

[巻頭言]

# コロナ禍の後のオフィスや住まいについて

海堀安喜

三井不動産株式会社専務執行役員  
公益財団法人日本住宅総合センター理事

この5月8日から、新型コロナウイルスの感染法上の扱いが、インフルエンザと同じになった。3年3か月に及んだWHOの「緊急事態」も終了した。

米欧を中心にコロナ危機からの回復が進み、訪日外国人観光客は2019年水準まで戻ると見込まれ、今年のGWの観光地は、国内外の観光客で以前の活気が戻ってきた。また、顔を合わせたコミュニケーションの重要性も再認識され、テレワーク利用率は減り、オフィスの人出も戻りつつある。

D&I（ダイバーシティ&インクルージョン）やワークライフバランスの推進が求められるなか、コロナ禍を経て、職場や住宅についての価値観も大きく変化してきた。

バブル崩壊後の失われた30年で、日本の国際競争力が大きく低下したと言われる今、GX（グリーントランスフォーメーション）、DX（デジタルトランスフォーメーション）をはじめとする新たな取組や海外を視野に入れた事業展開などを、より活性化し、より円滑かつ効率的に進めていくことが喫緊の課題である。その際、産・学・官の連携強化により、働き方改革やイノベーションへの取組について、ソフト・ハードの両面での支援を推し進めていくことが求められている。

また、人々の住まいも、職住近接や生活の利便性から都心居住を志向する人、またより広い住宅を求めて郊外居住を志向する人、さらには地方創生を率先するために二地域居住や移住を志向する人など、将来に向けたさまざまなカタチが模索されており、これらの場を提供する側も、新規供給から既存ストックの活用まで多様な手法を活用して、ニーズに応じていくことが求められている。

これから、これらの取組を進めるうえで注意しなければならないことは、コロナによって人口減少や少子高齢化などの状況がさらに加速してしまった点である。これらの場を提供する側も、相当のスピード感を持って進めていかなければ、手遅れになりかねない。

---

## 目次●2023年夏季号 No.129

---

[巻頭言] コロナ禍の後のオフィスや住まいについて 海堀安喜	—1
[特別論文] 人口減少下の国土のビジョン 中川雅之	—2
[論文] 母子世帯の子供の貧困と空間クラスター 河端瑞貴・安部由起子・柴辻優樹	—10
[論文] 環境性能が集合住宅の販売価格および中古取引価格に与える影響 高田秀之・吉田好邦・川久保俊・山口歩太	—20
[論文] 東京圏の民間賃貸住宅市場における入居審査と家賃滞納 鈴木雅智・川井康平・清水千弘	—27
[海外論文紹介] 障害者と公的住宅居住 伊藤翼	—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

# 人口減少下の国土のビジョン

中川雅之

## はじめに

私たちが暮らしている都市の骨格は、高い経済成長率、人口増加率に特徴づけられる高度成長期と呼ばれる時代に作られた。しかし、日本はすでに人口減少期に入っており、2020年に1億2614万人だった人口は、2056年には1億人を割り込むことが予想されている。そのようななかで、私たちはインフラや大量の住宅の老朽化、遊休化に直面している。

また、「人がいなくなる」、「住宅が滅失する」、「公共施設やインフラが破損する」変化をもたらすものとして、真っ先に頭に浮かぶのは災害ではないだろうか。2011年3月11日に起きた東日本大震災は、東北地方の広い範囲の都市・地域に壊滅的な打撃を与えた。その結果、多くの地域の人口減少が加速したが、仙台市をはじめとする大都市への集積も進んだ。集積の経済を実現できる地域とできない地域の分化が、震災によって促進されたと言えよう。人口が減少するなか、生産性や良好な生活の基盤となる行政サービスの効率性を上げるうえで、当然に求められることが起きていると言えるのかもしれない。

人口減少、少子高齢化、公共施設や住宅の老朽化などに、うまく対応するためにはどのような社会の仕組みを備えることが必要かを考えてみよう。東日本大震災のような災害は、「何の予告もなく」、「突然」、その地域の人口や施設を失わせる。しかし、私たちがいま直面している「人口減少」などの変化は、緩やかに進むた

め、一定の準備をもってすれば、それに十分備えることができるはずである。しかし、緩やかに進むために「何とかなる」という社会の雰囲気なか、できるはずの準備をすることなく深刻な事態を招いてしまうかもしれない。

現在、まちづくり、社会資本整備に関連する政策として、東京一極集中是正、コンパクトシティ、スマートシティ、災害対策、空き家対策、老朽マンション対策など、広範な政策が実施されている。これら個々の政策自体は、重要な背景と意味を持つものが多いと思われるが、総体として整合的な政策が講じられているのだろうか。

人口減少下でも豊かな生活を享受するためには、高い生産性の保持と、イノベーションによる創造が行なわれ続ける必要がある。経済学は、集積の経済を発揮することのできる都市という環境が、生産性の確保のためには必須だと考える。

異次元の少子化対策によって出生率が「今」上がったとしても、30年後には1億人を割るだろうとされている人口減少を「今」止めることはできない。人口減少は労働投入量の低下を意味するから、日本の生産力にネガティブな影響を与えるだろう。しかし、集積を促進することは可能なのではないか。そのような意味で、東京一極集中の是正という名のもとに行なわれる施策については、筆者は非常に懐疑的である。逆に、コンパクトシティ政策は困難であろうとも実現しなければならない施策だと考えている。

しかし、日本全体の集積を高めるためには、

今人が住んでいて、生産活動が行なわれている地域を再編しなければならぬ。それはすぐに可能なものでも、その地域の人を感じる痛みを放っておいていいものでもないだろう。この日本の集積を高める過程で発生する痛みやコストを低下させる政策として、空き家対策、スマートシティ、高齢者へのサービス提供体制の整備などが行なわれる必要がある。

このような全体のストーリーを具体的に表現する空間計画は、今の日本には存在しない。かつて経済成長率が高く、人口増加率も高い時代に、国土総合開発計画という大きなストーリーの共有を行なう手段が存在した。政治的な合意が極めて困難なものとしても、人口減少が行きついた先の国土のイメージを共有しない限り、緩やかな災害としての人口減少に私たちは飲み込まれてしまうことにはならないだろうか。そのような意味から本稿では国土計画という大きなストーリーづくりについて議論をしたい。

## 1 国土計画に関する振り返り

全国を対象とする空間計画として、国土形成計画法に基づいて新しい国土形成計画が現在検討されている。2005年以前には、国土総合開発計画法に基づき、全国総合開発計画が策定されていた。本稿では両者を合わせて国土計画と呼ぶ。国土総合開発計画においては、おおむね以下が記述されていた。

- i 目標とそれを具体的に記述した地域別人口配分などのフレーム
- ii それを達成する社会資本整備に関する方針
- iii 具体的な大規模公共プロジェクトに関する方針
- iv 具体的な大規模民間プロジェクトに関する方針
- v 民間活動支援の方針

ただし、人口配分などのフレームは第4次全国総合開発計画までしか提示されていない。そこで、まず第4次全国総合開発計画までの概要を以下にまとめる。



なかがわ・まさゆき  
1961年秋田県生まれ。京都大学経済学部卒。建設省（現・国土交通省）後、大阪大学社会経済研究所助教授、国土交通省都市地域整備局まちづくり推進課都市開発融資推進官などを経て、現在、日本大学経済学部教授。著書：『都市住宅政策の経済分析』ほか。

### 全国総合開発計画（1962年。目標年次：1970年）

「地域間の均衡ある発展」を目標に、拠点開発方式（目標達成のため工業の分散を図ることが必要であり、東京都の既成大集積と関連させつつ開発拠点を配置し、交通通信施設によりこれを有機的に連絡させ相互に影響させると同時に、周辺地域の特性を生かしながら連鎖反動的に開発をすすめ、地域間の均衡ある発展を実現する）を採用

### 新全国総合開発計画（1969年。目標年次：1985年）

「豊かな環境の創造」を目標に、大規模開発プロジェクト構想（新幹線、高速道路等のネットワークを整備し、大規模プロジェクトを推進することにより、国土利用の偏在を是正し、過密過疎、地域格差を解消する）を採用。

### 第三次全国総合開発計画（1977年。目標年次：1987年）

「人間居住の総合的環境の整備」を目標に、定住構想（大都市への人口と産業の集中を抑制する一方、地方を振興し、過密過疎問題に対処しながら、全国土の利用の均衡を図りつつ人間居住の総合的環境の形成を図る）を採用。

### 第四次全国総合開発計画（1987年。目標年次：2000年）

「多極分散型国土の形成」を目標に、交流ネットワーク構想（多極分散型国土を構築するため、①地域の特性を生かしつつ、創意と工夫により地域整備を推進、②基幹的交通、情報・通信体系の整備を、国自らあるいは国の先導的な指針に基づき全国にわたって推進、③多様な交流の機会を国、地方、民間諸団体の連携により形成）を採用。

一方、国土総合開発法による最後の計画となる21世紀国土のグランドデザイン（1998年。目標年次：2010～2015年）では、人口フレームのような具体的なビジョンは提示されていない。「多軸型国土構造形成の基礎づくり」を目標に、参加と連携に基づく4つの戦略（①多自然居住地域（小都市、農山漁村、中山間地域等）の創造、②大都市のリノベーション（大都市空間の修復、更新、有効活用）、③地域連携軸（軸状に連なる地域連携のまとめり）の展開、④広域国際連携交流圏（世界的な交流機能を有する圏域の形成）が採用されている。

2005年に国土形成計画法への改正を経て、以下の二つの計画が策定されている。

#### 国土形成計画（2008年。目標年次：2018年）

「多様な広域ブロックが自立的に発展する国土の構築、美しく、暮らしやすい国土の形成」を目標に、5つの戦略的目標（①東アジアとの交流・連携、②持続可能な地域の形成、③災害に強いしなやかな国土の形成、④美しい国土の管理と継承、⑤「新たな公」を基軸とする地域づくり）を採用。

#### 新国土形成計画（2015年。目標年次：2025年）

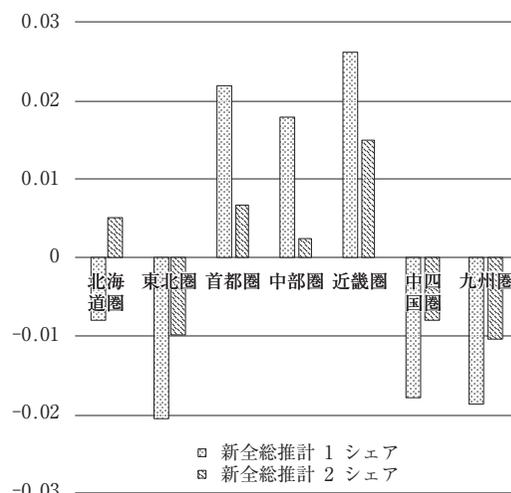
「対流促進型国土の形成」を目標に、重層かつ強靱な「コンパクト+ネットワーク」という戦略（①ローカルに輝き、グローバルに羽ばたく国土（個性ある地方の創生等）、②安全・安心と経済成長を支える国土の管理と国土基盤、③国土づくりを支える参画と連携（担い手の育成、共助社会づくり））を採用。

このように同じ全国規模の空間計画ではあるものの、人口フレームという具体的な国土のビジョンを持って、それを達成するための社会資本整備にコミットしてきた、第4次全国総合開発計画までの計画と、それ以降の計画では、その性質を大きく異にしている。

## 2 国土計画の実効性

以下ではまず、新全国総合開発計画と第3次全国総合開発計画が、人口フレームとして示し

図1—新全総における地域人口フレームと実績の差異（1985年）



注1) 新全総推計1は趨勢継続パターン、新全総推計2は地方分散パターンである。

2) 人口の実績は国勢調査から

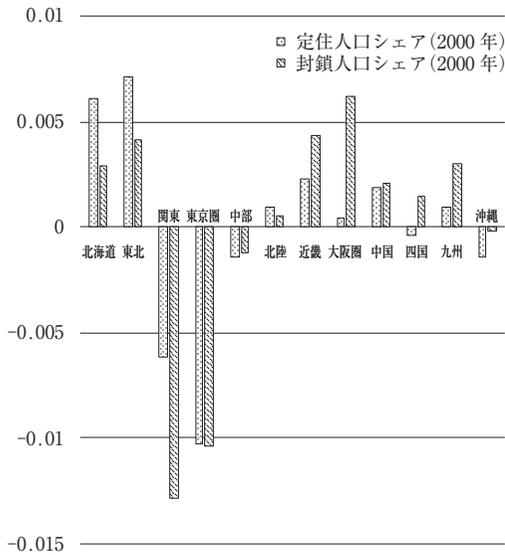
た国土のビジョンを達成することができたかを見てみよう。

図1では、新全国総合開発計画で提示されている人口フレームと実績を比較（計画の人口フレームが記述した地域の人口シェア—当該目標年次の地域の人口シェアの実績）することで、それぞれの計画の達成度合いを記述している。プラスの領域がシェアという意味で計画が過大であったことを、マイナスの領域がシェアという意味で計画が過少であったことを意味している。三大都市圏の数値がすべて正の領域にあり、地方圏の数値がほとんど負の領域にあることから、「地方分散」という趣旨からすれば、新全総の目標はおおむね達成されたと評価できよう。

図2では、第3次全国総合開発計画の評価を行なう。新全国総合開発計画と異なり、関東、東京圏の数値がすべて負の領域にあることから、両地域への人口集中の抑制という意味では目標は達成できなかったと評価できる。一方、同様の大都市圏であった近畿、大阪圏の目標はほぼ達成されている。

次に、国土計画で掲げられたビジョンを達成する有力な手段だと考えられた社会資本整備の

図2—三全総における地域人口フレームと実績の差異 (2000年)



注1) 定住人口シェアとは、三全総で地域別定住人口推計として示された地域別人口のシェア、封鎖人口シェアとは同計画で封鎖人口推計として示された人口の地域別シェア。1985年、1990年、2000年の目標があるが、2000年の目標を図にしている。

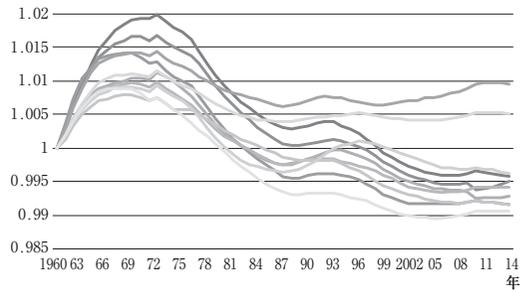
2) 人口の実績は国勢調査から

配分についてみてみよう。1960～2014年の動きを、面積当たりの社会資本ストック量の偏差値を用いて観察する。傾向を把握しやすくするため、下位五分の一の都道府県と上位五分の一の都道府県の指数を図3、図4で指数化して記述している。なお上位五分の一の中から東京都、千葉県、埼玉県、神奈川県は、異なる傾向を示すため除いている。

社会資本ストック量の最も低いグループにおいては、1960年から1970年代の半ばまでに社会資本ストック量に関する全国的な位置づけを上昇させる配分が行なわれ、その後逆の方向に転じていることが観察される。東京圏を除く社会資本ストック量が最も高いグループでは、1960年から1970年代にかけて社会資本ストック量に関する全国的な位置づけを低下させるような配分が行なわれ、その後逆の方向に転じている都道府県が多いことが観察される。

なお東京都も東京オリンピックにかけて指数が上昇するが、その後は1980年代半ばまで指数

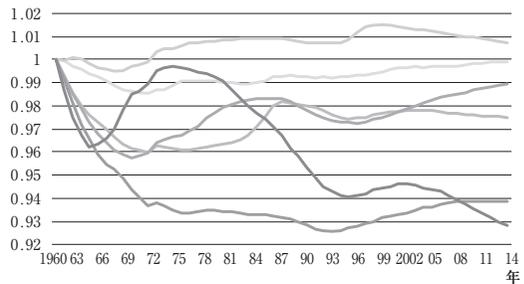
図3—面積当たり社会資本ストック下位五分の一の都道府県の偏差値の推移 (指数)



注1) 社会資本ストック推計データ (内閣府) (<https://www5.cao.go.jp/keizai2/ijj/result/csvver.html>) を用いて都道府県ごと面積当たりの数値を求め、それを偏差値化したものを用いている。

2) 偏差値の下位五分の一の都道府県とは、北海道、岩手県、秋田県、島根県、福島県、山形県、青森県、長野県、鹿児島県、宮崎県

図4—面積当たり社会資本ストック上位五分の一の都道府県の偏差値の推移 (指数)



注3) 社会資本ストック推計データ (内閣府) (<https://www5.cao.go.jp/keizai2/ijj/result/csvver.html>) を用いて都道府県ごと面積当たりの数値を求め、それを偏差値化したものを用いている。

4) 偏差値の上位三分の一の都道府県とは、京都府、兵庫県、香川県、福岡県、愛知県、大阪府であり、東京都、千葉県、埼玉県、神奈川県は除いている。

が低下する。一方、周囲の3県はほぼ一貫して指数が上昇している。

人口フレームに代表される国土のビジョンを提示して、それを実現する手段が公共投資などの配分だと考えれば、大きな方向としての「地方分散」と整合的な社会資本整備が行なわれてきたのは、せいぜい1970年代の半ばまでと考えることができる。国土計画が実効的であったのは、1969年に策定された新全国総合開発計画までであるのは、1977年に策定された第3次全国総合開発計画以降は、そのビジョンを実現する

社会資本整備配分に関してコミットできていないことによるものと考えられる。

### 3 国土計画の意味

ここで、国土計画の意味について考察してみよう。Henderson and Becker (2000) では、与えられた技術的な環境のもとで、最適規模都市が自発的に生成していく様子が描かれている。同時に、政府が特定の都市に対して特別に有利な技術条件を与えることで、巨大都市を生み出すことができることについても触れている。このことは、政府は社会資本整備、特に国家公共財の配分を通じて、巨大都市の出現や都市の縮小をコントロールすることが可能だと解釈できよう。

