［巻頭言］

大学と地域と人間形成と

倉橋 透
獨協大学副学長・獨協学園理事

埼玉県草加市の獨協大学前〈草加松原〉駅西側地域には、中層の旧日本住宅公団松原団地が広がっていた。老朽化による建て替え、高層化に伴い、市や獨協大学の施設、民間の分譲マンションや戸建住宅地等が整備された。

昨年５月には、市、本学、都市再生機構東日本賃貸住宅本部、東武鉄道、トヨタホームの５者により、産官学によるまちづくり連携協定が結ばれ、12月には地域交流イベント WELL FES-2024 Winter が開催された。本学は引き続きこの地域のエリアマネジメントに尽力してゆく所存である。

大学と地域がかかわることで、双方にさまざまなメリットが生じるが、筆者が第一に挙げたいのは「人間形成」である。本学の初代学長、天野貞祐の言葉に「大学は学問を通じての人間形成の場である」がある。筆者はこの「人間」を「物事の諸側面を見、多様な意見を聴いてバランスのとれた判断をし、実行できる人」ととらえている。これは、スキルの集合体である人材とは一線を画する。今後、生成 AI 技術の進展に伴い、各個人には上記の「人間」としての力がますます問われるであろうし、行政機関、民間企業、大学を問わず職位が上になるほど、その力量が重要になろう。地域は、元来、多様な意見が交錯する場であるし、学生や教職員が関与することで新たな視点も得られよう。意見の多様性こそが「人間」を育むのである。筆者は考える、「地域もまた人間形成の重要な場である」と。

目次●2025年春季号 No.136

［巻頭言］ 大学と地域と人間形成と **倉橋 透** ――1
［特別論文］ 歴史を踏まえた分析で少子下での都市問題の解消を **浅田義久** ――2
［論文］ マンション設備の陳腐化・修繕・経年減価 **鈴木雅智・清水千弘** ――10
［論文］ 賑わいある公園へのリニューアル効果の推定 **田中和氏** ――20
［論文］ スマートメータを利用した賃貸共同住宅空室率と家賃との相関分析 **馬場弘樹・清水千弘** ――28
［海外論文紹介］ 観光客の増加が地域に与える影響 **牧野佑哉** ――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

特別論文

歴史を踏まえた分析で少子下での都市問題の解消を

浅田義久

はじめに

都市問題の実証分析を行なっていると、内生性の問題を指摘されることが多い。特に、近年は因果推論が主で、implicationをやや軽視している論文が多いように思われる。例えば、都市構造の実証に関して、ヘドニック分析で最寄り駅から都心への時間距離を用いることがあるが、利便性が高い地域（地価や家賃が高い地域）に鉄道を通したのか、鉄道が通ったから利便性が向上したのかという問題である。その対応として、差分の差分析などが用いられることが多いが、そのようなことをしていては、どのような経緯で都市が発達してきたかがよくわからなくなる。中島・手島（2018）が指摘するように、完全な実験はできないため、実証分析が困難になっている。

そこで、参考になるのがNHKの人気番組「ブラタモリ」での指摘である。東京で大規模開発が行なわれているのは、江戸時代の藩邸だった土地が多い。それは、土地を集約する交渉コストがほとんどかからず、大規模開発の費用が安くなるというものだった。また番組では、ある美術評論家が興味深いコメントをしていた。「県別に見ると、江戸時代の複数の藩が明治以降に1つの県になったところには複数の美術館がある」というのである。

筆者は、江戸時代の藩[1]地図がGISデータになっているかどうかを探ってみた。地図は存在するものの、残念ながら、デジタル化はされていない模様である。以下では、いわゆる「履歴効果」と呼ばれる現象を、都市経済にからめて考えていく。前もってお断りしておくが、以下で紹介する分析は端緒についたばかりであり、より精査が必要であることは言うまでもない。

1 歴史が与える人々の移住と通勤への影響

福岡県内都市成長と藩体制の関係

まず、江戸時代の藩制度が、現在の人の移住や通勤にどのように影響しているのかを、福岡県についてみていくことにしたい。

周知のように、同一県内に2つ以上政令指定都市がある県は4つある。福岡県（福岡市、北九州市）、大阪府（大阪市、堺市）、静岡県（静岡市、浜松市）、そして神奈川県（横浜市、川崎市、相模原市）である。そのうち、静岡市、堺市とともに北九州市が人口減になっている。

つまり、3府県で政令指定都市の人口減が生じていることになる。空間経済学でいえば、「集積の経済の漏出」である。なぜ、福岡県内で福岡市が「市場の神の手」（Krugman 1980）を与えられたかは定かではない。その理由を知るために、江戸時代末期の行政区域の「藩」が現在の人々の移動や就業地にとのような影響を与えているかを見てみることにする。

福岡市は全域が福岡藩だった。しかし、北九州市の誕生には複雑な経緯があった。福岡市より先に政令指定都市になったものの、7区のうち3区が小倉藩（小笠原氏領）、4区が福岡藩（黒田氏領）である。小笠原氏は譜代大名で、

黒田氏の見張り役だった[2)]。

図１は、2015年から2020年にかけての福岡県各市町村から福岡市、北九州市への移住比率と、2020年の各市町村から福岡市、北九州市への通勤比率を示している。興味深いのは、旧福岡藩内で福岡市への移住比率が高く（図では格子模様の地域）、北九州市への通勤比率が高い市町村があることである。

簡単な実証分析を行なったところ、移住比率についてはコントロール変数を地域間距離、所得格差をとっても同一藩ダミーは有意に効いているものの、通勤比率は有意性が小さくなる。2000年から2005年で行なっても同じような結果となっている。廃藩置県から150年も経過しているにも関わらず、依然としてこのような影響がある理由はわからない。

静岡県の都市成長と鉄道

次に、静岡県の静岡市と浜松市を検討する。2003年に清水市と合併した静岡市は、県内最多人口の都市となったが、2005年に周辺11市町村と合併した浜松市が、再び県内最多人口都市になっている。このような合併の効果を、福岡県のように江戸時代の藩とのかかわりで分析することも興味深いが、静岡県内の藩の構成はあまりに複雑であり、またデータも揃っていない。

あさだ・よしひさ
1958年石川県生まれ。上智大学経済学部卒。上智大学大学院経済学研究科博士課程修了。三菱総合研究所、明海大学不動産学部助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。
著書：『都市経済学』（共著、日本評論社）ほか。

そこで、このケースでは、鉄道に焦点を当てて検討する。

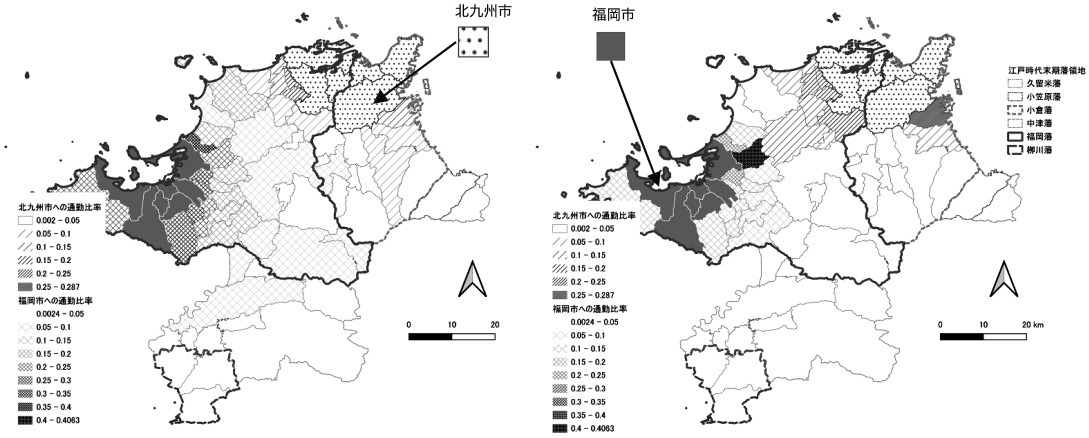
静岡市と浜松市は東海道線沿線にある。そこで、それぞれの市内を走る静岡鉄道と遠州鉄道を比較することにする。表１に見るように、それぞれの鉄道会社の整備レベルにさほど大きな差は見られない。

図２から明らかなように、浜松市の遠州鉄道は南北に通っているのに対して、静岡市の静岡鉄道は東西に、東海道線とほぼ並行に走ってい

表１―静岡市、浜松市の民鉄比較

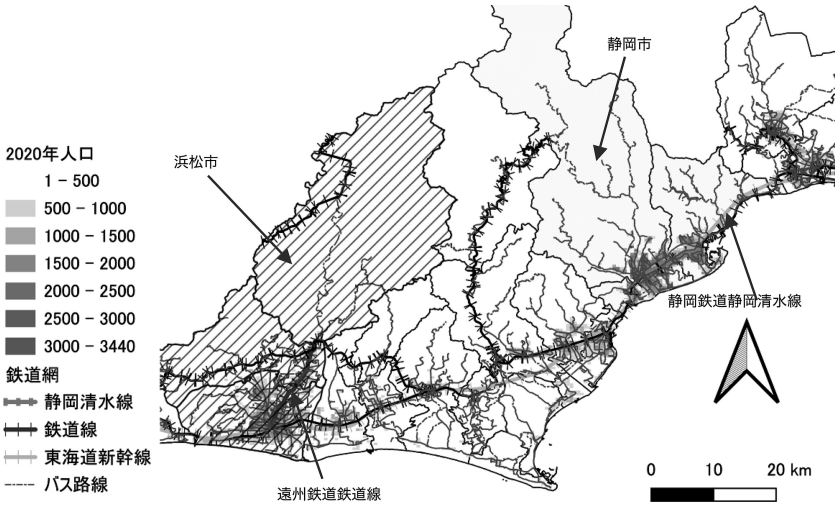
	浜松市	静岡市
企業名	遠州鉄道	静岡鉄道
売り上げ（連結）	2145億円	1560億円
社員数（単体）	2029人	4453人
延伸	17.8Km	11.0Km
平均利用者数／日	47,316	55,500
バス平均利用者数／日	50,000	70,000

図１―福岡県内市区町村の移住と通勤比率



出所）総務省『国勢調査』
注）国土交通省　国土数値情報からダウンロードして QGIS で作成。移住、通勤比率が高い方の割合を図示している。

図２―静岡市、浜松市の人口と鉄道



出所）総務省『国勢調査』鉄道等は国土交通省　国土数値情報
注）人口は500m メッシュデータを利用している。

る。人口密度をみると、浜松市では遠州鉄道に沿って南北に人口が張り付いており、静岡市は南北に延びてはいない。鉄道の敷設が人口の増加に影響したかもしれないが、人口が多かった地域に鉄道を敷設したのか、鉄道を敷設したために人口が増えたのかよくわからない。遠州鉄道鉄道線の前進である大日本軌道浜松－鹿島は1909年に開設されているため、実証は難しいかもしれない。

さらに言えば、鉄道延伸方向の違いだけではなく、産業構造や地形（静岡市では鉄道を南北に引けなかった可能性がある）などを考慮した実証分析を行ないたいと思っているが、どのような方法で分析すべきなのか暗中模索状態で、苦慮している。

鉄道駅や城と立地と都市成長

鉄道駅の立地も都市の成長に影響を与えていると考えられる。図３(a)は、県庁所在地の駅と中心地の距離を比較したものである。単なる相関関係ではあるが、県庁所在市の駅と中心地の距離が短い県は成長率が高いように見える。歴史的には、当初、駅の建設には反対が多く、街の中心地での建設が難しかったようである。京都市では、中心地に私鉄駅はあるが、国鉄（JR）は中心地に駅が設定されなかった。駅立地と容積率規制の強さが京都市の成長を阻害していた可能性はある。

図３(b)は、城と中心地の距離との関係をプロットしたものもある。なんとなく、右下がりの２つの関係があるとみることもできる。東京では千代田区周辺に集積していた藩邸跡で、集約の費用が少ないことから大規模開発が行なわれていることはすでに紹介した。ただし、城跡の周辺開発に関する問題もあるので、解釈は難しくなる。例えば、金沢市のように城の周辺を文化地域としたケースでは、商業集積は少なくなる。図３は県庁所在市で城下町とされている24都市をみたものであるが、他の城下町も検討対象にして、周辺をどのように開発したかを勘案して分析を進めたい。

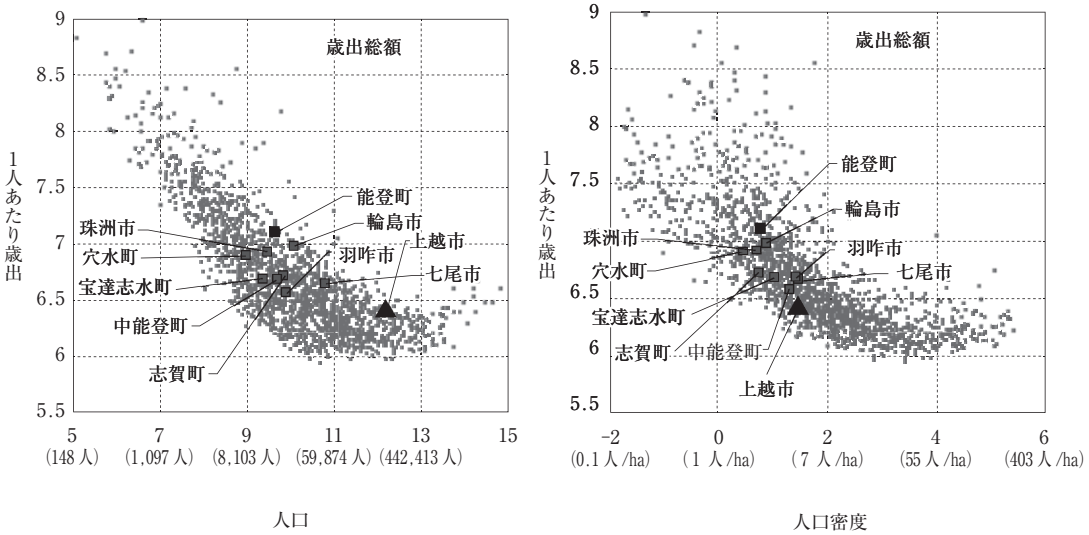
2 最適な都市規模と地域行政

少子高齢化によって公的投資が抑制されるなか、効率的な地方公共財供給が必要になる。そのためには、最適な都市規模や、最適な地域行政を検討する必要がある。

都市の最適規模

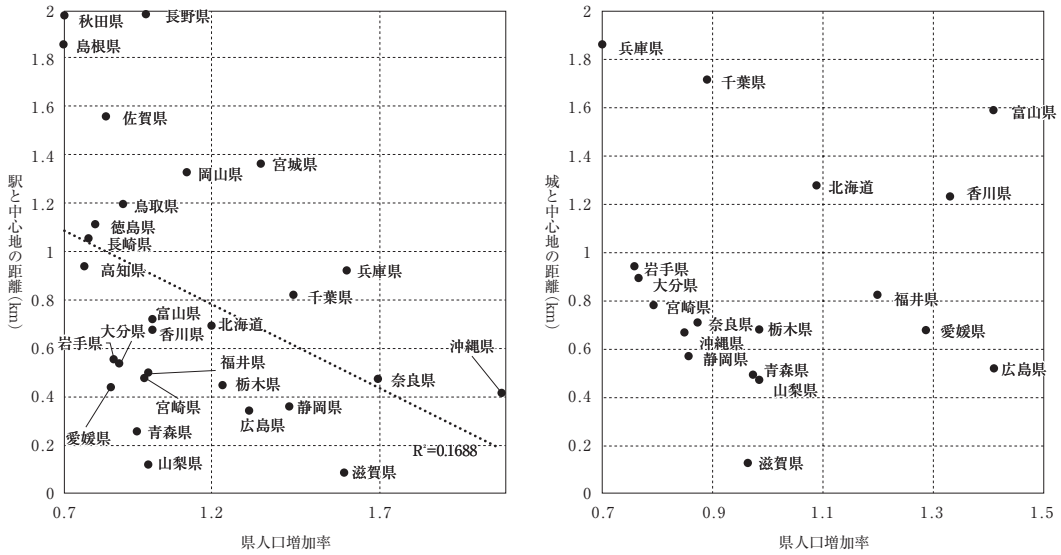
図４は、縦軸に１人当たり歳出総額、横軸に人口と人口密度をとったものである。これをみると、行政サービスの平均費用は、人口が約６万人程度まで低下し、その後上昇しているのがわかる（図左）。一方、人口密度でみると約40人／ha まで低下し、その後上昇していることがわかる（図右）。規模の経済と集積の経済を分離できていないものの、ある程度最適規模が

図 3―市町村の１人当たり歳出総額（対数）と人口規模、人口密度（対数）



出所）総務省（2021）『令和３年度市町村別決算状況調』、総務省（2022）『令和３年10月住民基本台業に基づく人口』
注）避難地域で人口が記載されていない町村は除いている。

図 4―鉄道駅、城の立地と人口増加率



出所）総務省『国勢調査』
注）県人口増加率は、2024年人口/1950年人口。中心地は2024年の公示地価（商業地）が最も高い土地とした。また、駅と中心地の距離が２km以上の県は除外した。県庁所在地が城下町の都市を選択。

あるようにもみえる。

人口規模と人口密度を独立にみるのではなく、規模の経済である人口規模と、集積の経済である人口密度を入れた生産関数を推定し、最適規模を決めるべきであることは言うまでもない。また、自治体の事務権限（後述）は、図４で示したような各地方公共サービスの最適規模を検討して行なう必要がある。

インフラ立地の問題点

人口減少下ではインフラ立地の効率性も考えるべきである。すでに建設している施設は「サ

図５―首都圏の NIMBY 施設（廃棄物処理場）の立地

出所）国交省　国土数値情報ダウンロードサイト（基データは環境省「一般廃棄物処理実態調査結果　統計表一覧　平成22年度調査結果」）

ンクコスト」と考えるべきだが、今後はインフラ設備の統合再配置を検討する必要がある。特に、「NIMBY（Not In My Back Yard）施設」と言われるような、外部不経済を誘発するインフラの立地をみると興味深い事実がわかる。

図５は首都圏の廃棄物処理場の立地をプロットしたものである。図には、平成の大合併前の市区町村域と現在の市区町村域を描いている。この図から、２つの非効率性がわかる。１つは、各廃棄物処理場が自治体の縁に立地し、近隣の廃棄物処理場と近接している点である。近隣の市町村が協働して大規模な廃棄物処理場を設置し、規模の経済を発揮させたほうが効率的である。もう１つは、合併後も廃棄物処理場が残っている点である。これでは何のための合併かわからない。

