、符号についてはすべての限界効果が負となり、有意性については火災危険度、総合危険度についてはすべて有意、建物倒壊危険度については、直接効果のみ有意という結果となった。これは、建物倒壊危険度の低下は、当該地域の地価を上昇させるが、近隣地域の地価には影響しないという結果であり、スピルオーバー効果がないことを示唆している。建物倒壊危険度は、その地域の建物が壊れたり傾いたりする危険性を反映したものであることから、当該地域に影響することはあっても、近隣地域に影響を与える可能性は低いことを考えると、妥当な結果だと考えられる。

一方、火災危険度については、直接効果、スピルオーバー効果ともに負で有意となり、火災危険度の低下は当該地域のみならず、近隣地域の地価を上昇させる、すなわちスピルオーバー効果があることを示唆する結果となった。火災危険度は、出火の危険性のほかに、延焼の危険性を反映したものであり、当該地域を超えて燃え広がることを考えると、スピルオーバー効果があることは直感に合う結果だと考えられる。

総合効果の結果は、火災危険度と総合危険度が1ランク下がると、閾値500mでそれぞれ3.6%、3.4%、閾値750mでそれぞれ2.6%、3.0%地価が上昇することを示している。この

表2—平均限界効果（地域危険度）

標準的 固定効果 モデル	同年の地価	空間固定効果モデル					
		閾値 500m			閾値 750m		
		総合効果	直接効果	間接効果	総合効果	直接効果	間接効果
建物倒壊危険度	-0.016 ** (0.008)	-0.024 (0.017)	-0.014 * (0.008)	-0.010 (0.010)	-0.019 (0.014)	-0.012 ** (0.005)	-0.006 (0.010)
火災危険度	-0.012 *** (0.004)	-0.036 *** (0.013)	-0.017 *** (0.006)	-0.020 *** (0.007)	-0.026 *** (0.010)	-0.009 ** (0.004)	-0.017 *** (0.006)
総合危険度	-0.018 *** (0.004)	-0.034 *** (0.012)	-0.016 *** (0.006)	-0.018 ** (0.007)	-0.030 *** (0.009)	-0.014 *** (0.004)	-0.016 *** (0.006)
翌年の地価							
建物倒壊危険度	-0.018 ** (0.007)	-0.028 * (0.015)	-0.016 ** (0.007)	-0.012 (0.009)	-0.021 * (0.012)	-0.013 *** (0.005)	-0.008 (0.008)
火災危険度	-0.019 *** (0.004)	-0.041 *** (0.011)	-0.019 *** (0.006)	-0.022 *** (0.006)	-0.037 *** (0.008)	-0.013 *** (0.003)	-0.024 *** (0.005)
総合危険度	-0.024 *** (0.004)	-0.043 *** (0.011)	-0.021 *** (0.005)	-0.022 *** (0.006)	-0.039 *** (0.008)	-0.016 *** (0.003)	-0.023 *** (0.005)
N	3,796	1,176				2,748	

注) ***、 **、 * はそれぞれ推計された係数が 1%、 5%、 10% 水準で統計的に有意であることを示す。括弧内は町丁を単位としたクラスター・ロバストな標準誤差。推定に当たっては、 最寄り駅までの距離の対数、 人口密度の対数をコントロールしている（結果は省略）。

総合効果は、 スピルオーバー効果を考慮しない標準的な固定効果モデルの限界効果と比較して、 いずれの危険度指標についても大きくなっている。特に火災危険度については 2 倍以上大きくなることが示された。

次に、 翌年の地価を用いた結果を見てみる。同年の地価を用いた場合と比較して、 限界効果の符号については同様であったが、 限界効果の絶対値は大きくなり、 有意性も上がる傾向が確認された。標準的な固定効果モデルの結果から、 建物倒壊危険度、 火災危険度、 総合危険度が 1 ランク下がると、 それぞれ 1.8%、 1.9%、 2.4% 地価が上昇することがわかった。さらに、 空間固定効果モデルの結果は、 建物倒壊危険度、 火災危険度、 総合危険度が 1 ランク下がると、 閾値 500m でそれぞれ 2.8%、 4.1%、 4.3%、 閾値 750m でそれぞれ 2.1%、 3.7%、 3.9% 地価が上昇することを示している。同年の地価よりも翌年の地価を用いたほうが限界効果が大きくなるという結果は、 翌年の地価には、 都市防災整備の効果のほかに、 更新された地震リスク

指標の公表による影響が反映されるためと考えられる。

(2) 密集市街地

表 3 は、 密集市街地ダメーが住宅地の地価に与える平均的な限界効果をまとめたものである。まず、 同年の地価を用いた結果を見ると、 標準的な固定効果モデルでは、 限界効果は負で有意となり、 密集市街地を解消すると 2.4% 地価が上昇することを示している。空間固定効果モデルでは、 直接効果、 スピルオーバー効果とともに負で有意となり、 密集市街地の解消は当該地域のみならず、 近隣地域の地価も上昇させることができ明らかとなった。総合効果の結果は、 閾値 500m で 7.3%、 閾値 750m で 5.9% 地価を上昇させることを示しており、 標準的な固定効果モデルの限界効果と比較して 2 倍以上の影響があることが示された。密集市街地は、 老朽木造住宅が密集している地域であり、 延焼の危険性が高い地域であることを考えると、 その解消には正のスピルオーバー効果があるという推定結果

表3—平均限界効果（密集市街地）

標準的 固定効果 モデル	空間固定効果モデル					
	閾値500m			閾値750m		
	総合効果	直接効果	間接効果	総合効果	直接効果	間接効果
同年の地価						
密集市街地ダミー	-0.024 *** (0.008)	-0.073 * (0.041)	-0.031 * (0.018)	-0.043 * (0.024)	-0.059 * (0.030)	-0.019 ** (0.010)
翌年の地価						
密集市街地ダミー	-0.042 *** (0.011)	-0.123 ** (0.049)	-0.050 ** (0.022)	-0.073 ** (0.029)	-0.116 *** (0.038)	-0.037 *** (0.012)
N	4,604	1,628			3,552	

注) ***、**、*はそれぞれ推計された係数が1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。括弧内は町丁を単位としたクラスターロバストな標準誤差。推定に当たっては、最寄り駅までの距離の対数をコントロールしている（結果は省略）。

は妥当であると考える。

次に、翌年の地価を用いた結果を見ていく。地域危険度の結果と同様に、同年の地価を用いた場合に比べて翌年の地価を用いたモデルのほうが、限界効果が大きくなる傾向が明らかになった。標準的な固定効果モデルでは、密集市街地を解消することで、4.2%地価が上昇する結果となり、これは同年の地価を用いた場合の約1.8倍である。また、空間固定効果モデルの総合効果の結果は、密集市街地を解消することで、閾値500mで12.3%、閾値750mで11.6%地価を上昇させることを示しており、これは同年の地価を用いた場合の約1.7~1.9倍である。さらに、総合効果の絶対値は、標準的な固定効果モデルの限界効果の約3倍となった。

5まとめ

Kawabata et al. (2022) では、地震リスク指標の低下が住宅地の地価に与える影響を通して、都市防災整備による便益の推定を試みた。その際、空間固定効果モデルを用いて、直接効果のみならず、これまで十分に考慮されてこなかったスピルオーバー効果も考慮して分析を行なった。

標準的な固定効果モデルの推定結果から、すべての地震リスク指標について、地震リスク指標の低下は地価を有意に上昇させることが明らかになった。また、空間固定効果モデルの推定結果から、火災危険度と総合危険度の低下、密

集市街地の解消は、当該地域のみならず、近隣地域の地価も上昇させることができ、特に延焼リスクの軽減には正のスピルオーバー効果があることが示された。さらに、空間固定効果モデルの総合効果は、標準的な固定効果モデルの限界効果よりも大きく、有意性も高い傾向がみられた。これらの結果から、スピルオーバー効果を考慮することの重要性が示された。