「国民が合意する」最適な都市規模の分布とは、効率性の観点のみならず、多様な観点からの分配上の配慮、災害リスクなどから決定されるものと考えられることができるだろう。その場合、国土計画とは、国民的な合意を得た「人口配分の適切な姿」に関して、それを実現する政策の実施をコミットする手段として位置付けることができるかもしれない。さまざまな国土総合開発計画で示された「国土の均衡ある発展」や「多極分散型国土の形成」とは、その国家公共財の配分の背景となる「物語」(narrative) であると考えることができる。

そのように考えた場合、「21世紀国土のランドデザイン」以降の、人口フレームが示されず、大規模な社会資本整備に関する具体的な記述のない国土計画を、「物語」だけの計画と位置付けることができよう。このような計画にどれだけの意味があるだろうか。国民の一定の合意を受けた「物語」と、それに基づいた国家公共財配分と紐づいた各種施策のコミットメントがあってはじめて、家計や企業などの期待を変えたり、その「物語」に沿った行動に誘導したりすることが期待できるのではないだろうか。

一方、政府が上記のような「人口配分の適切な姿」を示すことができないというもっともな

前提に立った場合、それを実現するためのコミットメントなどはないほうがいいことになる。人口フレームや公共投資配分に関する記述を内容として含む国土総合開発計画が、それを内容として含まない国土形成計画に変更した背景にはそのような「もっともな理由」があったのかもしれない。

### 4 人口減少時代の国土計画の位置づけ

しかし、人口減少時代には異なった観点からの検討が必要になるのではないか。人口変化がHenderson and Becker (2000) で、どのように扱われているかをみてみよう。

まず人口増加という環境下で、一国の都市の姿がどのように変化するかを検討する。最適規模の都市のみで構成されている国で人口増加が起こると、最適人口を上回った都市から企業家、雇用者が離脱して、別の最適規模の都市が開発されることになる。逆に、人口減少下においては、最適人口を下回った都市で構成されている国は、都市数を減らして最適人口規模を維持することになる。減少率が大きな都市ほど集積の経済を失うデメリットが大きいため、そのような都市から企業家、雇用者が離脱して、減少率が低い都市に移住してその最適都市規模が維持されることになる。このようなメカニズムが機能するのであれば、何ら政府が介入する余地は生まれません。

しかし、Glaeser and Gyourko (2001) では都市は成長方向と比較して、衰退方向で調整速度が大きく遅くなることが指摘されている。つまり、オフィス、住宅、インフラが集まった都市は耐用年数が高いため、新しい都市が誕生、成長する場合には短期間で都市の拡大が実行されるが、都市が衰退し、消滅するまでには時間がかかることになる。

Glaeser and Gyourko (2001) は、米国の都市の成長率を、前期の成長率に正負の方向で傾きが異なるスプライン曲線に回帰して示している。都市の成長に影響を与える何等かのショッ

表1 一都市成長・衰退の持続性の検証

	米国 (Glaeser and Gyourko 2001)				日本 (中川ほか 2005)		
	人口の対数変化 (1960-1970年)	人口の対数変化 (1970-1980年)	人口の対数変化 (1980-1990年)	人口の対数変化 (1990-2000年)	人口の対数変化 (1985-1990年)	人口の対数変化 (1990-1995年)	人口の対数変化 (1995-2000年)
前期の負の成長	0.870* (0.465)	1.112** (0.273)	0.804** (0.103)	0.814** (0.119)	1.3627*** (0.0518)	0.8528*** (0.0316)	0.8676*** (0.0324)
前期の正の成長	0.256** (0.072)	0.416** (0.074)	0.506** (0.041)	0.533 (0.039)	0.7425*** (0.0173)	0.5998*** (0.0184)	0.3923*** (0.0153)
定数項	0.055 (0.030)	-0.004 (0.020)	0.065** (0.009)	0.043** (0.007)	-0.0098*** (0.0013)	0.0100*** (0.0013)	-0.0012 (0.001)
修正 R2	0.19	0.41	0.53	0.53	0.6816	0.6069	0.5593
サンプル数	114	114	322	322	1715	1715	1715

注1) 米国は Glaeser and Gyourko (2001) から筆者が要約したもの。

- 2) 米国の推定には人口30000人以上都市圏データを使用。
- 3) 日本は中川他 (2005) から筆者が要約したもの。
- 4) 日本の推定には人口1万人以上市町村のデータを使用。
- 5) \*\*、\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意。
- 6) 括弧内は標準偏差。

クがあった場合に、そのショックに短期的に対応できるならば、前期の成長率と今期のそれに相関は生まれないが、ショックへの対応に時間がかかる場合には両期間の成長率に高い相関が生まれることになる。

表1は、Glaeser and Gyourko (2001) と、同じ手法を日本の都市に適用した中川ほか (2005) の推定結果を示している。2つの表から推測されるのは、成長方向の変化よりも衰退方向の変化にずっと時間がかかっている実態である。インフラ、住宅の耐用年数の長さのみならず、成長都市においては (移動率の高い) 若年人口が増える一方、衰退都市では (移動率の低い) 高齢者が取り残されるため、都市衰退には時間がかかるものと考えられる。このように人口の増減に従った都市数の調整が遅い場合、最適都市規模と異なる規模で経済活動が行なわれるため、厚生上の損失が発生することになる。

また前述のとおり、国民の豊かな生活を支えるためには、今後日本全体の集積を高めることが重要であろう。一方、そのことは同時に今人が住んでいたり、生産活動が行なわれたりしている地域を再編することを意味する。現在取り組まれている空き家対策、スマートシティ、高齢者へのサービス提供体制の整備は、そのこと自体にももちろん大きな意味があるが、それ以上に集積を高める過程で発生する痛みやコストを

低下させる政策として大きな意味を持つものだろう。

政府に最適都市規模を把握する能力がないとしても、高い確度の将来人口が示されているなかで、どこに集積を維持すべきかを判断することは、ずっと可能性の高い作業ではないか。このため、人口減少が中長期的に行きついた先のビジョンを示すものとしての人口フレームを実現するための社会資本整備を行なわない、維持管理水準を低下させるさまざまな地域振興などに関する支援を行なわないというコミットメントを示す国土計画が求められるのではないだろうか。そして、少なくともそれに関する国民的な議論を行なうことは重要ではないか。

このような議論は、政治的に非常に高いコストがかかるため、実現がきわめて困難かもしれない。人口減少が行きついた先の国土のイメージを共有しない限り、緩やかな災害としての人口減少にわれわれは飲み込まれてしまうという心配が筆者の杞憂であることを願いたい。

#### 参考文献

- Glaeser, E. and J. Gyourko (2001) "Urban Decline and Durable Housing," NBER Working Paper, 8598.  
 Henderson, V. and R. Becker (2000) "Political Economy of City Sizes and Formation," *Journal of Urban Economics*, Vol.48, pp453-484.  
 中川雅之・橋本岩樹・田中啓一・竹本勝紀 (2005) 「都市衰退対策の評価」『地域学研究』第35巻3号、559～571頁。

今号では、住宅土地経済に直接的あるいは間接的に大きな影響を与える要因を分析した3本の論文を掲載している。

### ●

1つめは、日本の母子世帯が全国を対象にどのように空間的に集積しているのかを実証した論文である。2018年の日本のひとり親世帯の貧困率は48.3%と、OECD諸国平均の31.9%より顕著に高い(OECD Family Database)。子供の貧困は世界各地の特定の地域に集積しており、国際的な関心が高く、貧困対策が重要な政策課題であると議論される一方で、貧困地域で暮らす子供の空間不平等に関する研究蓄積は、居住地域が子供のwell-beingにおいて重要であることや、多くの母子世帯が低所得地域に集中していることなどを指摘している。特に、日本は先進国の中で著しく母子世帯の子供の貧困率が高く、2000年から2010年にかけて母子世帯数が約63万から約76万へ大幅に増加しているが、母子世帯の空間集積パターンを分析した研究は少ない。

河端・安部・柴辻論文(「母子世帯の子供の貧困と空間クラスター」)は、日本の母子世帯の空間的集積パターンを分析して、母子世帯の子供が国内のどの地域に集積し、2000-2010年の間にどのように推移して、母子世帯の子供がどのような地域で増えたのかについて明らかにしている。

母子世帯では、母親の多くは子供が乳幼児期にひとり親になっており、母親の就業率は高いが、多

くが低賃金・非正規雇用で働くワーキングプアである。子供の乳幼児期は時空間制約が大きいため、正規職で働くことや求職活動が難しい。これがシングルマザーの就業による貧困脱出を困難にし、ひとり親世帯の貧困が固定化する一要因となっている。

このような状況を踏まえて、政府は2013年に「子供の貧困対策の推進に関する法律」を制定し、2014年閣議決定で子供の貧困の実態をさらに調査する必要があること、また2019年有識者会議では子供の貧困対策の取り組みに地理的な格差を考慮する必要があることを提言している。このような背景から、河端・安部・柴辻論文では、全国を対象とし、2000年、2005年、2010年の市区町村パネルデータを作成し、母子世帯の子供が国内のどの地域に集積しているかについてはLocal Moran's I統計量を用いて、母子世帯の子供率と地域の特徴との関係は空間パネルデータモデルを用いて検証している。

実証分析では、(i)母子世帯の子供は全国の自治体で均一ではなく、集積地域が存在すること、特に子供率が高い集積地域は北海道と西日本に見られること、(ii)母子世帯の年長の子供(6-18歳)は年少の子供(6歳未満)よりも特定の地域に集中する傾向が強く、この傾向が2000-2010年の10年間で強まったこと、(iii)母子世帯の子供率は平均所得が低く、転出率の高く、保育所供給率が低い自治体で上昇したこと等、多くの知見を得ている。特に、母子世帯の子供は所得

の低い自治体に居住する傾向が高く、貧困世帯への支援の需給に空間的なミスマッチが生じている可能性がある。社会的弱者にも最低限の居住環境を保障することは住宅政策の役割の一つであり、そのためにも母子世帯の支援が不足している地域の特定は喫緊の課題である。この観点から本研究の今後のさらなる発展に期待したい。

### ●

2つめは、環境性能を示す指標が集合住宅の不動産価値に及ぼす効果を実証した論文である。近年、海外では、環境性能と不動産価値に関する研究が多数蓄積され、さらにSDGsへの取り組みなどの持続可能な社会の実現に向けた企業行動がグローバルな共通認識となり、不動産の環境性能が賃料等の経済性に与える影響に着目した不動産投資を拡大させる動きにつながっている。一方、日本では、オフィスビルを対象とした環境性能と不動産価値の関係について検討した研究は多数あるが、集合住宅を対象とした同様の研究は少ない。

高田・吉田・川久保・山口論文(「環境性能が集合住宅の販売価格および中古取引価格に与える影響」)は、環境性能を示す指標としてCASBEE(建築環境総合性能評価システム)に着目し、横浜市内で分譲された集合住宅を対象として、環境性能評価が新築分譲価格や中古取引価格に及ぼす影響を明らかにしている。

CASBEEは戸建や建築物、街区、都市などの環境性能をさまざまな視点から総合的に評価するツ

ールであり、建築物の環境性能で評価し格付けする手法で、横浜版CASBEEは建築物（新築、既存、改修）を含み、制度が2005年に導入されて10年以上の運用実績がある。分析データはマンションの販売データをCASBEE横浜で認証されたマンション物件に建物名称および位置情報を用いてマッチングして作成した485物件を利用している。

実証分析はヘドニックモデルを採用し、マンションの環境性能や建物特性などの説明変数で被説明変数（新築分譲単価や中古価格変化率）を推定・検討している。

実証分析からは、(i)総合指標BEE（環境効率）の1ポイント上昇が新築分譲単価を約5.5%上昇させ、(ii)BEEの1ポイント上昇が中古価格変化率に約1.63%のプラスの影響を及ぼすことが確認された。高田・吉田・川久保・山口論文は、新築分譲価格と中古取引価格の2面から環境性能と不動産価値の関係を分析した点に特徴があるが、分析に用いたデータが横浜市という限られた地域を対象としている点は分析結果の一般性の観点から注意が必要であろう。しかしながら、環境性能と不動産価値の関係が明らかになることは供給者サイドのみならず、需要者サイドにも有益な情報である。この観点から本研究の今後のさらなる発展に期待したい。

●

3つめは、民間賃貸住宅の入居審査に対する差別の存在を検証した論文である。社会的弱者にも最

低限の居住環境を保障することは住宅政策の果たす役割の1つであり、例えば、弱い立場にある人々に対して公的住宅が供給されてきた。しかし、近年は民間賃貸住宅の担う役割が大きくなりつつある。日本では借地借家法により借家人の保護側面が強く、家主が相対的に弱い立場にある。このため、家主は入居者の受入時に家賃滞納などのさまざまなリスクを勘案して入居審査を厳しくするインセンティブを持ち、その結果、一般的な賃貸住宅の借り手ではないタイプの入居希望者は入居を断られる可能性がある。

鈴木・川井・清水論文（「東京圏の民間賃貸住宅市場における入居審査と家賃滞納」）は、東京圏の民間賃貸住宅市場の入居審査において、非典型的な入居者に対する「差別」の存在を検証している。鈴木・川井・清水論文は、入居者レベルの入居審査プロセスや入居後の家賃滞納記録のデータを利用して、特徴的かつ独創的に実証している。まず、入居審査時に生じる差別を、(i)偏見に基づく差別、統計的な差別として(ii)特定の入居者タイプで家賃滞納リスクが高い傾向があるという差別、(iii)特定の入居者タイプで入居を受け入れることに伴う近隣トラブル（高齢者の孤独死リスクや子育て時の騒音トラブルなど）などを生じさせるリスクが高い傾向があるという差別の3分類に整理する。そして、差別の対象となりうる入居者タイプは「住宅双六」に当てはまらない世帯構成が非典型的な入居世帯

（単身高齢者、高齢夫婦、シングルファザー+子供、シングルマザー+子供、未婚カップル+子供、その他日本人〈友人と同居等〉、外国人に区分される世帯）の可能性が高いと考えて実証している。

実証分析は二段階プロビットモデルを採用し、第一段階で家賃滞納の有無を説明するプロビットモデルを推定し、第二段階で入居審査の結果を説明するプロビットモデルを推定・検討している。

実証分析からは、第一段階では一部の非典型型な入居者（未婚カップル+子供）を除いて、非典型的な入居者が単身男性に比べて家賃滞納の可能性が高いとは言えないという結果、第二段階では家賃滞納の期待確率が高いと入居審査に通りにくく、経済的合理性を持った審査が行なわれている一方で、入所者タイプについて、単身高齢者、シングルマザー、その他日本人、外国人といった非典型的な入居者が支払能力を含めた客観的属性から推測された家賃滞納への至りやすさをコントロールしても、入居審査に通りにくい傾向があるという結果をそれぞれ得ている。

これらの分析結果は賃貸住宅への入居を希望する世帯が多様化している現代社会では合理的でない理由から賃貸住宅をスムーズに借りられない事態が生じていることを示し、鈴木・川井・清水論文では、非典型的な入居者の経済的安定性を担保できる仕組みづくりが重要であると指摘している。この観点から本研究の今後のさらなる発展に期待したい。（F・T）

# 母子世帯の子供の貧困と空間クラスター

河端瑞貴・安部由起子・柴辻優樹

## はじめに

母子世帯の子供は、国内のどこに集積（クラスター化）しているのだろうか？

日本は、先進国の中で著しく母子世帯の子供の貧困率が高い。OECD Family Databaseによると、2018年の日本のひとり親世帯の貧困率は48.3%と、OECD 諸国平均の31.9%より顕著に高い。

貧困は、世界各地で特定の地域に集積している。貧困地域で暮らす子供の空間不平等（spatial inequality）に関しては、膨大な研究蓄積がある。Wilson（1987）やCutler and Glaeser（1997）は、貧困地域やゲットーで育つと子供の社会的・経済的な成果に負の影響があることを示している。貧困地域から環境のよい地域への転居が子供の社会経済的成果に与える影響については、初期の研究では結果が分かっていたが、最近の研究では社会経済的に有益な影響を与えることが示されている（Chetty and Hendren 2018; Chyn 2018）。

これらの研究は、居住地域が子供のウェルビーイング（well-being）において重要であることを示唆している。母子世帯は、低所得地域に多く居住していることが知られているが、全国を対象に、母子世帯の子供がどの地域にクラスター化（集積）しているかを明らかにした研究は少ない。そこで本稿では、日本の母子世帯の子供の空間的な集積パターンを分析した Abe et al.（2021）を紹介する。

日本では、2000年から2010年にかけて、（母子以外の世帯員がいない）母子世帯数が約63万世帯から約76万世帯へと大幅に増加した<sup>1)</sup>。この10年間を対象期間とし、Abe et al.（2021）は、次の3つの問いを分析している。

- (1)母子世帯の子供は、日本国内のどの地域で空間的にクラスター化しているか？
- (2)母子世帯数が増加した2000～2010年の期間に、母子世帯の子供の空間クラスターはどのように変化したか？
- (3)母子世帯の子供はどのような地域で増加したか？

これらの問いに対して、末子が6歳未満と6～18歳で結果に違いが見られるかについても分析している。

本稿の構成は次の通りである。まず、1節で母子世帯の子供の貧困状況を概観する。2節で分析手法を説明し、3節で結果を報告する。4節で結論を述べる。

## 1 母子世帯の子供の貧困

日本では、10人に1人以上の子供が貧困で暮らしている。国際的に用いられる貧困の指標である「相対的貧困率」（以下、貧困率）は、貧困線（等価可処分所得の中央値の半分）に満たない世帯員の割合を意味する。国民生活基礎調査による2018年の日本の子供（17歳以下）の貧困率は13.5%であり、OECD 諸国平均の12.8%より高い。

