［巻頭言］

ゆるやかに、くらしつながる。

公団住宅70年を迎えて

石田　優
独立行政法人都市再生機構理事長

機構の前身である日本住宅公団の発足から70年を迎えることとなりました。

その後時が流れ、年間50万人超もの人口減少社会となり、20人に１人だった高齢者は３人に１人となり、出生数は当時の３分の１程度に減少しました。

機構の賃貸住宅でも、建物と居住者の高齢化が進むなか、ストックの維持管理・再生だけでなく、交流・外出機会の創出や団地の地域医療福祉拠点化、生活支援アドバイザーの配置等を進め、少子化対応でも、ＵＲ子育てサポーターの配置や情報提供による優先入居、近居割等の導入を進めています。

発足70年を迎えるに当たり、これまでの歩みを振り返りつつ、今後の団地の可能性や機構の果たすべき役割を改めて検討し、組織内外と共有すべく議論を進めてきました。

新事業メッセージ「ゆるやかに、くらしつながる。」には、単なる“住まい”の提供ではなく、コミュニティの形成等を通じたより豊かな“くらし”の実現を図る思いが込められています。

多世代のくらしがゆるやかにつながり、住み続けられる団地であること、さらに、団地という舞台で、住民同士、商店街、自治体、地域の人々等が、押しつけず、干渉しすぎず、だけど孤立させない、安心感あるゆるやかで寛容な関係性を構築していくことを示すものです。

例えば、今年の夏休み期間、お子さんの居場所づくり等のためのイベントを全国で50近く開催しました。

この新事業メッセージを組織内外で共有し、その込めた思いを実現して参りますので、ご支援・ご協力をお願い申し上げます。

目次●2025 年秋季号 No.138

［巻頭言］　ゆるやかに、くらしつながる。　**石田 優**——1
［特別論文］　空き家ははたして問題なのか　**饗庭 伸**——2
［論文］東京のオフィス賃料と経費の減価　**川井康平・吉田二郎**——10
［論文］大規模オフィスビルの新規供給が近隣のオフィス市場に与える影響　**松尾和史・堤 盛人・今関豊和**——20
［論文］海面上昇リスクと沿岸不動産価値の相互作用　**樽井 礼**——28
［海外論文紹介］なぜ住宅の仲介が難しいのか　**増田悠人**——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

空き家ははたして問題なのか

饗庭 伸

はじめに

「空き家」が社会の問題となって久しい。筆者が初めて空き家の活用に取り組んだのは2010年のことである。その時には「これから空き家が増えるだろう」という問題意識は専門家の中にこそあれ、社会問題としてはそれほど人口に膾炙していなかった。筆者は、空き家は民間の住宅市場の問題であるので、公的な介入は不要であると考えていたが、その後に空き家はあっという間に社会問題となり、2014年に空家対策特別措置法（以下「特措法」）が立法されたことで、多くの市町村で空き家政策が本格化することになった。

新聞記事の横断検索サービス（g-search）で、記事のタイトルと本文に「空き家」とある記事数を検索した結果をみてみよう（図１）。これは、例えば「空き家に不審者が潜んでいた」という記事もカウントされてしまうので、必ずしも「住宅政策としての空き家」の報道のされかたを示したものではないが、とはいえ、はっきりとした結果が出る。2005年の報道量を100%としたときの割合の変化を見ると2010年までの報道量は2005年とほとんど変わらない。しかしその後に右肩上りに転じ、特措法の公布（2014年11月27日）後には全国紙や地方紙では約４倍の、全国ニュース網にいたっては約６倍の報道量となっている。報道量はその後2020年にかけて一度落ち込むが、2023年にかけて約３倍（全国紙や地方紙）となっている。空き家に潜む不審者の数が３倍になったとは考えにくいので、純増分は住宅政策としての空き家という言葉なのだろう。

このように、すっかり社会問題となった空き家であるが、そのなかでやや常識となってしまった認識がある。それは「このまま人口が減り続けると、空き家が増え続ける」という認識である。本稿はこの認識を疑っていきたい。

筆者は空き家は民と民の工夫で解決されるべきだと考えていることもあり、この認識を正確に捉え直すべきだと考えている。仮説を立てるとすれば、「空き家率は増えているが、増え続けるわけではなく、どこかにピークがあり、地域によってはもうピークアウトをしたところがある」という仮説であり、「それは空き家を『壊す力』や『代謝する力』が、民の中で発達したからである」という仮説である。本稿ではこの仮説を検証していきたい。

1　人口・世帯・住宅と空き家・空き地

まず「空き家率のピークアウト」を検証する

図１―「空き家」の報道数

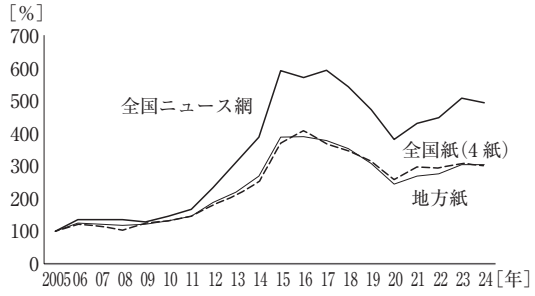
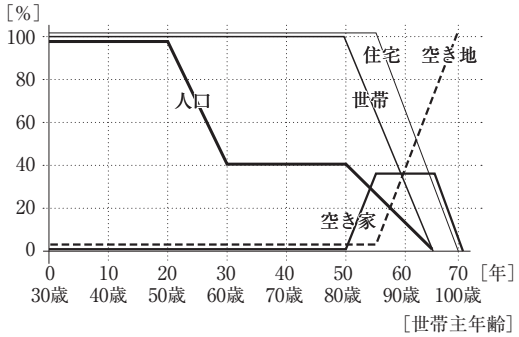


図2―人口・世帯・住宅と空き家・空き地の関係

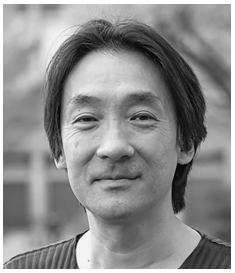


ために、人口・世帯・住宅の３つの数字と空き家・空き地の数字の関係をみておこう。

図２は、ある住宅地において、住宅地がつくられてから70年の間に、どのように５つの数字が変化するのかを単純化した模式図である。ある住宅地に100軒の家が建ち、そこに５人家族が100世帯住み始めたとしよう。人口は500人、世帯数は100世帯、住宅数は100戸であり、それを100%とする。すべての世帯主が30歳で入居を始めたとする。そこから世帯が引越さず、ただ時間だけが過ぎていくという状態を仮定すると、最初に減り始めるのは人口である。子供たちが世帯分離をするからであり、単純化すると、５人家族が２人家族＝夫婦にまで減少するので、人口は40%まで減少する。図２では住宅地ができてから20年から30年後に子供たちが独立することとしている。

ついで減少するのは世帯である。これは夫婦がどちらも死去することで起きる。寿命にはばらつきがあるため、図２では住宅地ができてから50年から65年後に世帯数が減少することとしている。そして世帯が減少しても住宅はすぐには減少しない。遺産分割に同意し、そこで「取り壊そう」という意思決定がなされてはじめて住宅数が減少する。図では死去から５年後に住宅が減少することとしている。

空き家数とは、住宅数と世帯数の差分である。図２でみると、その差分があらわれるのは人口が減少したタイミングではなく、世帯が減少したタイミングとなる。空き家は住宅地がつくられてから50年後に世帯減少にあわせて増えはじめ、図上では33.3%に達するまで増え続ける。このように「人口が減ると空き家が増える」という言説は間違えているわけではないが、正確には人口ではなく世帯が減ったから空き家になるわけである。



饗庭 伸（あいば・しん）
1971年兵庫県生まれ。早稲田大学理工学部建築学科卒。同大学院修了。博士（工学）。東京都立大学助手などを経て、現在、東京都立大学都市政策科学科教授。著書：『都市の問診』鹿島出版会（2022年）など。

次に空き家率の推移をみていこう。図２は世帯が減少してから５年で住宅が取り壊されることを前提にしているので、50年後に世帯の減少が始まって最初の住宅が取り壊されるまでの５年間は空き家率が増え続ける。しかし55年後には空き家が壊されはじめるため空き家率は一定になり、住宅地ができてから70年後にはゼロになる。空き家とは、住宅に人が住まなくなって住宅が取り壊されるまでの間に発生する過渡的な現象であり、住宅が取り壊されると減少する。空き家率とは増えたり減ったりする本質的に不安定な数字なのである。不安定な数字にたいして、一喜一憂することにはあまり意味がない。

そして、空き家が取り壊されたあとは、空き地が増えていく。図２には空き地率を示してあるが、55年後に空き家が取り壊され始めてから70年後に全て取り壊されるまで空き地率は増え続け、最終的には100%になる。しかし、空き家にくらべて、空き地はそれほど問題にはなっていない。それは、まだ空き地化が本格化していないからかもしれないし、空き地になったら、そこに雑草が生えるくらいがリスクなので、多くの人が問題としなくなるからかもしれない。

以上この単純な模式図からは、人口減少社会において、人口、世帯、住宅の順に減少が進むこと、そのなかで空き家の数は一方的に増え続

けるわけではなくピークアウトすることが示唆される。とはいえこれは事象を単純化したものであり、実際にはこの通りにいかないはずなので、データを使って確かめてみよう。

2　都道府県ごとにみる人口、世帯、住宅

日本全体の人口減少は2008年に始まったが、東京を中心とする大都市ではいまだに人口は増え続けており、その一方で2008年以前より人口減少が始まっている都市もある。都道府県ごとの違いを見ていくことにする。

まず、人口、世帯、住宅の３つの数字の関係を確かめてみよう。2003年から2023年までの５年ごと、５時点間の人口、世帯数（いずれも国勢調査）、住宅数（住宅・土地統計調査）の変化を都道府県ごとに分析する。国勢調査の数値は住宅・土地統計調査の実施年にあわせて補正した。

その変化の傾向を、次のように分類して表１に整理した。「増継続」と「減継続」は５時点間でその傾向が続いた都道府県、「拮抗」は５時点間で増えたり減ったりした都道府県、「減開始」は直近の３時点間（2013年と2018年と2023年）で減少が続いた都道府県である。増加から減少に転じる時は、増継続→拮抗→減開始→減継続という変化が想定される。

「人口、世帯、住宅の順に減少する」ということを図２で仮説的に示していたが、それぞれの指標ごとに４つの傾向を比較すると、人口は35県が減継続に入っているのに対して、世帯は31県で増継続、13県で拮抗、住宅は40県で増継続、７県で拮抗である。つまりほぼ図２で仮定した通りに、多くの都道府県で人口の減少がまず始まり、ついで世帯、ついで住宅と遅れて減少が始まっている。また、人口と世帯に比べて世帯と住宅の差は小さく、このことも図２で示した世帯と住宅の減少の始まりにはあまり時間差がないという仮説を支持している。

表１―人口・世帯・住宅の変化傾向（都道府県数）

	人口	世帯	住宅
増継続	5	31	40
拮抗	3	13	7
減開始	4	1	0
減継続	35	2	0

3　変化傾向の組み合わせ

では次に、都道府県別にそれぞれの指標の傾向がどのように組み合わさっているのかを見てみよう。パターンが多くなってしまわないよう、「拮抗」と「減開始」をまとめてみると、表２の８パターンを得ることができた。

人口増継続である都道府県は、全国に５県しかない。これらについては、世帯、住宅のいずれもが増加している。

かつては日本中がこの「すべてが増加している」パターンであったと思われるが、今や最大多数は人口減継続＋世帯増継続＋住宅増継続の組み合わせであり、18県が相当した。ついで多いのは人口減継続＋世帯拮抗・減開始＋住宅増継続の11県である。大半の都道府県が世帯が増加から減少に移り変わる時期にあるということだ。

図２が正しければ、いずれすべての都道府県において人口、世帯、住宅のいずれもが減継続となっていくはずであるが、あてはまる都道府県はなく、秋田県と高知県で住宅の減少が先進的に始まり、その手前に山形県、長崎県、福島県があると目される。

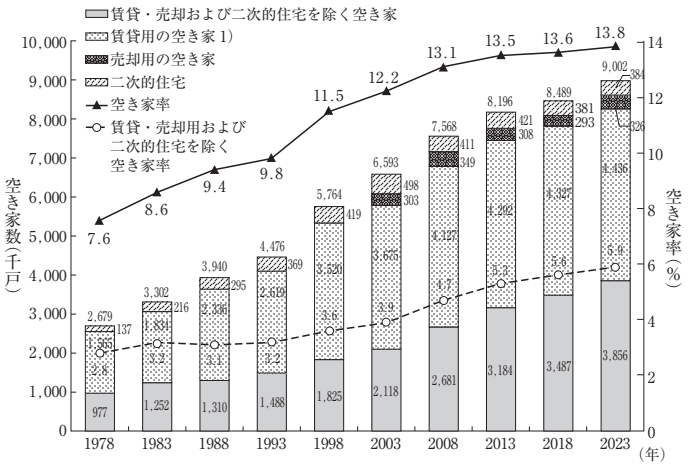
4　空き家率は増えているのか？

次に空き家率の統計を見てみよう。図３は住宅土地統計調査の結果をまとめたものである。５年ごとに発表されるこの図は日本中で空き家が増えている、という認識の根拠となっているものであるが、確かに空き家率は増えているように見える。しかし、冷静に図を見ると、上昇のカーブが緩やかになっていることに気づく。

表 2―人口・世帯・住宅の変化傾向の組み合わせ

人口の傾向	世帯の傾向	住宅の傾向	都道府県数	
増継続	増継続	増継続	5	埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、沖縄県
拮抗・減開始			6	三重県、愛知県、滋賀県、静岡県、大阪府、福岡県
		拮抗・減開始	1	兵庫県
減継続	増継続		18	宮城県、茨城県、栃木県、富山県、石川県、福井県、長野県、岐阜県、岡山県、広島県、徳島県、香川県、熊本県、北海道、群馬県、新潟県、佐賀県、京都府
		拮抗・減開始	1	山梨県
	拮抗・減開始	増継続	11	愛媛県、大分県、宮崎県、鳥取県、島根県、和歌山県、鹿児島県、岩手県、山口県、青森県、奈良県
		拮抗・減開始	3	福島県、山形県、長崎県
	減継続		2	秋田県、高知県

図 3―空き家数および空き家率の推移―全国（1978年～2023年）



注）1978年から1998年までは、「賃貸用の空き家」に「売却用の空き家」を含む。
出所）令和５年住宅・土地統計調査住宅および世帯に関する基本集計結果より抜粋。

上昇のカーブが最も厳しいのは1993年と1998年のあいだのバブル崩壊後の時期であり、この時期に空き家率は1.7%上昇している。それに比べると、2018年と2023年のあいだの変化は0.2%である。これは１万戸の住宅があるまちにおいて、５年間で20戸の、つまり１年あたりにすると４戸の空き家が増えているということになる。そのまちの住民が、毎朝30分、２kmを散歩するとして、５年間で0.2%という水準は、５年間で散歩中に目にする１軒が空き家になるという程度のものであり、要するにそれほど認知されるものではない。特措法が制定された2014年以降に空き家率の増加が低く押さえられているのは、法の効果と言えなくもないが、いずれにせよ、空き家率が青天井で増え続けるということはないのだろう。

なお、特措法の制定をうけて、市区町村で空き家の実態調査が多く行なわれるようになった。そして住宅・土地統計調査で示される空き家の数と、市町村の実態調査による数には大きな差があり、後者が前者よりも低いことが知られるようになった。前者は外観目視のサンプル調査であるが、後者はそれに加えて所有者に対する悉皆調査を行なうことが多いからである。

例えば町の景観が悪くなったというような、外観がもたらす空き家の不利益は前者の数値で測る、住宅市場が不活性になるというような所有者の意思がもたらす空き家の不利益は後者の数値で測ることになるので、この「５年間で0.２%」という数字は、外観がもたらす不利益の増加を意味している。景観の利益を考えると、500戸のうちの１戸の劣化が、致命的な不利益につながるとは思えないので、そもそも住宅・土地統計調査の数値はそれほど気にすべきものではないのかもしれない。

5　都道府県ごとに見る空き家率

次に都道府県ごとに５時点間の空き家率の変化を見ていく。まず、空き家率の増減の傾向を、

図 4―空き家率の変化傾向（都道府県数）

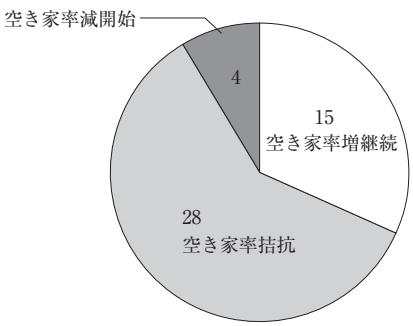
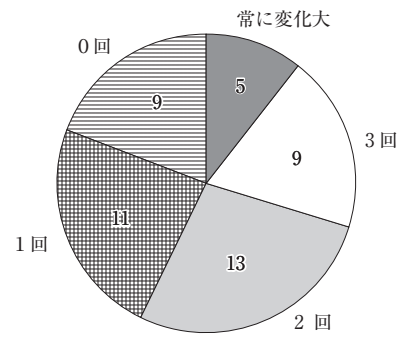


図 5―空き家率の変化の程度（都道府県数）



人口、世帯、住宅と同じ方法で分析した。図４に示す通り、５時点間で空き家率が増え続けている都道府県は全体の３分の１にあたる15県であった。残る３分の２のうち、28県については「拮抗」であり、４県については「減開始」であった。また「減継続」は見られなかった。

図２にあてはめて考えてみると、多くの都道府県で空き家率が増え続ける時期を抜け、「拮抗」の時期に入っていると考えられる。本稿では「空き家の数がピークアウトしたところがある」という仮説を立てているが、甘く見積もって32の都道府県でピークアウトを経験している。とはいえ、空き家は世帯の消滅のタイミングと、利活用の意思決定のタイミングに左右される過渡的な現象であるので、一方向的に減継続に入るということではなく、また増加に転じる可能性もある。いずれせよ、一方的に増え続けることではない。

次に、変化の程度をみていく。どの程度空き家が増えたら、外観がもたらす不利益が増加するのだろうか。これは主観の問題なので基準を主観的に決めるしかないが、仮に５年間で１％程度の空き家率の上昇を「不利益が発生する」基準として考えていこう。つまり１万戸の住宅があるまちで、５年間で100戸、１年あたり20戸の空き家が増えるかどうかという基準である。