近年は水道事業の再構築が議論されており、国土交通省では毎年委員会で審議されているが、もっと都市経済学の知見を生かしていただきたい[3]。

最適な都市のための地域行政

平成の大合併によって1985年に3253あった市町村は2025年現在、1718に減少した。大半の市町村は広域になったため、規模の経済は大きくなっているものの、集積の経済は後退している可能性もある。図４で示した「上越市」は、平成の大合併で最多の14市町村が合併したが、効率化されたかどうかは検討の余地が残る。また、2024年に能登半島地震や奥能登豪雨に見舞われた能登の市町村は、人口も人口密度も最適値から乖離している。しかも、その規模としては１人当たりの歳出が多くなっている。特に、珠洲市は人口が約１万3000人であるのに対して職員数は約400人である。「市」として事務を全うできる規模ではないと思われる。

日本では、は地方分権の促進のために、広域自治体（道府県）から基礎自治体（市町村）へ事務権限を移譲する大都市制度がある。中核市になると「保健衛生」に関する事務が移譲されているので、コロナ渦では、中核市に申請したいとする首長がいた。しかし、「保健・衛生業務」を中核都市に移譲することが最適かどうかは、「保健・衛生業務」の最適供給範囲を検討する必要がある[4]。

3 今後の検討課題

本稿を執筆中に、埼玉県八潮市で道路の陥没が起きた。全国各地の老朽インフラの補修問題は喫緊の問題となっている。少子高齢化によって公的投資が抑制されるなかで、今後は、地方公共財を効率的に供給するためにも「令和の大合併」が必要になるだろう。

ただし、歴史的背景を踏まえ、経済学的な検

表 2 ―指定都市・中核市・施行時特例都市の主な業務指定

<table>
<tr><th></th><th>要件</th><th>指定数</th><th colspan="3">主な事務指定</th></tr>
<tr><td>指定都市</td><td>人口50万以上の市のうちから政令で指定</td><td>20</td><td>都市計画に関する業務
・区域区分移管する都市計画決定
・指定区間外の国道、県道の管理
・指定区間の一級河川，二級河川の一部管理
福祉に関する業務
・児童相談所の設置
教育に関する事務
・県費負担教員の任免給与の決定</td><td rowspan="3">都市計画に関する業務
・屋外広告物の条例による設置制限
環境保全に関する事務
・一般廃棄物処理施設、産業廃棄物処理施設の設定の許可
・ばい煙発生施設の設置の届出の受理
福祉に関する事務
・保育所の設置、認可・監督
・特別養護老人ホームの設置の認可・監督
・介護サービス事業の指定
教育に関する事務
・県費負担教職員の研究
保健衛生に関する事務
・保健所の設置
・飲食店営業の許可
・旅館業・公衆浴場の経営許可</td><td rowspan="3">都市計画に関する業務
・市街化区域又は市街化調整区域内の開発行為の許可
・土地区画整理組合の設立の認可
環境保全に関する事務
・一般粉じん発生施設の設置の届出受理
・汚水又は廃液を葦出する特定施設の設置の届け出の受理
その他
・計量法に基づく勧告、定期検査</td></tr>
<tr><td>中核市</td><td>人口20万以上の市の申出に基づき政令で指定</td><td>62</td><td rowspan="2"></td></tr>
<tr><td>施行時特例市</td><td>特例市制度の廃止（平成27年４月１日施行）の際、現に特例市である市</td><td>23</td><td></td></tr>
<tr><td>特例市制度</td><td>人口20万以上の市の申出に基づき政令で指定</td><td></td><td colspan="3"></td></tr>
</table>

討で効率的な市町村合併、地域策定、業務指定を行なうことが望まれる。それを行なった後に地方再生を論じるべきである。

なお、本稿で論じた実証分析や地図データのデジタル化が進み次第、下記のサイトに掲載するので参考にしていただきたい。https://sites.google.com/view/yasada-web/urbaneconomics_text

注

1）正式には江戸時代には藩という制度はなかったようだ。1869年各諸侯（旧大名）から領地が版籍奉還され、その際に藩となり、1871年の廃藩置県で府県となった。その間の約２年間藩は存在したようだ。ただ、一般的に藩と呼ばれているので、本文では藩と記している。

2）北九州市（2022）参照。

3）毎年報告書が出ているが、国土交通省（2020）が参考になる。

4）中核都市の役割については中里（2025）を参照。

参考文献

Krugman P.(1980) “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade,” *The American Economic Review*, Vol.70, No.5, pp.950-959.

井堀利宏（2010）「政府間財政によるソフトな予算制約」井堀利宏編『財政政策と社会保障』慶應義塾大学出版会。

北九州市（2022）『新修・北九州市史』北九州市総務市民局総務部文書館

国土交通省（2020）『令和２年度水道事業の統合と施設の再構築、水道基盤強化に向けた優良事例等調査』

小宮山敏和（2015）『譜代大名の創出と幕藩体制』吉川弘文館。

土居丈朗（2000）『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社。

中里透（2025）「あるべき地方創生とは――中枢・中核都市に集積進めよ」『日本経済新聞』経済教室」１月20日付朝刊。

中島賢太郎・手島健介（2018）「企業業績における近隣効果：築地市場水産仲卸立地抽選による検証」（英文”Identifying Neighborhood Effects among Firms: Evidence from Location Lotteries of the Tokyo Tsukiji Fish Marke”『RIETE ディスカッション・ペーパー』18-E-044

住宅建物の経済的減価率を調べることは、大きなテーマの一つである。住宅の建物の価値がどのくらいの速さで低下するかを示す経済的減価率は、住宅投資や、資産価格の決定に関連を持つため、住宅に関する経済分析においても大きな関心の対象となっている。また、わが国における中古市場での取引を活発にすることは長年の課題であり、経済的減価率には中古市場における住宅の取引状況が反映されるため、政策的にも関心を集めているテーマでもある。本誌においても、吉田（2016）*が取り上げており、推定に伴うバイアスの除去法など詳細な方法が提案・応用され、わが国の住宅の経済的減価率が高いことが示されている。

鈴木雅智・清水千弘論文（「マンション設備の陳腐化・修繕・経年減価」）は、経済的減価率の高さに対して、これまでとは別の観点からアプローチしており、既存研究では十分調べられていない住宅設備の経済的減価率への影響を分析している。

鈴木・清水論文では、設備がないことにより生じる価格の低下について、不動産サイトに掲載された東京圏の中古マンションのデータを分析している。サイトに掲載された住戸の情報から、詳細な住宅設備の情報を利用できるためである。このデータに含まれる6つの現代的な設備（浴室乾燥機、システムキッチン、エレベーター、フローリング、ウォークインクローゼット）がないことによる価格の経年減価率を求める分析を行ない、次のような仮説が検証されている。例えば、これらの現代的な設備がないことの価格低下率が古い住宅ほど高いという仮説、リノベーションを行なうことによる経年減価が軽減されるという仮説である。

分析の結果として、現代的な設備が十分に付帯していない住戸で価格低下率が大きいことが明らかにされている。築後20年以上経過した住戸でも、リノベーションにより現代的な施設を備え付け、経年減価を防ぐことができるが、実際にはそのような住戸は少ないことも指摘されている。このような住戸の存在が、経年減価率を高くさせ、一定の性能を満たしている住戸に限ることにより経年減価率はより低くなる可能性があることも示唆している。

鈴木・清水論文の指摘を活かした分析を行なうためには、住宅内の詳細な設備情報が含まれるデータを用いる必要性がある。鈴木・清水論文では、マンションを対象とした分析が行なわれている。日本の住宅市場では新築の取引が多いことが知られているが、マンションに関しては、新築マンションとの間にあった価格の差である新築プレミアムが縮小し、中古マンションの減価の速さも以前よりも低下してきている一方、戸建てについては、新築プレミアムは存在するものの、減価の速さは以前よりも低下してきたと指摘されている（令和6年版『経済財政白書』）。

中古住宅市場の取引を活発にするために、建物状況調査制度の実施・普及、既存住宅価格査定マニュアルの整備などの取り組みもこれまでに行なわれてきた。このような政策の影響を調べるためにも、マンションのみならず、戸建て住宅を含む持家や賃貸住宅の経済的減価率を調べることも重要と考える。その際には、鈴木・清水論文のような詳細な設備情報のデータを用いた分析が可能になるとより、信頼性の高い分析が可能になると考える。

◉

田中和氏論文（「賑わいのある公園へのリニューアル効果の推定」）は、東京都豊島区南池袋公園で2016年に行なわれた大規模なリニューアルの影響を、その前後を含む2006年から2021年までの3年ごとに観測された6時点の固定資産税路線価のパネルデータを用いて差の差の分析を行なっている。分析に用いられたモデルは、時点と50m四方のメッシュで区切られた地点とを2種類の固定効果として含む固定効果モデル（Two Way Fixed Effect Model：TWFE）に基づいている。

分析の結果、公園に近い地点の地価が上昇し、距離が遠くなるほど、地価上昇の幅が減少していることが明らかにされている。また、南池袋公園を処置群、西池袋公園を対照群とした分析を通じても、同様な傾向がみられることが確認されている。時点を通じての効果として、リニューアル後の2021年は、それ以前の2018年に比べて有意に上昇していることも確認されている。これらの分析結果から得られた推定値が公園のリニューアルによるものであることを示すにあたって、リニューアル前の二つ

の公園周辺の地価が平行に推移しているとの仮定が満たされていることが重要になるが、この仮定も満たされていることが確認されている。

興味深いことは、公園のリニューアルが、犯罪を減少させたかについての分析もなされていることである。その分析結果は、周辺の犯罪件数が減少した可能性を示唆している。さらに分析結果を用いた固定資産税の税収増加分についての試算も紹介されている。その結果、社会全体で見た場合、固定資産税の税収増加額が、リニューアルの費用や公園の維持費を上回る可能性が示唆されている。

田中論文での分析は、公共施設改築が周辺地域に与える地価の変化を通じた金銭的な影響を明らかにした分析として評価できる。地域における施設の周辺に及ぼす影響を測る分析は、方法論的にもさまざまな方法が開発され、応用されている分野でもある。地域において、維持管理し、必要に応じて改築の実施が検討されている公共施設は多いと考えられるので、今後のさらなる研究対象の拡大と発展が期待される。

◉

空き家が周辺の住宅に及ぼす影響を分析した研究はいくつか存在する。例えば、鈴木・樋野・武藤(2023)**は、横須賀市における戸建て住宅の場合での4年間にわたり空き家の状態が続いている住宅を長期空き家と定義し、この周辺住宅価格への負の外部性を指摘している。**馬塲弘樹・清水千弘論文(「スマートメータを利用した賃貸共同住宅空室率と家賃との相関分析」)**は、マンション、アパートのような共同住宅内における空室が、共同住宅内の家賃や近隣の賃貸住宅の家賃に与える影響を調べている。

賃貸住宅のデータとして、世田谷区を対象に、ウェブサイトに掲載された広告賃料と住宅属性に関する情報を利用している。この研究の特徴の一つとして、空室状態を把握するデータに、スマートメータにより記録された電力消費量を利用している点を挙げることができる。既存研究では、空き家の状態など、住宅の居住状況を把握するためのデータとして、市場に出ている期間や、外観から空き家かどうかを判断した情報が使われている。

馬塲・清水論文で使用されたスマートメータは、デジタル式電力計量器であり、2014年以降に普及が進んでいる。このメータには、通信機能がついており、検針員による計測が必要なく、電気使用量の計量を正確に行なうことができる。この電力消費量のような業務データ(調査を目的として収集されたデータのような伝統的なデータに対して代替データ Alternative data とも呼ばれることがある)を利用することにより、空室状態を示すデータの観測誤差を減らす工夫をしているのが馬塲・清水論文の特徴である。ウェブサイトからの広告情報を用いた賃貸共同住宅のデータに、この電力消費量のデータを接続させ、分析を行なっている。

分析のためのモデルには、家賃を被説明変数として、説明変数には空室期間を考慮した空室率を用いたモデル、空間計量経済学の手法を用いて定式化した周辺共同住宅の空室期間を用いたモデルを推定している。さらに市場における家賃水準による異質性を検討するために、上位と下位10%の分位点回帰モデルを用いた分析も行なっている。

これらのモデルを用いた結果、空室の期間が長くなるほど、空室率は家賃に対して負の影響を示していた。また、近隣の共同住宅の空室率の影響は建物内で完結していて、近隣には影響しないことが示唆されている。この結果は、空室の存在する物件は、空間的な波及効果を近隣の共同住宅に対して、影響を与えない可能性を示唆している。これは、長期間の空き家周辺の住宅への負の外部性を指摘した鈴木・樋野・武藤(2023)論文の結果と異なる。さらに供給制約のある場合には家賃の上昇も考えられることを指摘した既存研究も紹介されている。

空き家が周囲に及ぼす影響は、分析対象とした地域、分析に用いた不動産のデータ、空き家の定義により結果が異なるようである。今後のさらなる研究の蓄積を期待したい。　(K・S)

＊吉田二郎(2016)「不動産の経年減価率」『季刊住宅土地経済』第99号、20-27頁。

＊＊鈴木雅智・樋野公宏・武藤祥郎(2023)「長期空き家の負の外部性――東京圏の人口減少都市における検証」『季刊住宅土地経済』127号、26-35頁。

論文

マンション設備の陳腐化・修繕・経年減価

鈴木雅智・清水千弘

はじめに

欧米に比べ、日本の住宅は短命であるとされてきた。新築住宅の建設が活発であることの裏返しとして、流通市場における中古住宅比率は日本では14.5%（2018年）にとどまるのに対し米国では81.0%となっている（国土交通省 2024a）。また、経年減価も早く、戸建住宅における経年減価率は日本では６％であるのに対し米国では１％にとどまるとの推計もある（Yoshida 2020）。

一般に、住宅の経年減価の要因は、物理的劣化（physical deterioration）、機能的陳腐化（functional obsolescence）、周辺環境の変化による価値の低下（external obsolescence）に分けられる（Wilhelmsson 2008）。物理的劣化とは、築年数が経過するにつれ建物の状態が経年劣化していくことを指し、機能的陳腐化は現代的な住宅設備が不足していること等、居住に際しての性能面での価値の低下を指す。

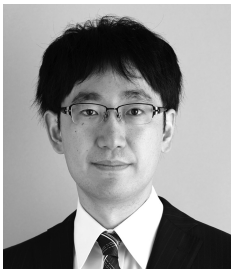
長期的に日本の住宅品質は進化してきている。例えば、1980年以前は、集合住宅にエレベーターないことが一般的であった。1981年の建築基準法改正により、新耐震基準が導入された。1990年代には、浴室乾燥機等の水回り設備や床暖房といった設備が登場した。2000年には住宅の品質確保の促進等に関する法律が施行され、2000年代以降には、防犯設備、開放的なリビング、省エネルギー設備等が登場した。これらの住宅設備は基本的には新築段階で取り入れられるものであり、特に大幅な建物構造の変更を伴う場合等は修繕を通して後付けされにくいものと考えられる。

これらをふまえると、住宅の経年減価は、単に築年数の観点で建物が「古い」という物理的劣化だけでなく、「住宅設備」が現在のニーズに対応していないという機能的陳腐化によっても生じるといえよう。さらには、物理的劣化と機能的陳腐化の相互作用があると考えられる。すなわち、古い物件ではすでに物理的劣化の面で不利であり、現代的な住宅設備の不足により、さらに大きく価値が低下しうるということである。

新しい住宅ストックが住宅市場に広く出回っていることから、購入検討者は、古い物件であっても、ある程度の現代的な機能を期待しているものと考えられる。近年では、不動産ポータルサイトで詳細な住宅設備の情報が閲覧でき、購入検討者は自身の求める設備が付帯した物件を選ぶことができる。

例えば、近年建てられたマンションには、浴室乾燥機が付いているのが標準的であるが、約20年前かそれ以前に建てられた古いマンションには、竣工時点ではそうした設備は付帯していないのが一般的であった。購入検討者は、古いマンションにそうした現代的な設備が付帯していないことが明らかになると検討対象から外れてしまう可能性があり、需要が限られることで成約価格の低下につながりうる。

設備の交換を伴う抜本的なリノベーションを行なうことで、古いマンションであっても現代



鈴木雅智（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）。東京大学特任助教、一橋大学特任准教授を経て、現在、横浜市立大学データサイエンス学部准教授。論文："Negative externalities of long-term vacant homes: Evidence from Japan"（共著、*Journal of Housing Economics*）、ほか。

清水千弘（しみず・ちひろ）
1967年岐阜県生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士後期課程中退、東京大学大学院新領域創成科学研究科・博士（環境学）。現在、一橋大学大学院ソーシャル・データサイエンス研究科教授。論文："Gravity, Counterparties, and Foreign Investment"（共著、*Journal of Financial Economics*）、ほか。

的な設備を取り入れることは可能ではあるが、そうしたリノベーションが実施されるとは限らないのが現実であろう。古い住宅ストックは、リノベーションを通した後付けにも限界があるために、竣工当時には最新設備を付帯していても現代で求められる機能の水準には達していない可能性がある。住宅の新築が中心で、購入検討者が求める機能が高いといえる日本の住宅市場においては、こうした背景によって住宅の経年減価が早くなっている側面があると考えられる。

既往研究では、技術革新と経年減価の関係に着目した研究もみられるが、住宅設備には直接は着目せず、価格と築年数との関係を分析するにとどまるものが多い（Colwell and Ramsland 2003; Corgel 2007）。これには、住宅設備データの不足が背景にあると考えられる（Billings 2015）。住宅設備と住宅価格・家賃との関係についての研究もみられるが、基本的には、築年数によらない影響の分析にとどまる（Billings 2015; Miura and Asami 2012; Nishi et al. 2019; Wilhelmsson 2008）。

本稿では、日本のマンション市場における経年減価の速さの背景に、住宅設備の陳腐化と不十分な修繕がある可能性に着目したSuzuki and Shimizu（2024）の分析を紹介する。

1　分析仮説

Suzuki and Shimizu（2024）では、まず、設備が付帯していないことによる価格の低下について、次の仮説を検証している。

［仮説１］ 現代的な設備が付帯していないことによる価格低下率は、築浅物件に比べ築古物件のほうが大きい。

［仮説２］ 便益が費用を上回る場合、リノベーションによって現代的な設備が後付けされる。

仮説１が成立すれば、築浅物件に比べ築古物件ほど、機能的陳腐化の程度が大きいということになる。古い物件ではすでに物理的劣化の面で不利であるが、現代的な住宅設備の不足により、さらに大きく価値が低下するといえる。

仮説２が成立すれば、現代的な設備を付帯していないことによる価格の低下が抑えられるという便益の大きさが、リノベーション費用を上回るという条件付きではあるものの、適切なリノベーションを実施すれば築古の物件も現代的な設備を付帯できることとなる。