この推定結果を用いて、密集市街地解消による便益をシミュレーションする。東京都は、災害に強い首都を目指し、地震リスク軽減のため様々な都市防災整備を進めてきた。その結果、東京都の密集市街地面積は、2012年の1683haから2017年の482haまで減少した。2012年時点における密集市街地の住宅地の平均地価は、1m²当たり41万4500円であった。これらの数値と表3に示した推定値を用いて、密集市街地解消による便益を計算すると、スピルオーバー効果を考慮しない場合は約1210億円、スピルオーバー効果を考慮した場合は、閾値500mで約3630億円、閾値750mで約2940億円となった。

また、同年の地価を用いた場合よりも、翌年の地価を用いた場合のほうが、地震リスク軽減による効果が大きく推定された。この結果は、翌年の地価には更新された地震リスク指標の公表による影響が反映されることを示唆するものであり、地震リスク情報の公表・変更がリスク認知や住宅価格を変化させるという既存研究(Brookshire et al. 1985; Singh 2019)と整合性

がある。さらに、地域危険度については、同年の地価を用いた場合と比較して、翌年の地価を用いると、限界効果は微増する傾向であったが、密集市街地については約2倍近く大きくなった。これは、密集市街地の解消には大規模開発が伴う場合があり、安全な地域になる影響のほかに、住環境改善による影響が含まれるためだと考えられる。したがって、安全性の向上とそれ以外の住環境の向上を識別する必要があるが、この点は今後の課題としたい。加えて、住宅地のみならず商業地への影響も今後検証したい。最後に、地価公示データを用いて、空間固定効果モデルを推定しているが、標準地は空間的に密とはいはず、近距離におけるスピルオーバー効果を十分に捉えているのか疑問が残る。今後、路線価などの空間的に密なデータを用いて、より正確なスピルオーバー効果を検証したい。

謝辞

本稿は、Kawabata et al. (2022) の紹介論文である。Kawabata et al. (2022) は、公益財団法人日本住宅総合センターが実施した調査研究「都市防災に係る整備の効果に関する調査研究」を基に研究を進めたものである。また、科研費（基盤研究（C）JP20K01617）の助成を受けており、使用したデータの一部は、国土交通省からデータを提供していただいた。住宅経済研究会では、さまざまな有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表する。

注

- 1) 不燃領域率とは、その地域の燃えにくさを表す指標である。建築物の不燃化や、道路を含むオープンスペースの状況によって算出されるものであり、70%を超えるとその地域の焼失率はほぼ0になる。
- 2) ただし、平成24年度の被害想定と、令和4年度の被害想定では、想定する地震動が異なるため単純な比較は難しい。
- 3) 推定にあたっては、Lee and Yu (2010) および Elhorst (2014) で説明されているバイアス補正の手法を用いている。
- 4) いくつかの閾値を検討してみたが、250mのような短距離にすると近接する観測数が大幅に減少する問題が生じた。一方、1000m や2000m のような長距離までスピルオーバー効果があるとは考えにくい。したがって、500m と750m を採用した。
- 5) 相対評価であるため、仮に安全性が向上したとしても、他の地域がより安全になっていれば、ランクが変化しないあるいは上昇してしまう可能性がある。
- 6) 地域危険度は、第5回が2002年12月、第6回が2008年2月、第7回が2013年9月、第8回が2018年

2月に公表された。一方、密集市街地については、2012年10月にはじめて地区数および面積が公表され、2016年および2017年のデータは、2018年6月に公表された。2015年のデータの公表月は非公表であった。

7) 町丁の境界は、2015年の国勢調査の境界をもとにしている。分析対象期間で、欠損値や境界の変更があった地区はサンプルから除外した。

参考文献

- 東京都 (2012) 「木密地域不燃化10年プロジェクト実施方針」
- 東京都 (2022) 「首都直下地震等による東京の被害想定報告書」
- Beron K. J., J. C. Murdoch, M. A. Thayer, and W. P. Vijverberg (1997) "An Analysis of the Housing Market Before and After the 1989 Loma Prieta Earthquake," *Land Economics*, Vol. 73 (1), pp.101-113.
- Brookshire, D.S., M.A. Thayer, J. Tschirhart, and W.D. Schulze (1985) "A Test of the Expected Utility Model: Evidence from Earthquake Risks," *Journal of Political Economy*, Vol. 93(2):pp.369-389.
- Elhorst, J.P. (2014) *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Springer, Heidelberg.
- Hidano N, T. Hoshino, and A. Sugiura (2015) "The Effect of Seismic Hazard Risk Information on Property Prices: Evidence from a Spatial Regression Discontinuity Design," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 53, pp.113-122.
- Kawabata, M., M. Naoi, and S. Yasuda (2022) "Earthquake Risk Reduction and Residential Land Prices in Tokyo," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol. 3 (1), pp.1-22.
- LeSage J, R. K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, Boca Raton
- Lee L-F, J. Yu (2010) "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects," *Journal of Econometrics*, Vol.154, pp.165-185.
- Nakagawa M, M. Saito, and H. Yamaga (2009) "Earthquake Risks and Land Prices: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area," *Japanese Economic Review*, Vol. 60(2), pp.208-222.
- Naoi M, M. Seko, and K. Sumita (2009) "Earthquake Risk and Housing Price in Japan: Evidence Before and After Massive Earthquakes," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39 (6), pp. 658-669.
- Singh, R. (2019) "Seismic Risk and House Prices: Evidence from Earthquake Fault Zoning," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 75, pp.187-209.

空き家の発生と利活用の要因分析

東京都豊島区を事例として

金山友喜・定行泰甫

はじめに

現代の日本社会が抱える重大な問題のひとつに空き家問題が挙げられる。空き家問題の重大性について、経済学では外部不経済 (Suzuki et al. 2022, Sadayuki et al. 2020) や機会費用 (中川 2013, 鈴木・浅見 2016) の観点から議論され、また検証されてきた。

空き家を抑制するには、居住者が退去した住宅を空き家にしないこと（発生抑制）、そして空き家になっている住宅を利活用すること（利活用促進）が対策として考えられる。とくに近年の空き家対策の議論では、空き家の発生抑制に加えて、既存空き家の利活用促進にも力点が置かれるようになっている（国土交通省 2020、上田 2015）。

空き家の発生要因については、個票データを用いた数多くの分析が行なわれてきた（例えば、Hillier et al. 2003, Scafidi et al. 1998, 金ほか 2016）。一方、空き家の利活用要因については、空き家所有者に対する利活用の意向調査（例えば、鈴木・樋野 2018）や、地域パネルデータを用いた空き家対策効果の検証 (Segú 2020) が存在する。しかし、どういった空き家が利活用されるかについて、個票データを用いた検証は、データの制約上これまで見られなかった。

本稿では、東京都豊島区の戸建て住宅を対象として、空き家の発生要因（空き家になりやすい住宅の特徴）および利活用要因（利活用されやすい空き家の特徴）をプロビット分析した

Kanayama and Sadayuki (2021) を紹介する。豊島区は2011年と2016年の2度にわたり空き家調査を実施しており、このパネル化された個票データを用いることで、空き家の利活用要因を分析することが可能となった。分析の結果、空き家の発生要因については、狭い土地に建つ住宅、接道幅員が4m未満の住宅、接道間口が2m未満の住宅、木造住宅等が空き家となりやすいことがわかった。このように、建替えや取り壊しによる土地の再活用が難しかったり再活用のために多額の費用がかかったりする住宅は、空き家となりやすい傾向が確認された。また、空き家の利活用要因については、狭い土地に建つ空き家、廃屋化した空き家、そして、町会加入率が大きく低下している地域の空き家が利活用されずに放置されやすくなっていることが示された。地価の影響をコントロールしたうえでも、同様の結果が得られた。

本研究の学術的貢献は、主に3点ある。第一に、空き家の利活用要因について住宅の個票パネルデータを初めて分析した点である。

第二に、空き家の発生要因の分析にあたって、売買された物件を空き家の比較対象として分析した点である。従来の研究は、分析の対象地域に存在するすべての住宅を比較対象としているが、本研究では分析対象を居住者が退去した住宅に限定することで、空き家の発生要因をより的確に分析できる。

そして第三に、地価の予測値をプロビットモデルの説明変数に加えることで、地価では説明



かなやま・ゆうき
1995年千葉県生まれ。早稲田大学政治経済学部卒。同大学大学院経済学研究科修士課程修了。国土交通省土地・建設産業局建設業課を経て、現在、鉄道局国際課主査。論文：“The Externality of Vacant Houses”（共著）*Review of Regional Studies*, Vol.50(2), pp.260–281.