空き家率の５時点間の変化のうち、１％以上の変化が何回おきているのかを集計した。47都道府県で2003年から2023年までの５時点間＝４回の変化があるので、都合188回の変化があるが、このうち半数以上の104回の変化が、１％未満の不利益が発生しない変化であり、残る84回の変化が不利益が発生している変化であった。そのうち最大の変化は、2008年から2013年の間に島根県で観測された3.8%という変化であるが、これだけが突出した値であり、次は2.6%の変化であった。

都道府県ごとにみると、５つの県に常に１％以上の変化が、９つの県に３回にわたって１％以上の変化が起きているが、残りの33の県の変化は２回以下であった（図５）。

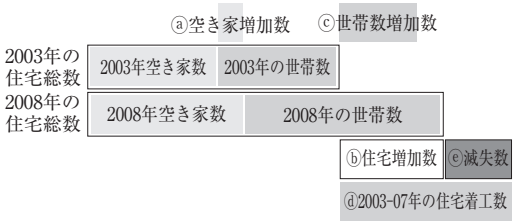
この変化量の大きさと、図４で示した空き家増継続の都道府県を掛け合わせてみると、常に大きな変化で空き家率が増えている都道府県が明らかになるが、それは山口県、徳島県、高知県、大分県、鹿児島県の５県である。もちろん将来はわからないが、この５県以外については、現時点では増減傾向も一定でなく、起きている変化も気にならない変化であると言ってよい。

6　代謝する力との関係

前項までで、空き家率が必ずしも増え続けるわけでないことを確認してきたが、それは「空き家を『壊す力』や『代謝する力』が、民の中で発達したからではないか」という仮説を確認してみることにしよう。

空き家は、所有者が①建て替える、②取り壊して空き地にする、③新しい利用者に売却する、④新しい利用者に貸すことによって空き家ではなくなる。これらが新陳代謝であり、代謝を活

図 6 ―数値の関係



発にすることで、空き家は減少する。このうち①や②について、新規住宅の着工と滅失についてのデータを使って分析してみる。

住宅・土地統計調査による時点間の空き家数の差分をⓐ空き家増加数、住宅数の差分をⓑ住宅増加数と、国勢調査による時点間の世帯数の差分をⓒ世帯数増加数と、住宅着工統計による時点間の住宅着工数の総計をⓓ住宅着工数と、ⓓ住宅着工数とⓑ住宅増加数の差分をⓔ住宅滅失数とする（図 6 ）。

47都道府県の2003年から2023年までの188回の変化におけるⓐ空き家増加数とⓒ世帯数増加数、ⓓ住宅着工数、ⓔ住宅滅失数の相関係数を算出した。（表 3 ）

ⓒ世帯数増加数とⓓ住宅着工数の間には非常に強い相関が、ⓓ住宅着工数とⓔ住宅滅失数の間にも非常に強い相関があることがわかる。世帯が増えると着工が増え、建て替えが進むために滅失も増える、という常識的な結果ではあるが、変化の大半は世帯数が増加している場合であるため、世帯数が減少に転じた時にどう変化するかが注目される。この点は世帯減少が進み、データが得られるまでは明らかにはならない。

しかし、その新陳代謝におけるⓐ空き家増加数については、ⓒ世帯数増加数、ⓓ住宅着工数とも弱い相関しかなく、ⓔ住宅滅失数との相関は見られなかった。空き家増加数を被説明変数としたときに、説明力の高い説明変数はなく、空き家はこれらと関係なく増加、減少していることが推察される。空き家が増えると空き家を「壊す力」や「代謝する力」が、民の中で発達するという仮説を立てていたが、この点は確認ができなかった。

表 3 ―世帯数増加数・住宅着工数・住宅滅失数と空き家増加数の相関係数

	ⓐ空き家増加数	ⓒ世帯数増加数	ⓓ住宅着工数	ⓔ住宅滅失数
ⓐ空き家増加数		0.468 (p=<0.001)	0.483 (p=<0.001)	0.122 (p=0.096)
ⓒ世帯数増加数	0.468 (p=<0.001)		0.881 (p=<0.001)	0.493 (p=<0.001)
ⓓ住宅着工数	0.483 (p=<0.001)	0.881 (p=<0.001)		0.793 (p=<0.001)
ⓔ住宅滅失数	0.122 (p=0.096)	0.493 (p=<0.001)	0.793 (p=<0.001)	

おわりに

2014年から空き家は社会問題化し、人口が減少すると空き家率が増加するという漠然とした危機感のもとで、政策的な介入が行なわれてきた。本稿では、人口が減少すると空き家率が増加するという認識はそれほど正確ではなく、都道府県によっては空き家率の増加がピークアウトし、そもそも気になるほどの大きな変化も少ないことを明らかにしてきた。一方で、民間の空き家を処分する力が発達するのではないかと仮説を立てていたが、立証はできなかった。

特措法を受けて、都道府県、市区町村のそれぞれにおいてたくさんの政策ツールを鍛えてきた。気になるほどの問題ではないので、そこにそれほどの公的なリソースを注ぎ込まなくともよいと筆者は考えているが、世帯減少局面に入った都道府県はまだ少ないため、世帯減少にともなって、ピークアウトのピークが思っていたよりも高く、それが我慢できないほどの問題を発生させる可能性はゼロではない。未知の衝撃に備えるために政策ツールを維持しておくことは必要なのだろう。

また、これはまだ起きていない問題であるが、空き家数のピークアウトのあとには、空き地の増加が控えている。これについても、大きな課題につながることはないと筆者は考えているが、政策ツールをあわせて鍛えておく必要はあるだろう。

エディトリアルノート

本誌でも住宅の経済的減価率を調べる論文が複数掲載されているように、不動産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。**川井康平・吉田二郎論文（「東京のオフィス賃料と経費の減価」）**は、オフィスの経済的減価率の推定方法を提案し、東京23区のオフィス・データの分析に応用している。

不動産価格の経済的減価率は、生存バイアス、建設費用増加率、機能の陳腐化などによるさまざまな影響を受ける。川井・吉田論文では、経済的減価率から機能の陳腐化の影響をどのように除くかを課題にしている。例えば、鈴木・清水（2025）は、分析したデータに含まれているマンションにおける施設情報を用いて、この課題に取り組んでいる。しかし、現在のところ、オフィスに関しては、空調設備やネットワーク施設などの詳細な施設情報が含まれたデータは存在しない。では、どのように対処すれば良いのだろうか。

被説明変数を住宅価格とした分析の際、(i)築年数、(ii)取引時点を説明変数に用いることはよくある。さらに、建設時の住宅の規制や住宅機能が反映されると考えられる年代の効果である、(iii)コホート効果と呼ばれる変数を追加することが、望ましい分析と考えられている。しかし、これら3つの変数の間には、「取引時点 − 築年数＝コホート」という線形関係があり、これらを含めると回帰式を推定できないことが知られている。このことは人口統計学で知られている問題であり、このコホート効果を考慮した分析では、線形関係に対処する方法が提案されている。

このような線形関係を含む回帰式を推定する方法として、川井・吉田論文ではIntrinsic Estimator（IE）法が使われている。分析の結果、住宅機能の陳腐化を反映するコホート効果を除くことにより経年減価率が、小さくなることが示されている。さらに経年減価を物理的劣化による部分と機能的陳腐化による部分へ分解する分析も行ない、機能的陳腐化による経年減価への影響が大きいことが示されている。

商業用不動産は、不動産投資信託の重要な投資先である。オフィスの機能を考慮すると、経済的減価が半減するという結論は、オフィスへの投資の際に、投資家に重要な示唆を与えていると考える。どのようなオフィスの機能が、経済的減価に影響するのかについて将来、より具体的かつ精緻な分析を行なうためにも、データ整備が急務であることを示していると考える。

◉

松尾和史・堤盛人・今関豊和論文（「大規模オフィスビルの新規供給が近隣のオフィス市場に与える影響」）は、新規に建設されたオフィスが近隣のオフィスに及ぼす影響を調べている。オフィスの供給は需要を取り込むため、周辺物件の賃料や価格の伸びを抑制する効果を持つ。この効果は「供給効果」と呼ばれている。一方で、新規供給は、飲食店や商業施設、公共空間等の地域アメニティの充実化を通じて、エリア価値の向上に寄与し、賃料や価格を上昇させる効果も持つ。これを「アメニティ効果」と呼んでいる。

そして、これらの効果はトレードオフの関係にあり住宅市場では、いくつかの研究がある。これらの研究を、東京の中心部で過剰供給と指摘されることもあるオフィス市場に拡張したのが本研究である。オフィスを仲介する企業の保有する2000年から2023年までの東京23区内の賃貸オフィスビルの個票データを分析した結果、地域や物件の種類により、トレードオフの関係が異なることを示しているが、新規供給が需給バランスの著しい悪化を招くものではないことを示している。

松尾・堤・今関論文の特徴は、採用された識別戦略にある。オフィス市場で新規に供給される物件は、物件価格・賃料の上昇の見込まれる土地が選ばれる選択バイアスの存在、近接地域で複数の物件の供給がされる場合には処置効果の大きさに影響が出る。このような問題を回避する必要がある。このために2つの識別戦略に基づく分析が行なわれている。分析対象地域は東京都区部であり、都心部（Central Business District: CBD）を都心5区（千代田区、中央区、港区、渋谷区、新宿区）とし、CBD内とCBD外と分けている。

第1の分析は、CBD外を対象とし、近隣で類似した物件供給のなかった地域を対象とした差の差の分析法の適応である。供給された物件から前後4年間で半径1.5㎞以内を処置群地域とし、その外

側を対照群地域としている。さらに処置群地域と対照群地域の物件の同質性を担保するために傾向スコアを求め類似した物件を選択している。第2の分析では、CBD内を対象とし、新規供給時点の差に着目した分析を行なっている。

第1の分析結果からは、新規供給の影響は新規供給から2年ほどの遅れがあり、大規模・大型ビルの募集賃料と小型ビルの募集賃料を上昇させ、アメニティ効果が強いことが示されている。第2の分析からは、大型ビルについては有意な影響が見られず、中型・小型ビルについては竣工後2年から3年後に賃料が下落傾向にあること示され、供給効果が強いことが示された。

このような結果が得られた背景についても考察されている。このなかで、ビル間の競争についても触れられている。特に、都心5区内であれば、競争は激しいはずで、競争に着目した分析もあり得るかもしれない。マンションの新規物件間の空間的競争を分析した論文として岩田ほか（2019）が参考になるかもしれない。

◉

ハワイは、透明度の高い青い海に囲まれ、年間を通じて海水浴が可能なことから、人気の高い観光地として知られている。豊かな環境を観光資源として保護し、多くの観光客を受け入れ、経済を発展させてきている。このため、ハワイの人々は、環境と経済活動に大きな影響を及ぼす地球温暖化や、海洋に関する環境問題への関心が高い。アメリカ合衆国の連邦政府は、地球温暖化防止の国際枠組みである「パリ協定」の離脱と再加入を繰り返しているが、ハワイ州は州としてこの協定に参加している。**樽井礼論文（「海面上昇リスクと沿岸不動産価値の相互作用」）**は、海面上昇リスクが、ハワイ州オアフ島における沿岸部の住宅価格に及ぼす影響を検討している。

分析で検討する仮説は、海面上昇リスクのある地域の住宅価格は、そのようなリスクのない地域の住宅価格よりも、低いとする仮説である。住環境に関するリスク、例えば、地震のようなリスクの場合、リスクのある地域とそうでない地域の平均住宅価格の比較では、リスクにさらされている地域の住宅価格のほうが低いことが多い。しかし、この研究で対象とするハワイでは、ホノルルのような海に面している地域は、海面上昇リスクにさらされてはいるが、「沿岸アメニティ」（例：海の眺望、ウォーター・フロント、砂浜への近さ）が存在するために、住宅需要も高い。このため平均値の比較では、海面上昇のリスクに直面している住宅販売価格は、海面上昇のリスクにさらされていない住宅販売価格よりも、高いのである。

このようなハワイ住宅市場のデータを用いて、住宅価格を、海面上昇リスクに関する変数で説明する、ヘドニック価格分析が行なわれている。分析では、「沿岸アメニティ」の住宅価格への影響を除いた後での、海面上昇の住宅価格への影響を調べることが重要になる。このため「沿岸アメニティ」について、計測可能な変数を可能な限り回帰式に含め、観測不能な変数の影響も固定効果として、回帰式に含めている。

分析の結果、海面上昇リスクは、住宅価格を低下させていることが示されている。また、沿岸アメニティに関連する変数は、住宅価格を高くするプレミアムを与えていることがわかった。

環境省の調査「東日本大震災における浄化槽の被害状況」によれば、東日本大震災では、津波被害を受けた地区の浄化槽は、津波浸水のない地域に比べ、多くの送風機の被害を受けた施設や、津波による浄化槽への土砂の浸入が認められた施設があったことが知られている。

ハワイ州のオアフ島でも浄化槽のような現地処理型排水設備（On-Site Disposal System: OSDS）のある住宅が多く、海面上昇や浸水は、汚水槽からの汚染流出につながる公衆衛生上の問題もある。このようなOSDSがある住宅の価格には、有意な負の影響があることが指摘されている。日本の沿岸地域にも同様な問題が当てはまり、本稿の分析はわが国の分析にも参考になると考える。

引用文献

岩田真一郎・隅田和人・藤澤美恵子（2019）「地理的市場占有率と不動産価格――東京都心10区からの証拠」『季刊住宅土地経済』114号、20-27頁。
鈴木雅智・清水千尋（2025）「マンション設備の陳腐化・修繕・経年減価」『季刊住宅土地経済』136号、10-19頁。

東京のオフィス賃料と経費の減価

川井康平・吉田二郎

はじめに

不動産の賃料や価格の経済的な経年減価は重要だが、既存研究では手法とデータによって推計結果に大きな開きがある。特に、価値の減価に比べて賃料と費用の経年変化に関する研究は少ない。賃料の経年減価の精緻な推計は、生産者および消費者物価指数の推計に必須であるだけでなく（Lopez and Yoshida 2022）、マクロ経済や投資評価モデルのなかの資産の経年減価の基礎としても重要である（Bokhari and Geltner 2018）。

本稿は、東京のオフィス不動産における新規賃料、平均賃料、運営費用、NOI、資本的支出、およびNCFの経年変化について包括的に分析したYoshida et al.（2024）を日本語に要約したものである。同研究の特徴は、Intrinsic Estimator（IE）法を用いて、賃料とキャッシュフローに対する年齢、時期、およびコホート効果を分解することで、経年減価率を物理的劣化と機能的陳腐化に分解したことである。また、同研究では、2005年から2016年の東京のオフィス不動産の不動産管理データを用いて、賃料だけでなく、運営費用、NOI、資本的支出、NCFを包括的に経年減価を分析している。

同研究の主な発見は以下の4点である。第一に、オフィス賃料の年平均経年減価率は、新規賃料で0.81%、平均賃料では0.58%と、価格の経年減価率の推定値1.1%（Yoshida 2020）の半分程度である。ただし、築20年までの比較的新しい物件では、新規賃料で年1.47%、平均賃料では年0.92%と高めの経年減価率を示す。第二に、平均賃料の経年減価率は新規賃料よりも0.23%低いことから、オフィス賃料に名目的な硬直性がみられる。移転費用によって既存テナントのロックイン効果が生じている可能性が示唆される。第三に、新規賃料の減価の約半分は機能的陳腐化によるものであると推計された。第四に、運営費用は建物の築年数によって有意に変化しないが、資本的支出は築16-20年と46-50年の期間に大幅に増加する。

既存研究と同研究の位置づけ

不動産価値の経済的経年減価率を推定する方法には、いくつかの異なるアプローチがある。一つ目は資産価格や賃料のヘドニック分析により、築年数による価格差を分析するものである（例えば、Hulten and Wykoff 1981; Bokhari and Geltner 2018, 2019; Francke and van de Minne 2017）。二つ目は、国民経済計算における投資フローと不動産ストックのデータから、経年減価率を推定する方法である（例えば、Hulten and Wykoff 1981; Hayashi 1991; 内閣府 2011）。三つ目は、建物の取り壊し時点の築年数を用いるものである（Yoshida 2020）。

日本の商業用建物の経年減価の研究は米国に比べて少なく、推定値に大きな幅がある。オフィス建物について、鑑定評価額の回帰分析で2.0%、国民経済計算を用いた研究で5.7%-7.2%（内閣府 2011; Hayashi 1991）、ヘドニック回帰で9.8%-10.8%、取り壊しデータでは11.7%



川井康平（かわい・こうへい）
1979年生まれ。早稲田大学理工学部卒。早稲田大学大学院工学修士。株式会社ザイマックス不動産総合研究所主任研究員などを経て、現在、コリアーズ・インターナショナル・ジャパン株式会社シニアディレクター。



吉田二郎（よしだ・じろう）
1970年岩手県生まれ。東京大学工学部卒、カリフォルニア大学バークレー校経営学修士・博士。東京大学大学院経済学研究科特任准教授などを経て、現在、ペンシルベニア州立大学教授。

（Yoshida 2020）となっている。これらの減価率は概して米国における推計値（Hulten and Wykoff 1981）より大きい傾向がある。日本のオフィス賃料については、日本銀行（2010）が企業向けサービス価格指数において、オフィス賃料の経年減価を考慮している。

不動産の経年減価率の推定には、三つの主要なバイアスが存在する。一つ目が、取り壊されずに残る古い建物は品質が高い傾向にあるという生存バイアスで、古い不動産において推定される減価率を低下させる。このバイアスを修正する方法は存在するが（例えば、Hulten and Wykoff 1981; Bokhari and Geltner 2018, 2019; Yoshida 2020）、これらの方法は賃料には適用できないため今後の研究が望まれる。

二つ目が、古い建物の減価は、年とともに価値が増大する建て替えオプションの影響を受けることである（例えば、Clapp and Salavei 2010）。しかしこの問題は、賃料や支出には大きな問題とならない。三つ目がヘドニック回帰でコホート効果を無視することである。コホート効果を考慮すると経年減価率の推計値は大幅に小さくなるが（Coulson and McMillen 2008）、これは除外されたコホート効果が技術進歩と消費者選好の変化による機能的陳腐化を捉えているためと考えられる。同研究は、この三つ目の問題を正面から扱っている。