次に、設備の陳腐化・修繕・経年減価の関係について、次の仮説を検証している。

［仮説３］ 1981年以前築の物件でリノベーションを実施しているものは半数にも満たない。

［仮説４］(i)修繕未実施の場合に比べ、リノベーションが実施されれば、経年減価は軽減される；(ii)リノベーションが実施されれば、多数の現代的な設備が付帯している物件と同程度の価値を維持できる。

仮説３が成立すれば、現実にはリノベーションが実施されるケースは限定的であるということになり、築年数が大きい物件では、現代的な設備があまり付帯していないというのが実態といえる。

経年減価曲線の観点からみると、仮説４が成立すれば、リノベーションが実施された場合、経年減価は軽減され、多数の現代的な設備が付帯されている場合と同程度の価値が維持できるといえる。ただし、仮説３のように、現実にはリノベーションが実施されるケースは限定的である可能性がある。

2 データ

Suzuki and Shimizu（2024）では、住宅設備・修繕履歴を含む、東京圏中古マンション市場データを分析している。㈱リクルートが運営する不動産ポータルサイト「SUUMO」に2017年８月～2018年12月の期間に掲載された、東京圏（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）の中古マンションのうち、27万8559件のデータを用いている[1)]。

ポータルサイト抹消時点の掲載価格や、ヘドニック分析で一般に用いられる建物・立地特性の変数に加え、ポータルサイト上で「こだわり条件」として選択できる詳細な住宅設備等の変数を利用する。

ここでは、現代的な住宅設備に着目する多様な住宅設備の中から、築浅マンションほど付帯が進んだ「現代的な設備」を選択している。具体的には、2010年以降築の修繕未実施のマンションでの付帯率が80%以上の設備として浴室乾燥機、システムキッチン、エレベーター（４～５階建てのマンションの場合）を、付帯率が60%以上の設備としてフローリング、ウォークインクローゼット、床暖房を扱う。

なお、多重共線性の問題を避けるため、付帯状況の相関が弱くなるようにこれら６つの設備を選んでいる。すなわち、これら６つの設備と相関の強い設備（同時に付帯することの多い設備）を含めて、６つの設備に代表させる形で分析することとなる。例えば、浴室乾燥機が付帯している場合、この特定の設備だけでなく、浴室まわりの品質が高いことを総合的に捉えていると解釈できる。

また、直近５年以内の修繕履歴として、リフォーム（内装などの化粧直し）、リノベーション（本質的な設備入れ替え）の実施の有無もそれぞれ記録されている。ここでは、両方とも実施されていない場合を修繕未実施として分析している。

ここで、不動産ポータルサイトにおいては、各住宅設備の付帯状況や修繕履歴の入力が任意となっていることに注意が必要である。一般に買い手にとってポジティブな情報を与える項目が入力されやすいことになるが、「各住宅設備が付帯している」ことや「修繕を実施している」ことを申告する形式であり、「各住宅設備が付帯していない」ことや「修繕を実施していない」ことを申告する形式ではないことをふまえれば、売り手としては積極的に情報を入力するインセンティブがあるといえる。事務的な手間を鑑みると、実際には住宅設備が付帯されていてもポータルサイト上では付帯の有無が判別できないケースや、実際にはリノベーションが実施されていてもポータルサイト上では実施の有無が判別できないケースも発生しうるが、その頻度は小さいものと考えられる。

表１に、６つの現代的な住宅設備について、修繕状態別（修繕未実施、リフォーム済み、リノベーション済み）・建築年代別に、設備付帯割合を示す。浴室乾燥機について修繕未実施物件における設備付帯割合をみると、1981年以前築では27％であるのに対し、2010年以降築では81％となっており、建築段階で普及が進んだことがうかがえる。リノベーション済み物件では、この割合が1981年以前築では73％、2010年以降築では83％であり、修繕を通して設備が後付けされていることがうかがえる。なお、リフォーム済み物件では、この割合が1981年以前築では

表 1 ―建築年代・修繕状況別の設備付帯割合

設備：	浴室乾燥機			システムキッチン			エレベーター		
修繕：	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み
>=2010	0.81	0.71	0.83	0.76	0.84	0.92	0.82	0.78	0.90
2000-09	0.68	0.64	0.81	0.70	0.82	0.92	0.76	0.78	0.86
1990-99	0.35	0.49	0.79	0.61	0.84	0.94	0.63	0.69	0.79
1982-89	0.24	0.46	0.77	0.52	0.83	0.94	0.40	0.45	0.56
<=1981	0.27	0.46	0.73	0.53	0.82	0.95	0.19	0.25	0.36
設備：	フローリング			ウォークインクローゼット			床暖房		
修繕：	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み
>=2010	0.58	0.57	0.72	0.53	0.49	0.45	0.62	0.37	0.30
2000-09	0.36	0.38	0.59	0.44	0.41	0.43	0.46	0.25	0.26
1990-99	0.20	0.37	0.66	0.14	0.18	0.27	0.07	0.04	0.03
1982-89	0.23	0.49	0.75	0.11	0.17	0.32	0.01	0.01	0.01
<=1981	0.32	0.60	0.81	0.12	0.21	0.32	0.01	0.01	0.01

表 2 ―建築年代・修繕状況別の修繕実施割合

修繕：	修繕未実施	リフォーム済み	リノベーション済み
>=2010	0.83	0.12	0.05
2000-09	0.59	0.26	0.15
1990-99	0.41	0.32	0.27
1982-89	0.36	0.29	0.35
<=1981	0.33	0.25	0.42

46％、2010年以降築では71％にとどまっており、リノベーション済み物件に比べ設備の後付けは少なくなっていると考えられる。こうした傾向は、システムキッチン、フローリングでもみられる。

一方、エレベーター、ウォークインクローゼット、床暖房については、リノベーション済み物件であっても、必ずしも設備付帯割合は大きく上昇していない。これらの設備は住戸の構造を大きく変更するものであり、後付けが難しい可能性が考えられる。

なお、エレベーターの設置には棟レベルの工事が必要となり、マンション全体を対象とする大規模修繕の一環で行なわれることとなる。ここでの分析では、各住戸を対象とするリフォーム・リノベーションを修繕として捉えており、棟全体の大規模修繕とは独立したタイミングで実施されている可能性がある。エレベーターが修繕によって後付けされにくい傾向は、こうした事情を捉えている側面もあると考えられる。

また、床暖房については、2000年以降に建築された物件において、リノベーション済みの物件では、修繕未実施の物件に比べて付帯割合が小さくなっている。ここで、表２より、リノベーション済みの物件の割合は、2010年以降築の物件では５％、2000-09年築の物件では15%にとどまる。このように築浅の物件ではリノベーションを実施しないのが一般的であるなかで、築浅にも関わらずリノベーションが実施される物件は、床暖房に限らず他の設備も含めて、竣工時点の品質が低い可能性を示唆するものと考えられる。

表２に、修繕状態別（修繕未実施、リフォーム済み、リノベーション済み）・建築年代別に、修繕実施割合を示す。2010年以降築の物件では、リノベーション済み（リフォーム済み）の割合は５％（12％）にとどまるのに対し、1981年以前築の物件では42％（25％）と高まっており、築古物件ほど修繕割合は増加していることがうかがえる。それでも、1981年以前築の物件でリノベーションを実施しているものは半数にも満たないのが実態である（仮説３）。

表 3―設備が付帯していないことによる価格の低下

建築年代（コーホート）：	>=2010 (1)	2000-09 (2)	1990-99 (3)	1982-89 (4)	<=1981 (5)
浴室乾燥機：なし	0.0103** (0.0040)	-0.0080*** (0.0026)	-0.0591*** (0.0045)	-0.1169*** (0.0088)	-0.0902*** (0.0072)
システムキッチン：なし	-0.0001 (0.0033)	-0.0027 (0.0022)	-0.0390*** (0.0046)	-0.0757*** (0.0074)	-0.0947*** (0.0088)
エレベーター：なし	-0.0061 (0.0100)	-0.0102 (0.0112)	-0.0462*** (0.0096)	-0.0837*** (0.0133)	-0.1616*** (0.0201)
フローリング：なし	-0.0115*** (0.0034)	-0.0134*** (0.0034)	-0.0231*** (0.0080)	-0.0381*** (0.0095)	-0.0293*** (0.0058)
ウォークインクローゼット：なし	-0.0284*** (0.0036)	-0.0121*** (0.0044)	-0.0206*** (0.0072)	-0.0117 (0.0098)	-0.0314*** (0.0090)
床暖房：なし	-0.0304*** (0.0064)	-0.0329*** (0.0057)	-0.0305*** (0.0081)		
サンプル数	29744	45960	27899	14606	20959
R^2	0.886	0.884	0.846	0.852	0.862
Adjusted R^2	0.885	0.883	0.845	0.849	0.860

注）(1)式に基づく推計結果のうち、現代的な建物設備を付帯していないことを表す変数 NE_{si} の係数（括弧内は標準誤差）を、各建築年代のサブサンプルごとに示す。被説明変数は、ポータルサイト抹消時の掲載価格の対数値である。有意水準：*** 1％、** 5％、*10%。網掛けの個所は、列(1)の2010年以降築の物件における係数に比べ、列(2)～(5)における係数の大きさが有意に異なる箇所を示す（F 検定）。

3 設備が付帯していないことによる価格の低下

Suzuki and Shimizu（2024）では、修繕未実施の物件のみを用いて各建築年代（コーホート）のサブサンプルごとに(1)式の回帰モデルを構築し、設備が付帯していないことによる価格低下率を推計している。

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \Sigma_s \beta_{1s} NE_{si} + \Sigma_k \gamma_k X_{ki} + City_j + Time_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、添字は、物件i、市区町村j、抹消時点（月次）tを表す。P_i はポータルサイト抹消時の掲載価格であり、その対数値を被説明変数としている。α は定数項である。

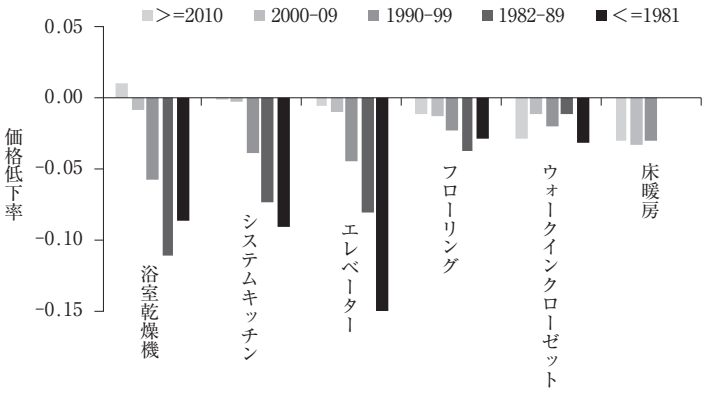
6つの現代的な住宅設備それぞれについて、NE_{si} は、設備sを付帯していない場合に1、付帯している場合に0をとる2値変数であり、β_{1s} は対応する係数である。設備sが付帯していないことによる価格低下の程度は、一般に $\exp(\beta_{1s})-1$ として定量化できる（係数 β_{1s} の絶対値が小さい場合は、$\exp(\beta_{1s})-1 \approx \beta_{1s}$ で近似できる）。

X_{ki} はコントロール変数kを表しており、基本属性（床面積、バルコニー面積、総階数、南向き、都心乗車時間、最寄り駅徒歩時間、バス利用、用途地域、路線ダミー）に加え、現代的な間取り（LDK15畳以上）や共用部の設備（24時間管理人常駐、宅配ボックス、駐車場）を捉える変数を含めている。γ_k は対応する係数である。$City_j$ は市区町村ダミー、$Time_t$ は抹消時点の月次ダミーである。ε_i は誤差項である。

表3に、(1)式に基づき、設備が付帯していないことによる価格の低下を推計した結果（係数 β_{1s}）を示す。ここで、網掛けの個所は、2010年以降築の物件における係数に比べ、2009年以前築の物件における係数が絶対値として統計的有意に大きい、すなわち2010年以降築の物件に比べ2009年以前築の物件は当該設備を付帯していないことによる価格低下が大きいことを示している。また、図1に、設備が付帯していないことによる価格低下率（$\exp(\beta_{1s})-1$）を可視化したものを示す。

例えば、2010年以降築の物件では、浴室乾燥

図1―設備が付帯していないことによる価格低下率



機が付帯していない場合に価格の低下はみられるとはいえない。一方、築年数の大きい物件では浴室乾燥機が付帯していないことによる価格の低下率は大きくなっており、1981年以前築の物件では、浴室乾燥機が付帯していないことにより9.0%価格が低下している。このように、浴室乾燥機、システムキッチン、エレベーター等の現代的な設備が付帯していないことによる価格低下率は、築浅物件に比べ築古物件のほうが大きい（仮説１）。古い物件ではすでに物理的劣化の面で不利であるが、現代的な住宅設備の不足という機能的陳腐化の面から、さらに大きく価値が低下するといえる。

なお、フローリング、ウォークインクローゼット、床暖房については、2010年以降築の物件における設備付帯割合が十分に高くないこともあり、当該設備を付帯していない場合も大幅な価格低下にはつながらない傾向にあるものと考えられる。

表４に、設備付帯の費用便益を示す。例えば、浴室乾燥機が付帯していないことで、1982-89年築の住戸では約347万円の価格低下が生じると推計されるが、浴室乾燥機を後付けするのに必要な修繕費用は50-100万円程度である。浴室乾燥機、システムキッチンのように、後付けされる設備は、便益が費用を上回る傾向がみられる（仮説２）。

一方、エレベーターが付帯していないことで、1982-89年築の住戸では約248万円の価格低下が生じると推計される一方、エレベーターを後付けするのに必要な修繕費用は1500-1800万円程度（階段室型住棟（踊場着床型）で、約４戸当たりの金額）である。エレベーター、フローリング、ウォークインクローゼット、床暖房のように、後付けされにくい設備は、便益が費用を下回る傾向がみられる。

4 設備の陳腐化・修繕・経年減価

Suzuki and Shimizu（2024）では、２つの方法で経年減価曲線を推定し、設備の陳腐化・修繕・経年減価の関係を分析している。

まず、修繕未実施・リフォーム済み・リノベーション済みのいずれかに当てはまる、全築年数帯の物件を用いて、(2)式の回帰モデルを構築している。

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \Sigma_g \beta_{1g} Cohort_{gi} + \Sigma_k \gamma_k X_{ki} + City_j + Time_t + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで、$Cohort_{gi}$ は各建築年代ｇ（2010年以降、2000年代、1990年代、1982～89年、1981年以前）を表すダミー変数であり、β_{1g}は対応する係数である。その他の変数は(1)式と同じである。(2)式では現代的な設備を付帯しているかどうかをコントロールしていないため、$\exp(\beta_{1g})$は、各サンプルにおける平均的な設備付帯状況の下での経年減価曲線（2010年以降築の物件の残存価値を１とする）を捉えていることとなる。

次に、修繕未実施である全築年数帯の物件を用いて、(3)式の回帰モデルを構築している。

$$\ln P_{ijt} = \alpha + \Sigma_s \beta_{1s} NE_{si} + \Sigma_g \beta_{2g} Cohort_{gi} + \Sigma[\Sigma_g \beta_{3sg}(NE_{si} \times Cohort_{gi})] + \Sigma_k \gamma_k X_{ki} + City_j + Time_t + \varepsilon_i \quad (3)$$

ここで、設備ｓが付帯していないことを表すダミー変数 NE_{si}、建築年代ダミー $Cohort_{gi}$、

表 4―設備付帯の費用便益

	建築年代（コーホート）					修繕費用［100万円］
	>=2010	2000-09	1990-99	1982-89	<=1981	
平均価格［百万円］	58.3	45.8	33.6	29.7	29.0	
浴室乾燥機						
コーホート内での価格低下率	0.010	-0.008	-0.059	-0.117	-0.090	
価格低下［100万円］	0.600	-0.365	-1.985	-3.476	-2.614	0.5-1.0
システムキッチン						
コーホート内での価格低下率	0.000	-0.003	-0.039	-0.076	-0.095	
価格低下［100万円］	-0.006	-0.122	-1.309	-2.252	-2.745	0.4-0.8
エレベーター						
コーホート内での価格低下率	-0.006	-0.010	-0.046	-0.084	-0.162	
価格低下［100万円］	-0.353	-0.469	-1.553	-2.488	-4.684	15.0-18.0
フローリング						
コーホート内での価格低下率	-0.011	-0.013	-0.023	-0.038	-0.029	
価格低下［100万円］	-0.668	-0.614	-0.775	-1.134	-0.850	0.5-2.0
ウォークインクローゼット						
コーホート内での価格低下率	-0.028	-0.012	-0.021	-0.012	-0.031	
価格低下［100万円］	-1.656	-0.552	-0.691	-0.347	-0.910	0.5-2.0
床暖房						
コーホート内での価格低下率	-0.030	-0.033	-0.031			
価格低下［100万円］	-1.773	-1.505	-1.025			0.5-1.5

注）平均価格は各建築年代のサブサンプルにおける平均値であり、コーホート内での価格低下率は表３の推計結果に基づく。両者を掛け合わせることで、各設備を付帯していないことによる価格低下の金額を、当該設備を後付けすることの便益として推計している。修繕費用は、国土交通省資料「リフォームの内容と価格について」（URL：https://www.mlit.go.jp/common/000145917.pdf, 2024年11月29日閲覧）、「共同住宅ストック再生のための技術の概要（高齢者対応）」（URL：https://www.mlit.go.jp/common/000227567.pdf, 2024年11月29日閲覧）を参考に設定している。エレベーターは、階段室型住棟（踊場着床型）で、約４戸当たりの金額を示している。

両者の交差項 $NE_{si} \times Cohort_{gi}$ を加えている。β_{1s}、β_{2g}、β_{3gs} は対応する係数である。その他の変数は⑴式と同じである。設備ｓを付帯していないことによる価格の低下は、築年数帯によって変化する可能性があるが、これは係数 β_{1s} および β_{3sg} で捉えられる。このとき、$\exp(\beta_{2g})$ は、６つの設備がすべて付帯している物件（すべての設備ｓについて $NE_{si} = 0$）で修繕を実施しない場合の経年減価曲線（2010年以降築の物件の残存価値を１とする）を捉えることとなる。

表５に、経年減価の大きさとして、⑵式の係数 β_{1g} および⑶式の係数 β_{2g} の推計結果を示す。2010年以降築の物件の残存価値に対する、各建築年代の物件の価格低下の程度を示している。築年数が大きくなるほど係数の絶対値は大きくなっており、経年減価が進むことが確認できる。