日本の母子世帯の子供は特に高い貧困リスク



かわばた・みずき  
1972年東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。米マサチューセッツ工科大学大学院博士課程都市計画専攻修了 (Ph.D. in Urban and Regional Planning)。現在、慶應義塾大学経済学部教授。

あべ・ゆきこ  
1965年佐賀県生まれ。1987年東京大学経済学部卒。米プリンストン大学大学院修了。Ph.D. (Economics)。現在、北海道大学大学院経済学研究科教授。

しばたじ・ゆうき  
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後期博士課程単位取得退学。

に直面し、約2人に1人が貧困状態で生活している。OECD Family Database が2021年に公表したデータによると、2018年の日本のひとり親世帯の貧困率は48.3%と、OECD 諸国の平均31.9%より約16パーセントポイントも高く、ブラジル (54.8%)、南アフリカ (49.8%) に次いで3番目に高い。ひとり親世帯の大多数は母子世帯であり、2020年国勢調査ではひとり親世帯の90%を占める。なぜ、日本の母子世帯の貧困率はこれほど高いのだろうか。その原因と考えられる、日本の母子世帯の特徴として以下の3点を指摘する。

第1に、日本の母子世帯の母 (シングルマザー) の就業率は高いが、多くが低賃金・非正規雇用で働くワーキングプアである。2020年国勢調査によると、日本のシングルマザー (他の世帯員がない場合) の就業率は82.2%と OECD 平均の71.2% (2019年) より高い (OECD 2020)。しかし、2021年の「全国ひとり親世帯等調査」 (厚生労働省) によると、就業しているシングルマザーのうち正規の職員・従業員は48.8%にとどまり、派遣社員、パート・アルバイト等の非正規雇用者が42.4%を占める。厚生労働省の「2019年国民生活基礎調査の概況」によると、2018年の母子世帯の平均稼働所得は約231万円 (平均総所得は約306万円) と、子供のいる世帯全体の平均稼働所得約647万円 (平均総所得は約708万円) の2分の1未満の水準である。渡辺・四方 (2018) は、諸外国では就労することによってひとり親の貧困率が大幅に低下する一方で、日本ではその低下幅が小さく、就労して

いるひとり親の貧困率が OECD 諸国の中で最も高いことを示している。OECD が2011年に公表した Doing Better for Families のデータ (Table 1.3.) を見ると、OECD 諸国の中で唯一日本のみ、ひとり親世帯の貧困率が、親が就業していない場合に、親が就業している場合よりも、低くなっていた。逆に、OECD 諸国の大多数では、親が就業していないほうが、親が就業している場合に比べてひとり親世帯の貧困率が2倍以上高く、日本の特異性がわかる。日本では、シングルマザーの就業が貧困からの脱出にさほど寄与していないと考えられる。

日本の母子世帯の特異性は、母子世帯と二人親世帯の経済格差が大きいことにも表れている。田宮 (2019) は、就業構造基本調査の匿名データを用いて、母子世帯の貧困率 (2007年) は母親が就労していても66.8%と高く、世帯主が就労している二人親世帯の貧困率8.1%との格差が極めて大きいことを指摘している。OECD Family Database が2018年に公表した主に2015年のひとり親世帯の相対可処分所得データを見ても、日本は OECD 諸国の中で最も低く、二人親世帯との格差が最大水準にある。

第2に、日本では、母子世帯の母の大多数が離別した父親から子供の養育に対する経済的支援を得ていない。2021年度全国ひとり親世帯等調査によると、母子世帯の母の54.2%が養育費の取り決めをしていない。母子世帯の母の過半数 (57%) が養育費を受けた経験がなく、現在も養育費を受けている割合は28%にとどまる。いくつかの既存研究は、父親からの養育費の確

保が母子世帯の貧困削減に寄与することを示唆している (Bartfeld 2000; Oishi 2013)。しかし日本では、離別した父親の大半が養育費の支払い能力があるにもかかわらず、養育費を支払っていない (周 2014)。

第3に、母子世帯の母の多くは、子供が乳幼児期にひとり親になっている。2021年度全国ひとり親家庭等調査によると、母子世帯になった時の末子の平均年齢は4.6歳である。末子が3歳未満で母子世帯となった割合は37.4%、末子が6歳未満で母子世帯となった割合は58.0%と過半数を占める。子供が乳幼児期は時空間制約が大きく、若い親は親としての経験や就業経験に乏しい。母親一人で幼い子供を育てながら安定した正規職で働き続けたり、安定した仕事を求めての求職活動をしたりすることが困難であることも、低賃金・非正規雇用で働くワーキングプアが多い一因と考えられる。

石井・山田 (2009) は、ひとり親世帯の貧困は一時的ではなく継続的に固定化しやすいことを指摘している。貧困が子供のウェルビーイングに悪影響を及ぼすことは、多くの研究で示されている。例えば、Nonoyama-Tarumi (2017) は、日本の母子世帯の子供の教育的不利益の50%以上が経済的資源の不足で説明されると議論している。令和3年度の全国ひとり親世帯等調査および学校基本調査結果による2021年度の子供の大学進学率を見ると、母子世帯の子供は41.4%と、全世帯の54.9%より低い。日本の母子世帯は、経済的貧困だけでなく、時間的貧困も深刻である。田宮・四方 (2007) は、日本、欧州10か国、米国の中で日本のシングルマザーの仕事時間が最も長く、育児時間が最も短いことを示している。さらに、日本の母子世帯の母は、既婚の母よりも顕著に労働時間が長く、子供と過ごす時間が短い (Raymo et al. 2014)。

こうした状況を踏まえ、日本政府は2013年に「子どもの貧困対策の推進に関する法律」を制定した。2014年に閣議決定された「子供の貧困対策に関する大綱」では、ひとり親家庭の子供

を支援が必要な緊急度の高い子供と捉え、子供の貧困の実態をさらに調査する必要性を強調している。政府の子供の貧困対策に関する有識者会議は、2019年8月の「今後の子供の貧困対策の在り方について」において、子供の貧困対策の取組に地理的な格差が広がっていることを指摘し、子供の将来が生まれた地域に左右されないよう、自治体の取組を強化するよう提言している。

一方、子供の貧困対策の地理的格差だけでなく、支援が必要な子供についても、特定の地域に多い (少ない) など地理的な差異があると考えられる。支援を要する子供と支援政策の整備状況 (支援の需給) に、地理的ミスマッチが生じていることも考えられる。次節では、日本における母子世帯の子供の空間クラスターを特定し、母子世帯の子供率がどのような地域で高いのか、分析する。

## 2 分析手法

### 2.1 対象地域とデータ

対象地域は全国とする。対象期間は2000～2010年の10年間とし、2000年、2005年、2010年の市区町村単位のパネルデータを作成して分析に用いる。母子世帯の子供については、末子の年齢別に、(1)母子世帯の子供率 (6歳未満)、(2)母子世帯の子供率 (6～18歳) の2つの指標を用いる。国勢調査データを用いて、母子世帯に属する当該年齢の子供数を一般世帯の当該年齢の子供数で除した値とする。すなわち、当該年齢の子供のうち、どのような割合が母子世帯に属しているかを示す指標である。

2000年から2010年にかけて、多くの市区町村の境界が合併や分割等に伴い変更された。そこで合併の場合は、合併前のデータを合併後のデータに集計し、合併後の境界を使用した。分割の場合は、分割後のデータを分割前のデータに集計し、分割前の境界線を使用した<sup>2)</sup>。その結果の市区町村の総数は1852である。この市区町村の境界は、国土数値情報ダウンロードサービ

スの行政区域データを使用して作成した。

地域の特徴を表す説明変数としては、市区町村単位の平均所得、離婚率、転出率、保育所供給率を用いる。平均所得は、総務省「市町村税課税状況等の調」の課税対象所得を納税義務者数（所得割）で除して算出した納税義務者1人当たりの課税対象所得を用いる。離婚率は、既婚女性1000人当たりの離婚件数として算出する refined divorce rate (England and Kunz 1975) を使用する。離婚件数は日経 NEEDS のデータ、既婚女性数は国勢調査のデータを用いた。転出率は、転出者数から転入者数を引いた転出超過数を人口で除した値とする。転出者数、転入者数、人口は住民基本台帳に基づく日経 NEEDS のデータから取得した。保育所供給率は、保育所（認可保育所とへき地保育所）の定員を未就学児（6歳未満）の人口で除した値とする。保育所の定員は社会福祉施設等調査、未就学児人口は国勢調査のデータを使用した。

## 2.2 Global and Local Moran's I

母子世帯の子供の空間クラスターの分析には、Global Moran's I と Local Moran's I 統計量を用いる。Global Moran's I は大域的空間的自己相関の指標であり、以下の(1)式により求める。空間的自己相関が存在しない（ランダム分布）帰無仮説の下で、Moran's I の期待値と z スコアはそれぞれ以下の(2)式、(3)式のように表現される。

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

$$E[I] = \frac{-1}{n-1} \quad (2)$$

$$z_1 = \frac{I - E[I]}{\sqrt{V[I]}} \quad (3)$$

y は母子世帯の子供率、 $\bar{y}$  は y の平均値、 $w_{i,j}$  は市区町村 i, j 間の空間重み行列の第 (i, j) 要素、n は観測数（市区町村数）を表す。空間重み行列には、隣接（境界の線または頂点

を共有）していれば1、そうでなければ0の値をとる queen 型の1次隣接行列を用いる。空間重み行列は行和が1になるように標準化する。統計的有意性は、順列（順列数99,999）に基づく擬似 p 値により評価する。Moran's I の値はほぼ -1 から 1 の間をとる。Moran's I 統計量が有意な場合、Moran's I の値が E [I] より大きければ正の空間的自己相関を、小さければ負の空間的自己相関を表す。なお、n が大きいと期待値 (E [I]) は 0 に近い値になる。

Global Moran's I 統計量が統計的に有意な正の空間的自己相関（隣接する市区町村で似た値）を示すとき、空間的にクラスター化していると解釈する。Global Moran's I 統計量は、対象地域全体における空間クラスターの有無を示せるが、対象地域内のどこでクラスター化しているかを示すことはできない。そこで次に、Local Moran's I 統計量を計算する。

Local Moran's I 統計量は局所的空間的自己相関の指標であり、対象地域内に空間クラスターが存在する場合、その場所を特定できる。Local Moran's I の値、期待値、z スコアはそれぞれ(4)式、(5)式、(6)式で表現される。

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{S_i^2} \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j} (y_j - \bar{y}) \quad (4)$$

$$S_i^2 = \frac{\sum_{j=1, j \neq i}^n (y_j - \bar{y})^2}{n-1}$$

$$E[I_i] = \frac{-\sum_{j=1, j \neq i}^n w_{i,j}}{n-1} \quad (5)$$

$$z_{1i} = \frac{I_i - E[I_i]}{\sqrt{V[I_i]}} \quad (6)$$

Global Moran's I と同様に、空間重み行列には queen 型の1次隣接行列を用い、行和が1になるように標準化する。統計的有意性は、順列（順列数99,999）に基づく擬似 p 値により評価する。Local Moran's I 統計量に基づき、有意水準 5% (p < 0.05) で有意な次の空間クラスターおよび空間外れ値を特定する。

- ・HH (High-High) : 高い値の空間クラスター
- ・HL (High-Low) : 高い値が主に低い値に囲

表1 一記述統計量

	2000年 (N = 1801)				2005年 (N = 1801)				2010年 (N = 1801)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
母子世帯の子供率												
6歳未満	0.020	0.013	0.000	0.121	0.026	0.015	0.000	0.176	0.025	0.016	0.000	0.203
6～18歳	0.034	0.018	0.000	0.172	0.047	0.022	0.000	0.193	0.053	0.023	0.000	0.246
ln 平均所得	8.088	0.142	7.702	8.924	8.023	0.150	7.654	9.155	7.925	0.155	7.563	9.152
離婚率 /100	0.069	0.027	0.000	0.246	0.071	0.025	0.000	0.238	0.070	0.025	0.000	0.278
転出率	0.002	0.008	-0.079	0.068	0.003	0.008	-0.058	0.090	0.002	0.006	-0.039	0.035
保育所供給率	0.424	0.260	0.000	2.388	0.464	0.264	0.000	2.000	0.490	0.327	0.000	4.500

まれた空間外れ値

- ・ LH (Low-High) : 高い値が主に低い値に囲まれた空間外れ値
- ・ LL (Low-Low) : 低い値の空間クラスター

これら空間クラスター・外れ値を地理情報システム (GIS: geographic information systems) を用いて地図 (Local Moran クラスターマップ) に可視化し、空間パターンと経年変化を分析する。

### 2.3 空間パネルデータモデル

母子世帯の子供率と地域の特徴との関係は、空間パネルデータモデルを用いて分析する。被説明変数は母子世帯の子供率、説明変数は平均所得、離婚率、転出率、保育所供給率とする。モデルに含まれない地域の特徴が説明変数と関連していると考えられることから、固定効果モデルを採用する。まず、比較のために(7)式の非空間固定効果モデルを推定する。

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \xi_t u_N + \varepsilon_t \quad (t=1, 2, \dots, T) \quad (7)$$

ここで、 $t$ は時点(年)、 $Y_t$ は $i$ (市区町村)単位の母子世帯の子供率の $N \times 1$ ベクトルである。 $X_t$ は説明変数の $N \times K$ 行列、 $\beta$ は $K \times 1$ 行列である。 $\mu$ は時間不変の固定効果、 $\xi_t$ は時間効果、 $u_N$ は $N \times 1$ の単位ベクトル、 $\varepsilon_t$ は誤差の $N \times 1$ ベクトルである。

次に、(8)式の空間固定効果モデルを推定する<sup>3)</sup>。

$$Y_t = \lambda WY_t + \alpha u_N + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \xi_t u_N + u_t$$

$$u_t = \rho Wu_t + v_t \quad (8)$$

ここで、 $u_t$ は空間ラグをとった誤差の $N \times 1$ ベクトルを表す。 $v_t$ は分散 $\sigma^2$ でパネルと時間を横断して独立同一分布(i.i.d.)に従う誤差の $N \times 1$ ベクトルを示す。 $W$ は $N \times N$ の空間重み行列である。このように、(8)式の空間モデルは、被説明変数の空間ラグ、説明変数の空間ラグ、および空間相関のある誤差項を含む。空間重み行列( $W$ )には queen 型の1次隣接行列を用い、行和が1になるように基準化する。

非空間および空間パネルデータモデルの両方において、被説明変数は母子世帯の年齢別子供率、説明変数は、平均所得の対数、100で除した離婚率(離婚率/100)、転出率、および保育所の供給率である。離婚率を100で除したのは、元の値では推定係数が小さすぎるためである。年ダミー( $Y_{2005}$ および $Y_{2010}$ )と年ダミーと説明変数の交差項を含めて、母子世帯の子供率と説明変数の関連の経年変化も分析する。

次節の「結果」の表4および表5では、各説明変数について、2000～2010年の期間、および2000年、2005年、2010年の各年における平均限界効果を報告する。(8)式の空間固定効果モデルの係数の推定値は、隣接する市区町村を經由して市区町村に戻るフィードバック効果を含むため限界効果にならない。そこで、直接効果、間接効果(スピルオーバー効果)、およびそれら2つを合わせた総合効果を平均限界効果として計算する。

本稿の分析では、欠損値のあるまたは隣接する市区町村(以下、自治体)が存在しない自治体を除外している( $n=1801$ )。表1に年別の記述統計量を示す。

### 3 結果

#### 3.1 母子世帯の子供の空間クラスター

表2に、2000年と2010年の母子世帯の子供率のGlobal Moran's I統計量を示す。母子世帯の子供率の高い(低い)値が統計的に有意にクラスター化していることがわかる。

年齢別に見ると、2000年のMoran's Iの値は、6歳未満が0.379(z値=24.738)、6~18歳が0.495(z値=32.129)であり、6~18歳のほうがクラスター化の度合いが強い。2010年についても、同様の傾向が見て取れる。経年変化を見ると、2000年から2010年にかけて、両年齢グループの空間クラスター化の度合いが増加している。Moran's Iの値は、6歳未満が0.379(z値=24.738)から0.382(z値=24.967)に、6~18歳が0.495(z値=32.129)から0.507(z値=33.025)に増加している。

図1に2000年と2010年における母子世帯の子供率のLocal Moran クラスターマップ、表3に空間クラスター・外れ値別の自治体数を示す。HH(母子世帯の子供率の高い空間クラスター)は、北海道と西日本に多いことがわかる。HL(母子世帯の子供率が主に低い自治体に囲まれた高い値の自治体)は比較的少なく、主に本州にまばらに点在している。LL(母子世帯の子供率の低い空間クラスター)は本州に多い。LH(母子世帯の子供率が主に高い自治体に囲まれた低い値の自治体)は比較的少なく、北海道や西日本に存在する。

6歳未満と6~18歳の空間クラスター・外れ値の分布パターンは似ているが、6~18歳のほうが空間クラスター(HHおよびLL)の自治体数が顕著に多い。経年変化を見ると、HHの自治体数に年齢グループの違いが見られる。6歳未満は166から154に減少したが、6~18歳は212から237に増加している。一方、LLの自治体数は両年齢グループで増加し、6歳未満は183から209に、6~18歳は269から280に増加している。したがって、HHとLLの自治体数の

表2 一母子世帯の子供率のMoran's I統計量

	Moran's I	zスコア	疑似p値
6歳未満			
2000年	0.379	24.738	0.000
2010年	0.382	24.967	0.000
6~18歳			
2000年	0.495	32.129	0.000
2010年	0.507	33.025	0.000

表3 一空間クラスター・外れ値の自治体数

母子世帯の子供率	HH	HL	LH	LL	非有意
6歳未満					
2000年	166	41	27	183	1384
2010年	154	29	34	209	1375
6~18歳					
2000年	212	35	35	269	1250
2010年	237	30	25	280	1229