さだゆき・たいすけ
1984年東京都生まれ。上智大学経済学部卒。イリノイ大学アーバナシャンペーン校博士課程修了。博士（経済学）。早稲田大学政治経済学部講師などを経て、現在、成城大学経済学部准教授。著書：『アジアの国際不動産投資』（共著、慶應義塾大学出版会）など。

できない要因、具体的には空き家所有者の留保価格について考察した点である。東京都豊島区のように土地需要の比較的高い地域であれば、たとえ再活用に不利な敷地に建つ住宅であったとしても、売出価格が十分に低ければ取引が成立し、空き家として放置されずにはすむであろう。しかし、地価をコントロールしたうえでも、条件不利な住宅ほど空き家になる傾向が確認されたということは、そのような住宅の所有者は市場価格で売却することを許容しない、つまり、所有者の留保価格が市場価格よりも高い傾向にあることを意味している。売主（現所有者）の効用は売却後の土地用途に依存しないため、再活用に係る条件の違いが留保価格と市場価格に乖離を生じさせ、空き家の発生につながっている可能性を、本研究の結果は示唆している。

以下では、Kanayama and Sadayuki (2021) で用いられたデータおよび推計モデルを説明したあと、推計結果と結論を述べる。

1 データ

空き家の発生と利活用の要因分析をするにあたり、豊島区における戸建て空き家と住宅売買取引に関する2種類のデータを用意した。まず、戸建て空き家については、豊島区が2011年と2016年に実施した空き家実態調査の個票データを使用した。2011年空き家調査では、区内全83町丁目のうち16町丁目で調査が実施された。一方、2016年空き家調査では区内全域が調査の対象とされた。いずれの調査でも、対象地域にある戸建て住宅全棟について調査が行なわれた。

調査の結果、2011年空き家調査においては、337件の戸建て住宅が、2016年空き家調査においては、594件の戸建て住宅が空き家であると認定された。

これに加えて、住宅売買取引については、国土交通省から提供を受けた不動産取引価格情報の個票データのうち、宅地における土地と建物の取引に関するデータ（以下「不動産取引価格情報データ」）を使用した。これは、不動産取引当事者へのアンケート調査を基にして得られた実際の取引データである。

2 推計モデルと基本統計量

2.1 推計モデル

プロビットモデルを用いて、空き家の発生要因分析（推計1）および利活用要因分析（推計2）を行なった。空き家の発生要因分析（推計1）では、2016年の戸建て空き家と同年に売買取引された戸建て住宅のデータを用いて、売買物件は1、空き家は0をとるダミー変数（売買ダミー）を被説明変数として、プロビット分析を行なった。

空き家の利活用要因分析（推計2）では、2011年に空き家であった戸建て住宅（337件）のうち、2016年時点で空き家状態が解消していたサンプル（249件、以下「空き家利活用サンプル」）は1をとり、2016年時点でも空き家のままであったサンプル（81件、以下「空き家継続サンプル」）は0をとるダミー変数（利活用ダミー）を被説明変数として、プロビット分析を行なった。2016年における用途が不明であつ

たサンプル（7件）は推計から除外した。

2つのモデルで共通する説明変数は、地価予測値の対数値（ \ln （地価））、2011年から2016年にかけての地価予測値の増加率（ $\Delta \ln$ （地価））、最寄り駅までの徒歩時間の対数値（ \ln （徒歩時間））、町会加入率（町会加入率）、2011年から2016年にかけての町会加入率の変動（ Δ 町会加入率）、75歳以上人口の割合（75歳以上割合）、接道幅員が4m未満であれば1をとるダミー変数（幅員4m未満ダミー）、0から4までの整数値で示される水害危険度（水害危険度）、木造住宅であれば1をとるダミー変数（木造ダミー）および土地面積の対数値（ \ln （土地面積））である。また、用途地域の固定効果を考慮して、用途地域ダミーを説明変数に加えた。

データの制約上、片方のモデルのみで使用された説明変数もいくつかある。接道間口が2m未満であれば1をとるダミー変数（間口2m未満ダミー）および店舗兼住宅であれば1をとるダミー変数（店舗兼住宅ダミー）は推計1のみで使われ、2011年時点で空き家が廃屋化していた場合は1をとるダミー変数（廃屋空き家ダミー）は、推計2のみで使用されている。

上記のうち、町会加入率および地価予測値は、Kanayama and Sadayuki (2021) における特徴的な説明変数といえる。町会は、地域における「コミュニティの基盤をなす」（中田ほか 2017: p.23）組織であり、町会加入率が高い地域ほど住民同士の関係が強い傾向にあると考えられる。したがって、町会加入率および町会加入率の変動を、それぞれ、各地域における住民同士の繋がりの強さおよびその変化を代理する変数として使用した。

地価予測値は、2011年および2016年の不動産取引価格情報データを用いて、各年のヘドニック地価関数を対数線形モデルで推計し、住宅属性を外挿することで得た。また、2011年の地価予測値（ \ln （地価2011））および2016年の地価予測値（ \ln （地価2016））の差分をとることで計算した地価予測値の増加率（ $\Delta \ln$ （地価））

も併せて、要因分析の説明変数として使用した。なお、ヘドニック地価関数の推計では、2段階目のプロビット分析では用いていない大字レベルでの地域固定効果を捉える地域ダミーや周辺の空き家数などの複数の操作変数を使用した。特に、大字レベルでの地域固定効果は、地価の予測に強い説明力を有しており、プロビット推計における地価とその他の変数との識別を可能にしている。

地価が低ければ取引確率が低くなるとは一概には言えないが、仮に、土地需要の低い地区で空き家が発生しやすかったり利活用されにくかったりする傾向があるとすれば、地価予測値の係数は負の値を示すことになる。また、地価の変動と取引確率の関係についても予測が難しいが、地価の変動が売り手と買い手の留保価格に非対称的な影響をもたらす可能性は考えられる。例えば、潜在的な買い手と比べて、空き家になるような住宅の所有者のほうが、市場変動に留保価格が強く影響されないとすれば、地価が上昇している局面においては、取引確率が高まりやすい。この場合、推計1において、地価の予測値の増加率の係数は正の値を示すこととなる。

こうした地価の変数を採用することにより、他の説明変数の係数の推計値は、地価を通じない効果を示すことになる。

2.2 基本統計量：空き家の発生要因分析

（推計1）

推計1に使用した各変数の基本統計量を表1に示す。比較のために、売買物件サンプルと空き家サンプルを分けて示している。また、表の右端には、各変数について、売買物件サンプルの平均値と空き家サンプルの平均値が等しいという帰無仮説のもとでt検定を行なって得られたp値を示している。例えば、2016年の地価予測値および地価予測値の増加率は、空き家サンプルよりも売買物件サンプルにおいて高い傾向にあることがわかる。そのほか特筆すべき点として、売買物件サンプルに含まれる標本は、