データと分析手法

データ概要

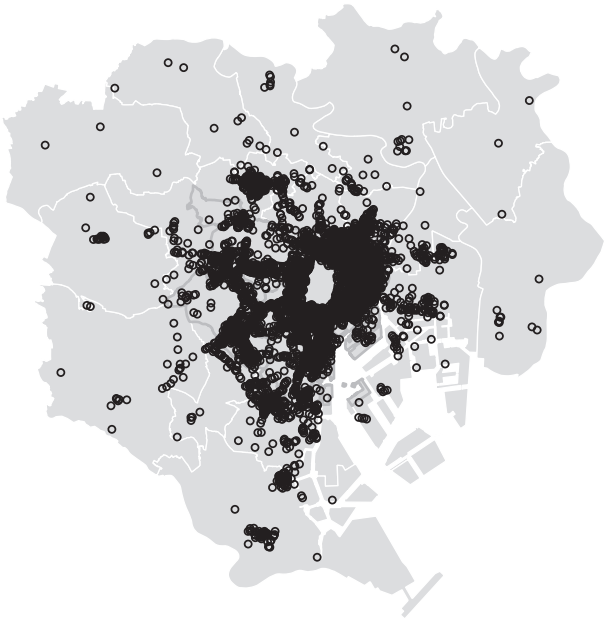
データは、ザイマックス不動産総合研究所より提供された、2005年から2016年の間に東京23区内で管理される物件の新規賃貸借契約に関する情報である。延床面積1000㎡以上の東京のオフィス物件の代表的なサンプルで、新規賃料1万9600件、平均賃料1902件、運営費用875件、資本的支出1965件、NOI 796件、NCF 680件の観測値を含む。これらのデータが得られた建物の地理的な分布は、図1に示すようにオフィスビルが集積する都心部に集中している。

このデータには、キャッシュフロー情報を含む小規模なサンプルも含まれている。これには物件レベルの月額賃料収入、2007年から2016年の運営費用、および2005年から2015年の資本的支出が含まれる。運営費用には、物件の運営に関連する保守・管理費用、光熱費、保険、その他の費用が含まれ、資本的支出には、建物の機能性を維持・改善するための各種修繕・改修に対する年間支払総額が含まれる。

これらの新規賃料やその他のキャッシュフローの記録は、それが記録された建物の特性データと紐付けられている。延床面積は、賃貸部分と共用部分を含む建物の総床面積である。築年数は竣工年と観察年の差として算出される。最寄りの鉄道または地下鉄の駅までの徒歩時間は、経路距離を歩行速度80m/分で除して算出した。また、郵便番号を用いて、所在地の区ダミー変数を作成した。さらに、観察時点までに大規模改修が行なわれたかどうかを示す改修ダミーも作成した。

東京はニューヨークやロンドンに匹敵する最大級のオフィス市場の一つであり、そのオフィ

図1—芝通標本における建物の地域分布



ス物件はグローバルな不動産投資家によってコア資産として取引されている。賃貸借市場と資産市場の運営は、ビジネス慣行におけるいくつかの違いはあるものの、他の主要市場とおおむね類似している。しかし、東京のオフィスビルのストックは、戦後の急速な開発により、ニューヨークやロンドン市場と比較して新しい。そのため、われわれのサンプルは築50年以下に限定している。

ベースラインモデル

分析では、以下のヘドニックモデルを推定する。

$$\ln Y_{it} = f(A_{it}) + X_{it}\beta + \gamma_j + \tau_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、Y_{it} は建物 i の t 年における賃料またはキャッシュフロー、A_{it} は築年数、X_{it} は建物特性、γ_j は地域固定効果、τ_t は年次固定効果である。築年数関数として対数線形関数と5年ごとの築年数グループによるステップ関数を用いる。

ここで、築年数関数 f() について、既存研究（例えば、Bokhari and Geltner 2018）に従い、対数線形関数と年齢グループに基づく非線形なステップ関数を特定する。

$$f(A_{it}) = \alpha_1 A_{it} \quad (2)$$

および

$$f(A_{it}) = \sum_n \alpha_{2,n} I_n(A_{it}) \quad (3)$$

ここで、5年ごとの築年数グループ指標 $I_n(A_{it})$ は、$n = \{1, ..., 10\}$ について $A_{it} \in [5n-4, 5n]$ の場合に1となる。これらの5年ごとの築年数グループは、コホート効果を含むモデルと含まないモデルの結果を比較するために後述の IE 推定でも使用する。推定された係数 α_1 は、全築年数における Y の年平均変化率を表し、係数 $\alpha_{2,n}$ は築年数グループ $[5n-4, 5n]$ と参照築年数グループ $[1, 5]$ の間の Y の対数差を表す。

コホート効果の推定

ベースラインモデルでは、コホート効果が存在しないことを仮定している。これは多くのヘドニック研究における標準的な仮定である（例えば、Randolph 1988; Lane et al. 1988）。しかし、建築技術やビジネス技術が大きく変化していることから、建物のコホートはオフィス賃料に重要な影響を与える可能性がある。この場合、コホート効果を除外することは、築年数効果の推定値にバイアスをもたらす（Browning et al., 2012）。

コホート効果を考慮するため、築年数、時期、およびコホート効果を含む以下のモデルを推定する。

$$Y_{it} = X_i\beta + \gamma_j + \alpha_a + \pi_p + \kappa_c + \epsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、X_{it} はベースラインモデルと同じコントロール変数の集合を表し、α_a は $a = \{5, 10, ..., 50\}$ について築 a-4年から a 年の5年ごとの築年数グループの効果を、π_p は $p = \{2005, 2010, 2015\}$ について年 p から p+4年の5年ごとの時期グループの効果を、κ_c は c =

表1—賃料・費用・キャッシュフローの平均減価年率

		新規賃料（対数）(1)	平均賃料（対数）(2)	運営費用（対数）(3)	NOI（対数）(4)	資本的支出（対数）(5)	NCF（対数）(6)
築年	AGE	−0.0081***	−0.0058***	−0.0059	−0.0023	0.0239***	−0.0050*
		(0.0002)	(0.0012)	(0.0041)	(0.0023)	(0.0065)	(0.0026)
延床面積（対数）	GFA_LOG	0.1528***	0.1139***	0.0525	0.1318***	−0.0066	0.1496***
		(0.0024)	(0.014)	(0.0496)	(0.0336)	(0.0608)	(0.0437)
駅徒歩分数	MINUTES	−0.0233***	−0.0206***	−0.0136	−0.0129*	−0.0003	−0.0155
		(0.0011)	(0.0043)	(0.0172)	(0.0077)	(0.026)	(0.0099)
改修ダミー	RENEW	0.0516***	−0.0247	0.0173	−0.0379	0.1268	−0.0526
		(0.0067)	(0.0299)	(0.121)	(0.061)	(0.1657)	(0.0777)
定数項	Constant	10.3346***	10.3634***	10.0860***	9.9760***	7.4418***	9.9764***
		(0.1483)	(0.1761)	(0.8365)	(0.2913)	(0.9451)	(0.3955)
年次固定効果	Year f.e.	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
エリア（区）固定効果	Ward f.e.	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	Observations	19,600	1,902	875	783	1,965	666
建物数	Buildings	6,041	292	229	328	212	148
決定係数	adj. R2	0.6456	0.4983	0.1121	0.4179	0.0559	0.3255

注）(1)式で特定されたヘドニックモデルのOLS推定結果で、東京のオフィスにおける新規賃料(1)、平均賃料(2)、運営費用(3)、NOI(4)、資本的支出(5)、およびNCF(6)の自然対数を示している。年齢関数は対数線形の形式をとっている。建物特性には、延床面積の対数（GFA_LOG）、最寄りの地下鉄または鉄道駅までの徒歩分数（MINUTES）、過去の改修に関するダミー変数（RENEW）、年次および区固定効果、定数項が含まれている。サンプル期間は2008年から2016年。括弧内の数値は不動産レベルでクラスター化された頑健な標準誤差を示している。*、**、***はそれぞれ１％、５％、10％水準での統計的有意性を示している。

{1955, 1960, ...,2010}について竣工年cからc+4年の５年ごとのコホートグループの効果を表す。

このモデルは多重共線性のため、通常の最小二乗法では推定できない。築年数－時期－コホートの多重共線性問題に対処するため、人口統計学で広く使用されているIntrinsic Estimator（IE）法（Yang et al. 2008）を用いる。IE法は主成分回帰法を用いて、この築年数－時期－コホートの多重共線性問題に対処する。この手法は本質的にパラメータを分解し、説明変数の特異性（すなわち、固有値ゼロに対応する成分）を引き起こす成分を除去する。また、この手法により、コホート効果をコントロールした築年数効果を物理的劣化として、コホート効果を機能的陳腐化として解釈できる（Francke and van de Minne 2017）。

実証結果

基本的な経年減価率

表１は、ベースラインモデルにより推計した、賃料、費用、およびキャッシュフローの平均年間経年減価率を示している。新規賃料の平均年間経年減価率は0.81%、平均賃料では0.58%と、価格の経年減価率の推定値1.1%（Yoshida 2020）の半分程度である。この差は、価格の減価は経済的耐用年数の短縮の影響をうけるためだと考えられる。

新規賃料の推定結果は、現在の賃貸市場で決定される限界賃料として解釈できる。新規賃料の平均年間経年減価率は0.81%である。この経年減価率は、既存研究で推定された不動産価値の経年減価率と比べて有意に低い。価値と賃料の経年減価率の差は、主に建物の経済的耐用年数の短縮に起因すると考えられ、これは時にキャップレートのクリープとして表現される（Bokhari and Geltner 2018）。他の変数の推定係数は一般的な見解と整合的である。例えば、賃料は延床面積が１％大きくなると0.15%高く、最寄り駅までの徒歩時間が１分長くなると2.3%低く、改修された建物で5.2%高い。

平均賃料の結果は潜在的な総収入を決定し、不動産価値の基礎となる。平均年間経年減価率は標準誤差0.12%で0.58%である。この率は新規賃料の率より低いものの、日本銀行（2010）が企業向けサービス価格指数の作成に使用した率と整合的である。日本銀行は、東京のオフィス建物の平均賃料を用いて同様の方法で品質調整を行ない、オフィス賃料の経年減価率を0.55%と推定している。

これらの推定された年間経年減価率は、賃貸借契約更新時の築年数による割引が新規賃貸借契約時と比べて0.23パーセントポイント小さいことを示唆している。考えられる理由の一つは、平均賃料が得られたサンプルの延床面積（平均7217m²）が新規賃料が得られたサンプル（平均１万2842m²）と比べて有意に小さいことである。より小さな建物規模は容積率の低さに対応するが、小規模建物の土地単価は立地の違いにより低くなる傾向があるため、土地価値のシェアが高いとは限らない。その他の特性は、これらのサンプル間で同程度である。サンプルの違いに対する結果の頑健性を確認するため、すべての賃料、経費、およびキャッシュフロー情報を一貫して含むサブサンプルを用いて同じモデルを推定した結果は整合的であり、平均年間経年減価率は新規賃料（0.69%）のほうが平均賃料（0.52%）より大きい。

この平均賃料のより低い経年減価率は、更新賃料の有意な硬直性を示唆している（Shimizu et al. 2010）。これは現テナントのオフィス移転コストによって説明できるかもしれない。あるいは、既存テナントに対する市場のインフレ調整が小さい可能性がある。その場合、高い賃料上昇が起こった場合、既存テナントは、経年減価調整後でも、新規賃貸借の限界賃料より低い継続賃料を支払い続ける可能性がある。

運営費用については、築年数による有意な変化は見られない。低い自由度調整済み決定係数（0.11）が示すように、われわれのヘドニックモデルは運営費用の変動のわずかな部分しか説明できていない。推定された係数はいずれも統計的に有意ではない。築年数の係数の推定値は負であるものの、統計的に有意ではない。

NOIは空室調整後の賃貸収益に相当し、不動産評価の基礎となる。しかし、推定された築年数の係数（-0.23%）は統計的に有意ではない。また、この減価率は既存研究における不動産価値の率と比べて有意に低い。したがって、この結果は、NOIの経年減価が不動産経年減価率の主要な要因である可能性を否定する。むしろ、建物の残存耐用年数の短縮が主要な経年減価の要因である可能性が示唆される。特に建物の耐用年数が短い場合、建物の残存耐用年数の年間変化は大きくなる。したがって、われわれの結果は、日本のオフィス不動産価値の高い経年減価率の主な原因が、建物の短い経済的耐用年数にあることを示唆している。

資本的支出の結果について、自由度調整済み決定係数が0.06にすぎないように、このモデルは資本的支出の変動の大部分を説明できない。しかし、資本的支出の多くの個別的な決定要因の中で、築年数は１%水準で統計的に有意な小さな正の効果を持つ。対照的に、資本的支出は築年数とともに年2.4%の割合で増加する。ベースラインモデルにおける平均年間増加率は2.4%であり、これは資本的支出が建物の築年数とともに増加する傾向があることを示唆している。

NCFの結果について、推定された年間経年減価率は0.50%であり、10%水準で統計的に有意である。これはNOIの経年減価率より大きく、築年数とともに増加する資本的支出の影響を反映している。NOIは統計的に有意な経年変化を示さないが、NCFは年0.50%の経年減価を示す。

築年数グループ別の分析

築年数グループ別の分析では、経年減価率が初期の年において高く、後年において低くなることが明らかになった。表２は、築年数グルー

表 2—賃料の築年数グループごとの平均減価年率

築年数グループ	対数新規賃料		対数平均賃料	
	OLS (1)	IE (2)	OLS (3)	IE (4)
1 ～ 5 年	(Reference)	(Reference)	(Reference)	(Reference)
6 ～10年	−0.0638 (0.0094)	−0.0243 (0.0088)	0.0377 (0.0358)	0.0336 (0.0233)
11～15年	−0.1593 (0.0092)	−0.0563 (0.0066)	−0.0252 (0.0418)	0.0198 (0.0201)
16～20年	−0.2199 (0.0089)	−0.0868 (0.0061)	−0.1373 (0.0354)	−0.0176 (0.0212)
21～25年	−0.2737 (0.0088)	−0.1232 (0.0057)	−0.1698 (0.0374)	−0.0401 (0.027)
26～30年	−0.2964 (0.0096)	−0.1316 (0.0067)	−0.169 (0.0455)	−0.0562 (0.0344)
31～35年	−0.2977 (0.0103)	−0.1327 (0.0078)	−0.1368 (0.047)	−0.0627 (0.0414)
36～40年	−0.3409 (0.0108)	−0.1647 (0.0083)	−0.1041 (0.0522)	−0.0376 (0.0388)
41～45年	−0.3448 (0.0114)	−0.1648 (0.0084)	−0.1495 (0.056)	−0.0907 (0.0381)
46～50年	−0.3191 (0.0144)	−0.1646 (0.0124)	−0.2469 (0.0645)	−0.1376 (0.0527)
コホート固定効果	No	Yes	No	Yes
年次固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
建物特性効果	Yes	Yes	Yes	Yes
エリア(区)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	19,600	19,600	1,902	1,795
建物数	6,041	6,041	292	290
決定係数	0.6539	−	0.5282	−

注）OLS と IE モデルに基づいて、新規賃料の対数(1)、(2)と平均賃料の対数(3)、(4)に対する経年効果の推定結果を示している。建物特性には、延床面積の対数、最寄りの地下鉄・鉄道駅までの徒歩分数、最近の改修に関するダミー変数、区固定効果、定数項が含まれている。年次効果は2001-2005年、2006-2010年、2011-2015年のダミー変数に基づく。括弧内の数値は建物ごとにクラスター化された標準誤差を示す。

プ別の新規賃料と平均賃料の経年減価率を示している。新規賃料の経年減価率は築 1 ～15年の間で年1.59%と最も高く、建物の築年数が進むにつれて着実に低下する。この経年変化は、不動産価値と価格の経年変化と定性的に類似している（Bokhari and Geltner 2019）。

新規賃料について、対数新規賃料の減価が建物年齢とともに単調に大きくなることを示している。対数賃料関数の傾きは築 6 ～10年と11～15年の年齢グループの間で最も急であり、築11～15年グループの新規賃料は、時間を通じた賃料の変動をコントロールした後で、より新しい建物と比べて15.9%低い。賃料の減価は建物が築41～45年の時に34.5%で最大となる。

平均賃料も全般的な築年数による減価を示す。築年数による減価は築15年までは無視できる程度だが、築11～15年と16～20年の間で大きく増加する。その結果、築21～25年と26～30年の平均賃料は、より新しい建物と比べて約17%低い。全体として、最大の年平均経年減価率が築 1 ～20年の間の0.92%である。全築年数範囲での平均経年減価率は0.55%であり、これは線形モデルに基づく経年減価率および日本銀行（2010）が用いる率と整合的である。

表 3―費用の築年数グループごとの平均減価年率

築年数グループ	対数運営費用		対数資本支出	
	OLS (1)	IE (2)	OLS (3)	IE (4)
1 ～ 5 年	(Reference)	(Reference)	(Reference)	(Reference)
6 ～10年	−0.0534 (0.1503)	−0.2195 (0.1193)	0.8621 (0.2092)	0.8877 (0.1927)
11～15年	−0.0543 (0.1854)	−0.3498 (0.1207)	1.6576 (0.2117)	1.4912 (0.1966)
16～20年	−0.1034 (0.1593)	−0.2382 (0.1392)	1.8738 (0.2086)	1.6493 (0.2459)
21～25年	−0.2516 (0.1805)	−0.3231 (0.1664)	1.7423 (0.2234)	1.2943 (0.2492)
26～30年	−0.3243 (0.2119)	−0.1621 (0.2006)	1.771 (0.237)	1.1072 (0.274)
31～35年	−0.4135 (0.207)	−0.2408 (0.1807)	1.2797 (0.303)	0.5299 (0.3012)
36～40年	0.0061 (0.1792)	−0.0599 (0.1603)	1.1349 (0.3187)	0.8501 (0.2945)
41～45年	−0.3376 (0.2563)	−0.4738 (0.1661)	1.2276 (0.2914)	0.9687 (0.2926)
46～50年	0.0005 (0.1834)	0.0085 (0.1796)	2.0414 (0.3986)	1.753 (0.4957)
コホート固定効果	No	Yes	No	Yes
年次固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
建物特性効果	Yes	Yes	Yes	Yes
エリア(区)固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	875	816	1,965	1,511
建物数	229	223	328	294
決定係数	0.1331	−	0.1335	−