図２に、表５の推計結果をもとに、経年減価曲線を可視化したものを示す。2010年以降築の物件の残存価値を１に基準化した際に、各建築年代ｇの残存価値は⑵式に基づく $\exp(\beta_{1g})$ や⑶式に基づく $\exp(\beta_{2g})$ となる。

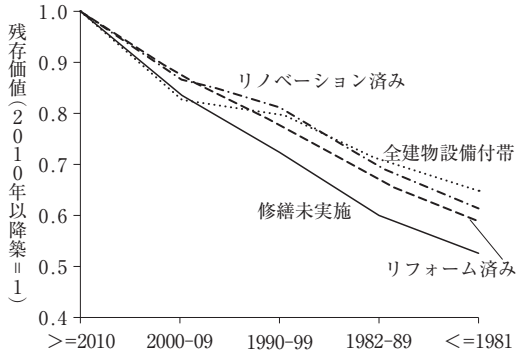
例えば、修繕未実施の物件では、2010年以降築の物件の残存価値が１であるのに対し、1982-89年築の物件では残存価値が0.60に低下することがうかがえる。また、1982-89年築の物件においては、修繕未実施のケースの残存価値は0.60であるのに対し、リフォーム済みのケースは0.67、リノベーション済みのケースの残存価値は0.70と大きくなっている。さらに、全設備が付帯しているケースの残存価値は0.71であり、リノベーション済みのケースの残存価値に近くなっていることがうかがえる。

表 5 ―経年減価

サンプル： ケース：	修繕未実施		リフォーム済み	リノベーション済み
	修繕未実施 (1)	全建物設備付帯 (2)	リフォーム済み (3)	リノベーション済み (4)
建築年代				
>=2010	(基準)	(基準)	(基準)	(基準)
2000-09	-0.1759***	-0.1888***	**-0.1342*** **	**-0.1428*** **
	(0.0098)	(0.0162)	**(0.0092)**	**(0.0110)**
1990-99	-0.3242***	-0.2235***	-0.2512***	-0.2081***
	(0.0105)	(0.0180)	(0.0085)	(0.0095)
1982-89	-0.5095***	-0.3437***	**-0.4031*** **	-0.3621***
	(0.0117)	(0.0166)	**(0.0106)**	(0.0104)
<=1981	-0.6423***	-0.4348***	**-0.5311*** **	**-0.4885*** **
	(0.0168)	(0.0155)	**(0.0120)**	**(0.0106)**
建物設備のコントロール	No	Yes	No	No
サンプル数	139168	139168	92115	110041
R^2	0.881	0.891	0.894	0.877
Adjusted R^2	0.881	0.891	0.894	0.876

注）経年減価の大きさとして、(2)式の係数 β_{1g} および(3)式の係数 β_{2g} の推計結果を、修繕未実施・全建物設備付帯・リフォーム済み・リノベーション済みの各ケースごとに示す。被説明変数は、ポータルサイト抹消時の掲載価格の対数値である。有意水準：*** 1％、** 5％、*10%。築浅で修繕をした物件には生存バイアスがあると考えられるため、2010年以降築の物件については、修繕未実施・リフォーム済み・リノベーション済みの全物件を基準カテゴリとして用いている。網掛けの個所は、列(2)の修繕未実施のケースの係数に比べ、列(2)～(4)における係数の大きさが有意に異なる箇所を示す（F 検定）。太字は、列(2)の全建物設備付帯のケースの係数に比べ、列(3)(4)における係数の大きさが有意に異なる箇所を示す（F 検定）。

図 2 ―経年減価曲線



こうした残存価値の大きさに統計的有意な差がみられるかどうかについて、Suzuki and Shimizu（2024）では検証を行なっている。具体的には、各建築年代において、各ケースの価格低下の大きさに統計的有意な差がみられるかどうか、表５の推計結果をもとに検証し、図２の経年減価曲線でみられる残存価値の差について考察している。

ここで、表５の網掛けの個所は、修繕未実施のケースの係数に比べ、修繕未実施の物件において仮想的に全設備が付帯していると仮定したケース、リフォーム済みのケース、リノベーション済みのケースにおける係数の絶対値が有意に小さい個所を示している。修繕未実施のケース、リフォーム済みのケース、リノベーション済みのケースにおいては、(1)式の通り設備の付帯状況をコントロールしていないので、平均的な設備付帯状況の下での経年減価を捉えていることとなる。

修繕未実施のケースに比べ、リノベーション済みのケースでは、表５の列(1)(2)をみると経年減価の程度は有意に小さく、図２をみると経年減価曲線は上方に位置していることが読み取れる。すなわち、修繕未実施の場合に比べ、リノベーションが実施されれば、現代的な設備がある程度後付けされることもあり、経年減価は軽減されるといえる（仮説４(ⅰ)）。なお、修繕未実施の場合に比べ、リフォーム実施によっても経年減価は軽減されるが、その程度はリノベーション実施の場合ほどには及ばないことも確認

できる。

同様に、表５の太字の個所は、修繕未実施の物件において仮想的に全設備が付帯していると仮定したケースの係数に比べ、リフォーム済みのケース、リノベーション済みのケースにおける係数の絶対値が有意に異なる個所を示している。

全設備が付帯しているケースと比べ、リノベーション済みのケースでは、表５の列⑵⑷をみると、1982-99年築の物件では係数の大きさに統計的な有意差があるとはいえず、図２において両者の経年減価曲線に差があるとはいえない結果となっている。なお、表５の列⑵⑷をみると、1981年以前築の物件では、全設備が付帯しているケースの方が経年減価の大きさは小さくなっているが、図２をみると両者の経年減価曲線にはそれほど大きな差があるとは見受けられない。すなわち、適切にリノベーションが実施されれば、全設備付帯物件と同程度の価値を維持できるといえよう（仮説４(ⅱ)）。

おわりに

日本のマンションにおける経年減価の速さとして、住宅設備の陳腐化と不十分な修繕が背景にある。本稿では、住宅設備・修繕履歴を含む、東京圏中古マンション市場データを用いてこのメカニズムを検証したSuzuki and Shimizu（2024）の分析を紹介した。次の２点が明らかとなった。①築20年以上のマンションを中心に、現代的な設備が十分に付帯していないのが現状であり、それによって経済的陳腐化が生じている。現代的な設備が付帯していないことによる価格低下率は、築浅物件に比べ築古物件の方が大きい。②築古マンションにもリノベーションによって現代的な設備を後付けでき、経年減価を遅らせることができる。しかし、約半数しかリノベーションを実施していないのが現状である。なお、本稿では省略しているが、東京圏を都心、近郊、外縁の３地域に分けた際、これらの傾向は各地域でみられることが確認された。

Suzuki and Shimizu（2024）は、既存住宅が比較的流通しやすいマンション市場を対象としているが、こうしたメカニズムは戸建て住宅市場にも共通するものと考えられる。これをふまえて、日本のような、住宅の「使い捨て」とも捉えられる社会の良し悪しについて考察しておきたい。

まず、本来は、適切な修繕を行い現代的な設備を後付けすることで、一定程度は住宅寿命を延ばすことができるといえる。この観点からは、住宅の修繕が十分に実施されず短命となっている現状は、投下された資本・建設資材が無駄になることに加え、家計にとっても住宅購入が資産蓄積につながらず、社会にとっても持続可能でない側面がある（Wuyts et al. 2019）。

また、日本は、人口動態の変化と合わせて、高経年・老朽マンション問題に直面している。国土交通省（2024b）によれば、築40年以上のマンションは約136.9万戸存在しており（2023年末時点）、その10年後には約2.0倍、20年後には約3.4倍に増加する見込みである。一方、マンションの建替え・区分所有権の解消は、区分所有者の合意形成が困難で、実現に至るのはごく少数であるのが現状である。

国土交通省（2024b）によれば、マンションの建替えの実績は累計で297件（約2.4万戸）、マンション建替円滑化法にもとづくマンション敷地売却等の実績は累計で11件（約700戸）にとどまる（2024年４月１日時点）。こうした現状をふまえれば、適切なリノベーションを促すことで、建物の経済的寿命をなるべく延ばすことが求められる。既存のマンションストックを長く有効に利用することで、管理不全に陥った際に近隣への外部不経済が発生するのを抑制することにもつながりうる。

一方で、技術革新が進み新しい住宅設備が登場するなかでは、新築住宅の供給が進んだり、住宅を短期間で建て替えたりすることで、後付けが困難な新しい住宅設備を取り入れられている側面がある。欧州では、新築住宅の建設・既

存住宅の建て替えに関する建築規制が厳しい傾向にあるが、これによる弊害として、既存住宅の陳腐化が進み空き家として放置されることや、古い住宅はエネルギー効率の面でも問題があることが指摘されている（Cheshire et al. 2018; Hilber et al. 2019）。相対的に日本では、新しい住宅設備の恩恵を享受するという点で、質の高い生活を送ることができるといえよう。

すなわち、ある程度の築年数までは適切な修繕を実施して新しい設備を後付けし、住宅の延命をはかることが望ましいが、抜本的な性能向上は難しい側面もある。最終的には建て替えも必要であり、そうした観点から柔軟な建て替えを促す日本の住宅政策を肯定的に捉えることもできるのではないだろうか。

日本の住宅の住宅寿命が短いという実態は、一定の住宅特性をコントロールしたうえで経年減価曲線を推計した研究でも指摘されている（Suzuki and Asami 2022; Yoshida 2020）。しかしながら、住宅設備のみならず、広さ、間取り、断熱性、耐震性等、現代的な生活を送るうえで必要不可欠な性能を満たしている築古の住宅は多くはないと考えられる。こうした住宅の存在が経年減価を大きく見せている側面があり、一定の性能を満たしている住宅に限れば、住宅寿命は実質的には長くなっている可能性がある。こうした観点から経年減価曲線を推計することは重要な課題であろう。

謝辞

住宅経済研究会では、諸先生方より、本稿の執筆にあたり貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

注

1）ここでは、ランダムサンプリングにより得られたデータのうち、欠損値を含むサンプルを除いたものを分析に用いている。

参考文献

Billings, S.B.（2015）“Hedonic Amenity Valuation and Housing Renovations,” *Real Estate Economics*, Vol. 43（3）, pp. 652–682.

Cheshire, P., C.A.L. Hilber and H.R.A. Koster（2018）“Empty Homes, Longer Commutes: The Unintended Consequences of More Restrictive Local Planning,” *Journal of Public Economics*, Vol. 158, pp. 126–151.

Colwell, P.F. and M.O. Ramsland（2003）“Coping with Technological Change: The Case of Retail,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 26（1）, pp. 47–63.

Corgel, J.B.（2007）“Technological Change as Reflected in Hotel Property Prices,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 34（2）, pp. 257–279.

Hilber, C.A.L., C. Palmer and E.W. Pinchbeck（2019）“The Energy Costs of Historic Preservation,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 114, 103197.

Miura, T. and Y. Asami（2012）“Hedonic Analysis for the Estimation of Condominium Rent Utilizing Web Information,” *Environment and Planning B: Planning and Design*, Vol. 39（6）, pp. 1049–1068.

Nishi, H., Y. Asami and C. Shimizu（2019）“Housing Features and Rent: Estimating the Microstructures of Rental Housing,” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 12（2）, pp. 210–225.

Suzuki, M. and Y. Asami（2022）“The Rapid Economic Depreciation at an Early Stage of Building Life Among Japanese Detached Houses,” *Habitat International*, Vol. 126, 102600.

Suzuki, M. and C. Shimizu（2024）“Obsolete Housing Equipment, Weak Renovation, and Rapid Depreciation of Japanese Condominiums,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 71, 101306.

Wilhelmsson, M.（2008）“House Price Depreciation Rates and Level of Maintenance,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 17（1）, pp. 88–101.

Wuyts, W., A. Miatto, R. Sedlitzky and H. Tanikawa（2019）“Extending or Ending the Life of Residential Buildings in Japan: A Social Circular Economy Approach to the Problem of Short-lived Constructions,” *Journal of Cleaner Production*, Vol. 231, pp. 660–670.

Yoshida, J.（2020）“The Economic Depreciation of Real Estate: Cross-sectional Variations and Their Return Implications,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 61, 101290.

国土交通省（2024a）「令和５年度住宅経済関連データ」URL:https://www.mlit.go.jp/statistics/details/t-jutaku-2_tk_000002.html（2024年12月16日閲覧）

国土交通省（2024b）「マンションに関する統計・データ等　マンションに関する基礎データ」URL：https://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/jutakukentiku_house_tk５_000058.html（2025年２月25日閲覧）

賑わいある公園へのリニューアル効果の推定 豊島区南池袋公園の事例

田中和氏

はじめに

道路、河川、公園等の公共空間は、誰もが利用できるように、原則として、法令により独占的な利用が制限されてきた。しかし近年、法制度の改正等を契機として、官民の連携により道路、河川、公園を賑わいのある公共空間として活用するための取組みが全国で増加している。

筆者も研究に参画した深沢ほか（2024）は、公共空間活用に関する特徴的な事例等を調査しているが、例えば、愛知県岡崎市の乙川は、河川敷でナイトマーケットや水上コンサート等さまざまな取組みが行なわれ、2016年からの６年間で年間の河川敷利用者が10倍以上に増加したとのことである。また、愛媛県松山市の花園町通りは、２車線を１車線に縮小して歩道を拡張しており、沿道でマルシェ等が定期的に開催され、イベント１回で3000人から4000人が来場するとのことである。

一方で、このような公共空間の活用にあたっては、一般的に多額の費用を要することも少なくないことから、費用に見合う効果が生じているか検証していくことがEBPMの観点からも重要である。ただ、深沢ほか（2024）が2022年に実施したアンケート調査によると、148の公共空間の活用事例中、政策効果に関するデータ等を収集しているのは33事例にとどまっている。

国土交通省では、インフラの賑わい創出等の効果を客観的・定量的に把握できるよう、「インフラ経営の実践によるストック効果分析のためのガイダンス」を2024年５月に公表し、DID（Difference in Differences）による地価の分析手法や考え方等を解説している。

賑わいのある公共空間の活用に関する先行研究として、スペインで道路の歩行者空間化による周辺店舗への影響を分析したYoshimura et al.（2022）がある。本稿では、賑わいのある公園の経済効果に関する研究を紹介したい。

公園や緑地等のアメニティは、人々や企業が居住地や勤務地を決定する際の重要な要因の一つであり、公園や緑地等のアメニティが都市に与える影響について、周囲の不動産価格との関係を分析した研究は多く行なわれている。Crompton and Nicholls（2020）は、アメリカの公園の経済効果が及ぶ範囲について、150mまで実質的な影響があり、大規模公園の場合は約600mまで効果が及ぶことを先行研究から確認している。楠本（2016）は、兵庫県神戸市の住宅地で400m以内に公園がある場合に地価が５％上昇することを指摘している。

日本の都市公園では、近年、居心地のよい賑わいのある空間等を目指して、公園を大規模にリニューアルする事例が増加しているが、これら取組みは地域のアメニティを高め、都市に影響を与える可能性がある。国土交通省（2022）では、都市公園について、これまでの量の確保に重点をおいた取組みから、心豊かな生活やイノベーションを生み出す交流の場として、画一的な空間から脱却していくこと等を提言している。また、2017年の都市公園法の改正により、

民間事業者と公園の整備や維持管理を連携する制度として、公募設置管理制度（Park－PFI制度）が創設され、2024年３月末時点で、165か所で活用されている。

それでは賑わいのある公園の経済効果はどの程度あるのだろうか。賑わいのある公園の事例として、アメリカのニューヨークのハイラインは有名である。深沢ほか（2024）によると、ハイラインは、貨物線の高架廃線を利用した全長約2.3㎞の緑道の空中公園で、2009年の開園後、2015年には年間760万人が来園するニューヨーク最大の観光名所となっている。ハイラインは、自生していた草花の多くをそのまま植栽して整備しており、その優れたデザイン等によって、多くの人を惹きつけるとともに、沿道には著名な建築家による多くの高級住宅が建設されているとのことである。ハイラインは、高架廃線の既存緑地を活かして、賑わいのある公園に整備した事例ともいえる。ハイラインから徒歩５分以内の2011年の住宅用地の価格は、整備前の2003年から103％上昇したとのことである。

Black and Richards（2020）は、ニューヨークのハイライン開園による経済効果を分析し、ハイラインから80m以内にある住宅価格は、80m～800m以内の住宅価格と比べて35.3％高いことを確認している。

本稿で紹介する田中（2024）は、東京都豊島区の南池袋公園のリニューアル効果について分析した研究である。公園や緑地に関する既存研究は多いが、日本で居心地のよい公園等への大規模リニューアルの効果を分析した研究はほとんど見当たらない。

同研究では、従前の木々が多く薄暗い公園から開放的な公園に大規模リニューアルされたことで、南池袋公園の周辺400m 以内の地価に７～10％のプラスの効果があることを確認している。また、固定資産税等による潜在的な税収の増加が整備費等を上回る可能性が高いこと等を指摘している。以下では、田中（2024）の研究内容と主な結果について紹介する。

田中和氏（たなか・かずし）
1977年大阪府生まれ。東京大学経済学部卒。一橋大学大学院経済学研究科後期博士課程在籍。国土交通省（旧建設省）に入省。国土交通政策研究所総括主任研究官などを経て、現在、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特任研究員。

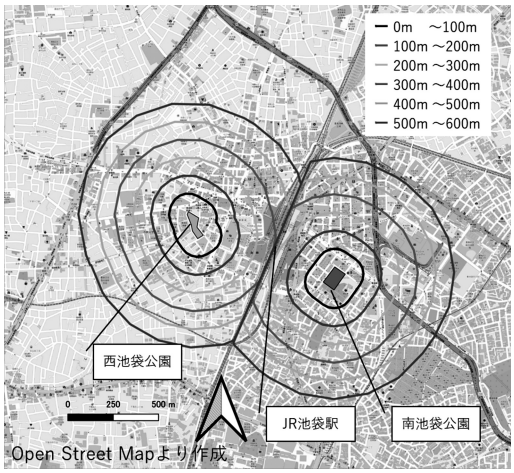
南池袋公園（2023年４月、筆者撮影）

1 南池袋公園の整備経緯

東京都豊島区は、池袋を中核とした人口29万1421人（2023年10月１日現在）の区で、南池袋公園は、JR 池袋駅東口から直線でおおむね300ｍに位置する7812㎡の公園である。南池袋公園は、1951年に開園後、2009年９月から整備工事のため閉鎖されていたが、2016年４月にリニューアルオープンした（写真）。