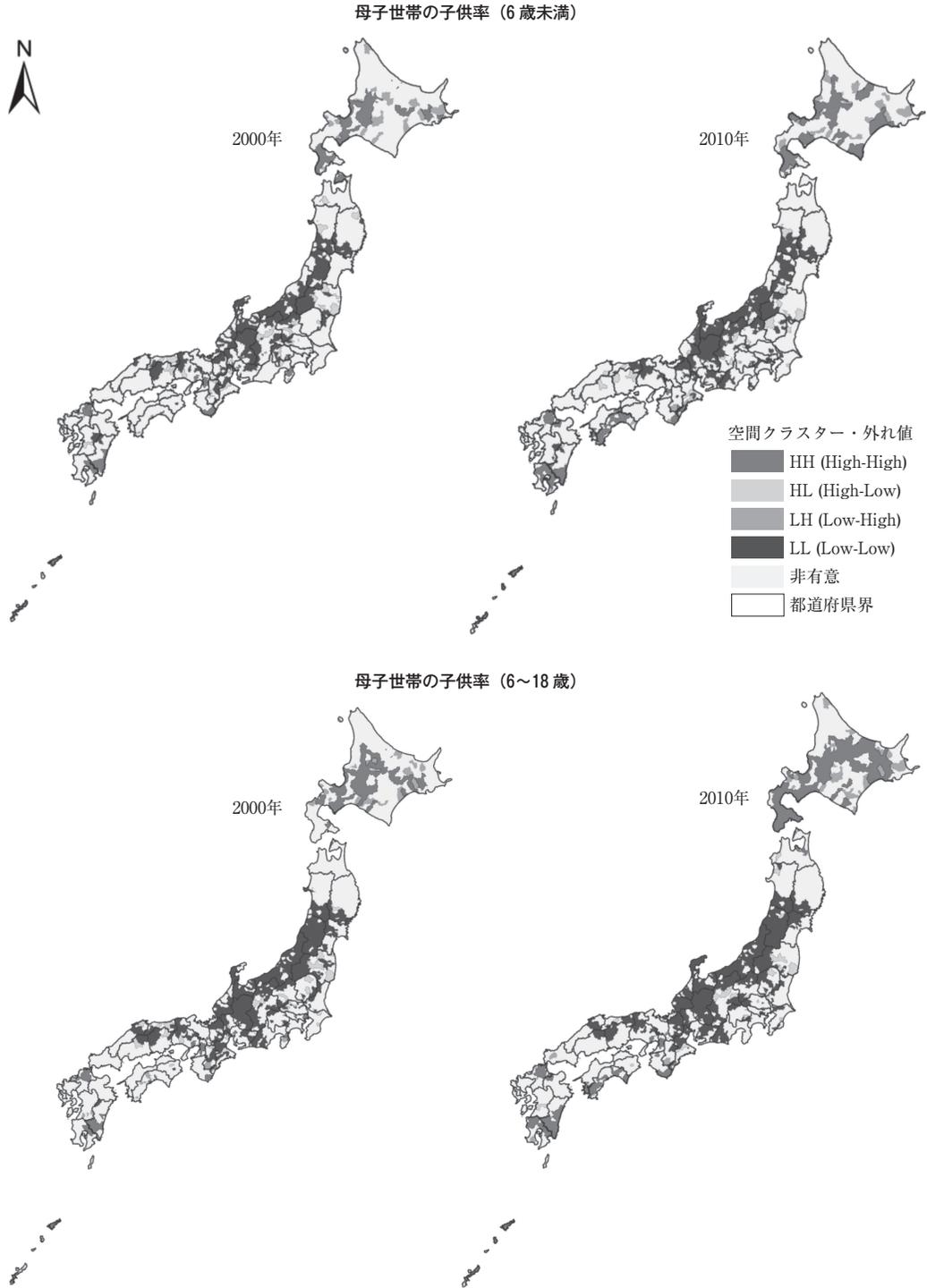
合計は、6歳未満は349から363に、6~18歳は481から517に増加している。この結果は、両年齢グループとも空間クラスターの度合いが増加したことを示すGlobal Moran's I統計量の結果(表2)と整合する。

両年齢グループとも、2010年に新たに出現したHHは、北海道や西日本の既存のHHに地理的に近い地域に多く見られる。新たなHHは四国地方にも見られ、2010年にHHがほとんど存在しなかった高知県に出現している。

#### 3.2 母子世帯の子供と地域要因

表4に、母子世帯の子供率(6歳未満)の非空間固定効果モデルおよび空間固定効果モデルの推定値に基づく平均限界効果を示す。以降では、空間固定効果モデルの結果を中心に報告する。表4上部に示す2000~2010年の総合効果は、平均所得が低く、転出率の高い自治体で母子世帯の子供率(6歳未満)が高いことを示している。総合効果の値は、母子世帯の子供率(6歳未満)は、平均所得が1%増加した自治体で0.059パーセントポイント下落し、転出率が1%上昇した自治体で0.215パーセントポイント上昇したことを示している。これらの総合効果は、間接効果はない(ゼロ)と仮定している非空間固定効果モデルの直接効果よりも絶対値が

図1—Local Moran クラスターマップ



大きい。

平均所得は直接効果、間接効果ともに負で有意であり、居住地および隣接する自治体で平均

所得が上昇すると、母子世帯の子供率（6歳未満）が減少すること示している。転出率の直接効果、間接効果はともに正で有意であり、居住

地および隣接する自治体の転出率が上昇すると、母子世帯の子供率（6歳未満）が上昇すること示している。離婚率は直接効果が正で有意、間接効果が負で有意であり、母子世帯の子供率（6歳未満）は、居住地の自治体で離婚率が上がると上昇し、隣接自治体の離婚率が上がると低下することを示す。しかし、両者を合わせた総合効果は有意ではない。

年別に見ると、転出率の総合効果、直接効果、間接効果がいずれも増大している。2010年の転出率の総合効果（0.444）は、非空間固定効果モデルの限界効果（0.175）より2倍以上も大きい。直接効果（0.174）は非空間固定効果モデルの限界効果と同程度の値であるが、間接効果（0.271）が比較的大きいためである。保育所供給率の総合効果は2000年では負で有意であったが、2005年と2010年には非有意になっている。

表5に、母子世帯の子供率（6～18歳）の推定値に基づく平均限界効果を報告する。表3と同様に、主に空間固定効果モデルの結果に着目する。空間固定効果モデルの2000～2010年の総合効果は、平均所得、離婚率、保育所供給率が低く、転出率の高い自治体で母子世帯の子供率（6～18歳）が高いことを示している。

平均所得の総合効果の値は、平均所得が1%増加すると母子世帯の子供率（6～18歳）が0.088パーセントポイント低下することを示している。平均所得の直接効果と間接効果はともに負だが間接効果のみ有意である。離婚率の直接効果は正で有意だが間接効果は負で有意であり、母子世帯の子供率（6歳未満）と同様の傾向が見られる。直接効果は非空間固定効果モデル

表4—平均限界効果：母子世帯の子供率（6歳未満）

	非空間モデル	空間固定効果モデル		
	固定効果	総合効果	直接効果	間接効果
2000-2010年				
ln 平均所得	-0.022 *** (0.005)	-0.059 *** (0.010)	-0.009 * (0.006)	-0.050 *** (0.011)
離婚率 /100	0.062 *** (0.010)	0.010 (0.031)	0.066 *** (0.010)	-0.057 * (0.030)
転出率	0.053 * (0.027)	0.215 *** (0.078)	0.044 (0.027)	0.171 *** (0.074)
保育所供給率	-0.002 (0.001)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)
<年別>				
2000年				
ln 平均所得	-0.018 *** (0.005)	-0.055 *** (0.011)	-0.007 (0.006)	-0.048 *** (0.011)
離婚率 /100	0.021 * (0.012)	-0.057 * (0.032)	0.029 ** (0.011)	-0.086 *** (0.030)
転出率	-0.074 ** (0.036)	0.004 (0.082)	-0.075 ** (0.034)	0.079 (0.074)
保育所供給率	-0.004 *** (0.002)	-0.008 ** (0.004)	-0.003 ** (0.001)	-0.004 (0.003)
2005年				
ln 平均所得	-0.023 *** (0.005)	-0.059 *** (0.010)	-0.009 * (0.006)	-0.050 *** (0.011)
離婚率 /100	0.093 *** (0.012)	0.049 (0.034)	0.089 *** (0.011)	-0.040 (0.030)
転出率	0.057 * (0.034)	0.196 ** (0.081)	0.034 (0.033)	0.163 ** (0.074)
保育所供給率	-0.002 (0.002)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.003)
2010年				
ln 平均所得	-0.027 *** (0.005)	-0.062 *** (0.010)	-0.011 ** (0.006)	-0.051 *** (0.011)
離婚率 /100	0.073 *** (0.012)	0.037 (0.033)	0.082 *** (0.012)	-0.045 (0.030)
転出率	0.175 *** (0.044)	0.444 *** (0.103)	0.174 *** (0.041)	0.271 *** (0.084)
保育所供給率	0.001 (0.001)	0.001 (0.003)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.003)

注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. 括弧内は標準誤差。

ルの限界効果と値に近いが、負で有意な間接効果を考慮した結果、総合効果が負で有意となっている。転出率の総合効果の値は、転出率が1%増加すると、母子世帯の子供率（6～18歳）が0.205パーセントポイント増加することを表している。転出率の直接効果と間接効果はともに正であるが、直接効果のみ有意となっている。保育所供給率は直接効果、間接効果ともに負で有意である。直接効果と間接効果の結果は解釈が難しいものがあるが、間接効果を考慮した総合効果は非空間固定効果モデルの限界効果よりも度合いが大きい結果は共通している。年別に

表5—平均限界効果：母子世帯の子供率（6～18歳未満）

	非空間モデル	空間固定効果モデル		
	固定効果	総合効果	直接効果	間接効果
2000～2010年				
ln 平均所得	-0.024 *** (0.006)	-0.088 *** (0.016)	-0.007 (0.006)	-0.081 *** (0.016)
離婚率 /100	0.022 ** (0.011)	-0.110 ** (0.048)	0.028 *** (0.011)	-0.138 *** (0.045)
転出率	0.078 ** (0.030)	0.205 * (0.119)	0.069 ** (0.029)	0.136 (0.111)
保育所供給率	-0.006 *** (0.001)	-0.018 *** (0.005)	-0.005 *** (0.001)	-0.013 *** (0.005)
<年別>				
2000年				
ln 平均所得	-0.014 ** (0.006)	-0.075 *** (0.016)	-0.002 (0.006)	-0.073 *** (0.016)
離婚率 /100	-0.077 *** (0.013)	-0.275 *** (0.049)	-0.038 *** (0.012)	-0.238 *** (0.046)
転出率	-0.049 (0.040)	-0.034 (0.127)	-0.025 (0.037)	-0.009 (0.113)
保育所供給率	-0.007 *** (0.002)	-0.019 *** (0.006)	-0.005 *** (0.002)	-0.014 *** (0.005)
2005年				
ln 平均所得	-0.018 *** (0.006)	-0.082 *** (0.016)	-0.005 (0.006)	-0.077 *** (0.016)
離婚率 /100	0.078 *** (0.014)	-0.028 (0.052)	0.061 *** (0.013)	-0.088 * (0.047)
転出率	0.064 (0.039)	0.173 (0.125)	0.057 (0.036)	0.116 (0.112)
保育所供給率	-0.007 *** (0.002)	-0.019 *** (0.006)	-0.005 *** (0.002)	-0.014 *** (0.005)
2010年				
ln 平均所得	-0.041 *** (0.006)	-0.107 *** (0.016)	-0.015 ** (0.006)	-0.092 *** (0.016)
離婚率 /100	0.065 *** (0.014)	-0.027 (0.052)	0.061 *** (0.013)	-0.088 * (0.047)
転出率	0.220 *** (0.050)	0.477 *** (0.157)	0.177 *** (0.046)	0.300 ** (0.130)
保育所供給率	-0.005 *** (0.001)	-0.016 *** (0.005)	-0.004 *** (0.001)	-0.012 ** (0.005)

注) \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01. 括弧内は標準誤差。

見ると、2000年から2010年にかけて、転出率の総合効果、直接効果、間接効果がいずれも増大している。

#### 4 おわりに

日本の母子世帯の子供は、全国の自治体で均等に分布しておらず、空間クラスターが存在する。母子世帯の子供率が高い空間クラスター(HH)は、主に北海道と西日本に見られる。6歳未満と6～18歳の年齢別に、母子世帯の子供率の空間クラスターの分布パターンは似ているが、6～18歳のほうが空間集中の度合いが強

く、HHの自治体数が多い。2000～2010年の10年間で、母子世帯の子供率のHH数は6～18歳で増加し、6歳未満で減少した。これらの結果から、母子世帯の年長の子供は年少の子供よりも特定の地域に集中する傾向があり、この傾向が2000～2010年の10年間で強まったことが示唆される。

空間固定効果モデルの総合効果は、平均所得が低く、転出率の高い自治体で母子世帯の子供率が高い傾向のあることを示している。転出率の正の総合効果は、母子世帯は近隣から遠方に転居する傾向が他の住民よりも弱いことを示唆している。

平均所得と転出率の間接効果(スピルオーバー効果)を考慮した総合効果は、非空間固定効果モデルの限界効果よりも大きく、自治体間の空間関係に対処する重要性を示唆している。しかし、自治体間の空間関係は地域によって異なる可能性がある。各地域に適した空間重みを用いることができれば、より現実に即した結果を得られるだろう。この点については、

今後の課題としたい。

子供の貧困(child poverty)に対しては、国際的に関心が高く、貧困対策が重要な政策課題になっている。日本では、2013年に「子どもの貧困対策の推進に関する法律」が制定され、子供の貧困対策としてさまざまな取組みがなされてきた。しかし近年、そうした取組みの地域格差の拡大が指摘されている。財政力のある自治体では充実した支援施策が提供される一方で、財政力の乏しい自治体では支援が不足している可能性がある。本稿で示したように、母子世帯の子供は所得の低い自治体に居住する傾向があ

り、貧困家庭への支援の需給に空間ミスマッチが生じている可能性がある。本稿で紹介した手法や結果は、こうした支援の需給の空間ミスマッチや、貧困対策を重点的に行なうべき地域の特定に役立つと期待する。

#### 謝辞

本稿は、Abe et al. (2021) の紹介論文である。Abe et al. (2021) は、東大 CSIS 共同研究 No.819 の成果の一部であり、JSPS 科研費 JP16K13363、JP17K18550、JP19K01691、JP20K01617 および慶應義塾学術振興資金（個人研究 A）の助成を受けた。住宅経済研究会、学会、セミナー等の参加者から多数の有益なコメントをいただいた。ここに記して謝意を表す。

#### 注

- 1) 国勢調査データによる。国勢調査の「母子世帯」は、未婚、死別または離別の女親と、その未婚の20歳未満の子供のみから成る一般世帯を意味する。2010年調査から、「母子世帯」のほか、未婚、死別または離別の女親と、その未婚の20歳未満の子供および他の世帯員（20歳以上の子供を除く）から成る一般世帯を含めた世帯が「母子世帯（他の世帯員がいる世帯を含む）」として新規に表章されるようになった。
- 2) 2006年に2つの異なる既存の自治体に分割された上九一色村（山梨県）については、基本単位区の人口で加重した数値を既存の自治体に合算した。
- 3) 非空間モデルおよび空間モデルにおいて変量効果モデルも推定したが、いずれのモデルでもハウスマン検定の結果は固定効果モデルを支持した。変量効果、固定効果ともに空間モデルの空間項のWald検定は有意水準1%で有意であり、空間依存性を考慮する重要性が示唆された。

#### 参考文献

- 石井加代子・山田篤裕（2009）「年齢階級・世帯類型別にみた日本の貧困動態の特徴——慶應義塾家計パネル調査（KHPS）に基づく貧困動態分析」『社会政策研究』9号、38-63頁。
- 周燕飛（2014）『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構。
- 田宮遊子（2019）「母子世帯の貧困と低賃金に対する政策効果についての分析」『社会政策』第10巻3号、26-38頁。
- 田宮遊子・四方理人（2007）「母子世帯の仕事と育児——生活時間の国際比較から」『季刊・社会保障研究』第43巻3号、219-231頁。
- 渡辺久理子・四方理人（2018）「日本における貧困率の推計」駒村康平編著『福祉+α⑩ 貧困』51-62頁、ミネルヴァ書房。
- Abe, Y., M. Kawabata, and Y. Shibatsuji (2021) "Spa-

- tial Clustering Patterns of Children in Single-mother Households in Japan," *Journal of Spatial Econometrics*, Vol. 2, pp.1-33.
- Bartfeld, J. (2000) "Child Support and the Postdivorce Economic Well-being of Mothers, Fathers, and Children," *Demography*, Vol. 37(2), pp.203-213.
- Chetty R, and N. Hendren (2018) "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133(3), pp.1107-1162.
- Chyn, E. (2018) "Moved to Opportunity: The Long-run Effects of Public Housing Demolition on Children," *American Economic Review*, Vol. 108(10), pp. 3028-3056.
- Cutler, D. M., and E. L. Glaeser (1997) "Are Ghettos Good or Bad?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112(3), pp.827-872.
- England, J. L., and P. R. Kunz (1975) "The Application of Age-specific Rates to Divorce," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 37(1), pp.40-46.
- Oishi, A. S. (2013) "Child Support and the Poverty of Single-mother Households in Japan," *IPSS Discussion Paper Series*, No.2013-E01.
- OECD (2020) OECD Family Database: LMF1. 3. A: Maternal Employment by Partnership Status.
- Nonoyama-Tarumi, Y. (2017) "Educational Achievement of Children from Single-mother and Single-father Families: The Case of Japan," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 79(4), pp.915-931.
- Raymo, J. M., H. Park, M. Iwasawa, and Y. Zhou (2014) "Single Motherhood, Living Arrangements, and Time with Children in Japan," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 76(4), pp.843-861.
- Wilson, W. J. (1987) *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, The University of Chicago Press, Chicago.