注）OLS と IE モデルに基づく、営業費用の対数(1)、(2)と資本的支出の対数(3)、(4)に対する経年効果の推定結果を示している。建物特性には、延床面積の対数、最寄りの地下鉄・鉄道駅までの徒歩分数、最近の改修に関するダミー変数、区固定効果、定数項が含まれている。時期効果は2001-2005年、2006-2010年、2011-2015年のダミー変数に基づく。括弧内の数値は建物ごとにクラスター化された標準誤差。

また、表 3 に示す築年数グループ別に推定された運営費用と資本支出の経年減価率では、資本的支出については明確な経年パターンを示している。築16～20年まで増加し、築26～30年まで横ばいとなる。築16～20年の資本的支出は、築 1 ～ 5 年の支出額と比べて187%大きい。

建物が比較的新しい間は資本的支出の必要性は最小限である。しかし、建物が築約15年に達すると、外壁タイルや屋上防水など、建物の物理的状態を維持するための大規模修繕が行なわれる（原 2016)。加えて、換気・空調システムなどの主要設備が耐用年数の終わりを迎える。しかし、築30年以降、資本的支出は築45年まで減少する。建物が大規模修繕の年齢を過ぎると、建て替えを見越して大規模な資本的支出が先送りされる（Clapp and Salavei 2010)。改修なしで生き残った建物は、築46年以降にエレベーターの交換や建物の近代化のための追加的な大規模資本的支出を必要とする。

物理的劣化と機能的陳腐化の分解

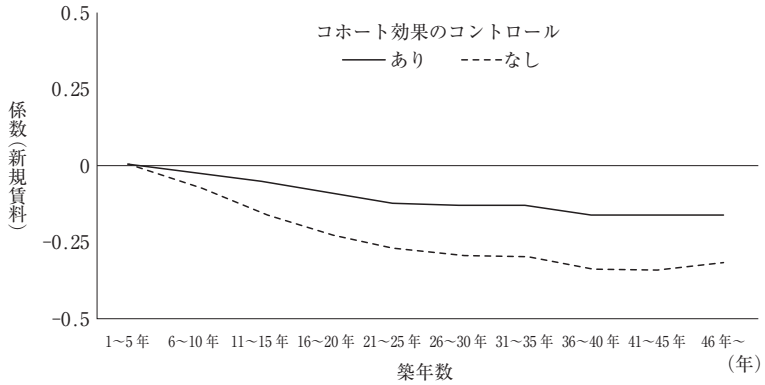
IE 法を用いてコホート効果をコントロールすると、賃料の築年数による割引は有意に小さくなる。物理的劣化は賃料の総経年減価の一部

表 4―賃料の物理的・機能的減価の年率

	新規賃料			平均賃料		
築年レンジ	総経年減価（%/年）(1)	物理的劣化（%/年）(2)	機能的陳腐化（%/年）(1) - (2) (3)	総経年減価（%/年）(4)	物理的劣化（%/年）(5)	機能的陳腐化（%/年）(4) - (5) (6)
1 ～10年	1.28	0.49	0.79	−0.75	−0.67	−0.08
1 ～15年	1.59	0.56	1.03	0.25	−0.20	0.45
1 ～20年	1.47	0.58	0.89	0.92	0.12	0.80
1 ～25年	1.37	0.62	0.75	0.85	0.20	0.65
1 ～30年	1.19	0.53	0.66	0.68	0.22	0.46
1 ～35年	0.99	0.44	0.55	0.46	0.21	0.25
1 ～40年	0.97	0.47	0.50	0.30	0.11	0.19
1 ～45年	0.86	0.41	0.45	0.37	0.23	0.14
1 ～50年	0.71	0.37	0.34	0.55	0.31	0.24

注）IE モデルに基づいて、新規賃料（1～3）と平均賃料（4～6）の年平均減価率を示している。年平均減価率は、表の年齢係数を、対象グループの平均年数と参照グループの平均年数の差で除して算出している。総減価率(1)(4)は、物理的劣化(2)(5)と機能的陳腐化(3)(6)に分解されている。

図 2―新規賃料の経年特性（コホート効果有無の比較）



注）新規賃料（対数）の経年特性を、コホート制御なしのヘドニック回帰（点線）とコホート制御ありの IE 法（実線）に基づき示している。築1-5年の参照グループに対する推定年齢係数は 0 に基準化している。

分しか説明せず、築46～50年における物理的劣化の効果は新規賃料で16.5%、平均賃料で13.8%に過ぎない。

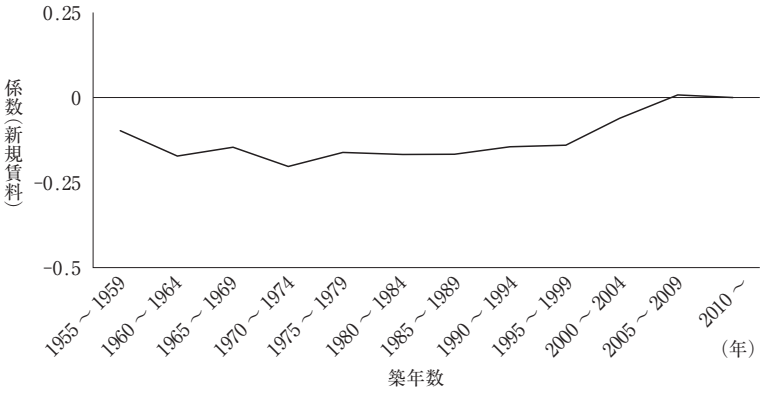
表 4 は、総経年減価を物理的劣化と機能的陳腐化に分解した結果を示している。ほとんどの築年数範囲において、経年減価の大部分は物理的劣化ではなく機能的陳腐化によって引き起こされている。築 1 年から50年の全範囲において、新規賃料における機能的陳腐化(3)の年平均率は0.34%であり、総経年減価率の48%を占める。特に最初の20年間において、機能的陳腐化による年平均減価率は0.89%と総経年減価の61%を占める。同様に、平均賃料についても機能的陳腐化の寄与が大きい。最初の20年間において、機能的陳腐化による年平均減価率(6)は年0.8%と総経年減価の87%を占める。50年間全体では、機能的陳腐化(6)による年平均減価率は0.24%であり、総経年減価率の44%を占める。

図 2 は、コホート効果の有無による新規賃料の経年特性を示している。コホート効果をコントロールしない場合（点線）と比較して、コントロールした場合（実線）では築年数による割引が大幅に小さくなることがわかる。

コホート効果の解釈

図 3 は、IE 法を用いて推定したコホート効果を示している。最新のコホート2010～2014年を基準として、傾きは1999年以降で急である一

図 3―コホート効果



注）賃料（対数）に対するコホート効果の推定値を、IE 法に基づき示している。2010－2014年の参照コホートに対する推定係数は 0 に基準化している。

方、1980年代までの線はほぼ平坦である。1990年代以前のコホートには大きな賃料の割引があり、これが新しい建物における年間機能的陳腐化率の高さをもたらしている。

1995～1999年と2005～2009年のコホートの間の急な傾きは、オフィスビルの標準的な構成における重要な変化と整合的である。1990年代以降のオフィスにおける情報技術の集中的な利用は、天井裏または床下に高速ネットワークを収容するために、より大きな階高を必要とした。東京のオフィスビルの平均階高が1990年まで約350㎝であったが、2000年までに急速に400㎝まで上昇したことが報告されており（原 2016）、この階高の変化は賃料のコホート特性とほぼ完全に一致している。

階高は建設時に決定され、後から変更できないため、これは建物の機能性と密接に結びついたコホート効果を生み出している。したがって、賃料に対する機能的陳腐化の効果は、テナントの選好の変化と建築技術の進歩によって引き起こされていることがわかる。

政策的含意と今後の課題

同研究の結果は、いくつかの重要な政策的含意を持つ。第一に、賃料の経年減価率が価格の経年減価率よりも有意に低いことは、生産者物価指数や企業向けサービス価格指数の算定において重要な情報を提供する。企業向けサービス価格指数に用いられるオフィス賃料の経年減価率0.55%（日本銀行 2010）は、同研究の平均賃料の推定値と整合的である。

第二に、機能的陳腐化が経年減価の約半分を占めることは、建築基準や技術進歩を考慮した都市計画の重要性を示唆している。特に、情報技術の発展に対応した建物仕様の標準化が、長期的な資産価値の維持に重要である。1990年代以降の階高の変化に見られるように、技術進歩に対応できない建物は大幅な機能的陳腐化に直面する可能性がある。

第三に、平均賃料の硬直性は、テナントの移転コストが賃料形成に与える影響を示している（Lane et al. 1988; Randolph 1988）。これは、オフィス市場の効率性や流動性の観点から、政策的な検討課題となりうる。移転費用の低下や賃貸借契約の柔軟性向上が、市場の効率性向上に寄与する可能性がある。

これらの結果は、マクロ経済統計の精緻化、都市計画の改善、および不動産投資の意思決定に重要な基礎情報を提供するものである。特に、生産者物価指数や消費者物価指数における品質調整の観点から、賃料の経年減価を物理的劣化と機能的陳腐化に分解することは、より精緻な価格指数の作成に貢献する。

同研究の限界として、取り壊しデータが入手できないため、サバイバーシップバイアスを修正していない点が挙げられる。このバイアスは、建物の平均経済的耐用年数が短い東京のオフィス不動産において重要である可能性がある。また、分析期間が2005年から2016年に限定されており、より長期的なトレンドの把握には、さらなるデータの蓄積が必要である。

さらに、機能的陳腐化の詳細な要因分析も重

要な今後の研究課題である。階高以外にも、セキュリティシステム、エネルギー効率、通信インフラなど、さまざまな建物仕様がテナントの選好に影響を与える可能性がある。これらの要因を個別に分析することで、より効果的な建物維持・改修戦略を策定できるだろう。

おわりに

同研究は、東京のオフィス不動産の賃料およびキャッシュフロー構成要素の経年減価を実証的に分析している。主要な発見として、オフィス賃料の年平均経年減価率は、新規賃料で0.81%、平均賃料では0.58%であり、価格の経年減価率と比べて有意に低いことが明らかになった。また、IE法を用いた分析により、賃料の経年減価の約半分が機能的陳腐化によるものであることが示された。

これらの結果は、マクロ経済統計の精緻化、都市計画の改善、および不動産投資の意思決定に重要な基礎情報を提供するものである。グローバルな不動産市場の一つである東京の独自データを用いた同研究の成果は、他の主要都市との比較研究の基礎ともなる。

謝辞

Albert Saiz氏とAlex van de Minne氏の貴重なコメントと提案に感謝いたします。データはザイマックス不動産総合研究所より提供されました。同研究の結果と見解は著者らのものであり、ザイマックス不動産総合研究所の見解を反映するものではありません。

参考文献

内閣府、経済社会総合研究所国民経済計算部（2011）「国民経済計算における平成17年基準改定の概要」『内閣府経済社会総合研究所資料』。

日本銀行（2010）「企業向けサービス価格指数『事務所賃料経年による品質劣化調整の導入」。

原英嗣（2016）「中規模事務所建築の階高による寿命推定手法に関する研究」『国士舘大学工学部紀要』第39号、72-80頁。

Bokhari, S. and D. Geltner（2018）“Characteristics of Depreciation in Commercial and Multifamily Property: An Investment Perspective.” *Real Estate Economics*, Vol.46(4), pp.745-782.

Bokhari, S. and D. Geltner（2019）“Commercial Buildings Capital Consumption and the United States National Accounts,” *Review of Income and Wealth*, Vol.65(3), pp.561-591.

Clapp, J. M. and K. Salavei（2010）“Hedonic Pricing with Redevelopment Options: A New Approach to Estimating Depreciation Effects,” *Journal of Urban Economics*, Vol.67(3), pp.362-377.

Coulson, N. E. and D. P. McMillen（2008）“Estimating Time, Age and Vintage Effects in Housing Prices,” *Journal of Housing Economics*, Vol.17(2), pp.138-151.

Francke, M. K. and A. M. van de Minne（2017）“Land, Structure and Depreciation,” *Real Estate Economics*, Vol.45(2), pp.415-451.

Hayashi, F.(1991）“Measuring Depreciation for Japan: Rejoinder to Dekle and Summers,” *NBER Working Paper*, No.3836.

Hulten, C. R. and F. C. Wykoff（1981）“The Estimation of Economic Depreciation Using Vintage Asset Prices: An Application of the Box－Cox Power Transformation,” *Journal of Econometrics*, Vol.15(3), pp.367-396.

Lane, W.F., W.C. Randolph, and S.A. Berenson（1988）“Adjusting the CPI Shelter Index to Compensate for Effect of Depreciation,” *Monthly Labor Review*, Vol.111(10), pp.34-37.

Lopez, L. A. and J. Yoshida（2022）“Estimating Housing Rent Depreciation for Inflation Adjustments,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol.95.

Randolph, W. C.(1988）“Housing Depreciation and Aging Bias in the Consumer Price Index,” *Journal of Business&Economic Statistics*, Vol.6(3), pp.359-371.

Shimizu, C., K. G. Nishimura, and T. Watanabe（2010）“Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.24(3), pp.282-299.

Yang, Y., S. Schulhofer－Wohl, W. J. Fu, and K. C. Land（2008）“The Intrinsic Estimator for Age - Period - Cohort Analysis: What It Is and How to Use It,” *American Journal of Sociology*, Vol.113(6), pp.1697－1736.

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

Yoshida, J., K. Kawai, D. Geltner, and C. Shimizu（2024）“How Property Rents and Expenses Depreciate: A Case of Tokyo Office Properties,” *Journal of Real Estate Research*, Vol.46(3), pp.272-307.

大規模オフィスビルの新規供給が近隣のオフィス市場に与える影響

松尾和史・堤 盛人・今関豊和

はじめに

都市の成長と技術の発展に伴い、東京では大規模なオフィスビルの供給が続いている。東京はスクラップ・アンド・ビルドの建築文化が根強い市場であり、2000年から2024年までの25年間で延床面積１万㎡以上の大規模オフィスビルが累計2600万㎡ほど供給されてきた（森ビル2025）。2003年、2012年、2020年には170万㎡を超える大量供給があり、その都度、過剰な供給による需給バランスの悪化を危惧する「供給過剰」に関する議論が活発にされてきた。しかし、これらの議論は大量供給が起きる前にされることが多く、大量供給後に事後検証を行なった例は限られている。

不動産の新規供給が近隣に及ぼす影響は２つの効果のトレードオフの関係によって説明される（Li 2022; Asquith et al. 2023）。新規供給は需要を吸収するため、賃料や価格の伸びを抑制する効果（供給効果）がある。一方で、新規供給は飲食店や商業施設、公共空間等の地域アメニティの充実化を通じて、エリア価値の向上に寄与し、賃料や価格を上昇させる効果（アメニティ効果）もある。

供給効果とアメニティ効果のトレードオフは住宅市場を対象に知見が深められている。特にLi（2022）は市場価格の共同住宅の供給が、近隣のレストランの開業を促す一方で、住宅価格を下落させること、すなわち、アメニティ効果と供給効果が共存し、供給効果のほうが強いことを示している。

しかし、オフィス市場において供給効果とアメニティ効果のトレードオフを検証した文献は限られている。本稿で紹介するMatsuo et al.（2024）は大規模オフィスビルの供給が続いている東京オフィス市場を対象に、新規供給が近隣のオフィス賃料に及ぼす影響を実証的に明らかにすることを試みたものである。また、松尾（2025）ではその成果を拡張し、空室率への影響も併せて議論を深めている。これらの研究はたびたび議論される供給過剰問題に対して定量的な知見を提供することを目的としている。

本研究の結果は、地域によってトレードオフの関係が異なることを示しており、新規供給が需給バランスの著しい悪化を招くものではないことを明らかにしている。これらの成果は、ローカルなオフィス市場のダイナミクスの解明に寄与し、再開発等におけるオフィス供給量の制御や、開発業者、投資家等の意思決定を支える基礎資料となることが期待される。

以下では、第１節において本研究で扱うデータについて説明し、その性質を踏まえたうえで、第２節において分析手法を詳述する。第３節において分析結果を示し、最後に第４節において結論と課題を述べる。

1　データ

1.1　オフィスマーケットデータ

本研究では三幸エステート株式会社が保有する2000年第１四半期から2023年第４四半期まで



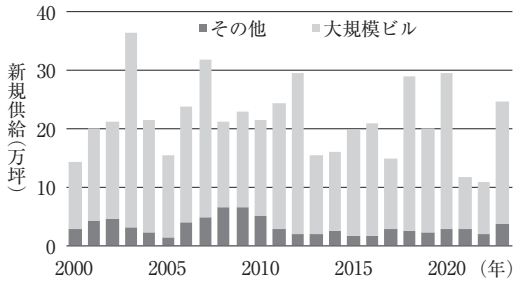


左から
松尾和史（まつお・かずし）／1997年千葉県生まれ。筑波大学理工学群卒。博士（社会工学）。現在、筑波大学システム情報系客員研究員。
堤 盛人（つつみ・もりと）／1968年広島県生まれ。東京大学工学部卒。博士（工学）。現在、筑波大学システム情報系教授。
今関豊和（いまぜき・とよかず）／1964年東京都生まれ。中央大学経済学部卒。Ph. D.（ジョージア州立大学）。現在、オフィスビル総合研究所代表取締役。

表1—基本統計量

	Mean	SD	Min	Max
募集賃料（千円/坪）	15.84	6.17	1.00	94.26
空室率 （%）	0.08	0.18	0	1
1フロア面積 （坪）	77.55	117.42	20	3,500
地上階数 （階）	7.14	3.49	2	65
貸室面積 （坪）	556.52	1,823.00	5	61,700
築年数 （年）	26.13	12.09	0	100
駅徒歩時間 （分）	3.86	2.57	1	30

図1—新規供給



における東京23区内の賃貸オフィスビルに関するデータを使用する。

三幸エステート株式会社は1977年から賃貸オフィスビルの仲介業を営む大手仲介会社であり、自社ビルや店舗、倉庫等を除く標準的な賃貸オフィスビルの属性や賃料、空室等に関する情報を長期的に保有している。

これらの情報は仲介会社が把握しているものに限定されるが、オフィスビルの賃貸借取引において、仲介業者を介さないことは稀であり、ビル所有者（貸主）は仲介会社に対して保有するビルの基本的な情報を提供している。仲介会社も積極的にこれらの情報を得ようと活動しているため、仲介会社が把握していない情報は賃貸市場においては特殊な物件であることが考えられる。