表1—基本統計量（売買物件サンプル vs 空き家サンプル）

変数	売買物件 (n = 414)				空き家 (n = 588)				t検定 p値
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
売買ダミー	1	0	1	1	0	0	0	0	—
ln(地価2016)	13.2	0.28	12.4	14.1	13.0	0.31	12.2	13.9	0.00
△ln(地価)	0.30	0.30	-0.33	1.68	0.25	0.30	-0.30	1.60	0.02
徒歩時間	6.6	2.6	0.6	14.7	4.9	1.6	1	12	0.00
町会加入率2016	51.3	9.2	40.5	68.5	52.3	9.9	40.5	68.5	0.11
△町会加入率	-2.2	5.6	-14.8	6.4	-2.2	5.1	-14.8	6.4	0.86
75歳以上割合	0.10	0.02	0.06	0.18	0.10	0.02	0.06	0.18	1.00
幅員4m未満ダミー	0.29	0.46	0	1	0.76	0.42	0	1	0.00
間口2m未満ダミー	0.03	0.16	0	1	0.27	0.44	0	1	0.00
水害危険度	0.86	0.95	0	4	0.75	0.90	0	3	0.06
木造ダミー	0.69	0.46	0	1	0.87	0.34	0	1	0.00
店舗兼住宅ダミー	0.13	0.34	0	1	0.17	0.38	0	1	0.09
土地面積	117.8	126.8	27.8	1,336	72.4	47.4	17.4	455.5	0.00
1980以前ダミー*	0.26	0.44	0	1	0.63	0.48	0	1	0.00
1981～2000ダミー*	0.23	0.42	0	1	0.28	0.45	0	1	0.30

* 1980以前ダミーおよび1981～2000ダミーは、売買物件414件および空き家97件(588件中)のみについて使用可能。

接道幅員が4m以上である割合、接道間口が2m以上である割合および住宅専用である割合が高く、土地面積が広く、木造住宅である割合および1980年以前の建築である割合が低い傾向にあることがわかる。

2.3 基本統計量：空き家の利活用要因分析

(推計2)

推計2に使用する各変数の基本統計量を表2に示す。表の構成は、表1と同様である。t検定の結果をみると、空き家利活用サンプルは、空き家継続サンプルと比較して、土地面積が広く、2011年時点において廃屋空き家であった割合が低い傾向にあることがわかる。

3 推計結果

3.1 推計結果：空き家の発生要因分析（推計1）

空き家の発生要因分析を目的とした推計1の結果を表3に示す。被説明変数は、売買物件サンプルであれば1をとり、空き家サンプルであれば0をとるダミー変数である。表3において、(3-1)は、地価に関する変数および用途地域ダミーのみを説明変数としている。(3-2)は、その他の説明変数も加えた基本モデルの推計結果

を示している。(3-3)は、基本モデルから地価に関する変数を除いたモデルの推計結果であり、(3-4)は、建築年の判明した標本のみを用いて、基本モデルに建築年に関する説明変数を加えて推計した結果である。表中の数値は平均値における限界確率効果であり、カッコ内の数値は標準誤差である。

(3-1)に示した推計結果をみると、地価に関する変数はいずれも、住宅が売買される確率と正の相関がある。つまり、地価や地価上昇率が高い土地に建つ戸建てほど、空き家として放置されずに売却されやすいことがわかる。

次に、地価に関する変数に加えて、住宅属性や地域属性を説明変数に含めた(3-2)の推計結果を見てみよう。地価の予測値およびその増加率が有意でなくなった一方で、その他のいくつかの変数が売買確率に有意な影響を及ぼしていることがわかる。具体的には、最寄り駅から遠く、土地面積が広く、水害危険度が高く、接道幅員が4m以上であり、接道間口が2m以上であり、木造でなく、建物が住宅専用であるほど、売買される確率は高い。

土地面積の限界確率効果はおよそ0.13である。土地面積が広いほど将来の土地の活用用途が幅

表2—基本統計量（空き家利活用サンプル vs 空き家継続サンプル）

変数	空き家利活用 (n = 209)				空き家継続 (n = 80)				t検定 p値
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
利活用ダミー	1	0	1	1	0	0	0	0	—
ln(地価2011)	12.7	0.17	12.2	13.2	12.8	0.23	12.2	13.26	0.30
△ln(地価)	0.23	0.13	-0.09	0.71	0.25	0.20	-0.07	0.97	0.36
徒歩時間	5.9	2.6	1	13	6.2	2.8	1	12	0.42
町会加入率2011	52.2	9.8	41.7	71.3	51.5	10.3	41.7	71.3	0.59
△町会加入率	-1.7	4.2	-7.7	6.4	-2.1	4.4	-7.7	6.4	0.51
75歳以上割合	0.11	0.01	0.09	0.18	0.11	0.02	0.09	0.18	0.61
幅員4m未満ダミー	0.87	0.34	0	1	0.84	0.37	0	1	0.54
水害危険度	0.22	0.59	0	3	0.17	0.50	0	2	0.50
木造ダミー	0.88	0.33	0	1	0.85	0.36	0	1	0.56
土地面積	118.2	62.7	34.9	515.5	94.1	50.6	22.1	277.2	0.00
廃屋空き家ダミー	0.78	0.41	0	1	0.89	0.32	0	1	0.05

広く、買い手にとっての付値地代が高いため、売買される確率が高くなると考えられる。なお、これは、狭小地において空き家が発生しやすいという実務的な経験則（上田 2015）とも相反しない。

また、接道幅員が4m未満である場合や接道間口が2m未満である場合はいずれも、そうでない場合と比較して、住宅が空き家である確率がおよそ30%高くなっている。これは、建築基準法上の接道義務を満たしていない場合に、住宅が空き家である確率が高いことを意味する。先行研究や調査でも同様の傾向は知られていた（金ほか 2016）が、建築基準への適合の有無がどのような経路で空き家の発生確率に影響を及ぼしているかは判然としていなかった。われわれの推計結果によると、地価の影響をコントロールしたうえでも接道状況が売買確率に有意な影響を及ぼしていることから、建築基準に適合していないことが地価とは関係なく空き家の発生確率を高めていることになる。

加えて、住宅が木造である場合や店舗兼住宅である場合には、そうでない場合と比較して売買される確率が低くなっている。木造住宅は、鉄骨造や鉄筋コンクリート造の住宅と比較して耐用年数が一般的に短い。そのため、買い手が購入したのちに、改修や再建築を要するケースが比較的多いと想定される。店舗兼住宅は、住

宅として使用される部分の床面積が延床面積の1/2に満たなければ、固定資産税の住宅用地特例が部分的に適用されなくなり、所有者にかかる税負担は重くなる。もちろん、専用住宅に用途転換した場合には、住宅用地特例が適用されることになるが、建物の構造上、専用住宅としての使用には不便が生じると考えられるうえ、店舗兼住宅を専用住宅に改修する場合には、多大な費用がかかることが想定される。

このような事情から、住宅が木造である場合や店舗兼住宅である場合、改修、再建築、納税等をする買い手にとっては、その費用分、留保価格が低下することになる。同様に、建替えの際に接道幅員や間口が狭い場合はセットバックや追加的な工事・交渉を要すること、また、土地面積が狭いほど土地用途が限られることも、買い手の留保価格を下げる要因となる。

もし、住宅の所有者である売り手が買い手と同様に留保価格を下げるのであれば、取引確率や空き家の発生確率は変化しないはずである。われわれの推計結果は、このように土地や建物の再活用に追加的な費用がかかる場合や、土地の資産価値が低い場合に、土地所有者が買い手ほど留保価格を下げていない可能性を示唆している。売り手は、売却した土地での再建築や土地利用から恩恵を受けることがないため、狭小地であることや建築基準に適合しないことをも