# 環境性能が集合住宅の販売価格および中古取引価格に与える影響 CASBEE横浜の評価結果を用いた実証分析

高田秀之・吉田好邦・川久保俊・山口歩太

## はじめに<sup>1)</sup>

ESG 経営への関心の高まり、SDGs への取り組みなど、持続可能な社会の実現に向けた企業行動がグローバルな共通認識となっている。海外では不動産の環境性能が賃料等の経済性に与える影響に着目し、不動産投資を拡大させる動き (UNEP FIP Working Group 2014) がみられるが、これらの投資行動の背景には、環境性能と不動産価値に関する多数の研究蓄積がある (Watson 2011)。建築物の環境性能を「見える化」しその経済価値を明らかにすることが、市場メカニズムを通じた環境配慮型の不動産 (以下、環境不動産) の普及につながるということである。

米国では、LEED<sup>2)</sup> や Energy Star<sup>3)</sup> といった環境認証に着目した研究が行なわれており、Eichholtz et al. (2010) は LEED 認証で 5.8%、Energy Star 認証で 2.1% の賃料プレミアムが生じていると発表している。また、Fuerst and McAllister (2011) は、LEED 認証ビルについて賃料プレミアムが 5% 程度、取引価格のプレミアムは約 30% あると推計している。

わが国においても、オフィスビルを対象とした複数の研究が発表されているが、海外に比べて研究の蓄積は十分ではない。既往研究としては、環境認証の有無が賃料に及ぼす影響を示した吉田・大西 (2015) や、環境認証が賃貸収入や水道光熱費に与える影響を検証した青木ほか (2017) が発表されている。また、伊藤ほか (2016) は、CASBEE のラベリング有無やスコ

アの高さおよび知的生産性への貢献度が、オフィス賃料に与える影響を定量化している。

一方、集合住宅を対象として、個々の環境性能と経済的価値の関係を分析した研究は少ない。植田 (2007) は消費者の費用負担感を、梶塚・有田 (2018) は不動産価格構造分析をそれぞれ行なっている。環境性能の水準と市場価値の関係性に着目したものとしては、吉田・清水 (2010) が東京都マンション環境性能評価書のデータを用いて新築分譲価格への影響を検証しているが、類似の研究事例はあまりみられない。

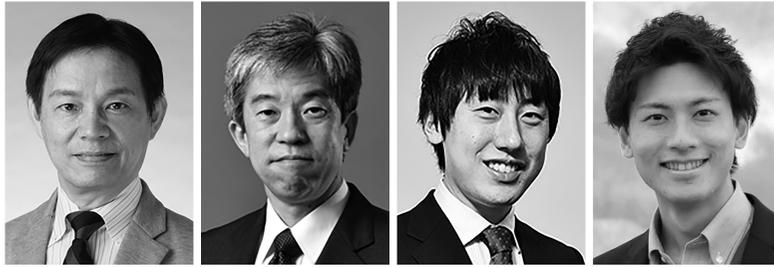
本研究では、環境性能を示す指標として CASBEE (建築環境総合性能評価システム) に着目し、横浜市内で分譲された集合住宅を対象に CASBEE 横浜<sup>4)</sup> の環境性能評価の高さが、分譲価格や中古取引価格 (変化率) に及ぼす経済的な影響を実証的に明らかにし、環境不動産への投資の優位性を示すことを目的とする。

## 1 研究方法

### 1.1 分析対象データ

本研究では、横浜市内で 2006 年 1 月以降に竣工した集合住宅 (分譲マンション) を分析対象とした。CASBEE 横浜は 2005 年の制度導入から 10 年を越えているため、市場においても一定の認知がある制度として運用されているものと考えられる。

分析では、まず、1964 年以降、主要都市のマンション販売データを蓄積している有限会社エム・アール・シー社の分譲マンションデータベースより、マンションの販売データを抽出した。



写真左から  
 高田秀之（たかだ・ひでゆき）／  
 東急不動産株式会社都市事業ユニット都市事業本部資産管理部環境企画グループ担当部長  
 吉田好邦（よしだ・よしくに）／  
 東京大学大学院 工学系研究科 技術経営戦略学専攻 教授  
 川久保 俊（かわくぼ・しゅん）／  
 法政大学 デザイン工学部 建築学科 教授  
 山口歩太（やまぐち・あゆた）／  
 独立行政法人都市再生機構 本社 ウェルフェア総合戦略部 戦略推進課

表 1—分析対象データの要約統計量

項目	平均値（レンジ）
物件数 （総戸数 / 平均戸数）	485 物件 (57,300 戸、118.1 戸 / 物件)
平均価格（価格帯） （¥10,000）	4,503 (最低：1,955～最高：13,025)
平均住戸面積 （面積帯）	71.2㎡ (最小：20.00㎡～最大：158.94㎡)
平均単価（/ 坪） （¥10,000）	210.5/ 坪 (最低：122～最高：490)
平均敷地面積（㎡）	3,823.4㎡ (最小：105㎡～最大：30,380㎡)
平均延床面積（㎡）	9,906.9㎡ (最小：94㎡～最大：167,512㎡)
最寄り駅までの徒歩 分数	7.6 分 (最短：1 分～最長：21 分)

表 2—CASBEE 評価項目の概要（大項目）

評価項目（大項目）	内容
Q-1 室内環境	音環境、温熱環境、光・視環境、空気環境
Q-2 サービス性能	機能性、耐用性、信頼性、対応性、更新性
Q-3 室外環境（敷地内）	生物環境、まちなみ景観、地域性・アメニティ
LR-1 エネルギー	建物の熱負荷抑制、自然エネルギー利用、設備システムの高効率化、効率的運用
LR-2 資源・マテリアル	水資源確保、非再生性資源の使用量削減、汚染物質含有材料の使用回避
LR-3 敷地外環境	地球温暖化への配慮、地域環境への配慮、周辺環境への配慮

このデータベースの販売価格は、分譲価格（売出し価格）である。

建物名称および所在地の地図情報等を照合しマッチングを行なった結果、485件のマンションデータが整理できた。これらデータの要約統計量を表 1、CASBEE 構成要素の概要を表 2 に記した。

## 1.2 分析データの時系列変化

まず、分析対象期間における分譲価格および CASBEE スコアの推移について確認した。図 1 は CASBEE の主要項目の数値の推移を示し、表 3 は 2006 年と 2018 年の数値比較をしている。分析対象の 13 年間で総合指標の BEE 値の変動幅は大きくないが、2006 年と 2018 年の比較では 8 % 程度向上している。

BEE は Q（環境品質）を L（環境負荷）で除したものであり、図 1 および表 3 より、この間の BEE 値の上昇は Q 値（＝分子）ではなく、L 値（＝分母）の改善が寄与していることがわかる。

また表 3 より、Q 値の下落は Q-3 値（室外環境）の悪化が主要因であり、L 値の改善は LR-3（敷地外環境）が寄与していることが読み取れる。この背景としては、表 3 の比較でわかるように、総戸数が変わらないなか、敷地面積が 65% に縮小している、すなわち敷地狭小化の下で「室外環境」（Q-3）が悪化していること、環境配慮型技術の導入による CO<sub>2</sub> 削減などが「敷地外環境」（LR-3）の改善につながっているためであると推察される。

## 1.3 分析方法

本研究の主題である「環境性能のマンション価格等への経済的な影響」を検証するために、(A) 環境性能の各スコアがマンション新築分譲単価に及ぼす影響、(B) 環境性能の各スコアがマンション中古価格変化率に及ぼす影響を、下記のヘドニック・モデル<sup>5)</sup>により分析した。

図1—CASBEE各スコアの推移 (Q, Lは右軸)

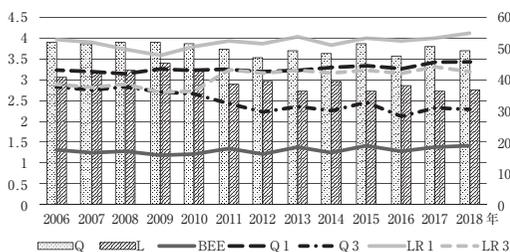


表3—CASBEE主要項目の平均スコアの推移

CASBEE 主要項目	2006年	2018年	2018/2006
BEE	1.31	1.41	1.08
Q	51.97	49.52	0.95
L	40.93	36.8	0.9
Q-1	3.22	3.42	1.06
Q-2	3.18	2.93	0.92
Q-3	2.82	2.28	0.81
LR-1	3.95	4.12	1.04
LR-2	3.08	2.96	0.96
LR-3	2.88	3.18	1.1
総戸数 (平均)	107.36	108.6	1.01
敷地面積 (㎡)	5,637.95	3,685.06	0.65

(A) 新築分譲単価への影響

$$\frac{PC_j}{FS_j} = a_0 + a_1 E_j + \sum a_2 B_j^n + \sum a_3 A_j^n + \sum a_4 L_j^n + \sum a_5 O_j^n + \epsilon_j \quad (1)$$

PC<sub>j</sub>: マンション j の販売価格 (万円)

FS<sub>j</sub>: マンション j の床面積 (/坪)

E<sub>j</sub>: マンション j の環境性能 (CASBEE 指標の各スコア)

B<sub>j</sub><sup>n</sup>: マンション j の建物特性 (n 番目の特性)

A<sub>j</sub><sup>n</sup>: マンション j の地域特性 (n 番目の特性)

L<sub>j</sub><sup>n</sup>: マンション j の立地特性 (n 番目の特性)

O<sub>j</sub><sup>n</sup>: マンション j のその他の特性 (n 番目の特性)

ε<sub>j</sub>: 誤差項

(B) 中古価格変化率への影響

$$\frac{(PC_{uj} - PC_{ij})}{PC_{ij} \cdot T_j} = a_0 + a_1 E_j + \sum a_2 B_j^n + \sum a_3 A_j^n + \sum a_4 L_j^n + \sum a_5 O_j^n + \epsilon_j \quad (2)$$

PC<sub>uj</sub>: マンション j の中古取引単価 (/坪・万円)

PC<sub>ij</sub>: マンション j の当初販売単価 (/坪・万円)

T<sub>j</sub>: 成約までの期間 (年)

※右辺は(1)式と同じ。

上記モデルは、目的変数を(A)「新築分譲マンションの分譲単価」および(B)「中古マンションの1年当たり価格変化率」としている。なお、この「中古価格変化率」については、時間経過の影響(経年劣化等)を考慮し、「中古取引単価-当初分譲単価」を「当初分譲単価」で除した後、新築から中古取引までの期間を年間換算した数値で除することで1年間当たりの価格変化率とした。また、説明変数の選択は、既往研究(吉田・清水 2010; 国土交通省 2010)を参考に抽出し、さらに大手不動産会社のマンション開発担当者等の市場精通者にヒアリングを行わない、CASBEEの各スコア、建物特性、地域特性、立地特性などの変数候補を抽出した<sup>6)</sup>。

分析に採用する説明変数の選択については、まずステップワイズ法により、BIC最小となるまでの変数を選択した。さらに説明変数間の多重共線性を検証するため VIF (Variance Inflation Factor) を確認するとともに、Spearman の順位相関係数<sup>7)</sup>により相関係数±0.7超の説明変数を排除し、上記推計モデルの説明変数を決定した。目的変数は表4に、最終的に選択した説明変数は表5にそれぞれ記載した。

2 新築分譲価格への影響

2.1 CASBEEスコア「BEE値」と分譲価格に関する分析

前節の(A)のモデルにより推計した結果のうち、まず環境性能の総合評価である BEE 値を組み込んだ推計結果を示す。なお、分析は統計解析

表4—ヘドニック・モデルの目的変数

	目的変数	内容	
(A)	$\frac{PC_j}{FS_j}$ (=PCij)	PCj	マンションjの 販売価格(万円)
		FSj	マンションjの 床面積(坪)
(B)	$\frac{(PC_{uj} - PC_{ij})}{PC_{ij} \cdot T_j}$	PCuj	マンションjの当初 販売単価(万円/坪)
		PCij	マンションjの中古 成約単価(万円/坪)
		Tj	当初販売時から中古 成約時までの期間 (年換算)

表5—ヘドニック・モデルの説明変数

	説明変数	内容
Ej	マンションjの CASBEE 評価 の各スコア	BEE,QL,Q-1,Q-2,Q-3,LR-1,LR-2,LR-3 各変数一つずつ組み込んだ9つの 回帰式にて推計
Bj <sup>n</sup>	マンションjの 建物特性	地上階数、建設会社ダミー
Aj <sup>n</sup>	マンションjの 地域特性	最寄り駅からの徒歩分数、バス利用 ダミー、最寄り駅から東京駅までの 時間(分)、近隣の小学校数(半径 500m)
Lj <sup>n</sup>	マンションjの 立地特性	敷地面積、建蔽率、用途地域ダミー (商業地域)、用途地域ダミー(工業 地域)
Oj <sup>n</sup>	マンションjの その他の特性	近隣の公示地価(竣工年)、デベロッ パー・ダミー

ソフト JMP<sup>8)</sup> を利用した。推計結果は表6の通りで、モデルのフィッティングは、RMSE = 39.23、R<sup>2</sup> = 0.40であった。

各説明変数の予測プロファイルを確認したが、推計された内容は、予測された結果と整合的であった。なお13の説明変数のうち、5%水準で統計的に有意な変数は10であり、標準偏回帰係数を確認すると最も影響が大きい項目は「近隣の公示地価」であり、次いで「バス利用ダミー」、「最寄り駅からの徒歩分数」であった。

BEE 値が1ポイント上昇すると、販売単価が11万6000円高くなるという推計結果は平均的なマンションの価格においては、約5.5%に相当する。このCASBEEスコア(BEE 値)の影響は、建物の規模をはじめ、建物特性や地域特性・立地特性、デベロッパーや建設会社などの効果をすべてコントロールしたうえでのものである<sup>9)</sup>。

表6—推計結果(販売価格への影響:BEE 値)

項目	推計値	標準誤差	標準β	P 値 (Prob> t )
切片	212,945	19,639	0.000	<0.001
BEE (環境効率)	11.648	4.944	0.094	0.019**
地上階数	0.521	0.486	0.049	0.284
ゼネコンダ ミー	-16,490	5,309	-0.121	0.002***
敷地面積	-0.001	0.000	-0.110	0.005***
建蔽率	0.109	0.149	0.035	0.466
商業用途ダ ミー	3,811	2,916	0.072	0.192
工業用途ダ ミー	6,075	2,758	0.087	0.028**
最寄り駅から 東京駅までの 時間	-0.561	0.207	-0.107	0.007***
徒歩分数	-2,443	0,478	-0.220	<.0001***
バス利用ダ ミー	-49,916	8,654	-0.233	<.0001***
近隣の小学 校数	3,483	1,446	0.091	0.016**
近隣の公示 地価	0.278	0.036	0.317	<.0001***
デベロッ パー・ダミー	-7,392	2,066	-0.141	0.004***

注) 目的変数: 平均坪単価(10,000円/坪)。Estimation RMSE = 39.23, R<sup>2</sup> = 0.40, p-value < .0001。\*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意。

## 2.2 その他のCASBEEスコアと分譲価格に関する分析

続いて、「BEE 値以外」のCASBEE構成要素であるQやLなどの分譲単価への影響についての検証を行なった。具体的には合計9つのモデル式によって、各環境スコアが販売単価に及ぼす影響を推計した。その結果は表7の通りである。各推計式のフィッティングは、R<sup>2</sup>が0.40~0.44の水準であった。また、5%水準で統計的に有意な環境指標はBEE、L、LR-1の3つであった。

これらの変数のうち個別の環境性能についてはLR-1(エネルギー)の影響が大きいことがわかった。具体的には、LR 1の値が1ポイント上昇することで販売単価が10万5000円程度高くなると推計され、この金額は平均的なマンションにおいて約5.0%に相当するものである。エネルギー性能の高い住宅は、水道光熱費等のランニングコストの低減につながり、居住者においても効果が理解しやすい環境性能であるこ

表7—推計結果（販売価格への影響：その他の値）

項目	推計値	標準誤差	標準β	P値 (Prob> t )
BEE (環境効率)	11.648	4.944	2.360	0.019**
Q (環境効率)	0.235	0.311	0.760	0.449
L (環境負荷)	-0.775	0.267	-2.900	0.004***
Q1 (室内環境)	9.004	5.846	1.540	0.124
Q2 (サービス性能)	5.955	7.412	0.800	0.422
Q3 (室外環境(敷地内))	-3.618	3.888	-0.930	0.353
LR1 (エネルギー)	10.575	3.960	2.670	0.008***
LR2 (資源・マテリアル)	7.244	6.341	1.140	0.254
LR3 (敷地外環境)	6.465	4.877	1.330	0.186

注) 目的変数：平均坪単価 (10,000円/坪)。Estimation  $R^2 = 0.40 \sim 0.44$ , p-value < .0001。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意。

とも注目したい。

環境効率やエネルギー等の環境性能の高さが建物の経済性に有意な影響を与えているということが実証されたが、この結果をもって「環境性能の高さが経済的に評価されている」と結論づけることはできない。しかしながら、(ア)環境性能を高めるために、デベロッパーは追加的な投資を行っており、そのコストが分譲単価の上昇につながっているということ、(イ)結果としてマーケット（購入者）がその価値を認めて売買が成立しているということ、を推察することは可能である。

### 3 中古価格変化率への影響

#### 3.1 CASBEE スコア「BEE 値」と中古価格変化率に関する分析

中古価格変化率の分析にあたっては、まず対象とする中古取引データの設定と収集を行なった。一般に中古マンションの取引が増えるのは築5年以上であるため、分譲時期（築5年以上）および分析ボリューム（分譲戸数）の関係から分析対象を設定した。検討の結果、2007年および2008年に新築分譲されたマンション（80棟、1万3172戸）を対象として、この80棟のな