ただし、本研究で用いる賃料情報はテナントの募集時に貸主が提示する募集賃料の情報であり、借主との交渉の末に決定される成約賃料とは異なる点に注意が必要である。

1.2 基本統計量

本研究で使用するオフィスマーケットデータの基本統計量は表1に示す通りである。サンプルサイズは192万5659棟であり、そのうち募集賃料の情報があるものは46万7314棟である。より詳細な統計量は松尾（2025）を参照されたい。

ここで、募集賃料は募集情報のある一部の物件のみから得られるデータのため、他の変数に比べサンプルサイズが少なくなる。

1.3 新規供給

本研究では賃貸市場における新規供給の影響を捉えるため、貸室面積の新規供給量に着目する。

対象期間内における貸室面積の新規供給は約514万坪であり、その85%が1フロア面積200坪以上の大規模ビルである（図1）。大規模ビルを除くその他ビルの新規供給は棟数が多い一方で、面積は少なく、近隣に及ぼす影響は相対的に小さい。そのため、本研究では大規模ビルの新規供給に対象を限定する。

2 分析手法

2.1 因果効果識別上の課題

不動産開発・供給が近隣の市場に与える影響

を識別するためには、さまざまなバイアスに対処することが求められる。

既存研究では、新規供給の影響を受けた処置群と、影響を受けていない対照群を比較する差分の差分法（DiD: Difference-in-Differences）が用いられている。DiDにおける因果効果の識別には、SUTVA（Stable Unit Treatment Value Assumption）の条件と平行トレンドの仮定を満たす必要がある。前者は、①処置が均質的であること、②処置の外部性がないことを条件とした因果推論上の基礎的な仮定であり、後者は新規供給以前における処置群と対照群の時間的な変化のトレンドが同一であるという仮定である。しかし、複雑な相互作用に満ちた実社会の現象において、これらの仮定の成立は決して容易なものではない。

特に、不動産の新規供給というイベントには下記⑴～⑶のような特徴があり、前述の仮定を満たすことは難しい。

⑴新規供給は価格・賃料の上昇が見込める地域で行なわれる（DiPasquale 1999）。そのため、セレクションバイアスが存在し、平行トレンドの仮定を阻害する。

⑵新規供給の規模（面積）は個々に異なり、また、近接した立地で複数のビルが供給されることもある。そのため、地域によって処置の大きさ・回数に不均質性が生じる。

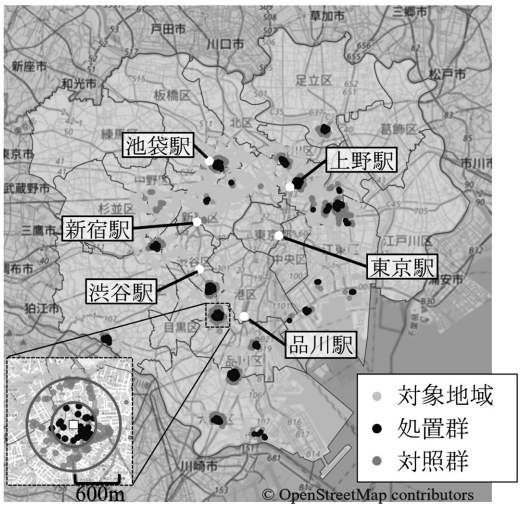
⑶新規供給の竣工時期はビルによって異なる。そのため、処置のタイミングに時差が生じる。このような場合、一般的なDiDの推定手法では、偏った推定値を導く恐れがある（Goodman-Bacon 2021）。

本研究では、前述の新規供給の特徴を踏まえ、２つの異なる戦略を採用し、新規供給の波及効果を推定する。

2.2　時差差分法

１つ目の識別戦略は、「環状」差分法（Ring-DiD）である。新築ビルから一定の距離圏内の処置範囲内のビル（処置群）と、より大きな半径の対照範囲内のビル（対照群）とを比較する。

図２―Staggered DiDの対象地域



因果効果識別の条件となる並行トレンドの仮定は、比較的均質な地域を含む小さな距離圏内では成立しやすいが、半径が大きくなると処置群と異質な対照群を含み、バイアスが発生しやすくなる。ただし、処置群は対照群よりも新規供給の影響を実質的に強く受けるような範囲でなければならない。

同様の手法はAsquith et al.(2023）でも採用されている。ただし、処置のタイミングにずれや、処置が複数回ある場合は考慮されていない。

そこで、本研究ではこのような課題に対処するために、対象地域に強い制約をかけ、処置の時差を考慮した時差差分法（Staggered DiD）を用いた推定を行なう。さらに、傾向スコアマッチングを組み合わせることで、処置群と対照群の同質性を担保する。

具体的には、オフィスビルiにおいてt時点に半径rkm圏内に新規供給があった場合に１をとるダミー変数をNS_{it}^{r}としたとき、次のような制約のもと、対象地域を限定し、処置群と対照群を設定する。

Ⅰ．t時点から前後４年間（16四半期）に1.5km圏内に新規供給がない地域を対象地域とする。

Ⅱ．(Ⅰ)の条件を満たす対象地域内のオフィスビ

ルのうち、時点 t において、処置範囲（r_{treat} km）内に新規供給があるオフィスビルを処置群（$D_i=1$）に、処置範囲内に新規供給がなく、対照範囲（$r_{control}$ km）内に新規供給があるオフィスビルを対照群（$D_i=0$）とする。

これらの条件によって、処置が複数回。あるような地域を除外し、処置の同質性を一定程度担保する。

ただし、処置群と対照群の同質性については十分に担保されないため、築年数や１フロア面積、駅徒歩時間等の変数を用いて、処置群と対照群で類似したビルのみを抽出する傾向スコアマッチングを行なう。

本研究では、後述するロバストネスチェックを踏まえ、基準となる処置範囲（r_{treat} km）を半径300m、対照範囲（$r_{control}$ km）を半径600mとした（図２）。

Staggered DiD の推定では、Sun and Abraham（2021）のモデルを用いる（(1)式）。

$$Y_{i,t}=\alpha_i+\lambda_t+D_i\left[\sum_{l=-K}^{-2}\mu_l 1(t-t^*=l)+\sum_{l=0}^{L}\pi_l 1(t-t^*=l)\right]+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、$Y_{i,t}$ はオフィスビルごとの募集賃料もしくは空室率であり、D_i はオフィスビル i が新規供給ビルから300m 以内にある場合に１、それ以外の場合に０をとる処置ダミーである。そのため、(1)式の第３項は処置ダミーと相対四半期ダミーとの交互作用のセットに対応するものである。相対四半期ダミーは各オフィスビルにおける新築オフィスビルの竣工（t^*＝処置の発生時点）から賃料・空室率の観測日までの間隔（四半期単位）として定義される。新規供給の竣工直前の時点ダミーは省略されており、その四半期では μ_l と π_l の推定値は０に正規化される。新規供給前の処置群と対照群の間でトレンドに差がない場合、すべての μ_l はゼロから統計的に異ならないことが予想される。また、π_l の推定値は新規供給に対する各四半期の平均的な処置効果として解釈することができる。

2.3　分布ラグモデル

前述の Staggered DiD を用いた識別戦略は、厳密な識別を行なうために、対象地域を都心から離れた郊外に限定している。そのため、最も開発が盛んであり、供給過剰の懸念がされる都心部における影響を捉えることはできない。そこで、２つ目の戦略では、異なる識別戦略を用いて、都心部に焦点を当てた分析を行なう。

ここでは、新規供給の時期の差異を利用した分布ラグモデル（DL: Distributed-Lag Model）を適用する。この手法は、Asquith et al.(2023) のニアニアアプローチや Li（2022）のイベントスタディ推定と類似している。彼らの識別戦略は竣工時期が完全にはコントロールできない外生的な要因であることを利用し、竣工済物件の周辺と、未竣工物件の周辺の価格変動を比較することで新規供給の影響を識別している。

本研究では、全期間を通じて、400m 圏内に10棟以上の大規模オフィスビルが供給された、開発が盛んな地域に対象を限定し、各時点において、400m 圏内に供給があったオフィスビルと供給がなかったオフィスビルを比較することで、新規供給の影響を推定する（(2)式）。

$$Y_{i,t}=\alpha_i+\lambda_t+\sum_{l=-K}^{L}D_{i,t-l}\gamma_l+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

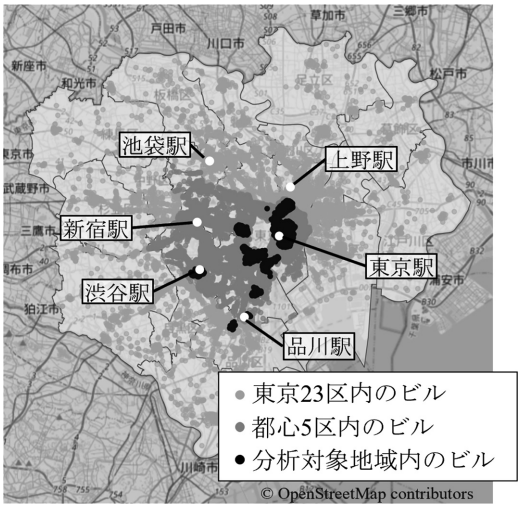
ここで、$D_{i,t-l}$ は時点 t−l に物件 i の400m 圏内で新規供給があった場合に１をとるダミー変数である。［2.1節］で述べたようなセレクションバイアスがある場合、γ_l の推定値が $l<-1$ の時点において、正に有意になることが予想される。すなわち、因果効果の識別の前提となるのは、γ_l の推定値が $l<-1$ の時点において、ゼロから統計的に異ならないことである。

ただし、DL は Staggered DiD に比べてアドホックな手法であり、解釈には注意が必要である。

3　分析結果

前章で示した分析手法を用いた分析結果を以下に示す。ここでは、分析対象となる地域の特

図 3—DL の対象地域



徴を踏まえ、Staggered DiD を用いた分析を CBD 外、DL を用いた分析を CBD 内の分析として記述する。

3.1　CBD 外における新規供給の波及効果

2.2節で示した条件のもとでデータを抽出した結果、処置群・対照群のサンプルサイズは空室率の分析に用いるものが7394棟、募集賃料の分析に用いるものが1796棟となった。傾向スコアマッチングの詳細や、それらの基本統計量等については松尾（2025）を参照されたい。

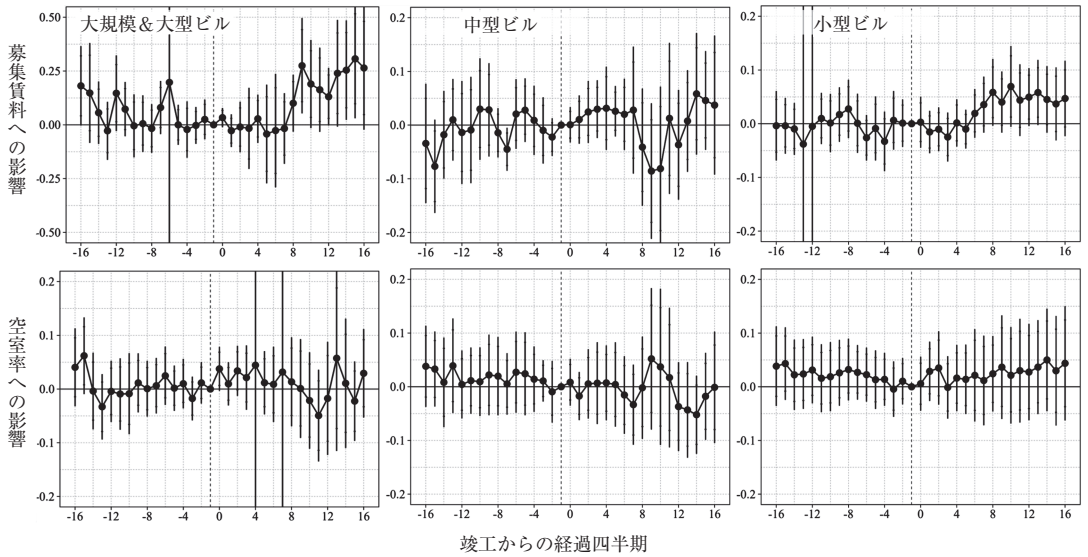
図 4 はオフィスビルを三幸エステートが定める規模分類（大規模ビル、大型ビル、中型ビル、小型ビル）[1]によって分けて、イベントスタディプロットを推定したものである。ここで、CBD 外では大規模ビルの棟数が少ないため、大規模ビルと大型ビルをまとめて分析を行なった。

分析の結果、大規模ビルの新規供給が空室率に与える影響はすべての規模のビルで有意には存在しない一方、賃料に与える影響は大規模・大型ビルと小型ビルで有意に正であることが明らかになった。新規供給の影響は新規供給から２年（８四半期）ほどのラグがあり、大規模・大型ビルの募集賃料は約25%、小型ビルの募集賃料は約５％上昇する。

この結果は、供給効果とアメニティ効果のトレードオフの関係が規模によって異なり、中型ビル以外の規模のビルにおいてアメニティ効果が強いことを示唆している。

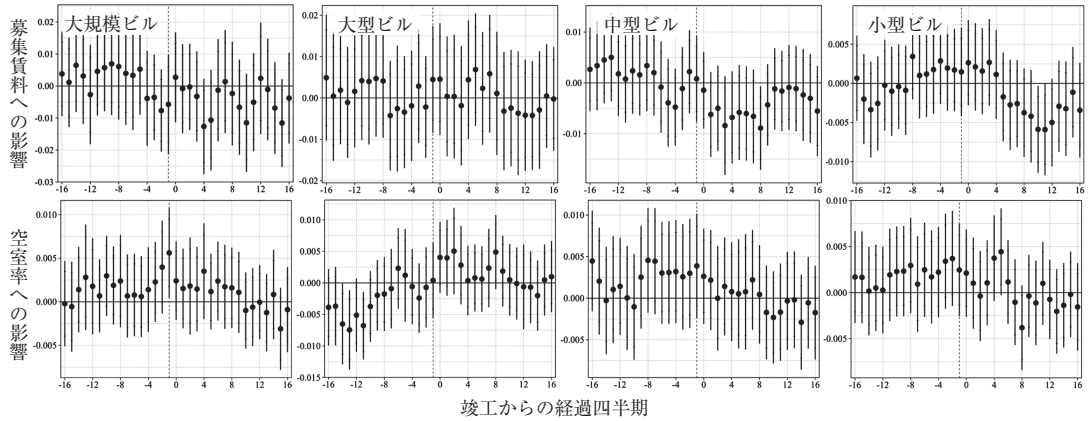
CBD 外は CBD 内に比べ、既存の商業施設や飲食店が少ないため、大規模ビルの供給に伴うアメニティ効果が相対的に大きくなることが考えられる。ただし、新規供給ビルはまとまった

図 4—CBD 外における新規供給の波及効果



注）エラーバーは95%および99%信頼区間を表す。

図5―CBD内における新規供給の波及効果



注）エラーバーは95%および99%信頼区間を表す。

空室を抱えた状態で竣工することが多く、その空室が消化されるまで、すなわち、新規供給ビルのリーシング活動が落ち着くまでは、競争力の劣る既存ビルは募集条件を見直すことが難しいため、アメニティ効果の顕在化には時間を要することが考えられる。

また、中型ビルで有意な影響が見られない背景には、大規模ビルの竣工に伴い、大規模・大型ビルが中型ビルの需要を吸収した一方で、小型ビルから中型ビルへの需要の遷移が見られなかったことが考えられる。そのため、他の規模のビルに比べ、中型ビルに対する供給効果が大きく、アメニティ効果を相殺した可能性がある。

3.2 CBD内における新規供給の波及効果

次に、DLを用いたCBD内における新規供給の波及効果について、分析結果を示す。

［2.3］節に示した条件でデータを抽出した結果、サンプルサイズは約193万棟（募集賃料ありのデータは47万棟）から、22万5930棟（同、7万1棟）に限定された。

図5は、前節と同様に、規模ごとのイベントスタディプロットを推定した結果である。賃料への波及効果に着目すると、大規模、大型ビルに対しては有意な影響が見られない一方で、中型ビルは竣工直後から2年後まで、小型ビルは竣工後2～3年後に賃料が下落傾向にあることが読み取れる。この結果は、供給効果が強いことを表している。オフィス移転には時間を要するため、大規模ビルの供給効果が時間的な遅れを伴って規模の小さなビルへと波及することを示している。これらの傾向はフィルタリングプロセス[2)]の一部として捉えることができる。ただし、空室率への影響については、有意な影響は見られない。

CBD内において供給効果が強い背景には、⑴既存のアメニティが充実しており、アメニティ効果が小さいこと、⑵新興企業が多く、ビル規模間の企業の流動性が高いことが考えられる。

また、中型、小型ビルに供給効果が顕在化するまでのラグは、連鎖的なオフィス移転に要する時間を考慮すれば、自然なものである。

3.3 頑健性の確認

頑健性の確認では、前述の結果の妥当性について、多角的な検証を行なった。ここでは紙幅の都合上、詳細な説明は割愛し、結果の概要のみを示す。

はじめに［2.2］節［2.3］節で記述した対象地域の条件の妥当性について、検証を行なった。CBD外の分析では、処置範囲を100mから700mまでの間で変更しながら、CBD内の分析では対象地域の条件のうち、半径の範囲や棟数の制約を変更しながら、結果を比較した。その結

果、［2節］で示した以外の条件では並行トレンドの仮定が満たされず、有意性も乏しいことが明らかになった。これは、［2節］で記述した条件が、セレクションバイアス等の対処に一定の妥当性があることを示している。

また、本稿では新規供給をダミー変数として扱っているため、ビルの規模の差異を考慮していない。そこで、DLを改良し、新規供給に伴う周辺貸付面積の変化率を処置変数として分析した結果、供給が10%増えると、賃料が1年半から3年後にかけて1%下落するという結果が得られた。これは、住宅市場を対象としたLi(2022)と一致する水準であり、［3.2節］の結果とも整合する。

さらに、本稿の分析はいずれも、新規供給が空室率に与える影響はないことを示している。これは、ビル単位の空室率を使用していることが大きな要因である。供給が増えてもすべてのビルで空室が発生するわけではないため、ビル単位の空室率では影響を過小評価する可能性がある。そこで、500mメッシュ別のローカルな空室率データを用いた分析も実施した。