表3—推計1の結果

	(3-1)	(3-2)	(3-3)	(3-4)
	ME (SE)	ME (SE)	ME (SE)	ME (SE)
ln(地価2016)	0.721*** (0.048)	0.011 (0.095)	—	0.055 (0.089)
Δ ln(地価)	0.216*** (0.057)	0.095 (0.058)	—	0.028 (0.065)
ln(徒歩時間)	—	0.322*** (0.038)	0.322*** (0.039)	0.150*** (0.037)
町会加入率2016	—	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.002)
Δ町会加入率	—	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.006** (0.003)
75歳以上割合	—	0.146 (0.666)	0.456 (0.603)	-0.203 (0.706)
ln(土地面積)	—	0.124*** (0.024)	0.133*** (0.021)	0.087*** (0.031)
水害危険度	—	0.024* (0.014)	0.027* (0.014)	0.025* (0.014)
幅員 4 m未満ダミー	—	-0.297*** (0.030)	-0.307*** (0.019)	-0.138*** (0.035)
間口 2 m未満ダミー	—	-0.288*** (0.065)	-0.271*** (0.044)	-0.076 (0.067)
木造ダミー	—	-0.144*** (0.032)	-0.147*** (0.032)	-0.124** (0.051)
店舗兼住宅ダミー	—	-0.175*** (0.036)	-0.184*** (0.036)	0.003 (0.045)
1980以前ダミー	—	—	—	-0.235*** (0.031)
1981～2000ダミー	—	—	—	-0.203*** (0.038)
用途地域固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
Prob > χ^2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
疑似決定係数	0.1274	0.3614	0.3591	0.4155
標本数	1,002	1,002	1,002	511

注) 各変数の平均値における限界確率効果(ME)を求めている。被説明変数は、売買ダミー(売買物件であれば1、空き家であれば0をとるダミー変数)。***、**および*はそれぞれ、両側検定の結果、10%、5%および1%水準で統計的に有意であることを示している。標本数は、(3-1)から(3-3)においては、売買物件414件および空き家588件であり、(3-4)においては、売買物件414件および空き家97件である。

って自らの留保価格を買い手と同様に低下させると考えにくい。そのため、売り手自身の留保価格を上回る留保価格を持つ買い手を見つけることが難しくなり、住宅が売却できずに空き家として放置されやすくなっていると推測できる。

また、(3-4)では、建築年を観測できた標本のみを使用して、建築年による影響を考慮したモデルも推計した。推計結果をみると、1980年以前に建築された住宅や1981年から2000年の間

にかけて建築された住宅は、2001年以降に建築された住宅と比較して、売買される確率が低いことがわかった。1980年以前の旧耐震基準で建築された建物は、買い手が改修や再建築にかかる費用を見込んで、留保価格を低めに設定している場合が多いであろう。木造住宅に関しては、2000年にも耐震基準の改正が行なわれており、建築年が2000年以前か2001年以降かによっても、同様の影響があるものと想定される。これに加えて、減価償却による住宅の価格低下もまた、売り手の留保価格と市場価格との乖離を生じさせ、売買確率を低くしている要因のひとつと考えられる。

3.2 推計結果：空き家の利活用要因分析

(推計2)

空き家の利活用要因分析を目的とした推計2の結果を表4に示す。被説明変数は、空き家利活用サンプルであれば1をとり、空き家継続サンプルであれば0をとるダミー変数である。表4において、(4-1)は、地価に関する変数および用途地域を示すダミー変数のみを説明変数としており、(4-2)は、その他の説明変数も加えた基本モデルの推計結果を示している。(4-3)は、基本モデルから地価に関する変数を除いたモデルの推計結果である。

(4-1)に示した推計結果をみると、地価に関する変数と空き家が利活用される確率との間に有意な相関関係はみられないことがわかる。(4-2)および(4-3)に示した推計結果をみると、3つの説明変数が統計的に有意な結果を示している。まず、2011年から2016年にかけての町会加入率の変動(△町会加入率)は、その地域の空き家が利活用される確率と正の相関関係にあることが示された。そもそも豊島区においては全体的に町会加入率が低下傾向にあるため、町会加入率の低下を抑えられている地域ほど、空き家が利活用される確率が高いということになる。因果性は示せないものの、コミュニティ機能が維持されている地域ほど、空き家所有者

表4—推計2の結果

	(4-1)	(4-2)	(4-3)
	ME (SE)	ME (SE)	ME (SE)
ln(地価2011)	-0.132 (0.190)	0.090 (0.347)	—
Δ ln(地価)	0.027 (0.284)	-0.146 (0.478)	—
ln(徒歩時間)	—	-0.034 (0.065)	-0.019 (0.064)
町会加入率2011	—	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)
Δ町会加入率	—	0.016* (0.009)	0.017** (0.007)
75歳以上割合	—	1.918 (1.963)	1.687 (2.001)
ln(土地面積)	—	0.241*** (0.056)	0.220*** (0.051)
水害危険度	—	0.057 (0.047)	0.046 (0.047)
接道4m未満ダミー	—	0.086 (0.115)	0.074 (0.073)
木造ダミー	—	0.015 (0.076)	0.030 (0.075)
廃屋空き家ダミー	—	-0.181*** (0.067)	-0.177*** (0.067)
用途地域固定効果	Yes	Yes	Yes
Prob > χ^2	0.0614	0.0004	0.0002
疑似決定係数	0.0387	0.1241	0.1214
標本数	289	289	289

注) 各変数の平均値における限界効果(ME)を求めている。被説明変数は、利活用ダミー(空き家利活用であれば1、空き家継続であれば0をとるダミー変数)。***、**および*はそれぞれ、両側検定の結果、10%、5%および1%水準で統計的に有意であることを示している。標本数は、空き家利活用209件および空き家継続80件である。

は自らの所有する住宅が外部不経済の発生源になることを嫌い、所有者によって空き家が利活用されやすくなっているのかもしれない。

次に、土地面積が広いほど、空き家が利活用される確率が高いことが明らかになった。土地面積が広いほど、幅広い活用用途が可能となり、潜在的な利用者の留保価格も高く、空き家が利活用されやすいと考えられる。

最後に、2011年時点において廃屋空き家であった場合には、そうでなかった場合と比較して、2016年時点において空き家状態が継続している確率が高かった。そもそも空き家を廃屋化させるような所有者は留保価格が高く、空き家を売却したり他人に利用させたりすることに対して消極的である可能性がある。他方、ひとたび廃

屋化してしまった空き家を利活用するために追加的な改修等の費用を要することも、利活用を妨げる要因となっている可能性がある。

結論

自治体はその限られた予算や人的資源のもと、空き家になる確率の高い住宅や長期化する確率の高い空き家に対して、重点的な対策を行なう必要がある。空き家の要因を突き止め、対策の主な対象を事前に特定できれば、所有者への必要な情報提供や利害関係者間での調整を通じて、空き家の発生や長期化を未然に防止することができる。

空き家の発生や分布予測について、これまで工学的アプローチによる研究が多く行なわれてきた。それに対して、今回紹介した Kanayama and Sadayuki (2021) は、実証分析をもとに経済的な解明を部分的に試みたものである。具体的には、地価の影響をコントロールしたものとで、さまざまな住宅属性が空き家の発生や利活用の確率に及ぼす影響を、所有者の留保価格と市場価格との乖離という文脈で解釈し直している。