リニューアル前の同公園は、多くの木々に囲まれた薄暗い公園で人があまり訪れない空間であったが、2016年の大規模リニューアルにより、一年中みどりの広がる芝生広場や遊具等のキッズテラスがある開放的な空間として整備されたほか、豊島区で初めて公園内にカフェの設置が認められた。同公園の利用時間は午前８時から午後10時で、夜間や年末年始は閉園されている。公園の整備費用は約５億8000万円で、2023年時点の年間の管理経費等は約4000万円とのことである。内閣府ホームページによると、同公園は、

図１―JR 池袋駅周辺の処置群、対照群の設定



「サードプレイス（地域への愛着を他者と共有できる第３の場所）の考え方を取り入れながら計画され、芝生広場を中心とした居心地の良い空間が実現し、区外の来街者も多く訪れる人気の高い公園となった」とのことで、居心地の良い空間へとリニューアルされたことで地域のアメニティを大きく高めた可能性がある。

2 利用データとモデル

DID による分析では、政策の影響がある区域を処置群、政策の影響がない区域を対照群として設定する。前述の国土交通省のガイダンスでは、政策の実施箇所から一定距離内（半径Ｘm以内）の地点を処置群、それより遠い地点（Ｘ～Ｙm）を対照群として分析しており、ハイラインの Black and Richards（2020）も同様の手法で分析されている。これは DID による一般的な方法であるが、街の中心部で政策を実施する場合など、リングの外側と内側で地域の状況が大きく異なる場合には必ずしも適切でない場合がある。

このため、田中（2024）の南池袋公園による分析では、JR 池袋駅の東西で、ある程度生活圏が分断されていることを踏まえて、処置群、対照群は、図２のように南池袋公園、西池袋公園から600m以内の半円形で設定している。本稿における両公園からの距離は、いずれも図１の区域を意味している。

西池袋公園は、JR 池袋駅西口から直線距離でおおむね300mに位置しており、1958年に開園した木々に囲まれた8691㎡の公園で、リニューアル前の南池袋公園と同様に店舗は設置されていない。

データは、一般財団法人資産評価システム研究センターの固定資産税路線価を用いた。推計では、50m×50mのメッシュを設定し、メッシュ内の路線価（対数）の平均値をメッシュごとの路線価（対数）として推計している。推計期間は、固定資産税路線価の GIS データが存在する2006年、2009年、2012年、2015年、2018年、2021年の６時点分のパネルデータである。

分析では、固定資産路線価（対数）について、⑴式と⑵式による two-way 固定効果モデルで分析を行なった。

$$\ln LP_{it} = \beta \cdot T_i \times After_t + FE_i + FY_t + e_{it} \quad (1)$$

$$\ln LP_{it} = \beta \cdot T_i \times Year_t + FE_i + FY_t + e_{it} \quad (2)$$

⑴式は、南池袋公園から一定距離内の区域を１とする区域ダミー（T）と、2016年の南池袋公園のリニューアル後の2018年と2021年を１とする After ダミーの交差項である。⑵式は、区域ダミー（T）と2018年と2021年の各 Year ダミーとの交差項について推計している。被説明変数は、路線価 LP_{it} の対数で、FE_i は固定効果（メッシュごと）、FY_t は固定効果（年）、e_{it} は誤差項である。なお、処置群、対照群の範囲が狭いエリアの分析であるため、共変量は用いていない。

3 推計結果

表１は南池袋公園のリニューアル効果の推計結果である。同公園から300m以内の区域、400m以内の区域と、公園から600m以内の100mごとの区域について、それぞれ After ダミーと Year ダミーとの交差項を推計した。処置群は、いずれも西池袋公園から600m以内の区域であ

表１―推定結果

	(1) After 0m-300m	(2) After 0m-400m	(3) After 0m-600m	(4) Year 0m-300m 2018	(4) Year 0m-300m 2021	(5) Year 0m-400m 2018	(5) Year 0m-400m 2021	(6) Year 0m-600m 2018	(6) Year 0m-600m 2021
T(0m-300m) × After/Year	0.1048*** (0.0103)	–	–	0.0686*** (0.0096)	0.1410*** (0.0115)	–		–	
T(0m-400m) × After/Year	–	0.0942*** (0.0082)	–	–		0.0610*** (0.0075)	0.1275*** (0.0094)	–	
T(0m-100m) × After/Year	–	–	0.1165*** (0.0113)	–		–		0.0665*** (0.0089)	0.1666*** (0.0144)
T(100m-200m) × After/Year	–	–	0.1041*** (0.0178)	–		–		0.0689*** (0.0173)	0.1393*** (0.0188)
T(200m-300m) × After/Year	–	–	0.0986*** (0.0177)	–		–		0.0696*** (0.0165)	0.1276*** (0.0196)
T(300m-400m) × After/Year	–	–	0.0713*** (0.0112)	–		–		0.0444*** (0.0095)	0.0983*** (0.0137)
T(400m-500m) × After/Year	–	–	0.0223*** (0.0078)	–		–		0.0044 (0.0054)	0.0402*** (0.0110)
T(500m-600m) × After/Year	–	–	0.0187*** (0.0059)	–		–		0.0048 (0.0043)	0.0327*** (0.0084)
固定効果(場所)	あり	あり	あり	あり		あり		あり	
固定効果(年)	あり	あり	あり	あり		あり		あり	
観察数	3,834	4,302	5,454	3,834		4,302		5,454	
修正済決定係数 (within)	0.11908	0.1076	0.10108	0.14035		0.12769		0.12079	

注）*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01。クラスターロバスト標準誤差による。推計期間は2006～2021（3年ごと）。

る。

表１をみると、南池袋公園のリニューアルによって、同公園から⑴300m以内の区域では10.48%、⑵400m以内では9.42%、地価にプラスの効果が有意に確認できた。また、⑶南池袋公園から600m以内の区域について100mごとに推計した結果をみると、いずれも有意に地価にプラスとなっており、100m以内は11.65%プラスであったが、300m～400mの区域では7.13%に減少し、400m～600mでは約２%となるなど、公園から距離が離れるにつれてプラス幅が減少していることがわかる。

同様に、区域ダミーと Year ダミーの⑷～⑹の推計結果をみると、いずれの推計も2018年に比べて2021年のプラス幅が大きくなっている。ただ、⑹の南池袋公園から600m以内の区域で半径100mごとに推計した結果は、400m以内の区域は2018年、2021年のいずれも有意にプラスであったが、400m～600mの区域は、2018年は非有意で、2021年のみ有意にプラスとなっている。

この推計結果は妥当といえるのだろうか。公園のリニューアル効果の推計結果の妥当性を確認するため、南池袋公園、西池袋公園について、両公園から半径100mごとの区域を処置群、対照群として抽出して、それぞれ推計を行なった。表１では、対照群を西池袋公園から600m以内の区域としてすべての推計を行なったが、表２は、両公園から100mごとのリング同士で比較した推計結果である。

両公園から100mごとの区域で比較した場合においても、表２⑴～⑹の After ダミーとの交差項は、いずれも公園から600mまで有意にプラスで、400mまでの区間は、地価に７%～10%プラスとなった。また、表２⑺～⑿の Year ダミーとの交差項についても、2018年より2021年

表 2―推定結果（100 m ごと）

	(1) 0m-100m	(2) 100m-200m	(3) 200m-300m	(4) 300m-400m	(5) 400m-500m	(6) 500m-600m	(7) 0m-100m	(8) 100m-200m	(9) 200m-300m	(10) 300m-400m	(11) 400m-500m	(12) 500m-600m
T × After	0.1006*** (0.0147)	0.0859*** (0.0197)	0.0885*** (0.0220)	0.0714*** (0.0127)	0.0339*** (0.0083)	0.0293*** (0.0075)	–	–	–	–	–	–
T × $Year_{2018}$	–	–	–	–	–	–	0.0545*** (0.0119)	0.0527*** (0.0185)	0.0635*** (0.0205)	0.0449*** (0.0107)	0.0150*** (0.0057)	0.0109 (0.0067)
T × $Year_{2021}$	–	–	–	–	–	–	0.1468*** (0.0191)	0.1192*** (0.0218)	0.1135*** (0.0241)	0.0980*** (0.0157)	0.0527*** (0.0119)	0.0476*** (0.0101)
固定効果（場所）	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
固定効果（年）	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
観察数	504	666	846	1,014	1,188	1,242	504	666	846	1,014	1,188	1,242
修正済決定係数（within）	0.17389	0.07438	0.06468	0.07498	0.03369	0.03004	0.22877	0.09105	0.07242	0.09053	0.04931	0.04776

注）*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01。クラスターロバスト標準誤差による。推計期間は 2006～2021 年（3 年ごと）。

のほうがプラスの効果がより大きく確認されるなど、いずれも表 1 とおおむね同じ結果が確認された。

よって、南池袋公園のリニューアルは少なくとも400m以内の地価に有意に 7 ～10％程度のプラス効果があったことが確認された。

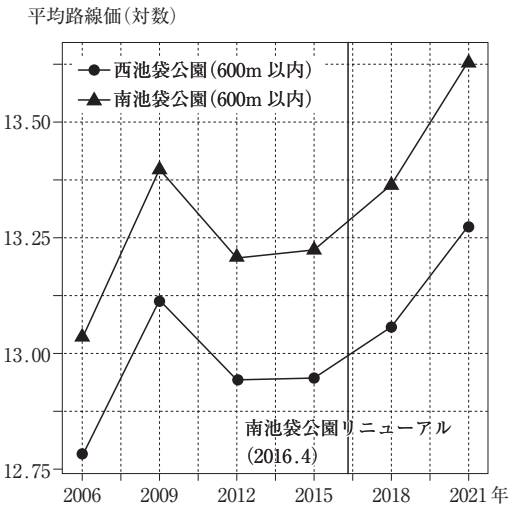
2021年のプラス幅がより大きくなっているのは、公園リニューアル後、公園の認知度が上がったことで、来訪者がより増加したこと等が影響したと考えられる。400mを超えるとプラス幅が大きく減少しているのは、南池袋公園が大規模な公園ではないことが影響している可能性がある。

4 頑健性の確認

推計結果が妥当性をもつには、SUTVA（Stable Unit Treatment Value Assumption）を満たす必要があり、処置群、対照群で平行トレンドが成立している必要がある。

図 2 は、2006年から2021年までの南池袋公園、西池袋公園から600m以内の区域の平均路線価（対数）の推移を示したものである。2016年の南池袋公園のリニューアル以前の路線価の推移をみると、ほぼ同様に推移していることがわかる。田中（2024）では、他にプラセボテスト、イベントスタディなどの頑健性もチェックしており、南池袋公園のリニューアル以前の地価の動向は平行トレンドが成立していると考えられること等から、SUTVA が満たされている可能性が高いことを確認している。

図 2―路線価（対数）の推移



一方、南池袋公園のリニューアル効果は、周辺の再開発が影響して過大に推計された可能性も考えられる。南池袋公園の近傍では大規模な開発は見当たらないものの、2015年に豊島区本庁舎が開庁したほか、2019年に中池袋公園と池袋西口公園が賑わい創出等に向けてリニューアルされている。豊島区では、池袋駅周辺の南池袋公園、中池袋公園、池袋西口公園等をアートカルチャーの拠点とするまちづくりを進めており、公園のリニューアルを進めてきた。表 3 では、これら整備の影響を確認するため、豊島区新庁舎、中池袋公園、池袋西口公園からそれぞれ300m以内の区域と、After ダミーまたは2021年ダミーとの交差項を共変量に追加して推計を行なった。表 3 をみると、中池袋公園、池袋西口公園と2021年ダミーの交差項は有意にプラス

表 3―推定結果（頑健性の確認）

	(1) After 0m-300m	(2) After 0m-400m	(3) After 0m-600m	(4) Year 0m-300m 2018	(4) Year 0m-300m 2021	(5) Year 0m-400m 2018	(5) Year 0m-400m 2021	(6) Year 0m-600m 2018	(6) Year 0m-600m 2021
T(0m-300m) × After/Year	0.1065*** (0.0109)	–	–	0.0844*** (0.0114)	0.1477*** (0.0129)	–		–	
T(0m-400m) × After/Year	–	0.0854*** (0.0090)	–	–		0.0674*** (0.0092)	0.1182*** (0.0107)	–	
T(0m-100m) × After/Year	–	–	0.1256*** (0.0123)	–		–		0.0813*** (0.0118)	0.1792*** (0.0148)
T(100m-200m) × After/Year	–	–	0.1002*** (0.0164)	–		–		0.0789*** (0.0170)	0.1313*** (0.0169)
T(200m-300m) × After/Year	–	–	0.0940*** (0.0155)	–		–		0.0784*** (0.0154)	0.1191*** (0.0169)
T(300m-400m) × After/Year	–	–	0.0653*** (0.0109)	–		–		0.0522*** (0.0108)	0.0873*** (0.0122)
T(400m-500m) × After/Year	–	–	0.0169** (0.0067)	–		–		0.0096 (0.0060)	0.0322*** (0.0089)
T(500m-600m) × After/Year	–	–	0.0129** (0.0052)	–		–		0.0058 (0.0044)	0.0261*** (0.0076)
豊島区新庁舎 × After ダミー	−0.0218 (0.0173)	−0.0075 (0.0138)	−0.0164 (0.0108)	−0.0281 (0.0175)		−0.0125 (0.0140)		−0.0190* (0.0108)	
中池袋公園 × Year2021	0.1260*** (0.0115)	0.1342*** (0.0094)	0.1222*** (0.0066)	0.0925*** (0.0139)		0.1096*** (0.0113)		0.1088*** (0.0074)	
池袋西口公園 × Year2021	0.0550*** (0.0085)	0.0538*** (0.0083)	0.0532*** (0.0080)	0.0658*** (0.0087)		0.0644*** (0.0086)		0.0650*** (0.0085)	
固定効果（場所）	あり	あり	あり	あり		あり		あり	
固定効果（年）	あり	あり	あり	あり		あり		あり	
観察数	3,834	4,302	5,454	3,834		4,302		5,454	
修正済決定係数（within）	0.17035	0.16728	0.17225	0.18352		0.17675		0.18436	

注）*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01。推計期間は、2006～2021 年（3 年ごと）。

の結果が確認されているが、南池袋公園のリニューアル効果は、おおむね同じ結果となった。

5 結果の考察

南池袋公園の400m以内で地価が上昇した理由であるが、公園のリニューアルによる人流効果や住環境の改善等が考えられる。豊島区によると、平日で約6000人、休日で約9000人の利用者が確認されており、公園の周辺では、コンビニの新規出店やおしゃれな店舗もできつつあるとのことである。本稿の南池袋公園のリニューアル効果は、公園から400m以内の地価が５％上昇することを指摘した楠本（2016）より大きいが、これは、人があまり訪れない空間から、多くの人が訪れる、カフェや芝生広場がある開放感あふれた公園にリニューアルされたことで、一般的な公園が増加した場合以上に地域のアメニティを高めた可能性がある。

一方、南池袋公園は、従前は木々が鬱蒼とし、治安の懸念等もあってあまり利用されない公園であった。Albouy et al.（2020）は、アメリカの公園で、安全な公園の周辺では住宅価格に５％のプレミアムが生じること、犯罪により公園に近接する不動産の潜在的価値の２/５が封じ込められていることを指摘している。このため、南池袋公園のリニューアルが治安に与えた

表 4―犯罪件数に関する推定結果

	(1) 世帯あたり総犯罪件数	(2) 人口あたり総犯罪件数	(3) haあたり総犯罪件数
T × After	−0.0164* (0.0085)	−0.0126* (0.0066)	−0.4650 (0.3109)
固定効果（場所）	あり	あり	あり
固定効果（年月）	あり	あり	あり
観察数	972	972	972
修正済み決定係数（within）	0.07265	0.07404	0.09281

注）*p<0.1；**p<0.05；***p<0.01。クラスターロバスト標準誤差による。推計期間は 2014～2022 年。

表 5―南池袋公園のリニューアルによる固定資産税等の潜在的税収増加分

	a) 総面積（㎡）	b) 平均路線価（円／㎡）	c) 地価上昇率	d) 民地割合	e) 税率	f) 税収増加分
住宅地	140,340	323,095	0.0639	0.62629082	0.33%	6,048,764
商業地	471,913	1,162,509	0.0839	0.62629082	1.7%	490,055,577
合計	612,253					496,104,341

注）総面積は QJIS にて算出し、住宅地、商業地の用途比率で案分。民地割合は、東京都「令和３年度土地利用現況調査結果の概要」の豊島区の土地利用面積（総計）から、公園、道路等の面積と、宅地のうち公共用地分の面積を除いた割合。住宅地は、すべて200m 以下の小規模宅地の特例適用（固定資産税１／６、都市計画税１／３）を仮定。固定資産税等の増加分（f）は、a×b×c×d×e による。

影響について、犯罪件数のデータを用いて DID による検証を行なった。分析モデルは、下記推定式で示すように、犯罪件数（C）について２FE モデルにより分析している。

$$C_{it} = \beta \cdot T_i \times After_t + FE_i + FY_t + e_{it} \qquad (3)$$

犯罪件数は、豊島区の町丁別の月別犯罪件数（総件数）について、東京都の大東京防犯ネットワークより、2014年から2022年の月別のデータを入手して分析した。犯罪件数（C）は、町丁別の月別の総犯罪件数について、各年ごとの世帯数、人口、面積で除した数値を用いている。区域ダミー（T）は、南池袋公園周辺の４町を１とするダミーとしている。対照群は、西池袋公園の周辺300mがおおむね含まれる５町としている。After ダミーは、公園開業後の2016年４月以降を１とするダミーで、FE_i は各町丁の固定効果、FY_t は各年月の固定効果、e_{it} は誤差項である。

表４は、町丁目別の総犯罪件数（総世帯数あたり、総人口あたり、ha 面積あたり）の推計結果である。区域ダミーと After ダミーの交差項をみると、いずれもマイナスの値を示しており、(1)総世帯辺り、(2)総人口あたりの推計結果のみ10％水準で有意な結果となった。南池袋公園のリニューアルにより、周囲の犯罪件数が減少した可能性がある。残念ながらあまり有意な結果とはならなかったが、データ面での制約もあって十分検証できていないため、この点は今後の研究の課題といえる。

なお、犯罪件数と地価は、内生性の問題が生じるため慎重に検討する必要があるが、南池袋公園のリニューアルによるカフェの設置や夜間の閉鎖、人流の増加、さらに、防犯面で周辺地域の心理的不安が改善されたことで、周辺の地価の上昇に影響した可能性が考えられる。

田中（2024）では、自治体の税収に与える効果についても、垂水・森岡（2018）を参考として推計を行なった。表５は、固定資産税、都市計画税の潜在的な税収の変化について、簡易に推計した結果である。推定には、南池袋公園から400m以内の区域の面積に対して、2015年の平均路線価と住宅地、商業地の地価上昇分、民地割合および固定資産税等の税率を乗じて算出している。田中（2024）では、用途地域別の推定も行なっており、地価上昇率については、住宅地、商業地における400m以内の区域ダミーと After ダミーの交差項の推計値を用いている。仮定に基づく簡易な推計だが、東京都の固定資産税等の毎年の潜在的な税収増加分は、約５億円弱となった。ただし、東京都では、商業地等の負担水準の上限を70％から65％に引き下げる負担調整措置や、小規模非住宅地の減免、税額

が1.1倍を超える場合の減免等が行なわれているため、実際の税収額とは異なる点は留意されたい。

同公園のリニューアル費は、約５億8000万円で、維持費が年間約4000万円であることを考えると、社会全体でみた場合に、潜在的な固定資産税等の税収増加分だけで、同公園のリニューアル費や維持費を上回る可能性が高いといえる。

おわりに

本研究では、池袋駅の東西にある公園の周辺地域同士を比較することで、南池袋公園のリニューアルの効果について、公園から400mの地域で地価に７％から10％程度のプラスの効果を与えていることを確認した。

前述したように、賑わいのある公共空間の活用にあたっては、EBPMの観点から政策効果を正確に把握していくことが重要となる。

加えて、このような公共空間の活用にあたっては、持続的なエリアマネジメントに向けた資金確保も重要となる。深沢ほか（2024）でも紹介しているが、海外では、周辺の事業者等にマネジメント費用等を負担してもらうBID（Business Improvement District）の制度が活用されており、日本でも、2018年に地域再生法が改正されて地域再生エリアマネジメント負担金制度が創設された。同制度は、現在、大阪市で活用されているが、同制度の活用にはまず受益額を把握する必要がある。このため、賑わいのある公共空間の活用について、政策効果とその効果の及ぶ範囲を研究することは、周辺事業者等への協力のあり方を議論する際にも有益である。

公園、緑地等のグリーンインフラの多様な経済効果の分析については、国土交通省でも、「グリーンインフラの事業・投資のすゝめ」を2024年９月に公表し、経済価値に関する分析や事例を紹介しているので参考にされたい。

本稿で紹介したように賑わいのある公園へのリニューアルは、地域のアメニティを向上させ、人流の増加や周囲の地価の上昇、治安の改善等、都市にも大きな影響を与える可能性があるものである。賑わいのある公共空間の活用の取組みが全国で増加するなか、公園以外の事例等も含めて、今後とも研究を深めていくことが重要といえる。

参考文献

Albouy, D., P. Christensen, and S. Sarmiento-Barbieri（2020）“Unlocking Amenities: Estimating Public Good Complementarity,” *Journal of Public Economics*, Vol. 182, 104110.