自らのメッシュの貸室面積の変動率と、隣接するメッシュの貸室面積の変動率を新規供給に関する変数として回帰分析を行なった結果、新規供給によってメッシュ内の貸室面積が10%増加すると、新規供給時に空室率が1.3ポイント上昇し、その後2年ほどかけて元の水準に回復することがわかった。ただし、隣接するメッシュの貸室面積の増加はほとんど影響を及ぼさず、竣工後1年後に自メッシュの空室率をわずかに低下させる。規模別にみても、大規模ビルの新規供給は自メッシュの大規模ビルの空室率のみを大きく上昇させることがわかった。

これらの結果は、新規供給が空室率に与える影響は、そのほとんどが新規供給ビルそのものの空室であり、近隣への波及は軽微であることを示している。これは、新規供給ビルの抱えたまとまった空室が、エリアの空室率を引き上げ、近隣の既存ビルのリーシング活動に影響を及ぼすことを示唆している。

4　結論と課題

本稿では、大規模ビルの新規供給が近隣のオフィス市場に及ぼす影響を実証的に分析した。本稿の結果は、新規供給の影響が地域の特徴によって異なり、CBD外ではアメニティ効果が強く、CBD内では供給効果が強いことが明らかになった。

政策的視点で見れば、アメニティ効果が強いCBD外では、ジェントリフィケーションのリスクに注意する必要がある。これは地域に根付いた中小企業の撤退を招く可能性があるため、廉価なオフィススペースの供給施策が重要となる。一方で、供給効果が強いCBD内では、フィルタリングプロセスが機能し、再開発の促進が中小企業に廉価で良質なオフィススペースを供給することに寄与する可能性がある。

また、これらの結果は大規模ビルの新規供給が顕著な需給バランスの悪化を招かないことを示している。これは、東京オフィス市場においてたびたび懸念されてきた供給過剰の議論が杞憂にすぎなかったことを示唆するものであり、2000年以降の大規模ビルの供給が、市場の安定性を損なうことなく行なわれ、都市の成長に寄与したことを示している。

直近の東京オフィス市場も堅調に推移している。2020年3月に0.41%を記録した東京都心5区大規模ビルの空室率はコロナ禍に在宅勤務の普及の影響を受け、2023年9月に5.21%まで上昇したものの、2025年7月には1.84%まで回復した（三幸エステート2025）。2023年に大量供給された大規模ビルも、まとまった空室を抱えた状態が続いていたものの、2025年第2四半期時点で、その多くが成約済みとなっている。

底堅い需要の背景には、人材採用の強化や従業員のエンゲージメント向上を目的に、質の高いオフィスを求める企業が増えていることが挙げられる。少子化に伴う人材獲得競争の激化を背景に、オフィスをコストではなく投資として

捉え、人的資本経営の一部として位置付けられるようになった（森ビル 2023）。また、建設工事費の高騰と工期の長期化によって、「隠れ空室」となっているビルが増加していることも、構造的な要因となっている。オフィスビルは契約開始からオフィスとして稼働開始させるまでにラグがある。契約後に内装工事等を行なう必要があるためである。工期の長期化は、企業がオフィス移転時に移転前と移転後のオフィスを重複して賃借する期間も長くさせる。そのため、見かけ上、需要が増えることになる。

しかし、今後の人口動態を考慮すれば、いずれ供給過剰が顕在化することは明らかである。CBRE（2025）によれば、米国ではオフィスの滅失量が供給量を上回り、オフィスストックが減少する時代へと突入した。東京では今後も大規模オフィスビルの供給が数多く予定されているが、時代の節目が迫っていることは間違いないだろう。

本研究の分析は、識別戦略に多数の課題が残されている。今後の研究では、これらの問題に対処しつつ、東京オフィス市場における需給バランスの節目を見極めていくことが重要である。

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。本稿のもととなる研究は、公益財団法人大林財団、および科研費23KJ0242の助成を受けた。ここに記して感謝申し上げる。

注

1）大規模ビルは1フロア面積200坪以上、大型ビルは100坪以上〜200坪未満、中型ビルは50坪以上〜100坪未満、小型ビルは20坪以上〜50坪未満のオフィスビルを表す。

2）フィルタリングプロセスとは、不動産が時間の経過とともに手頃な価格へと変化する過程のことを表し、市場価格の不動産が十分に供給され続ける際に、高所得者層が新しい不動産へと移転することによって発生する現象である（前川 2003）。

参考文献

Asquith, B. J., E. Mast and D. Reed（2023）“Local Effects of Large New Apartment Buildings in Low-Income Areas,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 105(2), pp. 359–375.

CBRE（2025）“Conversions&Demolitions Reducing U. S. Office Supply,” https://www.cbre.com/insights/briefs/conversions-and-demolitions-reducing-us-office-supply.

DiPasquale, D.(1999) “Why Don’t We Know More about Housing Supply?” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 18, pp. 9–23.

Goodman-Bacon, A.（2021）“Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225(2), pp. 254–277.

Li, X.(2022) “Do New Housing units in Your Backyard Raise Your Rents?” *Journal of Economic Geography*, Vol. 22(6), pp. 1309–1352.

Matsuo, K., M. Tsutsumi, and T. Imazeki（2024）“Spillover Effect of Large Building Construction on Neighborhood Office Rents,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 30(2), pp. 103–120.

Sun, L. and S. Abraham（2021）“Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects,” Journal of Econometrics, Vol. 225(2), pp. 175–199.

三幸エステート（2025）「オフィスマーケットレポート2025年08月」https://www.sanko-e.co.jp/pdf/data/2025 08_tokyo_om.pdf

前川俊一（2003）「2003年問題」『日本不動産学会誌』第17巻2号、62–67頁。

松尾和史（2025）「オフィス市場の階層的構造と時空間的な動態の解明」筑波大学大学院博士論文。

森ビル（2023）「2023年 東京23区オフィスニーズに関する調査」https://www.mori.co.jp/img/article/231214_2.pdf

森ビル（2025）「東京23区の大規模オフィスビル市場動向調査2025」https://www.mori.co.jp/img/article/250522_2.pdf.

海面上昇リスクと沿岸不動産価値の相互作用
ハワイ州オアフ島の事例研究

樽井 礼

はじめに

本稿ではTarui et al.(2023）を概説し、その知見を踏まえて関連する政策課題を考察する。同論文では気候変動に伴う海面上昇（Sea Level Rise; SLR）がアメリカ合衆国ハワイ州オアフ島の沿岸不動産価値に及ぼす影響を実証的に分析している。将来的な海面上昇は世界中の沿岸地域と生態系に深刻な影響をもたらし、土地利用やインフラ整備に関する難しい意思決定を各自治体に迫ると予想される。その点で、ビーチと高額な沿岸不動産で知られるハワイを対象とした本研究は、オアフ島にとどまらず、多くの沿岸都市の気候変動適応策を検討するうえで示唆をもたらす事例研究となる。とりわけ、本研究が示した不動産市場のリスク評価メカニズムは、将来リスクの価格への織り込みや政策介入の効果を検討する際に重要な示唆を与える。

1　序論と背景

近年、複数の研究が将来にわたって起こる見込みのある海面上昇が現在の不動産価値の相対的な低下と相関していることを示している。Tarui et al.(2023）はその研究に貢献するものであり、とくにビーチと高価な沿岸不動産で知られるオアフ島に焦点を当てている。2019年までのオアフ島の不動産取引データを用い、現在および将来の海面上昇リスクが居住用不動産価格に与える影響を調査している。

気候変動に関する政府間パネル（IPCC）によると、2100年までに温室効果ガス排出シナリオに応じて平均海面上昇が0.28～１メートルの範囲で予測されている。また、氷床融解の不確実性によりさらに高い値も可能性として示唆している。先行研究では、海面上昇リスクが不動産市場に与える影響についてさまざまな知見が示されている。Bernstein et al.(2019）は2007年から2019年の米国48州の住宅不動産取引データを用い、６フィート（約1.8メートル）の海面上昇リスクがある沿岸物件では、リスクがない同様の物件に比べて取引価格が平均して７％低いことを明らかにした。この価格割引は、主に非所有者居住の住宅において観察されることも報告している。一方で、Murfin and Spiegel（2020）の米国データを応用した研究では、海面上昇リスクが住宅価格に与える有意な影響は確認されなかった。Tyndall（2021）はニューヨーク州ロングアイランドの2000年から2017年の住宅取引データを分析し、海面上昇の影響があるとされる地域で、住宅価格増加率が年平均1.4%の割合で相対的に低いことを報告している。これらの研究は、海面上昇が米国の不動産市場に与える影響には地域差がある可能性を示唆しており、地域ごとの住宅市場動向を理解する重要性が強調されている。

Tarui et al.（2023）ではより詳細な先行研究の展望がなされているが、いくつか深く関連するものを紹介する。文献では洪水や海面上昇リスクに関する情報提供の有無や、個人の信念がリスクの住宅資産価格への反映に影響を及ぼす

可能性が指摘されている。Hino and Burke（2021）は洪水の浸水想定区域にある住宅取引価格はそのリスクを完全に反映していないことを実証分析により確認し、結果として全米で同地域における住宅が合計438億ドル過大評価されていると議論している。Palm and Bolsen（2020）の調査では、フロリダ南部の洪水頻発地域の住民の多くが気候変動の存在を認識していることが判明した。その一方で、自宅がそのリスクにさらされているとは信じておらず、資産価値が海面上昇に脆弱であるとの認識を持っていないことが明らかとなった。こうした研究は、住宅価格に影響を与える一般的な要因（例：建物の広さ、寝室数）に加えて、沿岸物件固有の属性を定量的に分析することの重要性を強調している。ウォーターフロント物件や海岸線に近接する物件には価格プレミアムが見られる一方で、直近で洪水を経験した地域の住宅は価格が一時的に下落する傾向がある。また、防波壁などの沿岸保護構造物は、ウォーターフロント物件の価値に影響を及ぼす可能性がある。加えて、海面上昇リスクは、現地処理型排水設備（On-site disposal system または OSDS、例：汚水槽、浄化槽など）の存在と相互作用し、浸水による衛生的・生態的なリスクをさらに高めることが考えられる。

Tarui et al.（2023）では先行研究での海面上昇リスク推定モデルに加えて上記のような沿岸諸リスクを考慮し、また後述するようにいくつか異なる種類の海面上昇リスク指標を応用しているのが特徴である。ホノルルのデータを用い、（季節的な洪水でなく）慢性的な浸水が見込まれるような海面上昇に晒される物件は、そうでない物件に比べて取引価格がすでに９～14%低い水準で推移していることを発見した。また、このような海面上昇リスクに伴う資産価格の割引は主に集合住宅（アパート、コンドミニアム）に集中しており、一戸建て住宅に関しては統計的に有意な割引が推定されない。居住用不動産の海面上昇に対する市場反応は、今後の沿岸管理戦略、特に政府による高リスク資産買い上げや立ち退きプログラムの実現可能性に重要な影響を与えるものである。以下に分析の詳細を説明し、分析結果を考察する。



樽井 礼（たるい・のり）
1974年東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程修了。ミネソタ大学博士（農業・応用経済学）。現在、米 ハワイ大学マノア校経済学部教授。

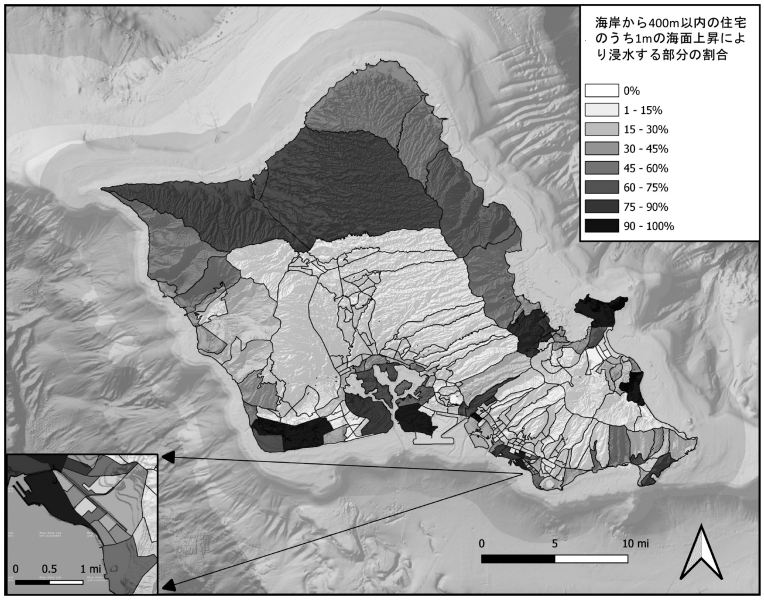
2　オアフ島の海岸線に関する背景

太平洋中央部に位置するハワイ諸島の一部海岸線は、自然に進行する海浜侵食に直面している。だが、このような自然現象は海面上昇そして防波壁を含む沿岸インフラ開発によって加速されている。2020年時点で、オアフ島の砂浜海岸線の29%以上に防波壁が設置されており、61%の部分において侵食が観察されている。州内の砂浜の80%は0.25メートルの海面上昇により侵食され、0.74メートルの海面上昇（Tavares et al. 2020）によりその割合は89%に増加すると見込まれている。

ハワイ住民や訪問者はビーチがもたらすさまざまなアメニティを享受しているものの、多くの沿岸で進行する消失や土壌侵食により利用・通行が困難または不可能になる場合もある。ビーチが侵食されるにつれて波は内陸に押し寄せ、場合によっては州の管轄が内陸に拡大し、私有地が公有地となることもある。その結果、一部の沿岸住宅所有者は砂を移動したり防波壁を建設したりするなど、しばしば違法な手段を用いて私有地を保護しようとする。そのような防波壁は近隣ビーチの侵食を加速することが知られている。

海面上昇の複合的な公衆衛生上の影響として、OSDS の浸水が挙げられる。オアフ島では公共

図1―オアフ島におけるセンサス区画別海面上昇リスク。



出所）Tarui et al.（2023）Figure 2にもとづき作成。

下水道につながっていない住宅も多く、そこでは敷地内で汚水槽等の排水処理が行なわれている。2014年時点で約1500のOSDSが海岸線から60メートル以内の土地に存在し、その75%以上が汚水槽であった。海面上昇や浸水は、それら汚水槽からの汚染流出につながる。そのような公衆衛生リスク低減のために浄化槽改修を促進する税制優遇政策なども近年導入されているが、2050年までに州内に現存する約9万の浄化槽をすべて改修するという米国環境保護庁の目標達成のためにはより大規模な政策が必要とされている。

3　データと分析手法

3.1　データ

海面上昇データ

本研究の貢献の1つは、先行研究で一般的に適用されているよりも包括的な海面上昇影響の尺度をヘドニック分析に応用している点にある。とくにハワイ州気候変動緩和適応委員会（2021年）が開発した指標を用いているが、受動的洪水（いわゆる「バスタブ」モデルにもとづくpassive flooding、SLR-PF）に加え、沿岸侵食（coastal erosion、SLR-CE）、および季節的な高波（annual high wave flooding、SLR-AHWF）に関する1メートルの海面上昇予測の3種類、そしてこれら3つの合計である包括的指標（SLR-XA）を考慮している。その地図データにもとづき、区画面積のうち30%以上が浸水する住宅区画は該当する海面上昇リスクがあると定義する。図1は、オアフ島の各センサス区画において、海岸線から0.25マイル以内にある住宅区画のうち、1メートルのSLR-XAリスクがある住宅の割合を示している。島内沿岸部では場所によってリスクの度合いが異なることがわかる。

またTarui et al.（2023）では先行研究との比較のために文献で頻繁に用いられている米国海洋大気庁（NOAA）のデータ（受動的洪水を最大約1.8メートルまで測定するもの）も利用している。

住宅特性データ

住宅取引価格データは、Zillow（ZTRAX）から1994年から2019年までの期間で提供された。ZTRAXデータには、物件の広さ、築年数、寝室数、取引日、売却価格などの基本的な物件および建物属性が含まれている。分析は、海面上昇の影響がより広く認識されるようになったと考えられる2014年から2019年の期間を主要な対象としている。2014年には気候変動に関する政府間パネルの第五次評価報告書が発行され海面上昇への注目が高まった可能性が高く、またGoogle検索の傾向においても同時期に「海面上昇」の検索が増加したことがわかっている。

表1—記述統計

	沿岸サンプル				沿岸＋水路サンプル			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
取引価格（USドル）	897,616	1,298,059	50,000	25,527,300	771,233	1,042,409	50,000	25,527,300
取引価格（2018USドル）	935,453	1,345,242	50,000	27,458,680	805,572	1,082,323	50,000	27,458,680
面積（平方フィート）	1,383	1,020	360	17,408	1,182	845	315	17,408
一戸建て住宅ダミー	0.37		0	1	0.25		0	1
部屋数	2.52	1.35	1	13	2.21	1.22	1	14
住宅築年数	40.6	18.5	1	102	38.3	18.1	1	108
海岸からの距離（m）	192.5	113.9	0.016	402.1	452.8	399.3	0.016	2901.5
標高（m）	5.42	7.75	−0.01	101.3	4.62	7.23	−0.01	109.7
オーシャンビュー	0.12		0	1	0.13		0	1
汚水槽ダミー	0.05		0	1	0.035		0	1
洪水浸水想定区域	0.27		0	1	0.4		0	1
ウォーターフロント	0.19		0	1	0.11		0	1
ビーチフロント（50m）	0.11		0	1	0.06		0	1
ビーチフロント（100m）	0.16		0	1	0.084		0	1
防波壁ダミー	0.049		0	1	0.026		0	1
隣接区画の防波壁ダミー	0.056		0	1	0.03		0	1
観察数	7,679				14,539			

データ収集と記述統計

砂浜沿岸地域に近いオアフ島物件のプレミアムをより適切に制御するために、2つのサンプルといくつかの追加変数を考慮する。

○沿岸サンプル（coastal sample）：オアフ島の物理的な海岸線から0.25マイル以内にあるすべての物件を含む。

○沿岸＋水路サンプル（coastal＋waterway sample）：沿岸サンプルに加え、運河・河川や海洋に繋がる湿地帯など、海面上昇の影響を受ける水路から0.25マイル以内にある区画を含む。