本研究では、東京都豊島区の戸建て住宅に関する個票データを用いて分析を行なった。まず、空き家の発生要因分析では、地価をコントロールしたうえでも、狭い土地に建つ住宅、接道幅員が4m未満の住宅、接道間口が2m未満の住宅、木造住宅、店舗兼住宅、1980年以前に建築された住宅等が空き家になりやすいことがわかった。このことから、将来の再活用に支障やコストが生じる住宅では、所有者の留保価格が市場価格を上回りやすくなることが、空き家になる要因のひとつであると考察した。売主(現所有者)は売却された土地がどう使われようと、その恩恵を享受しないため、再活用のしやすさを重視せずに所有物件の価値を評価しているのかもしれない。

次に、空き家の利活用要因分析では、狭い土地に建つ空き家、廃屋化した空き家および町会

加入率が大きく低下している地域の空き家が利活用されにくいことがわかった。土地面積の影響については発生要因の考察と整合的である。廃屋化と町会加入率については、今回の分析では利活用との因果性は示せないものの、今後の施策検討にあたって重要な論点となる可能性が窺えた。

本研究の拡張として、①居住者の退去後に除却、建替え、賃貸、相続等を経て利用されている物件を含むデータを追加的に入手し、多項目ロジットモデル等を適用して空き家の発生要因に係る総合的な分析を行なうこと、②他の地域を対象とした分析も行ない、結果を比較検討すること、③空き家所有者の属性や、空き家の建物属性を表す説明変数を追加的に考慮してモデルを改良することの3点が主に考えられる。

【付録】地価予測値の推計について

プロピットモデルの説明変数として使用した地価予測値は、2011年および2016年の不動産取引価格情報データを用いて、各年のヘドニック地価関数を対数線形モデルで推計し、住宅属性を外挿することで得た。ヘドニック地価関数の被説明変数は、各年の単位面積当たりの土地取引価格とし、説明変数には、プロピット推計に用いた説明変数のうち土地属性に係るもの（最寄り駅までの徒歩時間の対数値、接道幅員が4m未満であれば1をとるダミー変数、接道間口が2m未満であれば1をとるダミー変数、0から4までの整数值で示される水害危険度、土地面積の対数値および用途地域の固定効果）に加え、プロピット推計には用いていない複数の操作変数（大字レベルでの地域ダミー、半径50m以内の空き家数、明治前期に低湿地であれば1をとるダミー変数）を用いた。

推計した各年のヘドニック地価関数に、空き家の属性を外挿することで、その地価予測値を導出した。なお、操作変数のうち、周辺空き家数と低湿地ダミーは地価と負の有意な相関が確認された。さらに、大字レベルでの地域固定効果は、地価の予測において特に強い説明力を有しており、プロピット推計における地価とその他の変数との識別を可能にしている。

*本稿については、原論文の執筆時に指導教官であった早稲田大学政治経済学部・有村俊秀教授にご指導

をいただき、また、住宅経済研究会における委員の皆様方から貴重なコメントをいただいた。なお、本稿における分析、見解等はすべて筆者個人のものであり、国土交通省の見解とはいっさい関係がないことを申し添える。（金山）

参考文献

- Hillier, A. E., D. P. Culhane, T. E. Smith, and C. D. Tomlin (2003) "Predicting Housing Abandonment with the Philadelphia Neighborhood Information System," *Journal of Urban Affairs*, Vol.25(1), pp.91-106.
- Kanayama, Y., and T. Sadayuki (2021) "What Types of Houses Remain Vacant? Evidence from a Municipality in Tokyo, Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.62, 101167.
- Sadayuki, T., Y. Kanayama, and T. H. Arimura (2020) "The Externality of Vacant Houses: The Case of Toshima Municipality, Tokyo, Japan," *Review of Regional Studies*, Vol.50(2), pp.260-281.
- Scafidi, B. P., M. H. Schill, S. M. Wachter, and D. P. Culhane (1998) "An Economic Analysis of Housing Abandonment," *Journal of Housing Economics*, Vol.7(4), pp.287-303.
- Segù, M. (2020) "The Impact of Taxing Vacancy on Housing Markets: Evidence from France," *Journal of Public Economics*, Vol.185, 104079.
- Suzuki, M., K. Hino, and S. Muto (2022) "Negative Externality of Long-Term Vacant Houses in a Depopulating City in the Tokyo Metropolitan Area: Measuring Long Term Outcome of Neglect," *Journal of Housing Economics*, 101856 (in press).
- 上田真一 (2015) 『あなたの空き家問題』日本経済新聞出版社。
- 金ドン均・有馬隆文・坂井猛 (2016) 「歩行消費エネルギーからみた斜面市街地における空き家・空き地の発生要因に関する研究」『日本建築学会計画系論文集』第81巻726号、1715-1722頁。
- 国土交通省 (2020) 『令和2年版国土交通白書』
- 鈴木雅智・浅見泰司 (2016) 「借地借家法による空き家期間と機会費用の推定」『都市住宅学』第92号、67-76頁。
- 鈴木雅智・樋野公宏 (2018) 「東京近郊の自治体における条件有利な長期放置空き家の実態——埼玉県川口市空き家実態調査の分析」『建築学会計画系論文集』第83巻746号、725-733頁。
- 中川雅之 (2013) 「放棄された建物——経済学的な視点」『都市住宅学』第80号、13-16頁。
- 中田実・山崎丈夫・小木曾洋司 (2017) 『地域再生と町内会・自治会(改訂新版)』自治体研究社。

都市開発のアナウンスメントとその中止が住宅価格に及ぼす時空間効果

Hyun, D and S. Milcheva (2019) "Spatio-Temporal Effects of an Urban Development Announcement and Its Cancellation on House Prices: A Quasi-Natural Experiment," *Journal of Housing Economics*, Vol.43, pp.23-36.

はじめに

新しいアメニティの開発は周辺の住宅価格に大きな影響を与える。いくつかの研究によると、アメニティ開発による全体的な効果は、開発のアナウンス時点で周辺地域の不動産価格に資本化されはじめている。これをアナウンスメント効果という。アナウンスメント効果は、人々が開発完了後の将来の住宅価値の上昇を期待するために生じる (McMillen and McDonald 2004)。

しかし、開発のアナウンスメント効果がどの程度存在するかを実証的に評価することはさまざまな理由から困難である。第一に、開発による住宅価格の調整は、開発プロセスを通じて徐々に発生するため、アナウンスメント効果と実際の開発効果を分離することは難しい。第二に、アナウンスメント効果の強さは、開発地点に対する不動産の立地条件によって異なる可能性がある。不動産市場間の空間的なスピルオーバーやアナウンスメント効果後の不動産価格の空間的従属性が観察されることから、一部の住宅価格の変動はアナウンスメント効果ではなく、住宅価格変動の空間効果に関連している可能性が示唆される。

本稿で紹介する Hyun and Milcheva (2019) (以下、本論文) では、韓国ソウルの都市再開発プロジェクトのアナウンスメント効果を定量的に検証する。このプロジェクトの特徴は、2007年に公式にアナウンスされたが、建設は行なわれず6年後に開発が中止されたことである。この再開発を自然実験として利用することで、アナウンスメント効果と実際の開発効果を切り離し、純粋なアナウンスメント効果を測ることが本論文の目的である。

マンションの取引データを用いてアナウンスメント効果を推定した結果、開発のアナウンスメントに

より、再開発地点から半径1km以内のマンション価格は2.4~7.3%上昇することがわかった。しかし、1kmを超えるマンションでは、価格に対する負の影響が観察された。一方、開発中止のアナウンスメントの場合は、再開発から1km以内の物件で3.5~5.2%と大幅に下落し、開発アナウンスメントによる正の効果をほぼ打ち消す結果となった。これらの結果から、再開発のアナウンスメントと中止は、周辺地域の住宅価格に大きな影響を与えるが、その大きさと方向は空間的にかなり異なることが示された。