Black, K.J., and M. Richards（2020）“Eco-gentrification and Who Benefits from Urban Green Amenities: NYC's High Line,” *Landscape and Urban Planning*, Vol.204, 103900.

Crompton, J.L. and S. Nicholls（2020）“Impact on Property Values of Distance to Parks and Open Spaces: An Update of U.S. Studies in the New Millennium,” *Journal of Leisure Research*, Vol.51, No.2, pp.127-146

Yoshimura, Y., Y. Kumakoshi, Y. Fan, S. Milardo, H. Koizumi, P. Santi, J. M. Arias, S. Zheng, and C. Ratti（2022）“Street Pedestrianization in Urban Districts: Economic Impacts in Spanish Cites, *Cities*, Vol.120, 103468.

国土交通省（2022）「都市公園新時代――公園が活きる、人がつながる、まちが変わる」『都市公園の柔軟な管理運営のあり方に関する検討会提言』8-13頁。

国土交通省（2024）「インフラ経営の実践によるストック効果分析のためのガイダンス」国土交通省総合政策局社会資本整備政策課。

国土交通省（2024）「グリーンインフラの事業・投資のすゝめ」国土交通省総合政策局環境政策課。

楠本寛（2016）「ヘドニック・アプローチによる神戸市住宅地の地価形成要因分析――地価からみた公共施設の便益」『公共選択』第65号、50-72頁。

田中和氏（2024）「公園の大規模リニューアルの経済効果――豊島区南池袋公園の事例」『応用地域学研究』2024巻第28号、12～24頁。

垂水祐二・森岡拓郎（2018）「新幹線と高速道路の整備が地域の固定資産税収等に与える影響」『住宅都市学』第102号、107-112頁。

内閣府ホームページ「都市再生の取組事例：池袋駅周辺地域」内官房デジタル田園都市国家構造実現会議事務局・地方創成推進事務局、13頁（閲覧日：2025年１月29日）。

深沢瞳・鶴指眞志・高橋慶・兼元雄基・田中和氏・吉野広郷・多田智和（2024）「公共空間活用と持続可能な地域経営に関する調査研究」国土交通省国土交通政策研究所『国土交通政策研究』第176号。

スマートメータを利用した賃貸共同住宅空室率と家賃との相関分析

馬塲弘樹・清水千弘

はじめに

近年、空き家問題は住宅計画や政策立案における重要な課題として注目されている（e.g. Monkkonen 2019）。この問題の背景には人口減少（Döringer et al. 2020）、厳格な土地利用規制（Cheshire et al. 2018）、国際不動産投資などが挙げられ、これらが住宅市場における需給のミスマッチを引き起こす一要因になっていると考えられる。空室率が過度に上昇すると地区環境の悪化や近隣不動産への負の影響をもたらす可能性が指摘されている（e.g. Han 2014）。そのため、海外諸都市では空き家率の抑制が重要な政策課題として認識されている場合がある。例えば、バンクーバーでは賃貸住宅の供給を増加させる目的で空き家税（Empty Homes Tax）が導入されており、6カ月以上居住者が不在の住宅は空き家とみなされ、課税評価額の3％が課される。

このような施策の実施は一定の成果を挙げているものの、空き家が近隣に与える影響や空き家期間との関係については、実証的論拠に基づく議論が十分になされているとはいえない。数少ない実証例として、Suzuki et al.（2022）による東京都市圏での戸建の長期空き家に関する研究が存在する。同論文では長期戸建空き家の外部不経済について分析しており、長期空き家による負の空間外部性は約50mまで波及し、50m以内に長期空き家が1軒増えると、取引価格が約3％押し下げられると報告している。しかしながら、共同住宅においては、市場に供給されていない空き家の動向を観察することが困難であるため、これまで実証分析を行なうことが困難であった。

共同住宅の空室の特定に関して、既往研究では市場に出ている物件に限定して空室を捕捉することが多く、その期間はToM（Time on Market）として計測される。ToMは、特定の物件が売却または賃貸のため市場に出ている期間を指し、物件所有者が売却または賃貸の意向を持つ場合にのみ観測可能な指標である。しかしながら、所有者が物件を市場に供給しない場合、その物件は観測されず、結果としてToMは実際の空室率を過小評価する傾向があると考えられる。共同住宅の空室率の捕捉方法としては、現地観察（Silverman et al. 2013）、公共統計データの活用（Cheshire et al. 2018）などが挙げられるが、これらの方法には迅速性や精度の面で限界が存在する。一方で、電力消費量をはじめとするインフラデータを利用することで、より正確かつ即時的な空室情報の収集が可能となる。

本稿では、スマートメータから得られる電力消費量データを用いて推定された空室データを活用し、共同住宅における賃貸空室率と家賃の空間的関連を明らかにすることを目的とする。具体的には、空室率が空室期間ごとに家賃に与える影響を検証した。また、家賃水準を上位10％および下位10％に分類し、それぞれのグループにおける家賃と空室率の関係性を考察した。なお、本研究はBaba and Shimizu（2023）の内容を一部整理して掲載されたものであり、詳細な分析は同論文を参考されたい。

馬場弘樹（ばば・ひろき）
1987年岡山県生まれ。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程修了。博士（工学）。現在、中央大学理工学部ビジネスデータサイエンス学科准教授。論文："Cost-efficient factors in local public spending: Detecting relationships between local environments, population size and urban area category"（共著、Environment and Planning B）ほか。

清水千弘（しみず・ちひろ）
1967年岐阜県生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士後期課程中退、東京大学大学院新領域創成科学研究科・博士（環境学）。現在、一橋大学大学院ソーシャル・データサイエンス研究科教授。論文："Gravity, Counterparties, and Foreign Investment"（共著、*Journal of Financial Economics*）、ほか。

1 分析手法

はじめに、基本的な線形ヘドニックモデルを適用し、建物および周辺環境特性をコントロール変数として投入した。住棟単位でのモデルは以下のように表される。

$$\mathbf{p} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \theta\mathbf{v} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (1)$$

ここで、$\mathbf{p}$ は面積当たり家賃を対数化した $(N\times1)$ ベクトル、$\mathbf{X}$ は建物・周辺環境特性を表す $(N\times K)$ 行列、$\mathbf{v}$ は空室率を表す $(N\times1)$ ベクトル、$\boldsymbol{\beta}$ は $(K\times1)$ パラメータベクトル、θ はパラメータスカラー、$\boldsymbol{\varepsilon}$ は誤差項の $(N\times1)$ ベクトルである。すべての変数が外生的に決定されていると仮定した場合、$\frac{\partial p_i}{\partial v_i} = \theta$ は、共同住宅の空室率が家賃に与える影響を示す。

加えて、空室期間が家賃に影響を分析するため、上記モデルに空室期間も明示的に含めたモデルを構築した。モデルは以下のように修正できる。

$$\mathbf{p} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \theta_m\mathbf{v}^{(m)} + \epsilon \qquad (2)$$

ここで、$\mathbf{v}^{(m)}$ は m カ月以上（$m = 1, 2, ..., 11$）連続する空室率の $(N\times1)$ ベクトル、θ_m はパラメータスカラー、ϵ は誤差項の $(N\times1)$ ベクトルである。

二番目のモデルは、空室率の空間的外部性を検証するため、周辺共同住宅の空室率が距離によって減衰することを表す項を含むモデルを構築した。このモデルは以下のように表される。

$$\mathbf{p} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \theta_m\mathbf{v}^{(m)} + \lambda W\mathbf{v}^{(m)} + \mathbf{u} \qquad (3)$$

ここで、$(N\times N)$ 距離行列の ij 番目成分である w_{ij} は、

$$w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-r} / \sum_l d_{il}^{-r}, & d_{ij}, d_{il} \leq L \\ 0, & d_{ij} > L \end{cases} \qquad (4)$$

とする。λ はスカラーパラメータ、$\mathbf{u}$ は誤差項の $(N\times1)$ ベクトル、w_{ij} は距離減衰関数である。i 番目と j 番目の住棟の距離 d_{ij} が距離 L 以下であれば、近隣の共同住宅空室率が i 番目の家賃に影響すると仮定する。関数 w_{ij} は距離抵抗パラメータ r と対象範囲の半径 L を変更することによって、さまざまな形式を得ることができる。本分析では w_{ij} は距離の二乗で減衰すると仮定し、$r=2$ として計算した。また、対象範囲の半径 L は、住民の生活圏に応じて上限と下限を設定した。$L = \{100, 500\}$ とすると、$L = 100$ で居住者は周辺の眺望を考慮できるような範囲、$L = 500$ で居住者は地域内を歩くことができる範囲を想定している。

三番目のモデルは、家賃水準による市場の異質性を考慮するため、分位点回帰モデルを適用した。分位点回帰は、特定の分位点における条件付き分布を推定することで、異なる水準の応答変数と従属変数との関係を推定するものである。不動産市場が建物・周辺環境特性だけでなく家賃によって細分化されていると仮定すると、住宅特性に対する需要曲線は、入居者の所得水準によって異なると考えられる。分析では、家賃による住宅特性の違いを反映させるため、上位10%と下位10%の分位点回帰モデルを採用した。

2 分析データ

本研究の実証分析対象地として、東京都世田谷区を選定した。同区は戸建住宅からマンショ

ンまで多様な住宅形態が存在し、都市部の住宅市場を分析する上で適切な地域である。世田谷区には大規模な商業施設やオフィスビルの集積はないが、都心への近接性と高い生活利便性により、住宅需要および平均賃料が高い水準にあることが特徴である。

本分析では、２つのデータセットを統合して用いた。以下に各データの詳細を述べる。

スマートメータデータ

空室率の推計には、Grid Data Bank Lab. LLP（GDBL）提供のスマートメータデータを使用した。本データは東京電力パワーグリッド株式会社から実証を目的にGDBLに提供されたものである。GDBLは電力データを統計化しており、電力消費量が一定の電力を下回った場合に空室が発生していると推定した。データの抽出期間は2018年４月から2019年３月であり、建物ごとの空室数および空室期間を把握し、月次単位で建物棟ごとの空室率として集計した。本データは、従来のToMのような市場データとは異なり、市場に出ていない空き家も含む点で特徴的だといえ、現地調査などで困難であった建物棟単位の空室率の計測を可能にした。なお、東京電力は2021年３月時点で、その管内におけるほぼすべての家庭およびオフィスにスマートメータを設置完了していると公表している。

賃貸住宅データ

賃貸共同住宅に関するデータはLIFULL HOMEのウェブサイト（https://www.homes.co.jp/）で2018年度に掲載された広告情報を利用した。これは、不動産仲介業者から依頼を受け、同サイトに掲載された物件をもとにしたものである。分析で考慮した属性は、住所、月額家賃、床面積、築年数、階数、総戸数、間取りなどである。また、住所をジオコーディングし、最寄り駅までの距離や東京都心部までの距離を算出した。

データの統合

スマートメータと賃貸住宅のデータはそれぞれ独立して取得されたため、株式会社ゼンリンが提供する住宅地図（Zmap TOWN II）の建物ポリゴンを用いて統合を行なった。はじめに、３万9400件のスマートメータのサンプルがジオコーディングされ、３万4285棟の建物と結合した。さらに、複数のスマートメータのサンプルが同じ建物に対応する場合、建物重心点に距離が最も近いものを採用するという条件で、一致しなかったスマートメータのサンプルを結合した。その結果、３万9020件のスマートメータのサンプルを建物と結合させた。同様に、２万7800件の賃貸住宅データについてもジオコーディングを行ない、２万6985件を建物と結合させた。結果、スマートメータと賃貸住宅データの両方を含むサンプルは9251棟が捕捉された。ただし、本調査では長期空室率を測定するために2019年３月時点での横断的なデータを使用しており、分析対象サンプルは3627件となった。

図１は、共同住宅の平均空室率と平米当たり家賃の地理的な分布を示している。両データを観察すると、共同住宅の空室率は最寄り駅や東京都心部への距離と明確な関連性を示さず、ある程度ランダムに分布していることがわかった。一方、平米当たり平均家賃については、東京中心部までの距離に影響を受ける傾向が確認された。特に、最寄り駅からの距離が近い共同住宅ほど家賃が高い傾向がみられた。

表１は記述統計量を示している。アパートの平均床面積は30.97㎡であり、単身向け賃貸が多いことがわかる。最寄り駅までの平均距離は465m、東京都心までの平均距離は6171mであり、多くの賃貸マンションが利便性の高い地域に立地していることがわかる。間取りは主に部屋数により集約させているが、１Ｒと１Ｋは全体割合がそれぞれ21%、41%と大きいため、集約せずそれぞれダミー変数化している。

共同住宅空室率について期間を特定しない場合、平均的な空室率は5.4%であった。１カ月以上、６カ月以上、11カ月以上の空室率はそれぞ

図１―共同住宅空室率と平米当たり家賃の地理的分布

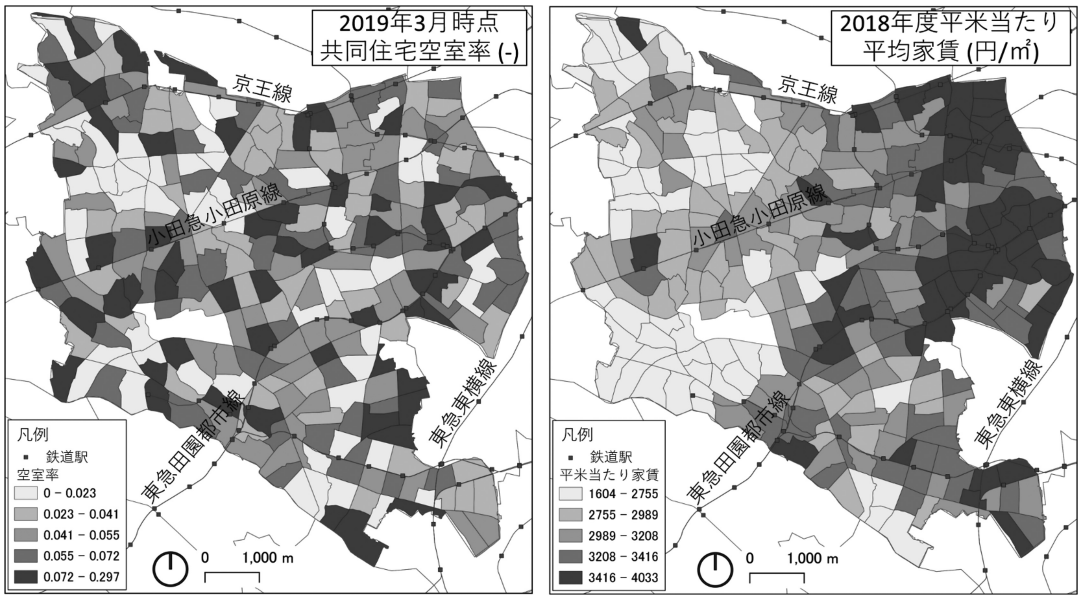


表１―記述統計量

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
家賃	1000円	95.99	53.36	20.2	1250
専有面積	㎡	30.97	17.71	10	309.68
築年数	年	26.52	11.45	1	68
建物階数	階	2.45	1.78	1	25
総戸数	戸	19.59	24.86	3	277
間取りダミー（１R）	（二値）	0.21	0.41	0	1
間取りダミー（１K）	（二値）	0.41	0.49	0	1
間取りダミー（１DK、１LDK）	（二値）	0.15	0.36	0	1
間取りダミー（２K）	（二値）	0.02	0.15	0	1
間取りダミー（２DK、２LDK、３K）	（二値）	0.15	0.36	0	1
間取りダミー（３DK、３LDK）	（二値）	0.05	0.22	0	1
間取りダミー（４DK以上）	（二値）	0.01	0.08	0	1
最寄り駅までの距離	m	465.47	300.95	15.168	1517.63
東京中心地までの距離	m	6171.08	2199.62	1896.24	10855.5
観測数	3627				