価格プレミアムを制御するための追加変数として、ウォーターフロント、ビーチフロント、非沿岸物件の指標を作成した。ウォーターフロント物件は、オアフ島の物理的な海岸線を取り囲む50メートルのバッファゾーン内にある区画を指す。砂浜を取り囲む50メートルおよび100メートルのバッファゾーン内にある区画にある物件をウォーターフロントと定義した。非沿岸物件は、沿岸＋水路サンプルにおいて、最も近い水路から海岸線よりも少なくとも85メートル近い区画として識別された。さらに、各物件で海の景色が観賞できるかを示す「オーシャンビュー」変数も使用された。2014年から2019年の期間におけるオアフ島の一戸建て物件の平均売却価格は128万ドル（沿岸＋水路サンプル）であり、集合住宅の平均売却価格は65万ドルであった。本サンプルでは、取引の37%が一戸建て住宅であり、残りが集合住宅である。物件の約5分の1がオーシャンビューを有し、沿岸サンプルでは16%が砂浜に隣接している。沿岸サンプルの約5％の物件には防波壁があり、防波壁がない物件の6％には隣接地に防波壁が存在する。最後に、沿岸サンプルの6％、沿岸＋水路サンプルの4％がOSDSを有している。

海面上昇リスクのある物件の平均売却価格は、同様のリスクがない物件と比較して両サンプルで高くなっている。一戸建て住宅では海面上昇リスクのある物件のほうが取引価格が高い傾向にあり、集合住宅では逆に海面上昇リスクに直面するものが平均的に低い価格が付けられている。海面上昇リスクを抱える物件は、より高い割合で浸水想定区域内またはウォーターフロントに位置し、防波壁を有し、建物の広さや寝室数が小さい傾向にある。これらの記述統計は、海面上昇リスクを抱える物件とそうでない物件の間の価格差を推定する際に、観察可能な差異

を制御する必要性を示している。

3.2 識別戦略

本研究の基本的なヘドニックモデルは、住宅価値の特性を制御しつつ、海面上昇リスクの影響を分離して評価することを目的としている。モデルは以下のように定式化される。

$$\ln P_{it} = \beta SLRE_i + X_{it}\gamma_x + \mu_b + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで $\ln P_{it}$ は取引年 t における物件 i の売買価格、$SLRE_i$ は海面上昇リスクの有無を示すダミー変数（観察期間を通じて不変と仮定）、X_{it} は物件特性（広さ、築年数、寝室数など）を含む変数ベクトル、μ_b は住宅区分の固定効果、ε_{it} は誤差項である。変数 μ_b は物件の種類（一戸建てか集合住宅か）、資産取引年、郵便番号区域、標高、海岸線からの距離によって（各カテゴリ変数の積として）定義される固定効果であり、海面上昇リスクの影響を識別するために導入する。

この識別方法に対する潜在的な脅威は、SLRE が海面上昇リスクそのものではなく、沿岸アメニティ（例：海の眺望、ウォーターフロント、砂浜への近さ）といった他の要因を捕捉してしまうことである。この問題に対処するため、分析では以下のように追加の沿岸属性変数（R_{1i}、R_{2i}）を組み込んだモデルも推定する。

$$\ln P_{it} = \beta SLRE_i + R_{1i}\gamma_r + X_{it}\gamma_x + \mu_b + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln P_{it} = \beta SLRE_i + R_{1i}\gamma_r + R_{2i}\beta_2 + X_{it}\gamma_x + \mu_b + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、R_{1i} はオーシャンビューの有無、FEMA 浸水想定区域、ウォーターフロント、ビーチフロントの立地、そして OSDS の有無を含む。また、R_{2i} は物件に防波壁があるか、もしくは防波壁が区画内にない隣接住宅が防波壁を有する場合を示すダミー変数である。加えて、海面上昇リスクと防波壁指標との交互作用項、ならびに物件タイプ（一戸建て住宅）との交差を含むモデルも推定する。

4 推定結果

4.1 沿岸リスク要因の有無による結果

モデル(1)の推定結果は、海面上昇リスクと取引価格の間に統計的に有意な関係を示していない（表２）。この推定モデルは全米データを対象とした Bernstein et al. (2019) の識別戦略に準拠したものである。この結果は、同モデルがホノルルのような局地的な分析を行なう場合に沿岸特有のアメニティやリスクを十分に制御しきれない可能性を示唆している。

一方で、追加の沿岸属性およびリスク要因を組み込んでいるモデル(2)および(3)の推定結果においては、海面上昇リスクと住宅価格の間に統計的に有意な負の関係が確認された。具体的には、沿岸サンプル（沿岸＋水路サンプル）においては海面上昇リスクによって取引価格が約10～12%（13～15%）低いとの推定が得られた。

これらの価格効果の大きさは、Bernstein et al. (2019) による全国サンプルの分析結果（0.66～１メートルの海面上昇に対して約14%、1.2～1.8メートルの上昇に対して約7.5%の割引効果）と大きく変わらない水準である。

オーシャンビュー、ウォーターフロント、ビーチフロントといった沿岸アメニティは、住宅価格に対して統計的に有意かつ正の影響を与えることが確認された。これらのアメニティがプレミアムとして市場で評価されていることを示している。

防波壁の存在に関しては、物件に防波壁が存在する場合、価格に対しておおむね正の効果を与えており、最大で45%の価格上昇と関連していたとの推定も得られた。ただし、この効果はモデルによって必ずしも一貫して有意に推定されているわけではない。それでもなお、海面上昇リスクに直面する持ち家所有者が防波壁を設置することに対する経済的なインセンティブを示唆する結果と解釈される。

一方、隣接地に存在する防波壁によるスピルオーバー効果（負の外部性）は、統計的に有意

表 2—海面上昇リスクモデルの推定結果

	沿岸サンプル				沿岸＋水路サンプル			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
1m 海面上昇リスク（SLR-XA）	−0.080	−0.099**	−0.119***	−0.226***	−0.055	−0.133***	−0.156***	−0.220***
	(0.065)	(0.039)	(0.038)	(0.051)	(0.042)	(0.032)	(0.033)	(0.036)
オーシャンビュー		0.296***	0.295***	0.296***		0.352***	0.349***	0.352***
		(0.080)	(0.080)	(0.076)		(0.057)	(0.055)	(0.053)
汚水槽		−0.161***	−0.165***	−0.163***		−0.100*	−0.108*	−0.108
		(0.052)	(0.055)	(0.057)		(0.058)	(0.060)	(0.063)
浸水想定区域		0.111	0.084	0.131		0.025	0.007	0.025
		(0.098)	(0.109)	(0.106)		(0.114)	(0.120)	(0.112)
ウォーターフロント		0.343***	0.273***	0.267***		0.260***	0.207***	0.198***
		(0.105)	(0.088)	(0.083)		(0.069)	(0.050)	(0.046)
近隣ビーチ（50m）		0.012	−0.084	−0.068		0.029	−0.104	−0.092
		(0.146)	(0.175)	(0.163)		(0.144)	(0.178)	(0.153)
近隣ビーチ（100m）		0.249**	0.249**	0.253**		0.198*	0.200*	0.205*
		(0.094)	(0.089)	(0.102)		(0.101)	(0.099)	(0.102)
防波壁			0.370	−0.121			0.488	−0.069
			(0.269)	(0.620)			(0.286)	(0.565)
近隣の防波壁			0.105	0.118			0.186	0.193
			(0.107)	(0.096)			(0.167)	(0.161)
SLR-XA X 防波壁				0.531				0.596
				(0.591)				(0.578)
SLR-XA X 一戸建て				0.265**				0.255***
				(0.095)				(0.084)
沿岸部外						−0.162***	−0.171***	−0.197***
						(0.057)	(0.057)	(0.049)
R2	0.75	0.77	0.77	0.77	0.66	0.68	0.68	0.68
AIC	8,590	8,021	7,978	7,916	18,988	18,142	18,070	18,003
BIC	8,679	8,166	8,123	8,061	19,086	18,316	18,243	18,177
N	7,242	7,242	7,242	7,242	14,084	14,084	14,084	14,084

注）海面上昇リスクの指標として SLR-XA 1 メートルを用いたモデル(1)〜(3)さらに交差項を追加したものの回帰結果を示している。標準誤差は郵便番号単位でクラスタ化されている。* p<0.10、** p<0.05、*** p<0.01。すべてのモデルには、郵便番号×取引年×海岸までの距離区分×標高区分×物件タイプ（一戸建てかコンドミニアムか）による固定効果に加え、物件築年数、寝室数、延べ床面積に関するカテゴリ変数が含まれる。赤池情報量規準（AIC）とベイズ・シュワルツ情報量規準（BIC）は表の下部に記載されている。

には検出されなかった。

また、OSDS（現地処理型排水設備）の存在については、モデル(2)および(3)の両方のサンプルにおいて、住宅価格に対して統計的に有意かつ負の影響を与えることが確認された。具体的には、沿岸サンプルにおいて約16%、沿岸＋水路サンプルにおいて約10%の価格割引が推定されている。

なお、FEMA 浸水想定区域内にある物件が、それ以外の区域にある物件よりも低価格で取引されているとの明確な証拠は得られなかった。この点は、Hino and Burke（2021）による先行研究の発見とも整合的であり、物件所有者や購入者が洪水ゾーン指定を価格に十分に反映させていないことを示している。

最後に、モデル(4)による分析は、海面上昇リスクの取引価格への影響が、主に集合住宅において推定されることを明らかにした。

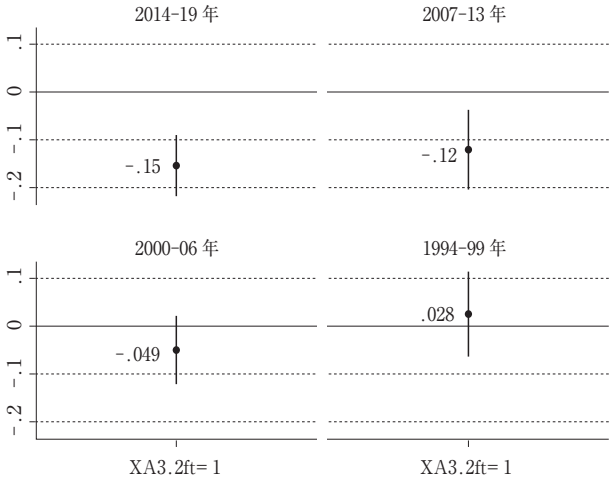
表 3 は、海面上昇リスクの中でも受動洪水リスクが住宅取引価格に統計的に有意な影響を与えていることを示す。その一方で、季節的な浸水や沿岸侵食を伴うリスクは住宅価格に影響を

表 3―海面上昇リスクの種類を考慮した推定結果

	沿岸サンプル			沿岸＋水路サンプル		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
SLR PF	−0.172	−0.226***	−0.213***	−0.268***	−0.363***	−0.355***
（受動洪水）	−0.113	−0.069	−0.062	−0.095	−0.075	−0.066
SLR AH	0.018	0.108	0.102	0.165	0.221*	0.213*
（季節的浸水）	−0.147	−0.11	−0.097	−0.164	−0.121	−0.108
SLR CE	0.460***	0.283*	0.265**	0.448***	0.24	0.222
（沿岸侵食）	−0.116	−0.164	−0.126	−0.112	−0.21	−0.139
R2	0.73	0.77	0.77	0.64	0.68	0.68
AIC	9,689	7,972	7,946	20,429	17,955	17,915
BIC	9,793	8,117	8,090	20,542	18,129	18,089
N	7,537	7,242	7,242	14,389	14,084	14,084

注）１メートルの海面上昇リスクの各指標を(1)式から(3)式の推定モデルに利用した結果を示す。標準誤差は郵便番号単位でクラスタ化されている。その他の定式化は表１の推定式と同様。* p<0.10、** p<0.05、*** p<0.01。

図 2―海面上昇リスクに伴う資産価格割引効果の推定期間による違い



与えていないことがわかる。これは後者２種類の海面上昇指標が取引当事者には観察しづらい可能性、また専門家でないとリスクが自明でないことが理由である可能性を示す。

以下、Tarui et al.（2023）に詳述されているその他の推定結果をまとめる。

4.2　海面上昇リスクの程度による物件価格への影響

NOAA の海面上昇リスク指標に基づいた浸透型洪水への影響に関する係数推定値と95%信頼区間を分析した結果、１メートルを超える上昇リスクに関しては統計的に有意な推定値が得られなかった。これは、住宅購入者が（今世紀末より後に訪れるかもしれない）比較的遠い将来、海面上昇リスクを割引因子として評価していないことを示唆している。

4.3　市場の顕著性

ZTRAX データを用いて異なるサンプル期間（1994年～）で分析した結果、近年の取引においてのみ海面上昇の影響が強く反映されていることが確認された（図２）。特に2000年以前の取引には価格への負の影響は見られなかった。このことは、海面上昇に関する懸念がメディア等で大きく取り上げられたのが2007年以降であること、よってそれ以前には同リスクが住宅取引に影響を与えなかったという仮説と整合的である。

4.4　行動的含意

Bernstein et al.(2019)、Giglio et al.（2015a, b）に倣って住宅価格からリスク認識を推定した結果、年間割引率を0.026と仮定した場合、１メートル海面上昇に対する期待浸水時間は平均75.8年から92年の範囲と推定された。これは IPCC の2100年予測とほぼ一致している。

4.5　総体的影響

ハワイ気候変動緩和適応委員会（2017年）によると、海面上昇による不動産価値損失は190億ドル以上に達するとされており、本研究ではその一部（２億2200万～５億4200万ドル）がすでに市場に組み込まれていると推定される。これによりホノルル市郡の不動産販売税収の損失は1610万～3930万ドルに達する可能性がある。

5　結論

本研究により、オアフ島における沿岸不動産は、慢性的な海面上昇リスクに対してすでに価格割引を受けていることが明らかとなった。特に集合住宅においてはその影響が顕著であり、一戸建て住宅には統計的に有意な価格影響は確認されなかった。これは、集合住宅が海面上昇対応において制度的・合意形成上の制約を受けやすいことを反映している可能性を示す。

Tarui et al.（2023）では住宅取引についての時間を通じたクロスセクションデータを分析している。各住宅の固定効果を考慮するために観察期間以内に複数回取引された住宅のみを対象とした同チームによる分析においても、海面上昇リスクの影響については同様な推定結果が得られている（Khan et al. 2025）。

また住宅資産購入者が海面上昇を考慮している傾向は、将来的な政策設計にも重要な含意を持つ。沿岸からの撤退やリスクの高い資産の買い上げを含む政府プログラムの時期・設計に対して、市場の動向を反映した意思決定が必要である。海面上昇リスクの市場評価の度合いは、住民のリスク許容度や制度的摩擦の存在を明らかにする手がかりとなる。

さらに、OSDS などの沿岸リスク要因が明確に価格に負に資本化されていることがわかった。これらの改善政策も、気候変動対応において極めて重要である。

参考文献

Bernstein, A., M. T. Gustafson, and R. Lewis（2019）"Disaster on the Horizon: The Price Effect of Sea Level Rise," *Journal of Financial Economics*, Vol.134（2）,pp.253-272.

Giglio, S., M. Maggiori, and J. Stroebel（2015a）"Very Long-run Discount Rates," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.130（1）, pp.1-53.

Giglio, S., M. Maggiori, J. Stroebel, and A. Weber（2015b）"Climate Change and Long-run Discount Rates: Evidence from Real Estate," Technical report, National Bureau of Economic Research.

Hawai'i Climate Change Mitigation and Adaptation Commission（2017）"Hawai'i Sea Level Rise Vulnerability and Adaptation Report," Prepared by Tetra Tech, Inc. and the State of Hawai'i Department of Land and Natural Resources, Office of Conservation and Coastal Lands, under the State of Hawai'i Department of Land and Natural Resources Contract No:64064.

Hawai'i Climate Change Mitigation and Adaptation Commission（2021）State of Hawai'i Sea Level Rise Viewer. Version 1.04. Pacific Islands Ocean Observing System（PacIOOS）.

Hino, M. and M. Burke（2021）"The Effect of Information about Climate Risk on Property Values," *Proceedings of the National Academy of Sciences,* Vol. 118（17）e2003374118.

Khan, M.T., N. Tarui, C. Newfield, and M. Coffman（2025）"Sea Level Rise Impacts on Residential Estate Value in Hawai'i," *Climatic Change*, accepted.

Murfin, J., and M. Spiegel（2020）"Is the Risk of Sea Level Rise Capitalized in Residential Real Estate?" *The Review of Financial Studies*, Vol.33（3）, pp.1217-1255.

Palm, R., and T. Bolsen（2020）*Climate Change and Sea Level Rise in South Florida: The View of Coastal Residents*（1st ed. 2020）. Springer.

Tavares, K.D., C. H. Fletcher, and T.R. Anderson（2020）"Risk of Shoreline Hardening and Associated Beach Loss Peaks before Mid-century: O'ahu, Hawai'i," *Scientific Report* 10, 13633.

Tarui, N., S. Urbanski, Q. L. Lam, M. Coffman, and C. Newfield（2023）"Sea Level Rise Risk Interactions with Coastal Property Values: A Case Study of O'ahu, Hawai'I," *Climatic Change*, Vol.176（9）, No.130.

Tyndall, J.（2021）"Sea Level Rise and Home Prices: Evidence from Long Island," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.67（4）, pp. 579-605.