表8—推計結果（中古取引価格への影響：BEE 値）

項目	推計値	標準誤差	標準β	P値 (Prob> t )
切片	-0.053	0.017	0.000	0.003
BEE (環境効率)	0.016	0.006	0.290	0.006***
地上階数	0.000	0.000	-0.057	0.607
ゼネコンダミー	0.019	0.005	0.363	0.001***
敷地面積	0.000	0.000	0.441	<.0001***
建蔽率	0.000	0.000	-0.092	0.320
商業用途ダミー	-0.003	0.003	-0.113	0.305
工業用途ダミー	0.002	0.002	0.068	0.459
最寄駅から東京駅までの時間	0.000	0.000	-0.121	0.161
徒歩分数	0.000	0.000	-0.092	0.350
バス利用ダミー	0.006	0.003	0.204	0.038**
近隣の小学校数	-0.002	0.002	-0.075	0.373
近隣の公示地価	0.000	0.000	0.452	<.0001***
デベロッパーダミー	-0.001	0.002	-0.030	0.708

注) 目的変数：平均価格変化率 (/年)。RMSE = 0.0136  $R^2 = 0.63$  p-value < .0001。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意。

かで、築5年目以降6年間に仲介取引のあった住戸（計1022戸）の取引データを収集した。成約価格のデータは、国土交通省大臣指定の公益財団法人 東日本不動産流通機構（東日本レインズ）<sup>10)</sup>より取得した。

前出の(B)のモデルにより CASBEE スコアの影響を推計した。環境性能の総合評価である BEE 値を組み込んだ推計結果は表8の通りである。モデルのフィッティングは、RMSE = 0.0136、 $R_2 = 0.63$ であった。

環境性能の影響についての推計結果は、BEE 値が1ポイント上昇することで、1年当たり中古価格変化率に約1.63%のプラスの影響を与えるというものであった。

なお分析対象マンションにおいては、1年間当たりの平均価格変化率は -1.868%であった。この変化率（下落率）は想定より低いものであったが<sup>11)</sup>、その理由は横浜市内の中古マンション（70㎡換算）の価格が、2012年から2018年にかけて約20%上昇している<sup>12)</sup>ため、市場の

価格上昇が経年劣化等による下落分をカバーした結果であると推察される。

### 3.2 中古価格変化率の推計結果の考察

CASBEE 評価は、BEE の値に応じて C (BEE 値<0.5)、B- (BEE 値:0.5以上、1.0未満)、B+ (BEE 値:1.0以上、1.5未満)、A (BEE 値:1.5以上、3.0未満) S (3.0≤BEE 値) の5つに格付けされる。BEE 値0.5ポイントで1ランク上がる仕組み (A ランクまで) になっているため、ここでは BEE 値が0.5ポイント変化した場合の影響を検討した。

分析対象マンションの BEE 値の平均は1.27 (CASBEE B+ 評価) である。ここで BEE 値が0.5ポイント上昇すると BEE 値は1.77 (A ランク評価) となる。なお、BEE 値+0.5ポイントによる価格変化率への影響は+0.815% (1.63%の1/2) となる。

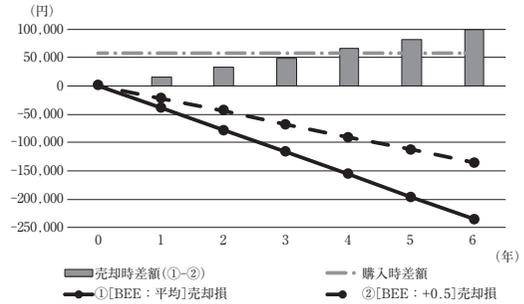
図2は、① BEE 値が平均的なマンション (1年当たり価格変化率-1.868%) と② BEE 値が0.5ポイント高いマンション (1年当たり価格変化率-1.053%) をn年後に売却した場合の差損額 (坪単価) 推移およびその際の差損額の差 (棒グラフ) をグラフ化したものである。

2節での検証結果より、BEE 値が0.5ポイント高いマンションは、新築分譲時の販売単価 (円/坪) が5万8240円 (11万6480円の1/2) 高くなるが、図2に示されるように、4年目には①と②の売却差損額の差が、6万6014円となり、新築時の価格差を超えている。また、この価格差は期間が長くなるほど大きくなるため、将来的な売却を考慮した場合、CASBEE スコア (BEE 値) の高いマンションを購入したほうが経済的に有利である (資産価値が高い) ことが推定された。

#### おわりに

2006年以降に分譲された CASBEE 横浜認証マンションを対象として、環境性能が新築分譲価格および中古取引価格に及ぼす影響を、ヘドニック・アプローチを用いて分析した。まず、

図2—中古取引価格と売却時価格差 (円/坪)



新築分譲価格については、平均的なマンションにおいて総合指標である「BEE (環境効率)」の値が1ポイント上昇すると、販売単価が約5.5%高くなることが検証された。

中古取引価格については、「BEE」値1ポイントの上昇は、1年当たり中古価格変化率に約1.63%のプラスの影響を与え、中古価格のシミュレーションの結果、将来的な売却 (資産価値) を考慮した場合、環境性能の高いマンションを購入することは経済的にも有利であるということが確認された。

本研究では、分譲住宅を対象として、「新築分譲価格 (売り出し価格) と中古取引価格 (成約価格) の2面から分析・考察を行ない、また、新築分譲においては CASBEE の各評価項目に着目して、環境性能の水準と経済的価値の関係を分析したが、これらは既往研究にはみられないものである。しかしながら、本研究は、横浜市内のマンションを対象としたものであり、限定的な地域において得られた結果であることに留意されたい。今後、CASBEE データが蓄積された暁には、本研究の普遍性についての追加的な検証が望まれる。

また、供給者サイドだけではなく、需要者の側から環境性能に関するニーズや支払い意思等の調査を行ない、購買行動における環境性能評価の位置づけや、供給者と需要者それぞれが重視する環境性能の差異を明らかにすることも今後の課題である。関連研究をすすめることで、環境不動産の更なる普及につながる環境性能評価のあり方や開示方法の検討などの研究を行な

う必要がある。

このような研究成果を、不動産マーケットに関わる多くの当事者や広く消費者に周知することで、環境性能の高い建物の普及につながることを期待したい。

## 注

- 1) 本稿は Takada, Yoshida, Kawakubo, and Yamaguchi (2021) の日本語要約である。
- 2) 米国グリーンビルディング協議会によるグリーンビル認証
- 3) 米国環境保護局によるエネルギー認証プログラム。
- 4) 横浜市においては2005年7月以降、2000㎡以上の建築物の建築主に対し、建築計画時に「CASBEE 横浜」による自己評価の届出を義務付け、2006年度からは横浜市による認証制度として普及を図っている。評価結果は横浜市ホームページで公表され、販売または賃貸を目的とする場合、「建築物環境性能表示」を広告上に掲載することが義務付けられている。
- 5) ある商品の価格をさまざまな性能や機能の価値の集合体（属性の束）とみなしてモデル化し、統計学における回帰分析の手法を利用して商品価格を推定するもの。
- 6) 説明変数においては、マンション供給主体や建設会社の信用力等が販売価格に与える影響をコントロールするために、デベロッパードミ、ゼネコンダミーという変数を設定した。前者は「メジャー7」といわれる住友不動産・大京・東急不動産・東京建物・野村不動産・三井不動産レジデンシャル・三菱地所レジデンスに東京急行電鉄、横浜市住宅供給公社を加えた9社を、後者は「スーパーゼネコン」といわれる竹中工務店・清水建設・大林組・大成建設・鹿島建設の5社を設定した。
- 7) 今回挙げた変数は正規分布に従わなかったため、ノンパラメトリックな手法である Spearman の順位相関係数 (Spearman's rank correlation coefficient) を用いた。
- 8) JMP は SAS Institute Inc. が提供する統計解析ソフトウェアである。本研究では、JMP Pro 14 を利用している。
- 9) 分譲価格データを分析するにあたり、不動産市場の変化（市況）を考慮する必要があった。このため、市況を反映する土地価格の影響を排除することを企図し、説明変数に分譲年度の地価公示価格を組み込むこととした。これにより、不動産市況の影響も一定程度コントロールできていると考えられる。
- 10) 宅地建物取引業法に基づき国土交通大臣に指定された、指定流通機構の一つであり、通称 REINS (レインズ) と呼ばれている。
- 11) 公益財団法人東日本流通機構が発表している「築年数から見た首都圏の不動産流通市場 (2018年)」による中古マンション平均成約価格の比較から計算し

た場合、年間下落率は、3.18%となっている。

- 12) 三大都市圏・主要都市別／中古マンション70㎡価格年別推移 (18年・年間版)、2019.1.24、ウェブサイト：<https://www.kantei.ne.jp/report/c2018.pdf> (2019-4-9参照)

## 参考文献

- Eichholtz, P., N. Kok, and J. M. Quigley (2010) "Sustainability and the Dynamics of Green Building," RICS Research.
- Fuerst, F. and P. McAllister (2011) "Eco-labeling in Commercial Office Markets: Do LEED and Energy Star Offices Obtain Multiple Premiums?" *Ecological Economics*, Vol.70(6), pp.1220-1230.
- Takada, H. Y. Yoshida, S. Kawakubo, and A. Yamaguchi (2021) "Economic Impact of Environmental Efficiency on Sales Price and Used Transaction Price of Apartment Buildings: Empirical Analysis Using the Assessment Data of CASBEE Yokohama," *Japan Architectural Review*, Vol. 4(2), pp.313-319.
- UNEP FIP Working Group (2014) "Commercial Estate: Unlocking the Energy Efficiency Retrofit Investment Opportunity," UNEP.
- Watson, Rob (2011) "Green Market and Impact Report," GreenBiz Group.
- 青木現・田辺新一・板谷敏正 (2017) 「J-REIT 所有オフィスにおけ CASBEE 認証及び東京都トップレベル事業所認定が賃貸事業収益及び水道光熱費に与える影響」『日本建築学会環境系論文集』第82巻第733号、273-279頁。
- 伊藤雅人・村上周三・伊香賀俊治・林立也・高井啓明・松永浩一 (2016) 「建物の性能能及び知的生産性への貢献度が不動産賃料に与える影響に関する検討」『日本建築学会技術報告集』第22巻52号、1053-1056頁。
- 植田博之 (2007) 「費用負担意識からみた環境配慮設計手法に対する消費者評価に関する研究——集合住宅に関する CASBEE 評価基準を事例として」『日本建築学会環境系論文集』第72巻621号、63-68頁。
- 梶塚真良・有田智一 (2018) 「集合住宅の環境性能における消費者重視度と不動産価格の関連性に関する研究」『日本建築学会環境系論文集』第83巻751号、791-799頁。
- 国土交通省 (2010) 「環境価値を重視した不動産市場形成のあり方について」
- 吉田淳・大西順一郎 (2015) 「環境マネジメントの経済性分析——東京23区オフィスビルにおける環境認証取得有無と新規賃料の関係 ヘドニック・アプローチおよび傾向スコアをもちいた分析」サイマックス不動産総合研究所。
- 吉田二郎・清水千弘 (2010) 「環境配慮型建築物が不動産価格に与える影響——日本の新築マンションのケース」CSIS Discussion Paper (University of Tokyo)、No.106。

# 東京圏の民間賃貸住宅市場における 入居審査と家賃滞納

鈴木雅智・川井康平・清水千弘

## はじめに

あらゆる人々に住まいの安全を保障することは住宅政策の果たす役割の1つであり、社会的に弱い立場にある人々に対して公的住宅が供給されてきた。しかし近年、日本や欧州諸国では、公的住宅からシフトし民間賃貸住宅の担う役割が大きくなりつつある。

民間賃貸住宅に居住する場合、賃貸借契約を結ぶ前に入居審査を通過する必要がある。オーナーは入居者の受け入れに伴い、家賃滞納リスクや、その他にも近隣トラブル等のリスクを負うこととなる。とりわけ日本では、借地借家法による普通借家契約の下では、入居後に強制的に退去させたり家賃を引き上げたりするのは難しく、入口である入居審査を厳しくするインセンティブがありうる。とりわけ、受け入れに伴う正確なリスクの把握が難しいことから、一般的な賃貸住宅の借り手ではないタイプの入居希望者は入居を断られる可能性がある。

本稿では、東京圏の民間賃貸住宅市場の入居審査において、非典型的な入居者に対する「差別」の存在を検証した Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) を紹介する。入居者レベルでの入居審査プロセスや入居後の家賃滞納記録のデータを利用している点が特徴である。なお、ここでの「差別」は既往研究で用いられている「discrimination」の訳語であり、必ずしも客観的な根拠のない偏見だけでなく、受け入れに伴うリスクをふまえたオーナーの合理的な行動の

結果として、入居を断られることも含んでいる。

既往研究では、入居審査プロセス・家賃滞納記録のデータを利用して、賃貸住宅市場における差別の実態を明らかにした研究はほとんどみられない。賃貸住宅市場においては実験的研究 (experimental study)・監査研究 (audit study) によるアプローチが主流であり、掲載物件の空き状況に関する問い合わせや内見申し込みの段階 (実際に契約を結ぶ以前の段階) を中心に、氏名等の個人情報の違いによって受け付けてもらえるかどうかを実験・調査するものである。欧米の研究が中心であり、差別の対象は移民・人種上のマイノリティとなることが多い (Ahmed and Hammarstedt 2008; Baldini and Federici 2011; Bosch et al. 2010; Carlsson and Eriksson 2014; Hanson and Hawley 2011; Hellyer 2021)。

一方で、持ち家の住宅ローンの審査プロセスについては、実際の審査データを分析する研究も多くみられる。将来、ローンの借り手が延滞やデフォルトに陥る可能性を考慮しており、ローン承認・否認の別 (Ladd 1998; Munnell et al. 1996) だけでなく、近年はリスクに応じたローン金利の調整 (プライシング) が行なわれるようになっている状況 (Agarwal et al. 2011; Ghent et al. 2014) が分析されている。米国の研究が中心であり、差別の対象はやはり移民・人種上のマイノリティとなる。

以下、1節では分析枠組みを提示し、2節ではデータの概要と基本傾向を整理する。3節で

は分析手法を、4節では分析結果を示す。5節では結論と今後の課題を整理する。

## 1 分析枠組み

### 1.1 差別の種類

賃貸住宅市場の入居審査において生じる差別は、次の3つに分類される。

1つ目は、客観的な根拠に乏しい、偏見に基づく差別 (taste-based discrimination) と呼ばれるものである。

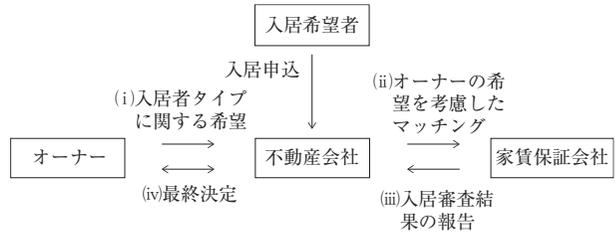
偏見に基づく差別と対になる概念として、統計的差別 (statistical discrimination) があり、入居者が当該グループ (入所者タイプ) の平均的な特性を持つと仮定した際に、オーナーにとって合理的な行動の結果として生じるものである。これはさらに2つに分かれ、「特定の入居者タイプで家賃滞納リスクが高い傾向」をふまえた否認が2つ目の差別として分類され、「特定の入居者タイプでその他リスクが高い傾向」(入居を受け入れることに伴う近隣トラブルの可能性等) をふまえた否認が3つ目の差別として分類される。

### 1.2 差別が生じる段階

家賃保証会社 (入居審査を実施する)・オーナー・不動産会社は、ある程度一体となって、何らかの差別を行なうインセンティブがある。すなわち、家賃滞納が生じると、家賃保証会社が補填する必要があるし、オーナー・不動産会社にとっても、近隣との長期的関係・ブランド価値の維持のために不要な入居者トラブルを避けたいという思惑がある。審査が緩い (厳しい) とトラブル (空室) が増加するというトレードオフを考慮し、審査基準が調整されていると考えることができる。

入居審査の位置づけを図1に整理する。入居希望者は不動産会社に対して入居申込を行なう。不動産会社は、(i)オーナーから事前に入居者タイプに関する希望を受けており、(ii)オーナーの

図1 入居審査の位置づけ



希望を考慮したマッチングを行なったうえで、家賃保証会社に入居審査を依頼する。不動産会社は、(iii)家賃保証会社から入居審査結果の報告を受けると、(iv)オーナーと協議し入居を受け入れるかどうかの最終決定を行なう。本来、差別はこの4つのいずれの段階でも生じるが、Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) の分析は (iii)の段階で生じる差別に限られるため、実際の差別を過少評価している可能性は残る。賃貸住宅市場における従来の実験的研究・監査研究は、不動産会社による入居者の誘導という点で、(ii)の段階で生じる差別を中心に検証していることとなる。すなわち、Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) では、(ii)の段階を通過した入居希望者を対象に、(iii)の段階になって入居を断られるかどうかを検証している。

### 1.3 差別の対象となりうる入居者タイプ

日本では、持ち家取得に至るまでの期間に賃貸住宅に居住することが一般的であり、こうした賃貸住宅の居住層ではない場合に「非典型的」な入居者として捉えられる可能性がある。すなわち、单身男性、单身女性、未婚カップル、夫婦、夫婦+子供 (子供を持つ夫婦) の世帯といった若年世帯については、住宅すごろく (property ladder) において最終的に持ち家を取得するまでの間に賃貸住宅に居住している「典型的」な世帯とみなすことができる。

これに当てはまらない世帯が「非典型的」な世帯であり、ここでは単身高齢者、高齢夫婦、シングルファザー+子供、シングルマザー+子供、未婚カップル+子供、その他日本人 (友人