れ3.6%、0.8%、0.1%であることから、空室期間が長くなるにつれて、空室率は指数関数的に低下する傾向が確認できた。

3 分析結果

まず、期間を指定しない空室率（０カ月以上）、６カ月以上、11カ月以上の空室率をそれぞれ被説明変数として推計を行なった。OLS（ordinary least squares）回帰を用い、標準誤差を建物単位でクラスター化して分析した。表２はパラメータ推定の結果である。世田谷区における共同住宅の家賃は、築年数と間取りが統計的有意に負の相関を持ち、古いマンションで広めの間取りは需要を満たさないことが示唆された。同様に、最寄り駅までの距離と東京都心部への距離も家賃と負の相関を示し、これは既往研究の知見と一致する（Shimizu et al. 2016）。一方、階数および総戸数は正の相関を持ち、建物容積が大きいほど家賃が高い傾向が示唆された。また、空室率はいずれの期間においても統計的有意に負の相関を示し、空室期間が長いほどその係数が大きくなる傾向がみられた。この結果は、建物内の長期空室率が高い場合に家賃が低くなっていることを示唆している。

続いて、空間的外部性に着目し、近隣の空室率を含めた家賃と空室期間の関係を分析した。表３は⑶式に基づき、ｉ番目の建物のＬｍ近傍

表 2 ―空室期間別推定結果

	(Ⅰ)期間を指定しない空室率		(Ⅱ)6カ月以上空室率		(Ⅲ)11カ月以上空室率	
	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差
Ln(専有面積)	0.761	0.020***	0.765	0.020***	0.764	0.020***
Ln(築年数)	−0.097	0.008***	−0.094	0.008***	−0.093	0.008***
Ln(建物階数)	0.040	0.006***	0.040	0.006***	0.040	0.006***
Ln(総戸数)	0.053	0.006***	0.049	0.005***	0.049	0.005***
間取りダミー(1R)	(reference term)		(reference term)		(reference term)	
間取りダミー(1K)	−0.006	0.007	−0.005	0.007	−0.006	0.007
間取りダミー(1DK、1LDK)	−0.031	0.014*	−0.032	0.014*	−0.032	0.014*
間取りダミー(2K)	−0.106	0.020***	−0.107	0.020***	−0.107	0.020***
間取りダミー(2DK、2LDK、3K)	−0.034	0.020†	−0.036	0.020†	−0.036	0.020†
間取りダミー(3DK、3LDK)	0.012	0.025	0.011	0.025	0.011	0.025
間取りダミー(4DK以上)	0.051	0.043	0.047	0.043	0.047	0.043
Ln(最寄り駅までの距離)	−0.041	0.005***	−0.041	0.005***	−0.041	0.005***
Ln(東京中心地までの距離)	−0.146	0.009***	−0.147	0.009***	−0.147	0.009***
期間を指定しない空室率	−0.067	0.033*	−		−	
6カ月以上空室率	−		−0.110	0.056*	−	
11カ月以上空室率	−		−		−0.214	0.074**
観測数	3627					
F(12,2438)	907.92***		878.59***		880.58***	
自由度調整済み決定係数	0.875		0.875		0.875	
RMSE	0.141		0.141		0.141	

注）統計的有意水準：*** 0.1%；** 1%；* 5%；† 10%。被説明変数は対数化した平米当たり家賃。標準誤差は建物棟でのクラスターロバスト標準誤差。

の建物の空室率の合計を反映し、一連の推定係数値を示している。L＝0の場合、空室率の統計的有意性は空室期間によって異なり、1カ月以上空室率を除き、係数は負で統計的に有意であった。係数の大きさは空室期間に応じて負に増加し、戸建住宅におけるHan（2014）の知見を支持している。さらに、空室期間が8カ月を超える場合、係数は1%有意である、空室期間が長くなるにつれてその影響が強まる傾向が観察された。L＝{100, 500}では、近隣建物の空室率を考慮すると、どの空室期間でも統計的有意性は観察されず、戸建住宅での分析結果と矛盾していた（Mikelbank 2008）。すなわち、空き家の空間的外部性は建物種別によって異なると考えられ、共同住宅では空室率による影響は建物内で完結し、近隣には波及しないことが示唆された。

これまで示したように、住宅市場全体では家賃と空室期間に相関がみられるものの、家賃水準によって市場がセグメント化されている可能性がある。表4は、分位点回帰を行なった結果であり、図2は各空室期間を投入したモデルでの推定係数値と95%信頼区間を示したものである。

下位10%に注目したモデル(Ⅱ)では、7カ月を超えるものを除くすべての空室期間で係数が有意に負であり、負の相関の度合いはモデル(Ⅰ)より大きかった。この結果は、家賃が割安な物件において空室率や空室期間が家賃に強く影響することを示している。モデル(Ⅲ)でも、係数の大きさはモデル(Ⅱ)ほど小さくはないが、ほぼすべての空室期間において有意な負の相関が確認された。さらに、モデル(Ⅲ)で標準誤差が小さく、中央値付近の物件であっても家賃と空室期間が有意に負の相関を持つことがわかった。

しかし、上位10%のサンプルでは空室期間に関わらず有意な負の相関はみられず、むしろ空室期間が2カ月を超える場合に10%水準で弱い正の相関が確認された。これは、高級物件の家賃が集合住宅の空室率に影響されにくいことを示唆している。ただし、調査地域が東京の特別区であることを鑑みると、大家が投機目的で居

表 3 ―空室期間別空間的外部性の推定結果

空室期間	（Ⅰ）L=0		（Ⅱ）L≦100		（Ⅲ）L≦500	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
期間を指定しない空室率	−0.067	0.033*	0.069 0.044	0.069 0.059	0.043 0.012	0.296 0.101
1 カ月以上空室率	−0.057	0.035	0.114 0.095	0.082 0.073	0.218 0.069	0.389 0.136
2 カ月以上空室率	−0.078	0.037*	0.126 0.114	0.110 0.092	0.151 0.118	0.481 0.162
3 カ月以上空室率	−0.093	0.042*	0.160 0.149	0.133 0.116	0.285 0.188	0.567 0.214
4 カ月以上空室率	−0.111	0.047*	0.185 0.150	0.155 0.131	0.305 0.173	0.616 0.231
5 カ月以上空室率	−0.102	0.053†	0.177 0.140	0.161 0.139	0.567 0.172	0.675 0.248
6 カ月以上空室率	−0.110	0.056*	0.097 0.114	0.188 0.162	0.374 0.174	0.778 0.281
7 カ月以上空室率	−0.148	0.060*	0.165 0.212	0.213 0.184	1.036 0.405	0.874 0.312
8 カ月以上空室率	−0.164	0.063**	0.048 0.133	0.233 0.200	−0.656 0.110	1.006 0.369
9 カ月以上空室率	−0.179	0.066**	0.120 0.288	0.288 0.212	0.311 0.413	1.106 0.367
10カ月以上空室率	−0.193	0.068**	0.223 0.357	0.317 0.229	1.117 0.559	1.171 0.393
11カ月以上空室率	−0.214	0.074**	2.342 2.888	1.572 1.729	7.125 4.390	5.811 3.446
観測数	3627					

注）統計的有意水準：*** 0.1%；** 1％；* 5％；† 10%。被説明変数は対数化した平米当たり家賃。統制変数は ln（専有面積）、ln（築年数）、ln（建物階数）、ln（総戸数）、間取りダミー、ln（最寄り駅までの距離）、ln（東京中心地までの距離）。標準誤差は建物棟でのクラスターロバスト標準誤差。

表 4 ―空室期間別分位点回帰の推定結果

空室期間	（Ⅰ）平均値		（Ⅱ）下位10%		（Ⅲ）中央値		（Ⅳ）上位 10%	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
期間を指定しない空室率	−0.067	0.033*	−0.107	0.028***	−0.056	0.018**	−0.013	0.033
1 カ月以上空室率	−0.057	0.035	−0.131	0.030***	−0.043	0.031	0.019	0.028
2 カ月以上空室率	−0.078	0.037*	−0.150	0.034***	−0.085	0.030**	0.054	0.028 †
3 カ月以上空室率	−0.093	0.042*	−0.161	0.027***	−0.100	0.038**	0.051	0.039
4 カ月以上空室率	−0.111	0.047*	−0.173	0.039***	−0.137	0.037***	0.049	0.038
5 カ月以上空室率	−0.102	0.053†	−0.222	0.039***	−0.123	0.043**	0.062	0.069
6 カ月以上空室率	−0.110	0.056*	−0.232	0.082**	−0.123	0.050*	0.058	0.070
7 カ月以上空室率	−0.148	0.060*	−0.236	0.926	−0.151	0.034***	−0.042	0.045
8 カ月以上空室率	−0.164	0.063**	−0.277	0.096**	−0.161	0.053**	−0.049	0.072
9 カ月以上空室率	−0.179	0.066**	−0.279	0.087**	−0.195	0.039***	−0.049	0.046
10カ月以上空室率	−0.193	0.068**	−0.321	0.102**	−0.190	0.047***	−0.050	0.047
11カ月以上空室率	−0.214	0.074**	−0.355	0.129**	−0.212	0.051***	−0.053	0.058
観測数	3627							

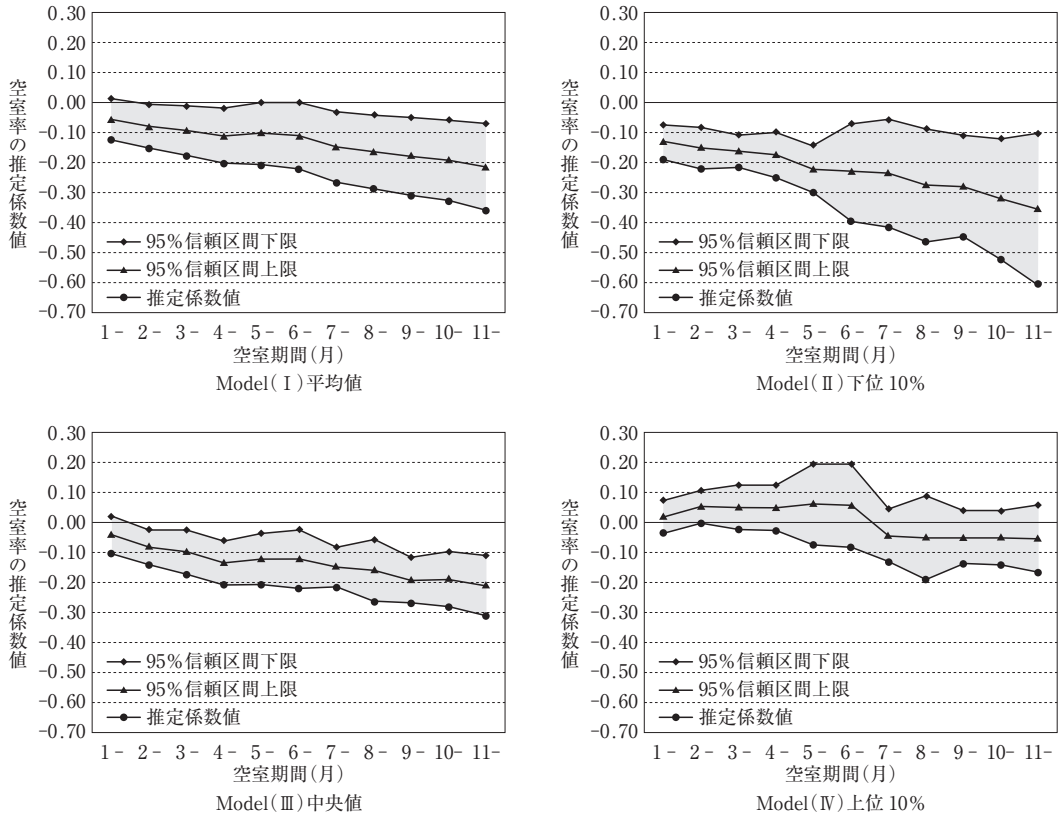
注）統計的有意水準：*** 0.1%；** 1％；* 5％；† 10%。被説明変数は対数化した平米当たり家賃。統制変数は ln（専有面積）、ln（築年数）、ln（建物階数）、ln（総戸数）、間取りダミー、ln（最寄り駅までの距離）、ln（東京中心地までの距離）。標準誤差はブートストラップ法（反復数：20）。

住せずに物件を所有しており、それが供給制約として作用している可能性がある。いずれにせよ、賃料と空室期間の関係は、サブマーケットにより異なると推察される。

おわりに

本研究では、スマートメータのデータを用い、東京都世田谷区における共同住宅の家賃と空室

図 2 ―空室期間別分位点回帰の推定係数値の比較



期間との関連を分析した。その結果、以下の三点が明らかになった。

第一に、家賃と空室期間の間には有意な負の相関が観察され、空室期間が長いほどその影響が大きくなることが示唆された。前者は先行研究（Gabriel and Nothaft 2001）と一致しており、後者は長期的な空室が需要停滞を示し、家賃の下落を引き起こす可能性があることを示唆している（Molloy 2016）。また、所有者不明の結果として長期的空室となった場合、管理組合が正常に機能しなくなったり、管理費を回収できなくなったりするため、そのような管理水準の低下と家賃が関連している可能性も考えられる。

第二に、近隣建物の空室率を加味しても、共同住宅の家賃との間に統計的有意性は見られなかった。ただし、戸建て住宅の場合は逆で、隣接する空き家が住宅価格の下落をもたらすと報告されている（Han 2014; Mikelbank 2008）。これは、戸建て住宅が空き家になって劣化すると、近隣も周辺環境の質の低下に見舞われる可能性がある一方、共同住宅では管理組合が正常に維持管理している限り、その空室率の多寡が周辺環境に影響を与えることはないためと考えられる。さらに、大家が周囲の建物と比較して自身の建物に関する非対称な情報を持っている可能性も考えられる。戸建住宅と異なり、周辺建物に空室があっても近隣で価格調整が機能しないため、本分析結果のような負の空間的外部性が発生しなかったと推察される。

第三に、共同住宅の家賃水準を分割した結果、共同住宅空室率と家賃との関係にはサブマーケットごとに差異があるとわかった。家賃水準の下位10%では、家賃はすべての空室期間と有意に負の相関を示したが、上位10%では統計的有意性を示さなかった。Hoekstra and Vakili-zad（2011）が主張するように、空室率の上昇は必ずしも家賃の下落を意味せず、特に人気のある都市では上昇を意味する場合が多い。研究対象

地が世界的にも活気のある東京特別区であることを鑑みれば、空室率が上昇しても、高級賃貸住宅が一定の需要を見込んで家賃を下げないことは妥当であろう。さらに、高級賃貸住宅は投機目的や二次利用目的で所有されることがあり、その場合、供給制約から空室が増えるとそれに比例して家賃が上昇するとの主張がある（Glaeser et al. 2006）。一方、家賃水準が下位10％の物件では、空室率の高い共同住宅の家賃が低下するため、空室率の上昇と家賃の低下という負のスパイラルに陥る。したがって、このような建物を早期に発見し介入することは、不動産市場の安定化に必要であろう。

本研究では、賃貸共同住宅において長期空室率が家賃と負の相関があることを実証的に確認した。しかしながら、本研究の対象地域は賃貸共同住宅に対する高い需要が比較的高い地域であり、他地域において同様の結果が得られるかについては保証されず、さらなる検証が必要である。また、家賃と空室率の関係においては、家賃の変動が空室率に影響を与える逆の因果関係の可能性も排除できない。そのため、本研究の成果は両者の相関関係を示した点に留まっている。それでも、スマートメータを用いて共同住宅の空室率を分析して得られた知見は、都市政策や住宅政策に重要な示唆を提供するものである。具体には、長期空室率が高い地域では、相対的に貧困層の居住割合が増加する傾向があるとされ（Immergluck 2016）、このような地域的な居住分化を抑制するためにも、長期空室率を指標として定期的にモニタリングする必要性がある。適正な住宅市場の構築に向けて、引き続き共同住宅の空室率に関する更なる分析が望まれる。

謝辞　分析データの提供にあたりお世話になった、株式会社 GDBL の皆様に厚く御礼申し上げます。また、住宅経済研究会（2024年８月開催）で貴重なコメントをくださった先生方につきまして、ここに記して感謝申し上げます。

参考文献

Baba, H. and C. Shimizu（2023）“The Impact of Apartment Vacancies on Nearby Housing Rents over Multiple Time Periods: Application of Smart Meter Data,” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 16(7), pp. 27–41.

Cheshire, P., C. A. L.Hilber, and H. R. A.Koster（2018）“Empty Homes, Longer Commutes: The Unintended Consequences of More Restrictive Local Planning,” *Journal of Public Economics*, Vol. 158, pp. 126–151.

Döringer, S., Y. Uchiyama, M. Penker, and R. Kohsaka（2020）“A Meta-analysis of Shrinking Cities in Europe and Japan. Towards an Integrative Research Agenda,” *European Planning Studies*, Vol. 28 No. 9, pp. 1693–1712.

Gabriel, S. A. and F. E. Nothaft（2001）“Rental Housing Markets, the Incidence and Duration of Vacancy, and the Natural Vacancy Rate,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 49 No. 1, pp. 121–149.

Glaeser, E. L., J. Gyourko, and R. E. Saks（2006）“Urban Growth and Housing Supply,” *Journal of Economic Geography*, Vol. 6 No. 1, pp. 71–89.

Han, H. S.(2014）“The Impact of Abandoned Properties on Nearby Property Values,” *Housing Policy Debate*, Vol. 24 No. 2, pp. 311–334.

Hoekstra, J. and C. Vakili-zad（2011）“High Vacancy Rates and Rising House Prices: The Spanish Paradox,” *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 102 No. 1, pp. 55–71.

Immergluck, D.(2016）“Examining Changes in Long-term Neighborhood Housing Vacancy during the 2011 to 2014 U.S. National Recovery,” *Journal of Urban Affairs*, Vol. 38 No. 5, pp. 607–622.

Mikelbank, B. A.(2008）*Spatial Analysis of the Impact of Vacant, Abandoned and Foreclosed Properties*, Federal Reserve Bank of Cleveland.

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

Monkkonen, P.(2019）“Empty Houses across North America: Housing Finance and Mexico’s Vacancy Crisis”, *Urban Studies*, Vol. 56 No. 10, pp. 2075–2091.

Silverman, R. M., L. Yin, and K. L. Patterson（2013）“Dawn of the Dead City: An Exploratory Analysis of Vacant Addresses in Buffalo, NY 2008–2010,” *Journal of Urban Affairs*, Vol. 35 No. 2, pp. 131–152.

Shimizu, C., K. G. 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（2022）“Negative Externalities of Long-term Vacant Homes: Evidence from Japan,” *Journal of Housing Economics*, Vol.57, 101856.

観光客の増加が地域に与える影響

Alberto Hidalgo（2024）"Your Room is Ready: Tourism and Urban Revival," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.109,104059.