龍山国際ビジネス地区プロジェクト

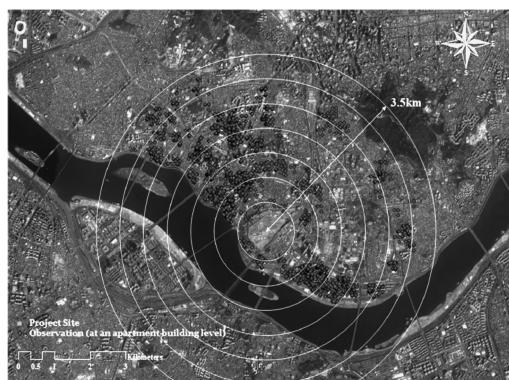
本論文の調査対象である都市再開発は、ソウルの中心部に位置する龍山区で建設される予定であった龍山国際ビジネス地区 (YIBD) プロジェクトである。YIBD プロジェクトは総額約282億ドルという韓国で最も高額な不動産開発プロジェクトになるはずであった。このプロジェクトでは、もともと韓国鉄道公社 (KORAIL) が鉄道整備場を開発するために割り当てられていた土地と隣接する西部二村洞の住宅地を合わせた51万5483m²に、商業施設やレジヤー施設、ホテルなどの開発が計画されていた。開発による付加価値の総額は約609億ドルで、36万人の雇用を創出し、観光客を含む1億4000万人の流入人口が予想された。しかし、このプロジェクトは計画発表から6年後の2013年4月に中止され、プロジェクトに関するすべての契約が取り消された。プロジェクト中止の主な原因は、2008年の世界金融危機後の景気後退と、投資家間の激しい対立の2点だと指摘されている。開発のアナウンスから中止までの67カ月間、再開発用地の整理は行なわれたが、目に見える構造物の建設は開始されていない。

データ

本論文では、韓国国土交通部のマンション取引データを用いている。各取引の記録には、マンション単位の取引価格、住所、階数、広さ、建築年、取引日などが含まれている。2006年1月から2015年12月までの全取引を対象とすると、サンプルサイズは2万1200件となった。国土交通部から入手できない不動産市場に関する変数は、韓国の3つの不動産ウェブサイト (Naver Real Estate, R114, DrApt) から入手した。

アナウンスメント効果を評価するための重要な変数である、物件から再開発地点までの距離は各物件の座標を用いてGISで測定した。本論文では、再開発への物件の近接度を表す距離ダミーを用いた予備的なヘドニックモデルに基づき、再開発地点から3.5kmを分析の対象地域に設定した。距離の尺度として、(1)直線距離と、(2)距離ダミーの2つを使用した。距離ダミーは、再開発地点から半径距離についてリングを作成し、物件がそれぞれのリングに位置しているかどうかを示すダミー変数である。例えば、Ring0.5ダミーは、再開発地点から半径0kmから0.5kmの範囲にそのマンションがある場合は1、それ以外の場合は0に等しいダミー変数である。距離ダミーは0.5kmの間隔で作成し、半径3.5kmの範囲に合計7つのダミーを作成した(図1)。再開発地点

図1—YIBD周辺における2006年から2015年のアパート取引の空間分布(建物単位)



注) 出典は、Hyun and Milcheva (2019, Fig. 1)。

から3km以内にある最初の6つのリングはトリートメントエリアとし、最も遠いリング(3km~3.5km)はコントロールエリアとして設定している。

モデル

再開発のアナウンスメントによって、マンション価格の変化に空間的な差があるのかを検証する。再開発地点までの距離とアナウンスメントの時期に関する相互作用項を含めた空間差の差分 (Spatial Difference in Differences: SDID) モデルを下記に示す。

$$\begin{aligned} \log P = & c + \rho WP + \alpha D + \eta PA + \theta(D \times PA) \\ & + \beta H + \delta Y + \vartheta L + \epsilon \end{aligned} \quad (1)$$

P はマンションの取引価格、 H は物件特性、 Y 、 L 、 ϵ はそれぞれ、年次ダミー、行政区ダミー、誤差項である。(1)式の D は各物件と再開発地点までの直線距離で単位はキロメートルである。ここで、 PA はアナウンスメント後のダミー変数で、開発に関するアナウンスメント後に取引が行なわれた場合は1、そうでない場合は0をとる。 θ はアナウンスメント効果の推定量であり、アナウンスメント後、再開発地点からの距離が1km離れた場合の平均的なマンション価格の変化を推定する。

また、マンション取引価格の空間的自己相関を考慮するために、 W という時空間重み行列を導入する。 W の各要素は、各物件ペア間の空間的・時間的距離に基づく時空間的な重みである。時空間重み行列とマンション価格の相互作用項のパラメータである ρ は、自身の取引価格と近隣の住宅価格の空間的自己回帰効果を測定する (Dubé et al. 2014; LeSage and Pace 2009; Thanos et al. 2015)。この相互作用を説明変数として入れたモデルと入れないモデルをそれぞれ推定することで、マンション価格の空間的自己相関の有無を検証する。

アナウンスメントがマンション価格に与える効果は、再開発地点からの距離に関して必ずしも線形であるとは限らない。よって、下記のモデルを推定することで、価格の空間的変動の非線形な効果を捉える。

$$\begin{aligned} \log P = & c + \rho WP + \gamma R + \eta PA + \psi(R \times PA) \\ & + \beta H + \delta Y + \vartheta L + \epsilon \end{aligned} \quad (2)$$

表1—開発アナウンスメント効果の推定結果

変数名	(1)	(2)	(3)	(4)
	DID	SDID	DID	SDID
直線距離	-0.012*** (0.002)	-0.001*** (0.002)		
×アナウンスメント後			0.131*** (0.013)	0.073*** (0.011)
Ring0.5			0.060*** (0.006)	0.024*** (0.005)
×アナウンスメント後			-0.009* (0.005)	-0.029*** (0.004)
Ring 1			-0.024*** (0.005)	-0.024*** (0.005)
×アナウンスメント後			-0.017*** (0.005)	-0.021*** (0.004)
Ring1.5			0.006 (0.006)	-0.000 (0.005)
×アナウンスメント後			ρ 0.151*** (0.008)	0.136*** (0.008)
コントロール変数	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14438	14438	14438	14438
決定係数	0.902	0.928	0.906	0.931
AIC	-33652	-36894	-34245	-37186
BIC	-32858	-36363	-33376	-36565

注) ***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% で統計的に有意であることを示す。Hyun and Milcheva (2019, Table 5) に基づいて筆者作成。

(2)式の R は 6 つの距離ダミーである。 ψ はアナウンスメント後の、コントロールエリアと各トリートメントエリアのマンション価格変動の平均的な差を推定する。着目するアナウンスメントは、(1)開発アナウンスメント (2007年8月) と(2)開発中止アナウンスメント (2013年4月) の2つである。開発アナウンスメントの推定には、開発アナウンスメント前 (2006年1月) から中止アナウンスメント直前 (2013年3月) までのデータを、中止アナウンスメントの推定では、開発アナウンスメント後 (2007年8月) から中止アナウンスメント後 (2015年12月) のデータをそれぞれ用いた。

推定結果

はじめに、開発アナウンスメントの効果について推定した結果を表1に示す。(1)列は直線距離を用いて、(2)列はこれに空間的相互作用項を含めている。(3)列、(4)列は距離ダミーによる回帰結果を示してい

表2—中止アナウンスメント効果の推定結果

変数名	(1)	(2)
	SDID	SDID
直線距離	0.010*** (0.001)	
×アナウンスメント後		-0.052*** (0.009)
Ring0.5		-0.035*** (0.004)
×アナウンスメント後		-0.015*** (0.003)
Ring 1		0.004 (0.003)
×アナウンスメント後		-0.003 (0.003)
Ring1.5		0.000 (0.004)
×アナウンスメント後		0.138*** (0.007)
Ring 2		0.121*** (0.007)
×アナウンスメント後		
Ring2.5		
×アナウンスメント後		
Ring 3		
×アナウンスメント後		
ρ		
コントロール変数	Yes	Yes
N	15711	15711
決定係数	0.939	0.936
AIC	-45918	-46192
BIC	-45381	-45564