写真左から  
 すずき・まさとも  
 1991年岐阜県生まれ。東京大学大学院工学系研究科博士課程修了、博士（工学）。現在、横浜市立大学データサイエンス学部准教授。  
 かわい・こうへい  
 1979年生まれ。早稲田大学大学院理工学研究科修士課程修了。現在、麗澤大学都市・不動産科学研究センター客員研究員。  
 しみず・ちひろ  
 1967年岐阜県生まれ。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。

と同居等)、外国人に区分した。なお、サンプル数の確保の観点から、申請者の年齢が50歳以上の場合を「高齢」とみなすこととした。

これらの世帯は、家賃滞納リスクが高いことや、オーナーにとっての受け入れリスクが高いことによって、入居審査において差別を受ける可能性がある。例えば、単身高齢者には孤独死の可能性があると懸念を持たれるかもしれない（一方で、高齢夫婦には孤独死の可能性は低いといえる）。シングルマザーの場合は、子供の面倒を適切にみることができず、近隣トラブルに発展するという懸念を持たれるかもしれない（一方で、シングルファザーの場合は、配偶者との死別等の諸事情によるもので十分な支払能力があることも多く、この懸念を打ち消すかもしれない）。子供がいる未婚カップル、その他日本人（友人と同居等）、外国人の場合は、異なる生活時間帯・騒音、異なる生活習慣・文化等の観点から懸念を持たれるかもしれない。

## 2 データと基本傾向

Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) では、アールエムトラスト株式会社より提供された、賃貸住宅の入居審査・家賃滞納データを分析している。東京圏（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）を対象とし、期間は2012～2018年である。本データセットには、入居審査の対象のうち、一部の入居者のサブサンプル（特定の不動産会社の物件）について家賃収受状況が記録されている。

ここで、「家賃滞納」が生じた状態を、入居後2～12か月目において「2か月分以上の家賃

を滞納している状態」と定義する。入居月の滞納や1か月分の滞納は、意図的ではなく不注意によることが多く比較的生じやすいが、ただちに支払いが行なわれオーナーにとっては深刻な問題とはならないことが多いためである。なお、オーナーは、家賃滞納が生じ最終的に回収不能になる事態を最も懸念しているが、それは短期的にはほとんど起こらないため、今回用いたデータにおいて観察するのは難しい。

入居者（入居審査の申請者）の属性情報として、入居者タイプ、支払能力、住所間距離（勤務先・物件・転居前の住所間の関係を示すもので、転居の信憑性を表す）、賃借費用に関する変数に着目する。特に支払能力については、月収が家賃の何倍あるかを表す月収/家賃比率、雇用形態が非正規雇用等の不安定なものであるかどうか、現在の勤務先での勤続年数、これまでの入居審査での否認履歴・家賃滞納履歴・信用情報での問題を有するかどうかといった項目を利用する。

表1に基本統計量を示す。入居審査の通過率は82%、家賃滞納率（2か月分）は1.6%となる。非典型的な入居者は、入居審査通過率が低い、家賃滞納率が高いとは限らないことがうかがえる。例えば、シングルマザー+子供では、入居審査の通過率は69%と低いものの、家賃滞納率は1.7%にとどまる。また、支払能力が低いと、入居審査通過率が低い、家賃滞納率が高いとは限らないことがうかがえる。例えば、月収/家賃比率が2倍未満の場合、入居審査の通過率は55%と低いものの、家賃滞納率は0.9%にとどまる。

表1—基本統計量（変数の平均値、入居審査通過率・家賃滞納率）

サンプル： 説明変数		入居審査		家賃滞納	
		平均値	通過率	平均値	滞納率
入居者タイプ	単身：男性	0.211	84.1%	0.249	2.5%
	単身：女性	0.136	84.2%	0.152	1.1%
	未婚カップル	0.270	83.0%	0.232	1.0%
	夫婦	0.105	89.7%	0.104	1.1%
	夫婦＋子供	0.095	85.1%	0.091	2.1%
	単身高齢者	0.026	80.0%	0.025	2.5%
	高齢夫婦	0.010	85.4%	0.009	1.7%
	シングルファザー＋子供	0.038	89.3%	0.048	0.7%
	シングルマザー＋子供	0.037	69.4%	0.033	1.7%
	未婚カップル＋子供	0.008	62.0%	0.007	4.3%
	その他日本人	0.047	69.7%	0.040	1.9%
外国人	0.017	61.4%	0.010	2.0%	
支払能力	月収／家賃比率	3.3		3.5	
	2倍未満	0.088	55.9%	0.057	0.9%
	2倍以上3倍未満	0.429	84.6%	0.407	1.3%
	3倍以上4倍未満	0.288	87.1%	0.321	1.8%
	4倍以上5倍未満	0.101	84.7%	0.110	2.5%
	5倍以上	0.093	84.7%	0.105	2.1%
	雇用形態 安定	0.877	85.4%	0.879	1.4%
	不安定	0.123	64.6%	0.121	3.0%
	勤続年数	6.1		6.8	
	2年未満	0.319	76.3%	0.267	2.3%
	2年以上	0.681	85.9%	0.733	1.4%
	否認履歴 なし	0.993	83.1%	0.998	1.6%
	あり	0.007	47.7%	0.002	0.0%
	滞納履歴 なし	0.998	82.8%	0.998	1.6%
あり	0.002	72.3%	0.002	1.5%	
信用情報上の問題 なし	0.998	82.8%	0.999	1.6%	
あり	0.002	53.8%	0.001	3.0%	
サンプル数		95,547		38,221	
全体の審査通過率			82.8%		
全体の家賃滞納率					1.6%

表2—入居者タイプと支払い能力との相関

入居者タイプ	月収／家賃比率（構成割合）					雇用形態 ：不安定	勤続年数 [年]	否認履歴 ：あり	サンプル 数
	2倍未満	2倍以上 3倍未満	3倍以上 4倍未満	4倍以上 5倍未満	5倍以上				
単身：男性	0.019	0.313	0.385	0.162	0.121	0.108	4.9	0.004	20,115
単身：女性	0.038	0.488	0.370	0.076	0.028	0.155	3.4	0.005	13,035
未婚カップル	0.163	0.571	0.198	0.046	0.022	0.076	4.4	0.007	25,777
夫婦	0.101	0.500	0.279	0.079	0.042	0.077	5.6	0.005	9,997
夫婦＋子供	0.062	0.366	0.338	0.138	0.096	0.116	7.4	0.005	9,042
単身高齢者	0.038	0.211	0.275	0.186	0.291	0.244	13.6	0.005	2,526
高齢夫婦	0.061	0.291	0.269	0.178	0.200	0.210	16.0	0.006	948
シングルファザー＋子供	0.013	0.085	0.159	0.145	0.598	0.159	20.6	0.014	3,623
シングルマザー＋子供	0.163	0.425	0.250	0.075	0.087	0.332	7.1	0.011	3,582
未婚カップル＋子供	0.111	0.384	0.265	0.123	0.117	0.168	6.8	0.013	755
その他日本人	0.168	0.385	0.210	0.103	0.135	0.176	9.0	0.024	4,493
外国人	0.085	0.377	0.292	0.141	0.105	0.199	2.8	0.007	1,654
全サンプル	0.088	0.429	0.288	0.101	0.093	0.123	6.1	0.007	95,547

表2に入居者タイプ・支払能力間の相関を示す。非典型的な入居者は、支払能力が低い傾向にあることがうかがえる。例えば、シングルマザー＋子供では、月収／家賃比率が2倍未満の

割合が16%と高く（平均値は8%）、雇用形態が不安定な入居希望者の割合は33%（平均値は12%）と高くなっている。

### 3 分析手法

持ち家の住宅ローンの審査プロセスを分析する研究では、将来の延滞・デフォルトの可能性を考慮する2段階の分析が進められている。ここでは、Ghent et al. (2014) にならい、次の2段階のプロビットモデルを用いる。

1段階目として、家賃滞納の有無を説明する次のプロビットモデルを推計する。

$$\begin{aligned} \text{Arrear}_{it} = & \alpha + \sum_j \beta_{1j} \text{TT}_{ji} \\ & + \sum_k \beta_{2k} \text{PA}_{ki} + \sum_i \beta_{3i} \text{DA}_{ii} \\ & + \sum_j \beta_{4m} \text{RC}_{mi} + L_i \\ & + T_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、被説明変数  $\text{Arrear}_{it}$  は、世帯  $i$  および時点  $t$  について、滞納ありの場合に1を滞納なしの場合に0をとる二値変数である。説明変数として、 $\text{TT}_{ji}$  は入居者タイプ、 $\text{PA}_{ki}$  は支払能力、 $\text{DA}_{ii}$  は住所間距離、 $\text{RC}_{mi}$  は賃借費用に関する変数群であり、 $\beta_{1j}$ ,  $\beta_{2k}$ ,  $\beta_{3i}$ ,  $\beta_{4m}$  は対応する係数である。 $L_i$  は都県の固定効果、 $T_t$  は時点（四半期）の固定効果、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。

2段階目として、入居審査の結果を説明する次のプロビットモデルを推計する。

$$\begin{aligned} \text{Pass}_{it} = & \alpha + E[\text{Arrear}_{it}] \\ & + \sum_j \beta_{1j} \text{TT}_{ji} \\ & + \sum_k \beta_{2k} \text{PA}_{ki} \\ & + \sum_i \beta_{3i} \text{DA}_{ii} \\ & + \sum_j \beta_{4m} \text{RC}_{mi} \\ & + L_i + T_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、被説明変数  $\text{Pass}_{it}$  は、世帯  $i$  および時点  $t$  について、審査通過の場合に1を否認の場合に0をとる二値変数である。説明変数として、 $E[\text{Arrear}_{it}]$  は家賃滞納の期待確率であり、(1)式をもとに推計したものである。(1)式と同様に、 $\text{TT}_{ji}$  は入居者タイプ、 $\text{PA}_{ki}$  は支払能力、 $\text{DA}_{ii}$  は住所間距離、 $\text{RC}_{mi}$  は賃借費用に関する変数群であり、 $\beta_{1j}$ ,  $\beta_{2k}$ ,  $\beta_{3i}$ ,  $\beta_{4m}$  は対応する係数である。 $L_i$  は都県の固定効果、 $T_t$  は時点（四

半期）の固定効果、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項である。

(2)式において入居者タイプ  $\text{TT}_{ji}$  の係数が負で有意であれば、何らかの差別があることになる。すなわち、支払能力を含めた客観的属性から推測された「家賃滞納への至りやすさ」をコントロールしても、入居審査に通りにくいといえる。なお、支払能力  $\text{PA}_{ki}$  は、例えば、低所得の入居者は水道光熱費等を滞納しトラブルになると想定されている等、家賃滞納確率では説明されないメカニズムを捉える。

家賃滞納の期待確率  $E[\text{Arrear}_{it}]$  については、(1)式に基づく2通りの推計を行なう。1つ目は、入居者タイプ  $\text{TT}_{ji}$  を説明変数に用いて推計する場合である（方法①）。最も正確な予測値が得られ、ここでは主な結果として報告する。審査側が「入居者タイプに基づき家賃滞納リスクを推計する」想定であり、日本では合法である。このとき、入居者タイプの係数 ((2)式) は、入居者タイプに基づく家賃滞納リスクを除いたものとなる。2つ目は、入居者タイプ  $\text{TT}_{ji}$  を説明変数から除外して推計する場合である（方法②）。審査側が「入居者タイプに基づかず家賃滞納リスクを推計する」ことを想定するものである。このとき、入居者タイプの係数 ((2)式) は、入居者タイプに基づく家賃滞納リスクを含むこととなる。

入居者タイプ  $\text{TT}_{ji}$  の係数が、これら2通りの家賃滞納確率の推計で大差なければ、家賃滞納リスクに基づく統計的差別は限定的であるといえる。すなわち、偏見に基づく差別に加え、家賃滞納以外の観点からの受け入れコスト（近隣トラブル等）を反映した統計的差別と解釈できる<sup>1)</sup>。

### 4 分析結果

表3に分析結果を示す。列(1)は、家賃滞納のプロビットモデル、列(2)は、家賃滞納の期待確率を方法①で推計した場合の入居審査のプロビットモデル、列(3)は、家賃滞納の期待確率を方法②で推計した場合の入居審査のプロビットモ

表3 一家賃滞納と入居審査のプロビットモデル

モデル： 説明変数	(1) 家賃滞納モデル		(2) 入居審査モデル①		(3) 入居審査モデル②	
	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果
家賃滞納の期待確率						
入居者タイプ						
単身：男性	(基準)		(基準)		(基準)	
単身：女性	-0.3446*** (0.0586)	-1.24%	0.0710*** (0.0210)	+1.59%	0.1180*** (0.0183)	+2.64%
未婚カップル	-0.2648*** (0.0530)	-1.03%	0.1600*** (0.0184)	+3.45%	0.1977*** (0.0164)	+4.28%
夫婦	-0.2669*** (0.0679)	-1.03%	0.3677*** (0.0237)	+7.22%	0.4060*** (0.0222)	+8.00%
夫婦＋子供	-0.0365 (0.0605)	-0.18%	0.0851*** (0.0213)	+1.90%	0.0912*** (0.0213)	+2.07%
単身高齢者	0.0650 (0.0975)	+0.35%	-0.2122*** (0.0335)	-5.32%	-0.2234*** (0.0334)	-5.72%
高齢夫婦	-0.0007 (0.1768)	-0.00%	-0.0337 (0.0559)	-0.79%	-0.0325 (0.0559)	-0.77%
シングルファザー＋子供	-0.2615** (0.1243)	-1.02%	-0.0340 (0.0372)	-0.80%	-0.0027 (0.0365)	-0.06%
シングルマザー＋子供	-0.0707 (0.0963)	-0.33%	-0.1989*** (0.0273)	-4.97%	-0.1869*** (0.0272)	-4.72%
未婚カップル＋子供	0.2982** (0.1407)	+1.98%	-0.5290*** (0.0524)	-14.71%	-0.5944*** (0.0504)	-17.03%
その他日本人	-0.0225 (0.0849)	-0.11%	-0.3372*** (0.0246)	-8.84%	-0.3328*** (0.0245)	-8.84%
外国人	-0.1365 (0.1517)	-0.60%	-0.5341*** (0.0350)	-14.87%	-0.5121*** (0.0346)	-14.36%
支払能力						
月収／家賃比率						
2倍未満	-0.3044*** (0.0962)	-0.92%	-0.9920*** (0.0211)	-28.03%	-1.0250*** (0.0227)	-29.08%
2倍以上3倍未満	-0.1155*** (0.0420)	-0.42%	-0.1308*** (0.0139)	-2.68%	-0.1438*** (0.0143)	-2.95%
3倍以上4倍未満	(基準)		(基準)		(基準)	
4倍以上5倍未満	0.1096** (0.0530)	+0.50%	-0.0623*** (0.0200)	-1.24%	-0.0503** (0.0202)	-0.99%
5倍以上	0.1119* (0.0601)	+0.51%	-0.0399* (0.0219)	-0.78%	-0.0288 (0.0221)	-0.56%
雇用形態 不安定	0.2285*** (0.0441)	+0.87%	-0.5968*** (0.0163)	-13.05%	-0.5689*** (0.0179)	-12.44%
勤続年数 [年]	-0.0231*** (0.0030)	-0.09%	0.0273*** (0.0011)	+0.60%	0.0254*** (0.0012)	+0.55%
否認履歴 あり			-0.9153*** (0.0511)	-20.01%	-0.9133*** (0.0511)	-19.96%
滞納履歴 あり	-0.1504 (0.4327)	-0.57%	-0.3564*** (0.0979)	-7.79%	-0.3703*** (0.0980)	-8.09%
信用情報上の問題 あり	0.3752 (0.4286)	+1.43%	-0.7761*** (0.1118)	-16.97%	-0.7113*** (0.1129)	-15.55%

デルである。

#### 4.1 家賃滞納

列(1)において推計された係数をみると、入居者タイプについて、非典型的な入居者は単身男性に比べ家賃滞納の可能性が高いとはいえないことがわかる（未婚カップル＋子供に限り家賃滞納に至りやすい結果となっている）。また、シングルファザー＋子供は家賃滞納に至りにく

く、シングルマザー＋子供については特段の傾向がみられない。これは、単身男性が単身女性に比べて家賃滞納に至りやすいことと比べて対照的である。

支払能力については、月収／家賃比率が低いとむしろ家賃滞納に至りにくいことがうかがえる。現時点の収入よりは、長期的な安定性（雇用形態、勤続年数）が重視されているといえる。

表3 一家賃滞納と入居審査のプロビットモデル (続き)