はじめに

観光業は、いまや世界のGDPと雇用の約10%を占める一大産業となっている（World Travel & Tourism Council）。国際観光客数は1990年の4億人から2019年には15億人へと急増し、この成長を主導しているのが都市観光である（UNWTO 2019）。しかし、観光客の増加は地域経済を活性化させる一方で、不動産価格の高騰や観光公害といった課題を伴う。

なかでも、観光業の中核を担うホテル業は、観光客の滞在を通じて地域経済や社会に大きな影響を及ぼすと考えられるが、その総合的な影響は十分に解明されていない。例えば、ホテル開業は観光関連産業を発展させる一方で、他の経済活動を縮小させる可能性がある。また、地域の魅力や活気を高め、不動産価格を上昇させる一方で、賃料の高騰や環境の変化が住民や企業活動に悪影響を及ぼす懸念もある。

こうした背景を踏まえ、観光業、とりわけホテルが都市の変容にどのように寄与するかを分析しているのがHidalgo（2024）（以下、本論文）である。本論文では、ヨーロッパ有数の観光都市であるマドリードを対象に、ホテル開業が地域経済や不動産市場に与える影響を定量的に分析している。その際、ホテルが歴史的建築物を宿泊施設として活用する傾向を利用し、「保護建築物数」をホテル開業の操作変数とすることで内生性の問題に対処している。

主な分析結果として、ホテルの開業が周辺地域の事業所数と雇用の増加に寄与していることが示されている。特に観光関連産業の拡大が顕著である一方、製造業では縮小が見られた。また、不動産市場では住宅賃料の上昇や住宅投資の促進が確認されたが、賃料の上昇により財務基盤の強い法人経営企業が個人経営の事業者を置き換える現象も観察された。

本論文は、ホテル業が地域に与える多面的な影響を包括的に分析した初の研究であり、観光業が地域に及ぼす影響について、貴重な知見を提供している。

データ

本論文では、2001年から2010年までのマドリード市内約2300の国勢調査区を単位とした詳細なデータセットを使用している。このデータセットは、以下の主要な情報を含む。

まず、ホテル関連データには、所在地、開業日、客室数が含まれる。分析期間中に約200軒のホテルが新規開業し、総客室数は約1万4000室増加している[1)]。この増加は2001年時点の供給量に対して約50%の増加に相当する。特に4つ星ホテルの増加が顕著であり、新規ホテルの立地は中心市街地、ビジネス地区、空港周辺に集中している。また、この期間に市全体の観光客数も増加傾向を示している。

次に、地域経済データには事業所数や雇用者数が記録されている。分析期間中、市全体で事業所数は約1万、雇用者数は約6万人増加している。

さらに、不動産市場データとして、住宅賃料、住宅供給量、建物の改修許可数が記録されている。

操作変数となる保護建築物のデータは、1997年時点の都市計画法令のリストに基づいている。このリストには文化的、歴史的、建築的に重要とされる建物が含まれており、その中から記念碑や博物館、宿泊以外の目的で利用されている施設を除外した約1万8000件を操作変数として使用する。

データの記述統計量は表1に示している。詳細は論文本文の該当セクションを参照されたい。

分析手法

本論文では、保護建築物数を操作変数として使用することで内生性の問題に対処し、ホテル開業が地域経済や不動産市場に与える影響を分析している。

基本的な回帰モデルは以下の式で表される。

$$\Delta Y_i = \beta \Delta \text{ホテル客室数}_i + \rho X_i + \delta Z_n + \epsilon_i$$

表1—記述統計量

パネルA:2001年から2010年の変化			
	合計	平均	標準偏差
事業所数	11171	4.737	17.47
雇用者数	59733	25.332	217.733
ホテル客室数	13632	5.781	51.078
パネルB:2001年時点の値			
	合計	平均	標準偏差
事業所数	111513	47.291	61.352
雇用者数	619534	262.737	639.855
ホテル客室数	27360	11.603	66.34
保護建築物数	18962	8.042	17.517
人口	2971924	6204.434	3386.223
大学卒業者比率	-	0.214	0.125
失業率	-	0.126	0.033

注）国勢調査区単位の記述統計、N=2358。本論文のTable 1に基づいて筆者作成。

ここで、iは国勢調査区を表し、Δは2001年から2010年の変化を表す。被説明変数（Y）には事業所数や雇用、不動産市場の情報を使用する。関心のある説明変数は「ホテル客室数の変化」であり、ホテルがもたらす観光客数の変動の代理指標と解釈できる。コントロール変数（X）には2001年時点の人口、教育水準、失業率などの社会人口学的特徴、および都市中心部からの距離を含める。また、地区（n）固有の影響を統制するために地区固定効果（Z_n）を加え、さらに1990～1997年の被説明変数の変化を説明変数に含めることで、調査区単位でのトレンドも考慮している。

しかし、ホテル経営者が観測されない地域特性や経済動向を考慮して開業場所を選ぶ可能性があるため、ホテル開業には内生性の問題が存在する。この問題に対処するため、保護建築物数を操作変数として使用する。保護建築物は文化的・建築的価値が高く、宿泊施設として転用される傾向が強いため、ホテルの立地に大きな影響を与えると考えられる。ここでの1段階目の回帰式は以下の通りである。

$$\Delta\text{ホテル客室数}_i = \alpha\text{保護建築物数}_i + \rho X_i + \delta Z_n + \epsilon_i$$

本論文では、操作変数の妥当性を検証するため、以下の2つの条件を検証している。第一に、保護建築物数がホテル客室数の変化と強く関連していること（関連性）。第二に、共変量で条件づけた場合、保護建築物数がホテル開業を通じてのみ地域経済に影響を与えること（外生性）である。

まず、関連性については、新規開業ホテルの約6割が保護建築物を活用しており、地区内の保護建築物数とホテル客室数の増加の間には明確な正の相関が確認された。また、クレイベルヘン＝パープのF検定統計量が10を超えており、操作変数として十分に強力であることが示されている。

次に、外生性に関しては以下の複数の検証を行なっている。第一に、ホテルが開業していない地域では、保護建築物数と事業所数や雇用の変化との間に有意な関係がないことを確認した。第二に、ホテル新設以前の地域経済活動に操作変数が影響を与えていないことを示した。第三に、プラセボテストにより、欠落変数による疑似的な関係の可能性を排除している。第四に、ジェントリフィケーションや企業本社の所在地といった観光以外の要素と保護建築物数の間に関係がないことを確認した。第五に、観光客が撮影した写真数を使用し、ホテル開業が観光活動の増加に結びついていることを示した。最後に、感度分析を行ない、潜在的な交絡要因が結果を歪める可能性が低いことを確認している。

これらの検証結果は、保護建築物数を操作変数とした推定の信頼性を支持している。操作変数の妥当性に関する詳細な議論は、論文本文の分析手法セクションおよび付録Aを参照されたい。

結果

地域の経済活動

表2の1列目と2列目に示した推定結果によれば、ホテルの客室1部屋の増加により、0.22の事業所と3.18人の雇用が創出される。また、2010年のマドリードにおける平均客室稼働率を考慮すると、宿泊100泊ごとに事業所数が0.12、雇用が1.5人増加すると推定される。この結果は、異なる定式化やサンプルを用いた分析でも頑健性が確認されている[2)]。

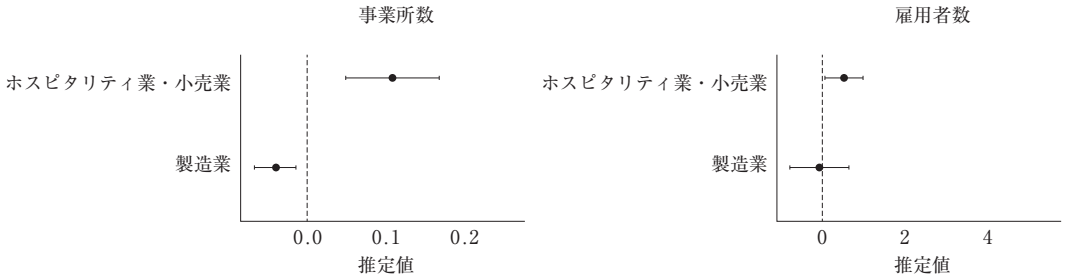
図1に示した産業別の分析では、観光関連産業であるホスピタリティ産業や小売業において顕著な正の影響が確認された一方で、製造業には負の影響が見られた。特に、観光客向けの施設や店舗が事業所数および雇用の増加を牽引しており、住民向けの施

表 2 ―推定結果

被説明変数	全体		個人経営		法人経営	
	Δ事業所数	Δ雇用者数	Δ事業所数	Δ雇用者数	Δ事業所数	Δ雇用者数
説明変数Δホテル客室数	0.222**(0.094)	3.18*(2.05)	-0.104**(0.042)	-0.240(0.157)	0.353***(0.105)	2.46**(1.26)
F検定統計量	10.84	10.84				
サンプルサイズ	2358	2358	2358	2358	2358	2358

注）***、**、*はそれぞれ、1％、5％、10％で統計的に有意であることを示す。本論文の Table2、Table6 に基づいて筆者作成。

図 1 ―産業別分析



注）本論文の Fig.3 に基づいて筆者作成。その他の産業については論文本文の Fig.3 を参照されたい。

設や店舗には特段の影響は見られなかった。これは、ホテル開業が未利用地や新規建築物に集中し、住民の転出を抑制したことに起因すると考えられる。これらの結果は、観光業が地域の資源を貿易財セクターから非貿易財セクターへと再配分し、生産都市から消費都市への移行を促していることを示唆している。

また、ビジネス目的でも利用されるような空港周辺や交通の便が良い地域を除外し、観光客が主な顧客となる地域を対象に分析したところ、事業所数や雇用への影響がいっそう強まることが確認された。これは、レジャー目的の観光客が経済活動に与える影響が特に大きいことを示している。

さらに、ホテル開業に伴う事業所数や雇用の増加の背景についても検証を行なっている。まず、オフィスや店舗などの商業用不動産の増加が確認されたものの、事業所数全体の増加には及ばない。この結果は、ホテルが既存オフィスの空室削減と新規オフィス建設の両方に寄与していることを示唆している。次に、ホテル開業が新規事業者を創出しているのか、あるいは周辺地域から事業者を移動させているのかを検証するため、ホテルが開業した地区の隣接地区を除外した推定を行なっている。その結果、事業所数や雇用への影響が弱まることが確認された。このことから、地域の経済活動に対する正の効果は、新規経済活動の創出と周辺地域からの移動が組み合わさった結果であることが示唆される。

不動産市場

表3に示した推定結果によれば、ホテル開業は地域の住宅賃料を上昇させる一方で、住宅供給量には明確な影響を与えていない。また、建物の改修許可数の増加が確認されており、この結果は、Airbnbのような民泊サービスが住宅供給を減少させる場合とは異なり、ホテルが地域の魅力を向上させ、住宅需要を高めることで不動産価格を押し上げていることを示唆している[3)]。

さらに、このような不動産価格の上昇は、資金力の乏しい事業者にとって不利に働き、地域の事業構造にも影響を与えている。表2の第3列から第6列に示しているように、事業者を法人経営と個人経営に分けて分析した結果、法人経営の事業所と雇用が増加する一方で、個人経営の事業所が減少していることが明らかになった。この変化は、地域内の産業構成そのものの変化ではなく、各産業内の事業構造の変化に起因している。具体的には、観光関連産業であるホスピタリティ産業や小売業が全体として拡大するなかで、その内部では法人経営が増加し、個

表 3―推定結果

被説明変数	Δ住宅賃料	Δ建物改修許可件数	Δ賃貸住宅数	Δ住宅数
説明変数 Δホテル客室数	0.03**(0.018)	0.049***(0.017)	-0.506(0.311)	0.180(1.41)
F検定統計量				
サンプルサイズ	1407	1207	2358	2358

注）***、**、*はそれぞれ、１％、５％、10％で統計的に有意であることを示す。本論文の Table2、Table5 に基づいて筆者作成。

人経営が減少している。この結果は、ホテル開業による賃料上昇が資本力のある企業を優位にし、地域内の事業構造を再編していることを示唆する。

結論

本論文は、ホテル開業が地域経済や不動産市場に与える影響を包括的に分析している。主な結果として、ホテル開業は事業所数と雇用を増加させ、特に観光客向けの産業でその効果が顕著であることが示された。一方で、製造業には負の影響が確認され、地域経済が製造業中心から消費都市型経済へと移行する可能性が示された。不動産市場では、ホテル開業が住宅賃料を上昇させる一方で、住宅供給量には明確な影響を及ぼしていなかった。この結果は、ホテルが地域の魅力を向上させ、住宅需要を高めていることを示唆している。また、賃料の上昇により、資金力の乏しい個人経営の事業所が不利な状況に置かれ、法人経営の事業所への置き換えが進む可能性も確認された。

ホテルは、歴史的建築物の保全や修復に対する解決策を提供するとともに、周辺地域の経済活動を活性化させる役割を果たしている。一方で、地域住民の排除、混雑による生活環境の悪化といった負の影響を引き起こす可能性も否定できない。持続可能な観光業を実現するためにも、観光の経済的・社会的影響についての包括的な理解を深めていくことが重要である。

最後に、観光の正負両面が議論されている日本にとっても、本論文の結果は重要な示唆を提供する。ただし、都市によって観光の影響が異なる可能性がある点にも留意が必要である。例えば、本論文では住宅供給への負の影響は確認されなかったが、日本ではホテル用地の確保がマンション供給の減少を招いているとの指摘がある（『日本経済新聞』電子版、2024年９月19日付）。これは、ホテル用地の取得方法が既存建築物の転用か新規取得かによってその影響が異なることを示唆している。このような点からも、本論文も指摘しているように、さまざまな都市を対象に観光の影響を包括的に分析し、各地域に応じた持続可能な観光戦略を検討していくことが不可欠であると考えられる。

注

１）本論文では、「ホテル」という用語は、ホテル、ホステル、下宿屋、モーテルなど、さまざまな宿泊施設を広く含むものとして定義されている。また、Airbnb は2009年にマドリードで展開を開始したものの、急増し始めたのは2014年以降である。

２）本稿で掲載していない推定結果の詳細については、論文本文中の該当箇所を参照されたい。

３）Airbnb のような民泊サービスの影響については、例えば Farronato and Fradkin（2022）や Garcia-López et al.（2020）を参照。

参考文献

『日本経済新聞』（電子版）「首都圏マンション発売５割減　用地争奪、ホテルに敗れる」2024年９月19日付. https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUC1503E0V10C24A9000000/

Farronato, C.and A.Fradkin（2022）“The Welfare Effects of Peer Entry: The Case of Airbnb and the Accommodation Industry,” American Economic Review, Vol.112(6), pp. 1782-1817.

Miquel-Àngel Garcia-López, J.Jofre-Monseny, R.Martínez-Mazza and M.Segú（2020）“Do Short-term Rental Platforms Affect Housing Markets? Evidence from Airbnb in Barcelona,” Journal of Urban Economics, Vol.119, 103278.

World Travel & Tourism Council. Travel & Tourism Economic Impact Research（EIR）https://www.wttc.org/economic-impact/country-analysis/country-data

World Tourism Organization（2019）“International Tourism Highlights, 2019 Edition,” UNWTO, Madrid.

牧野佑哉

東京大学大学院経済学研究科

◉セミナー開催のご報告
「第112回住宅・不動産セミナー」

2025年３月４日（火）14：00-16：00（於：AP市ヶ谷６階およびオンライン配信）

公益財団法人日本住宅総合センターは、2025年３月４日に、「事故物件の現状、影響、回復」をテーマに、第112回住宅・不動産セミナーを開催した。2020年には単身高齢者世帯が670万世帯を超えるなど高齢化が進むなか、室内死が引き起こす事故物件の問題をどのように考えるかは、住宅業界や政策形成においても重要な課題である。

本セミナーは３名の講師が登壇した。国土交通省不動産・建設経済局の西尾祐香氏は、2021年に国土交通省が、心理的瑕疵をもたらす物件（いわゆる事故物件）に関する宅地建物取引業者による告知ガイドラインを策定したことを受け、現状の政府方針を解説した。居室内死亡事故発生への不安が賃貸住宅市場での高齢者忌避要因になっていること等をあげながら、高齢化社会における円滑な取引の確保の重要性を強調した。

室内死が円滑な住宅取引を阻害するかどうか、阻害するとしてどの程度の影響があるかを考え、政策を形成するためには、実証的なエビデンスが重要になる。成城大学経済学部の定行泰甫氏は、実際に室内・敷地内死亡事例が報告された集合住宅に注目し、室内死が同一建物内の物件の取引に与える影響を、統計的手法を用いて検証し、その成果を報告した。分析結果によると、死亡事例の発生した建物では、死亡事例の起こった物件以外の物件でも、売買価格が約５％低下することが示された。一方、賃貸物件では死亡事例のあった部屋では賃料が低下していたが、同じ建物の別の物件への波及効果は観察されなかった。

実務面では、事故物件が発生してしまった際の対応や、価値の回復手法は重要である。株式会社カチモードの児玉和俊氏は、実際に事故物件が発生した際の、大家や顧客の心理的瑕疵を軽減する工夫や、死亡事例の情報を聞いた業界他社が購入交渉をしてきた際の対処法などについて、自身の事業経験をもとに解説した。大家へのお祓いの紹介に始まり、観測機を用いて、室内死が起こった部屋の異常を検知し、物理的な異常がないことを証明するユニークな事業が紹介された。

今後も、高齢化が進展するにつれて、室内死への対応はますます重要になることが予想され、本セミナーが聴講者の物件利活用や政策形成を後押しすれば幸いである。なお、本セミナーの内容は、日本住宅総合センターのYouTubeチャンネルにて、期間限定で公開されている（締め切り時期未定）。

編集後記

年間の寒暖差が激しくなっている。

日本では、2024年の６-８月の平均気温は1898年の統計開始以降で最高の水準を記録した。この冬は日本海側を中心に豪雪となり、例えば新潟市では２月８日に、12時間の降雪量が50cmを超えた。

台湾でも１月の寒波で500人近くが心停止になったことがニュースになっている。ロシア・ウクライナ戦争の影響でエネルギー価格が高騰している欧州でも、住民の暖房へのアクセスが社会問題になっている。

異常気候への対応は世界的な課題となっている。今後は温暖な地域においても暖房設備が設置された住宅設備供給が求められるかもしれない。

日本では2025年４月から住宅の省エネ基準適合が義務化される。住宅の断熱性能の水準が向上し、冷暖房のエネルギー効率の改善が見込まれる。異常気象に対応するための住宅性能水準の向上。住宅は厳しい外部環境から住民を守るためのものであることを再認識した次第である。

（T・S）

編集委員
委員長――隅田和人
委員――鈴木雅智
田島夏与
行武憲史

季刊 住宅土地経済
2025年春季号（第136号）
2025年４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㈱

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。