注) ***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% で統計的に有意であることを示す。Hyun and Milcheva (2019, Table 5) に基づいて筆者作成。

る。空間的自己相関を考慮したモデルでは、直線距離で 0.151、距離ダミーで 0.136 という ρ の推定値が得られており、両者とも有意水準 1% で有意である。この結果は、マンション価格の空間的な自己相関が大きいことを示している。また、取引価格の空間的自己回帰効果を加えることで、符号や有意性だけでなく、係数の大きさの点でも異なる推定結果が得られ、空間的自己相関に関する情報を無視することは不適切なモデルの特定化につながることが示唆された。したがって、以下では SDID による推定結果に注目する。

推定の結果、有意なアナウンスメント効果が観察された。(2)列の開発アナウンスメントによる線形効果は、再開発地点から 1 km 離れるごとにマンション価格が 0.1% 低下する。さらに、距離ダミーを用いると、開発アナウンスメント後に、再開発地点から 1 km 圏内に位置するマンションはコントロールエリアと比べて 2.4~7.3% 高い価格で取引されているこ

とが明らかになった。しかし、再開発地点から1km以遠ではこの効果は消失し、1~2.5kmの地点ではコントロールエリアのマンションと比較して2~3%の価格の下落が見られる。これらの結果から、アナウンスメント効果による空間的な変化は必ずしも線形ではないと考えられる。このような非線形のパターンは、再開発地点の近く（1km以内）の価格の上昇を、より遠い地域（1~2.5km）の価格の下落によって相殺する一般均衡プロセスが存在しうることを示している（Boyce et al. 1972）。

次に、開発中止アナウンスメントの効果を推定すると、マンション価格に負の影響を与えていたことが観察された（表2）。（1）列の直線距離効果の推定値は正であり、中止アナウンスメント後には、再開発地点から1km遠ざかるほど取引価格の下落率は1%小さくなる。（2）列の距離ダミーで推定した負の中止アナウンスメント効果は、再開発地点からの距離が離れるにつれて徐々に減少している。再開発から最も近い半径0.5km圏内の物件は、中止アナウンスメントの影響を強く受けており、コントロールエリアのマンションの価格と比較して5.2%下落している。また、再開発から0.5~1kmの地点では3.5%、1~1.5kmの地点では1.5%の価格の下落が見られる。再開発より1.5km以上離れた場所では、大きな価格の変化は見られなかった。

まとめると、再開発周辺のマンション価格は、開発アナウンスメント後に大きく上昇するが、中止アナウンスメントによりプレミアムの相当部分が消滅していた。これは、再開発地点から0.5km以内の最も近いリングで顕著であり、それ以上離れるとアナウンスメント効果は空間的に遞減していく。

結論

本論文は、韓国のソウルにおける大規模な都市再開発プロジェクトのアナウンスメントが周辺地域のマンション価格に与える効果を調査した。対象としたプロジェクトは、開発が計画されたものの、実際に建設は行なわれず中止となったため、純粋なアナウンスメント効果を測定することができた。マンション価格の空間的自己相関をコントロールした

SDIDモデルを推定した結果、開発および中止どちらのアナウンスメントであっても、再開発地点から近い物件ほど価格への強い影響を受けているパターンが観察された。

わが国でも近年、再開発事業が推し進められており、アナウンスメント効果を取り入れた評価手法を確立することは重要である。国交省の事業評価マニュアルによると、事業計画時において設定したアウトカムによる前後比較や、税収効果の測定による評価は実施されているが、これらの評価にアナウンスメント効果が明示的に考慮されているとはいえない。したがって、従来の手法にアナウンスメントが周辺環境に与えた効果の評価を加えたうえで、再開発の全体的な便益や効率性を議論する必要があると思われる。

参考文献

- Boyce, D.E., B. Allen, R.R. Mudge, P.B. Slater, and A.M. Isserman (1972) *Impact of Rapid Transit on Suburban Residential Property Values and Land Development: Analysis of the Philadelphia-Lindenwold High-Speed Line*, Department of Regional Science, University of Pennsylvania, Philadelphia.
- Dubé, J., D. Legros, M. Thériault, and F. Des Rosiers (2014) “A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices,” *Transportation Research Part B: Methodological*, Vol. 64, pp.24-40.
- LeSage, J., and R. K. Pace (2009) *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman and Hall/CRC.
- McMillen, D. P., and J. McDonald (2004) “Reaction of House Prices to a New Rapid Transit Line: Chicago’s Midway Line, 1983-1999,” *Real Estate Economics*, Vol. 32(3), pp.463-486.
- Thanos, S., A. L. Bristow, and M. R. Wardman (2015) “Residential Sorting and Environmental Externalities: The Case of Nonlinearities and Stigma in Aviation Noise Values,” *Journal of Regional Science*, Vol. 55(3), pp.468-490.
- 国土交通省「市街地再開発事業における事後評価手法マニュアル（案）」(https://www.mlit.go.jp/toshi/city/sigaiti/toshi_urbanmainte Tk_000057.html)

●調査研究成果のご案内

「定期借地権事例調査」

<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、2022年9月末現在、最新の調査成果として2021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、2022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6766件、5万8603区画（戸）にのぼる（戸建て住宅6008件、3万2475区画、マンション758件、2万6128戸）。

以下、最新年度である2021年度（2021年4月～2022年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2021年度における戸建て住宅の供給は、65件135区画で、前年度同期（77件133区画）と比べ2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82区画、第2位は京都府の17区画、第3位は兵庫県の10区画で、収集された事例の約61%が愛知県となっている。愛知県での収集事例が過半数を占めるのは前年度までの傾向と同様である。また、土地面積については、最大面積が200m²を超える事例は65件中16件と全体の25%であり、2011年以降比較的小規模な物件のシェアが大きい傾向が続いている。

マンションの収集事例数は24件739戸である。前年度同期の23件1014戸と比較すると、1件当たり戸数が約44戸から約31戸となり、1件当たりの販売戸数は減少している。1件当たり戸数の減少傾向は2017年度から続いているが、定期借地権付きの大規模新築マンションが減少していることが予想される。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の266戸、第2位が兵庫県の117戸、第3位が愛知県の103戸であった。また今回収集した24件のうち、最大専有面積は最低で52.62m²、平均は84.55m²であり、昨年度平均面積（80.88m²）と比較するとやや広めの物件が多く供給されているが、過去3年の平均専有面積が89.67m²であったことに鑑みると、マンションについても引き続き小規模化傾向にあることが想定される。

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

猿や猪などの野生動物が、都市に侵入するニュースを目にすることが増えた。農林水産省によれば、令和2年度の野生鳥獣による農作物被害額は約161億円にのぼるという。被害は農作物被害にとどまらず、人に傷害を負わせるケースもあり、影響は深刻である。自然との共生はよく言われるテーマだが、都市に侵入し獣害をもたらした動物は、現実的には駆除せざるを得ない。

獣害が増加した原因の一つに、農家や林業従事者、獣師の減少に伴い、

都市と自然との境目が薄くなっていることがあるという。それならば、俗にいう限界集落などへの振興政策は、地域の維持と同時に、人間と動物の棲み分けを可能にし、獣害を減少させる可能性がある。

意識的に人と動物の生活圏を区別することが、自然との共生をむしろ促進することは興味深い。また、伝統的な里山での生活が獣害を抑制するシステムを含んでいたことに、地方振興政策を考えるうえでの新たな視点を得た思いがする。（T・S）

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年秋季号（第126号）

2022年10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 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。