なぜ住宅の仲介が難しいのか iBuyer の根拠から

Buchak, G., G. Matvos, T. Piskorski, and A. Seru（2020）"Why is Intermediating Houses so Difficult? Evidence from iBuyers," ***NBER Working Paper*****, No.28252**

はじめに

30兆ドル以上と評価されている住宅用の不動産は、アメリカの主要資産であり家計純資産の中央値の70％を占めている。しかし、住宅の売買にはかなりの摩擦があり、住宅の流動性はかなり低いとされている。住宅市場のこうした摩擦は、家計と住宅とのマッチングに影響を与え、さらに家計の流動性にも影響を与える可能性がある。そこで Buchak, Matvos, Piskorski, and Seru（2020）（以下、本論文）では、オンラインプラットフォームと通じて住宅を売買する「iBuyers」というサービスの参入によって、住宅における不動産仲介の摩擦と不動産仲介を成立させるために iBuyers の技術が果たした役割について研究している。

「iBuyers」とは、大量の市場取引データから自動査定モデルを活用して不動産価格を評価し、業者が売り手から直接物件を買い取ることで、迅速で効率的な取引を実現させるビジネスモデルである。iBuyers は2014年から不動産仲介業に参入し、2015年にはフェニックス、2016年から2018年にかけてはラスベガス、オーランド、ダラスでも急成長している。iBuyers が購入する住宅には特徴があり、価格帯が約10万から25万ドル、築年数が比較的新しく、多層階の住宅を購入する傾向がある。さらに iBuyers の市場は、スピードと確実性を買うビジネスモデルであり、流動性の高い市場での取引が多い。そのため、売主は物件掲載サイトに物件を掲載することなく、即時売却が可能となり、物件を掲載してから買主を見つけ売却するというプロセスが省略できるとしている。その取引の速さから iBuyers が購入する物件の価格は市場の平均よりも約3.6%低い金額で購入される。iBuyers が購入した物件の半分は３カ月以内に売却され、約75%は６カ月以内に売却と保有期間も短いとしている。売却する際には通常の売却と同様に物件を掲載サイトに掲載し、売却するに際は、売却価格をやや高めに設定している傾向があり約1.6%の販売プレミアムを得ている。このことから、iBuyers の市場においては、物件の購入と売却の間で約５％の利益を得ている。

本論文は不動産市場における技術的なイノベーションに焦点を当てており、シェアリングエコノミーが住宅市場に与える影響（Calder-Wang 2021）や住宅市場におけるノンバンクの役割を分析した研究（Buchak et al.2024; Jiang et al. 2020）にも拡張している。

本論文ではまず、iBuyers がどこでどのような不動産を仲介しているかを調査し、不動産仲介を制限している主な経済的摩擦について考察している。次に経済的摩擦要因を組み込んだモデルを構築し、仲介業者の介入による不動産の流動性の限界について分析している。

1 データ

本論文では2013年から2018年までの iBuyers の市場が大きい５都市（フェニックス、ラスベガス、ダラス、オーランド、アトランタ郊外のグイネット）の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、以下のデータが含まれている。

まず、取引データには、売主名、取引日、売却額、住宅ローン額など特定の物件に関する取引情報が記録されている。次に物件データには、ATTOM Data が提供しているリスティングデータが含まれており、時間が経つにつれての価格設定の変遷を見ることができる。また、不動産情報サイトの Redfin や Zillow からのデータにおいては、郵便番号レベルでの平均売却価格や物件掲載後２週間以内に売却された物件の割合などが記録されている。その他のデータとして、所得や年齢、学士号以上の学歴を持つ成人の割合など人口の特徴を測定するためにアメリカ国勢調査局のデータも使用している。

2 モデル

本論文では、不動産仲介の摩擦と流動性の限界に

ついてさまざまなモデルを用いて分析を行なっているが、今回はその中でも重要だと考えられる結果のモデルを紹介していく。その他の詳細な分析等については本論文を参照されたい。

まず、iBuyers が購入する住宅にどのような価格設定を行なっているのか、以下のヘドニックアプローチによって推定している。

$$\log(\text{SalePrice}_{izt}) = H_i'\mathbf{B} + \mu_k + \epsilon_{izt} \quad (1)$$

ここで、i は四半期 t の郵便番号 z にある物件を指しており、Sale Price$_{izt}$ は取引価格、H_i は、築年数などの住宅特性、μ_k は固定効果、ϵ_{izt} は残差を表している。

次に、iBuyers はアルゴリズムによる価格決定に依存していることから、どのような住宅特性が価格付けを難しくしているかを(1)式の残差の絶対値から推定している。推定式は以下の通り。

$$|\hat{e}_{izt}| = H_i'\Delta + \zeta_{izt} \quad (2)$$

(1)式同様に、H_i' は住宅特性に関する値を指し、ζ_{itz} は残差を表している。(2)式から推定された、価格設定の誤差の絶対値が大きい住宅に対しては、iBuyers による価格設定が難しく、一方で残差の絶対値が小さい住宅に対してはヘドニックアプローチによる値付けがしやすい住宅であると判断される。

また、住宅市場における流動性と iBuyers の参入との関係についてもヘドニックアプローチから推計している。以下の推定式からは、ある物件が掲載されてから90日以内に売却されたかを推定し、どの住宅が流動性高い住宅なのかを推計している。

$$\text{SellsWithin90Days}_{izt} = H_i'\mathbf{B} + \epsilon_{izt} \quad (3)$$

SellsWithin90Days$_{izt}$ は、郵便番号 i にある住宅 i が掲載されてから90日以内に売却されたかどうかを示す1,0の指標であり、H_i' については(1)式、(2)式と同様である。

さらに、(2)式と(3)式の結果を踏まえて、iBuyers が2013年から2018年にかけてどの住宅を購入するかという選択が、住宅の評価精度と流動性にどのように関連しているかを以下のように推定している。

$$\text{iBuyers}_{izt} = \beta|\hat{e}|_{izt} + \gamma\widehat{\text{SellsWithin90Days}}_{izt} + \mu_{zt} + \epsilon_{izt} \quad (4)$$

ここで iBuyers$_{izt}$ は、買い手が iBuyers であるかどうかの指標、$|\hat{e}|_{izt}$ は(2)式からの予測価格との誤差、$\widehat{\text{SellsWithin90Days}}_{izt}$ は住宅が掲載されてから90日以内に売却される予測確率、μ_{zt} は四半期と郵便番号の固定効果を示している。ここでは iBuyers が住宅市場に参入したうえで、どの住宅を仲介対象として選択するかを見ている。

表1―推定結果（iBuyers の価格決定要因）

	All Markets			High iBuyer Market	Other Markets
固定効果	買い手が iBuyers (1)	売り手が iBuyers (2)	iBuyers の関与なし (3)	iBuyers の関与なし (4)	iBuyers の関与なし (5)
なし	0.483	0.471	0.401	0.520	0.417
郵便番号	0.675	0.671	0.625	0.593	0.637
四半期	0.552	0.508	0.443	0.592	0.449
郵便番号＋四半期	0.740	0.712	0.676	0.669	0.673
郵便番号×四半期	0.833	0.803	0.684	0.674	0.683

3 推定結果

本論文における主な推定結果を示したものが表1～表3および図1、図2である。表1は前述の(1)式の推定結果であり、表に示している値はそれぞれの決定係数を示している。この結果から iBuyers が関与する取引では、住宅特性が価格変動の約50%を説明しており、関与していない取引に関しては約40%の説明となっている。さらに郵便番号と四半期の固定効果を考慮した場合には、価格変動の80%を説明しており、これらの結果から iBuyers の価格付けは単純なヘドニックモデルによって大部分を説明できることが示唆された。逆に iBuyers 以外の不動産業者については、アルゴリズムでは説明できない他の要素で価格を決めており、iBuyers がこのような情報を組み込んでいない場合には、逆選択の影響を受けやすい可能性がある。

表2には(2)式の推定結果を示している。この結果からは、築年数が比較的新しく、専有面積が広めで多層階の住宅がより高い価格を示していることがわかった。一方で敷地面積の広い住宅については単純なヘドニックモデルでの価格付けが難しいことも示

表2―推定結果（住宅特性とアルゴリズム価格の差）

	被説明変数	
	log（住宅価格） (1)	予測価格からの残差の2乗 (2)
築年数		
築年数<5年	0.662 (0.003)	−0.163 (0.001)
築年数　5年～10年	0.563 (0.002)	−0.161 (0.001)
築年数　15年～50年	0.229 (0.002)	−0.111 (0.001)
土地面積		
土地面積<5k	−0.913 (0.003)	−0.045 (0.002)
土地面積　5k～10k	−0.601 (0.003)	−0.062 (0.002)
土地面積　10k～25k	−0.281 (0.003)	−0.030 (0.002)
階層	0.197 (0.001)	−0.009 (0.001)
その他の住宅特性	Yes	Yes
サンプル数 決定係数	889,661 0.661	889,242 0.037

注）（）内の数字は標準誤差。

唆された。

⑶式の結果では、本論文において推定結果が記録されていないが建物規模が小さく、平屋建ての住宅に関しては、早く売却される傾向があることが示唆されている。図1は実際にiBuyersの市場シェアを示しており、価格がつけやすく流動性の高い住宅タイプにシェアが広がっていることが確認できた。

表3には⑷式の推定結果を示している。ここでは、価格予測の誤差の絶対値が10ポイント乖離している住宅については、iBuyersが購入する確率が0.79%低くなり、一方で住宅を90日以内に売却する確率が10ポイント上昇すると、iBuyersの市場シェアは0.37%上昇することが確認できた。これらの結果は、iBuyersがより流動性の高い住宅や値付けのしやすい住宅を仲介していることを示唆している。さらにこの結果から不動産市場における仲介業務が市場の流動性と情報の非対称性の2つの制約により取引が制限されていることも示唆している。

流動性を提供するには、不動産仲介業者は迅速な住宅取引をする必要があり、その結果、逆選択の影響を受ける可能性がある。iBuyersのようなアルゴリズムによるか書かう設定に特化した業者は、他の不動産業者と比較して情報面で不利な立場にあるとされている。実際にiBuyersへ提供する情報が悪化した場合の市場シェアを示したものが図2である。

図1―予測価格誤差とiBuyersの市場シェア

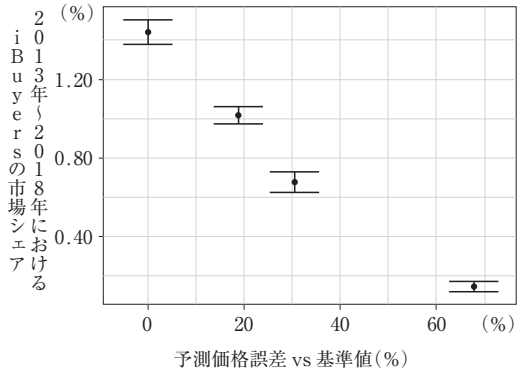


図2⑷からiBuyersがその物件が低品質か高品質か区別できない場合には、iBuyersの市場シェアが低下することが確認できる。また、⑹からは住宅に関する情報の質が低下するにつれて住宅の割引率が15%以上増加することを示している。これらの結果から、情報の質が低下するにつれて逆選択が増加することを示唆しているうえ、逆選択が全体的に不動産の仲介を制限していることも示唆している。

4　iBuyersのビジネスモデルの欠点

これまでは、不動産仲介の摩擦と不動産仲介を成立させるためにiBuyersの技術が果たした役割についてまとめてきたが、本論文においてはiBuyersのビジネスモデルの量的な欠点についても触れている。それは、住宅が空き家のまま放置されていることで価値のあるサービスフローが失われてしまうことである。その点については、仮にiBuyersの購入した空き家を賃貸できる場合、iBuyersの市場シェアは約3倍になるとしている。またもうひとつの欠点として、他の不動産業者と比較して物件を売却する能力には優れていない点も指摘している。

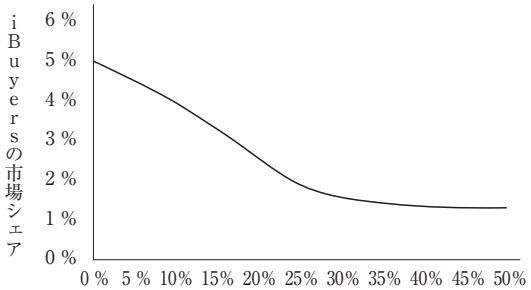
iBuersが物件を売却する際には従来の売却と同様に掲載サイトに物件を掲載し、買主を見つけ売却をするプロセスを経ているが、自社サイトやZillow、Redfinのようなサイトを活用することで、よりマッチングを向上させることができたのではないかと

表 3―推定結果（iBuyers が購入したか）

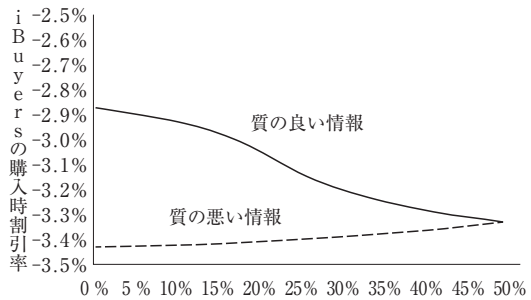
	被説明変数					
	iBuyer buyer（%）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\lvert \hat{e} \rvert_{izt}$	−4.713	−	−5.227	−9.360	−	−7.962
	(0.242)	−	(0.474)	(0.474)	−	(1.454)
$\widehat{SellsWithin90Days}$	−	1.919	1.582	−	4.235	3.713
	−	(0.192)	(0.199)	−	(0.549)	(0.577)
サンプル		2014-2018			2018	
郵便番号×四半期FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプル数	557,172	259,772	259,772	96,273	50,725	50,725
決定係数	0.027	0.030	0.031	0.025	0.028	0.028

注）（）内の数字は標準誤差。

図 2―iBuyers の市場シェアと評価の正確性



(a)iBuyers の市場シェア



(b)iBuyers のオファー価格割引率

指摘している。しかし、データからは、仲介による売却スピードの優位性は限定的であるともしている。

5 まとめ

本論文では、住宅市場の流動性を高めることの効果と課題について検討するために、2015年以降大きな市場シェアを獲得している iBuyers について研究した。その結果、流動性を高めるには取引を迅速に成立させることと住宅を正確に値付けさせることの両方を同時に達成しなければいけないことが確認できた。住宅取引の流動性が低いままだとこの問題はさらに悪化すると指摘しているが、iBuyers の参入により、情報の質を担保しつつ迅速な取引を可能にする領域を発見したとしている。iBuyers は流動性が高く、評価しやすい住宅に取引を限定しており、特に評価ミスのコストが低いと思われる市場に対して焦点を当てている。言い換えれば、iBuyers の比較優位性は市場の流動性を高くすることを可能にしているが、その市場は流動性がすでに高いか、極端に低い市場の一部に限られているとしている。

また、価格決定技術が向上したとしても、iBuyers は古い住宅など評価の難しい市場を避ける傾向があるため、流動性の低さが将来的に不動産仲介の障害になる可能性があることも示唆している。本論文において iBuyers のような技術が不動産仲介機能を向上させるための手段のひとつとして、マッチングの改善を指摘している。マッチングの改善を図ることで不動産市場における仲介機能の拡大を促進し、アメリカの家計にとって主要な資産である不動産の流動性を向上できる可能性があるとしている。流動性の低さだけでなく仲介における制限が強い日本の不動産市場においても、このような技術の導入による流動性の改善を図る必要があるといえるだろう。

参考文献

Buchak, G., G. Matvos. T. Piskorski, and A. Seru（2024）"Beyond the Balance Sheet Model of Banking: Implications for Bank Regulation and Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 132, pp. 616-693

Calder-Wang, S.,(2021）"The Distributional Impact of the Sharing Economy on the Housing Market," *SSRN Electronic Journal*, DOI:10.2139/ssrn.3908062.

Jiang, E., G. Matvos, T. Piskorski, and A. Seru（2020）"Banking without Deposits: Evidence from Shadow Bank Call Reports," Stanford Graduate School of Business Working Paper, No. 4093

増田悠人

慶應義塾大学大学院経済学研究科後期博士課程

◉調査研究成果のご案内
「住宅産業の経済効果・雇用環境に関する調査」
https://hrf.or.jp/pdf-report/2262/

公益財団法人日本住宅総合センターは、2025年５月に「住宅産業の経済効果・雇用環境に関する調査」をテーマにした調査内容をホームページへ掲載した。

令和８年度の税制改正要望に向け、住宅ローン減税の継続検討のため、「住宅産業の経済効果に関する調査」として国土交通省「建設部門分析用産業連関表」（2018年ベース）を最新データにリニューアルするもので、住宅建設の当初需要額、生産誘発額、雇用誘発額などの経済波及効果を確認した。また「建設産業の雇用環境に関する調査」として、住宅産業の雇用者数抽出が困難なため、建設産業全体の雇用数を調査し、全産業における住宅産業（建設産業）の雇用規模を把握した。

その結果、住宅建設10万戸の経済効果は、2018年ベースでは当初需要額1.73兆円、生産誘発額3.17兆円に対し、2023年ベースでは当初需要額2.14兆円、生産誘発額3.93兆円。既存住宅流通10万戸に伴う経済効果は、2018年ベースでは当初需要額0.44兆円、生産誘発額0.72兆円に対し、2023年ベースでは当初需要額0.48兆円、生産誘発額0.78兆円の結果となり、相応の経済効果が引き続き認められたこととなった。また建設産業の雇用者数は693万人となり、観光業646万人や自動車産業559万人を上回る結果となった。これらの調査結果が住宅ローン減税の継続検討に貢献できれば幸いである。

◉センターからのお知らせ
第112回「住宅不動産セミナー」開催
テーマ：「老朽化した物件の現状と課題」
日時：2025年10月17日（金）14：00～16：00
会場：「AP 市ヶ谷」AP 市ヶ谷
〒102-0076 東京都千代田区五番町1-10 市ヶ谷大郷ビル５F
参加費：無料
募集開始：９月上旬（予定）
お申し込み：当センターホームページ（https://hrf.or.jp/seminar/）よりお願いします。

ホームページ全面リニューアル
2025年７月23日より、当センターのホームページを全面的にリニューアルいたしました。

今回のリニューアルでは、皆様により快適にご利用いただくため、デザインの一新と情報の整理を行ないました。スマートフォンやタブレットからも快適にご覧いただけるよう、レスポンシブデザインにも対応しております。

ブックマークをご使用されている方におかれましては、アドレスが変更となっているページがありアクセスできない場合がございますので、お手数ですが再登録をお願いいたします。

今後も、内容のさらなる充実を図り、皆様のお役に立つ情報をタイムリーに発信してまいりますので、引き続きご愛顧いただけますようお願い申し上げます。（新サイト URL：https://hrf.or.jp）

編集後記

私は、大学院で「ドイツの手工業」という産業分野の研究を行なってきた。そのため2019年ころまでは、資料収集や調査のためにしばしばドイツを訪問していた。その後、新型コロナのパンデミックによる渡航制限等があって渡航できない期間が続いていたが、今年の夏は久々にドイツに行くことができた。

驚いたことが三つあった。一つは、ロシア上空を回避する空路であるために所要時間がかなり長くなったこと。もう一つは、航空券が高くなったことだ。それでも、なんとか安価な航空券を見つけることができた。

現地について、最初の夕食を取った際に三つめの驚きがあった。約15ユーロの食事だったが、現在の通貨レート（173円／ユーロ）に換算すると約2600円になる。航空券は円で決済をしていたために気づかなかったが、改めて「円安」を実感した次第である。ちなみに、2019年にドイツに行った時は、１ユーロ約120円だった。

「円安」は、輸出企業にとっては大きな恩恵をもたらす。「円高」が進んだ2010年ころには、「円安」を望む声が強かった。しかし、一海外旅行者としては、過度な「円安」はありがたいものではない。もう少し何とかならないものかと、ため息がでるばかりだった。　（Y・M）

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年秋季号（第138号）
2025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㈱

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。