モデル： 説明変数	(1) 家賃滞納モデル		(2) 入居審査モデル①		(3) 入居審査モデル②	
	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果	係数 (標準誤差)	限界効果
住所間距離						
通勤距離 (物件・勤務先間)						
10km 未満	(基準)		(基準)		(基準)	
10-20km	-0.0321 (0.0442)	-0.12%	0.0563*** (0.0137)	+1.23%	0.0531*** (0.0137)	+1.16%
20-30km	0.0222 (0.0565)	+0.08%	0.1065*** (0.0181)	+2.28%	0.1098*** (0.0181)	+2.35%
30-50km	0.0192 (0.0760)	+0.07%	0.0151 (0.0216)	+0.33%	0.0189 (0.0216)	+0.42%
50km 以上	0.3285*** (0.1033)	+1.70%	-0.388 (0.0351)	-0.88%	0.0008 (0.0366)	+0.02%
転居距離 (物件・申請時住所間)	(基準)		(基準)		(基準)	
10-20km	-0.0202 (0.0604)	-0.08%	0.0205 (0.0184)	+0.45%	0.0185 (0.0184)	+0.41%
20-30km	0.0090 (0.0767)	+0.04%	0.0705*** (0.0243)	+1.53%	0.0718*** (0.0243)	+1.55%
30-50km	-0.0476 (0.0934)	-0.18%	0.0573** (0.0284)	+1.25%	0.0523* (0.0284)	+1.14%
50km 以上	-0.2031* (0.1075)	-0.68%	0.0814** (0.0328)	+1.76%	0.0600* (0.0333)	+1.30%
転居に伴う通勤距離の変化						
20km 以上減少	-0.0666 (0.0965)	-0.26%	0.0760** (0.0301)	+1.61%	0.0703** (0.0301)	+1.48%
5-20km 減少	-0.0841 (0.0619)	-0.32%	0.0353* (0.0194)	+0.76%	0.0260 (0.0196)	+0.56%
5km 未満の変化	(基準)		(基準)		(基準)	
5-20km 増加	-0.0391 (0.0637)	-0.16%	-0.0233 (0.0190)	-0.51%	-0.0281 (0.0191)	-0.62%
20km 以上増加	-0.2099* (0.1159)	-0.71%	-0.1591*** (0.0336)	-3.71%	-0.1836*** (0.0342)	-4.30%
賃借費用						
月額家賃						
5万円未満	0.0476 (0.0815)	+0.19%	-0.1667*** (0.0302)	-3.83%	-0.1616*** (0.0302)	-3.71%
5-6万円台	-0.0433 (0.0455)	-0.16%	0.0022 (0.0154)	+0.05%	-0.0031 (0.0155)	-0.07%
7-8万円台	(基準)		(基準)		(基準)	
9-10万円台	0.0269 (0.0487)	+0.10%	-0.0443*** (0.0144)	-0.97%	-0.0416*** (0.0144)	-0.91%
11-12万円台	0.0545 (0.0695)	+0.22%	-0.0174 (0.0192)	-0.38%	-0.0119 (0.0192)	-0.26%
13万円以上	0.1535** (0.0779)	+0.67%	-0.0803*** (0.0221)	-1.78%	-0.0636*** (0.0225)	-1.40%
敷金	0.2886*** (0.0373)	+1.10%	-0.0511*** (0.0145)	-1.12%	-0.0274* (0.0158)	-0.60%
定数項、都県ダミー、四半期ダミー	Yes		Yes		Yes	
サンプル数	38221		95547		95547	
McFadden's Pseudo R <sup>2</sup>	0.074		0.140		0.140	

注) 列(1)の家賃滞納モデルは(1)式に基づいており、被説明変数は滞納ありの場合に1を滞納なしの場合に0をとる二値変数である。列(2)・(3)の入居審査モデルは(2)式に基づいており、被説明変数は審査通過の場合に1を否認の場合に0をとる二値変数である。家賃滞納モデルの関数形に基づき家賃滞納の期待確率を推計するにあたり、列(2)の入居審査モデル①では入居者タイプを含むすべての説明変数を利用するのに対し、列(3)の入居審査モデル②では、入居者タイプのみ説明変数から除外する(すなわち、入居者が単身男性であると仮定する)。係数(標準誤差)および限界効果を示しており、有意水準は\*\*\* 1%、\*\* 5%、\*10%である。

## 4.2 入居審査

列(2)・列(3)の推計結果に大差はなく、ここでは列(2)において推計された係数に着目する。家賃滞納の期待確率が高いと入居審査に通りにくく、経済的合理性をもった審査が行なわれていることがうかがえる。

入所者タイプについて、単身高齢者、シングルマザー、その他日本人、外国人といった非典型的な入居者は、支払能力を含めた客観的属性から推測された「家賃滞納への至りやすさ」をコントロールしても、入居審査に通りにくい傾向にある。

支払能力が低いと、入居審査に通りにくい傾向にある。すなわち、月収家賃比率が低い（もしくは、月収家賃比率が標準的な水準でない）、雇用形態が不安定・継続年数が短い、入居審査での否認履歴・家賃滞納履歴・信用情報での問題を有する場合、入居審査に通りにくいといえる。

合理的でないと考えられる転居では、入居審査に通りにくい傾向にある。すなわち、通勤距離が極端に長い・短い、同じコミュニティ内での転居、転居により通勤距離が増加するといった場合、入居審査に通りにくいといえる。

賃借費用の低い住宅ほど、入居審査に通りにくい傾向にある。すなわち、家賃が低く、敷金なしの場合（オーナーにとってリスクを減らす敷金をなくしている分、入居審査を厳しくすると捉えられる）、入居審査に通りにくいといえる。なお、家賃が極端に高い場合は入居者が将来支払えなくなる可能性があるため、入居審査に通りにくくなっていると考えられる。

ここで、家賃滞納確率  $E[\text{Arrear}_i]$  の推計方法を②に変更（列(3)）しても、推計方法①の場合（列(2)）と比べ、入居者タイプの係数について大差はないことが確認される。よって、家賃滞納リスクに基づく統計的差別は限定的であるといえる。偏見に基づく差別に加え、家賃滞納以外の観点からの受け入れコストを反映した統計的差別であると解釈できる。これは、入居者タイプは家賃滞納リスクに大きく影響しない（列(1)の家賃滞納モデルを参照）ことによる。

#### 4.3 サンプルセレクションバイアスに係る検討

実際には、入居審査で否認された世帯は、家賃滞納に至るかどうかが観察されないというサンプルセレクションが生じているが、表3においてはこれを明示的に考慮していない。そこで、Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) では、1段階目を入居審査モデル、2段階目を家賃滞納モデルとしたサンプルセレクションモデル(Heckit Probit) の推計を行なっている。なお、

分析サンプルは、入居申込をした世帯のうち、もし入居審査に通った場合はアールエムトラスト株式会社によって家賃収受状況が記録される世帯に限定している。ここでは、少なくとも入居者タイプの係数には大きな違いはみられず、サンプルセレクションバイアスの問題は顕著ではないとの結論が得られた。すなわち、表3に示すモデルを用いて差し支えないことが確認された。

## 5 おわりに

本稿では、東京圏の民間賃貸住宅市場での入居審査において、非典型的な入居者に対する差別(discrimination)の存在を検証した Suzuki, Kawai, and Shimizu (2022) を紹介した。入居審査プロセスや入居後の家賃滞納記録データを利用しており、欧米を中心とした掲載物件の空き状況等に関する実験的研究・監査研究とは異なる、新しいアプローチである点が特徴である。単身高齢者、シングルマザー、外国人等の非典型的な入居者は、支払能力を含めた客観的属性から推測された「家賃滞納への至りやすさ」をコントロールしても、入居審査に通りにくいことが明らかとなった。これは、偏見に基づく差別に加え、家賃滞納以外の観点からの受け入れコスト(近隣トラブル等)を反映した統計的差別と解釈できる。一方、家賃滞納リスクに基づく統計的差別は限定的であった。また、極端に短い・長い通勤距離、転居による通勤距離の増加、同じコミュニティ内での転居といった合理的でないと考えられる転居や、賃借費用の低い住宅では、入居審査に通りにくい傾向がみられた。

これらの分析結果は、賃貸住宅への入居を希望する世帯タイプが多様化する現代社会において、賃貸住宅をスムーズに借りられない事態が少なからず生じていることを示している。家賃滞納以外の観点からの受け入れコストを反映した統計的差別は、オーナーの視点に立てば仕方のない側面もある。しかしながら、仮に受け入

れに伴うリスクを過大に捉えて偏見が生じ、それに基づく差別の部分が大きいならば (Suzuki, Kawai, and Shimizu 2022では明確に測定できていない)、抑制が求められるところである。また、家賃滞納リスクに基づく統計的差別は限定的であるものの、家賃滞納リスク自体は入居を断られる要因であるので、非典型的な入居者の経済的安定性を担保できる仕組みづくりは重要である。実際には、機関保証制度を導入していない賃貸住宅（個人による保証人制度）や定期借家が、非典型的な入居者の受け皿となっている可能性があり、こうした市場の考慮は今後の課題としたい。

また、実際には、家賃設定を通した差別も起こりうる。ただし、入居者タイプによらず掲載家賃のまま契約することが多いとすると、こうした差別は少ない可能性も十分に考えられる。しかしながら、敷金や、各種割引を行わないことを通した調整は生じうるため、今後の課題として分析を深めていくことが求められる。

なお、入居審査の申請者だけでなく世帯全員に関する情報や、預金残高や職種等の詳細情報を利用したモデルの精緻化、景気変動に伴う審査基準の変化の分析、保証会社や扱う物件タイプによる審査基準の違いの分析等も、今後の研究課題として残されている。

#### 謝辞

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

#### 注

1) 賃貸住宅市場では、オーナーは長期間にわたり賃借人を受け入れることとなるため、家賃滞納リスクやその他の受け入れに伴うリスクの両者に基づいて統計的差別を行なう。オーナーにとって、前者のリスクは観察できるが後者のリスクは観察できない。よって、その他の受け入れに伴うリスクに基づく統計的差別と偏見に基づく差別との間の区別はできないこととなる。例えば、「シングルマザーは、子供の面倒を十分に見ることができず周囲に迷惑をかけてしまう」という懸念がある場合、これを実際のリスク（これが統計的差別をもたらすが、この大きさをオーナーは定量的には把握できていない）より

過大なリスクとしてオーナーが感じている場合、その超過分が偏見に基づく差別であるといえる。一方、住宅ローンを含む売買市場では、オーナーと賃借人の長期的関係はなく、売り手は買い手と一度売買を行なうのみである。よって、ローンの返済が滞るリスクのみが統計的差別につながり、それ以外は偏見に基づく差別が残るのみとなる。

#### 参考文献

- Agarwal, S., B. W. Ambrose, S. Chomsisengphet, and C. Liu (2011) "The Role of Soft Information in a Dynamic Contract Setting: Evidence from the Home Equity Credit Market," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43(4), pp.633-655.
- Ahmed, A. M., and M. Hammarstedt (2008) "Discrimination in the Rental Housing Market: A Field Experiment on the Internet," *Journal of Urban Economics*, Vol. 64(2), pp.362-372.
- Baldini, M., and M. Federici (2011) "Ethnic Discrimination in the Italian Rental Housing Market," *Journal of Housing Economics*, Vol. 20(1), pp.1-14.
- Bosch, M., M. A. Carnero, and L. Farre (2010) "Information and Discrimination in the Rental Housing Market: Evidence from a Field Experiment," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40(1), pp.11-19.
- Carlsson, M., and S. Eriksson (2014) "Discrimination in the Rental Market for Apartments," *Journal of Housing Economics*, Vol. 23, pp.41-54.
- Ghent, A. C., R. Hernandez-Murillo, and M. T. Owyang (2014) "Differences in Subprime Loan Pricing Across Races and Neighborhoods," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 48, pp.199-215.
- Hanson, A., and Z. Hawley (2011) "Do Landlords Discriminate in the Rental Housing Market? Evidence from an Internet Field Experiment in US Cities," *Journal of Urban Economics*, Vol. 70(2-3), pp. 99-114.
- Hellyer, J. (2021) "Homophobia and the Home Search: Rental Market Discrimination Against Same-sex Couples in Rural and Urban Housing Markets," *Journal of Housing Economics*, Vol. 51, 101744.
- Ladd, H. F. (1998) "Evidence on Discrimination in Mortgage Lending," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12(2), pp.41-62.
- Munnell, A. H., G. M. Tootell, L. E. Browne, and J. McEneaney (1996) "Mortgage Lending in Boston: Interpreting HMDA Data," *American Economic Review*, Vol. 86(1), pp.25-53.
- Suzuki, M., K. Kawai, and C. Shimizu (2022) "Discrimination Against the Atypical Type of Tenants in the Tokyo Private Rental Housing Market: Evidence from Moving-in Inspection and Rent Arrear Records," *Journal of Housing Economics*, Vol. 58 (B), 101879.

# 障害者と公的住宅居住

Chakraborty, J., T. W. C. Collins and S. E. Grineski (2023) "Disability and Subsidized Housing Residency: The Adverse Impacts of Winter Storm Uri in Metropolitan Texas," *Disability and Health Journal*, Vol.16(2), 101403.

## はじめに

これまで、自然災害や公衆衛生上の緊急事態は、障害者に多大な悪影響を及ぼすことが明らかにされてきた。例えば、Van Willigen et al. (2002) は、アメリカで発生した3つハリケーンによる被害に着目した結果、障害者に対して避難に関する有益な情報や指示が伝わっていなかったことがわかったとしている。また、日本の東日本大震災に着目した Brittingham and Wachtendorf (2013) は、障害者が滞在していた避難所には有益な情報や物的資源へのアクセスに障壁があり、マットやトイレを利用できない障害者が多かったことを指摘している。

また、アメリカの連邦政府補助金付き住宅などの公営住宅の居住者は、こうした災害などの影響を受けやすく、他の住宅の居住者と比べて健康状態も悪いことが知られている。Chakraborty et al. (2021) は、2017年に米国テキサス州で発生したハリケーンによる浸水の影響が補助金付き賃貸住宅に居住している世帯で深刻であったことを明らかにし、補助金付き賃貸住宅が洪水などの被害に対して脆弱な地域に偏っている可能性があることを指摘した。

一方、こうした補助金付き賃貸住宅に居住している障害者世帯が他の住宅に居住している障害者世帯と比べて、自然災害などの緊急事態でどのような悪影響を受けているのかは検証されてこなかった。そこで、本稿で紹介する Chakraborty, Collins and Grineski (2023) (以下、本論文) は、2021年2月に米国テキサス州で発生した大寒波「ユーリ」(以下、ユーリ) による被害が、米国住宅都市開発省 (Housing and Urban Development: HUD) の補助金付き賃貸住宅に居住する障害者世帯と他の住宅に居住する障害者世帯で差があるのか検証している。

## 【米国都市開発省 (HUD) 補助金付き賃貸住宅】

HUDの補助金付き住宅 (以下、HUD支援住宅)

は、定義上、低所得世帯のみが利用できる。HUD支援住宅には、公営住宅、住宅選択バウチャー (Section 8)、プロジェクト型賃貸支援 (Section 8)、高齢者支援住宅 (Section 202)、障害者支援住宅 (Section 811) などがある。これらのHUD支援住宅は、低所得であることが前提であるが、それぞれ運営方法や居住するための基準などは異なっている。

公営住宅は、地方の公営住宅当局が所有および運営する住宅団地であり、資金や運営支援は連邦政府が行なっている。一方で、住宅選択バウチャーやプロジェクト型賃貸支援は、賃貸住宅市場を通じて契約するために、公営住宅と比べて引越しなどをしやすい特徴がある。

高齢者支援住宅プログラムは、身体の弱い高齢者を含む、低所得層の高齢者のための支援住宅であり、高齢者が自立した生活を可能にするためのリハビリテーションなどのオプションを提供するプログラムである。このプログラムの対象者は、62歳以上の人々が少なくとも1人はいる低所得世帯である。障害者支援住宅プログラムも、高齢者支援住宅プログラムと似ており、低所得な障害者向けの支援サービス付き賃貸住宅への居住の支援を行なうものである。このプログラムは、適切な支援サービスを受けられる賃貸住宅を補助することで、障害者が地域で自立可能な生活をできることを支援する。

## 【大寒波「ユーリ」】

ユーリは、アメリカテキサス州において、2021年2月10日から20日まで続いた記録的な大寒波であり、テキサス州の多くの群で記録的な低温に見舞われた。この影響で、州最大の電力網運営会社 (Electric Reliability Council of Texas ; ERCOT) は電力供給を制御できなくなり、500万人以上が電気にアクセスすることができず、テキサス州全体の69%以上が停電し、49%が水不足に陥った。ユーリによる経済的損失は1300億ドル (USD) で、死者は少なくとも

も州全体で111人となった。

## 方法

本論文では、2021年7月にテキサス州の住民に実施した電話調査によって収集したデータを用いている。電話調査はテキサス州の8つの都市圏統計地域 (Metropolitan Statistical Areas: MSA)<sup>1)</sup>を構成する群から無作為に抽出された住民に英語とスペイン語で35分間行なった。電話調査は、民間の調査会社に所属するプロのバイリンガルインタビュアーが行なっている。抽出方法は、携帯電話を持っている18歳以上の成人から、各MSAの人口に比例する形でランダムサンプリングしている (n = 1964)。参加者は、ランダム・デジット・ダイヤルで選ばれ、HUD支援住宅に居住している人をオーバーサンプリングしている。対象者1764人のうち、協力は50.8% (896人)であった。このうち、障害の有無や連邦政府から補助を受けている住宅/補助を受けていない住宅の居住に関する調査項目に回答しなかった106人を除いた790世帯 (有効回答率44.8%)を最終サンプルとした。

本サンプルに含まれる障害者世帯の8つのMSAにおける分布は、2020年アメリカ地域調査 (American Community Survey: ACS) の5年推計に基づく、MSAにおける障害者の全体分布とほぼ同じであった<sup>2)</sup>。表1に示すように、最終サンプルの790世帯のうち、355世帯 (45%)が障害者を含み、そのうち96世帯 (27%)がHUD支援住宅に居住していた。

表1には、ユーリの悪影響を表す従属変数が示されている。最初の3つの変数は、飲料水の提供や煮沸消毒の勧告を受けていた給水勧告期間、自宅の停電期間、ユーリの期間に経験した自宅室内の最低気温である。その他、復旧していないを0、完全に復旧したを1とする災害復旧の認知度、このユーリの

表1—使用した変数の記述統計量

	N	Yes	Percent	No	Percent
障害者世帯:	790	355	44.94%	435	55.06%
HUD支援住宅への居住	790	96	12.15%	694	87.85%
HUD支援住宅以外への居住	790	259	32.78%	531	67.22%
	N	Min	Max	Mean	SD
従属変数:					
給水勧告期間 (日数)	781	0	30	3.57	5.02
停電期間 (時間)	781	0	504	42.44	56.53
室内最低気温 (華氏度)	709	-15	79	45.19	20.44
災害復旧の認知度 (1-10)	782	1	10	8.75	2.24
有害体験 (合計値)	788	0	16	3.4	3.05
独立変数:					
障害者の有無	790	0	1	0.45	n/a
HUD支援住宅への居住	790	0	1	0.16	n/a
平均気温からの偏差	790	1.52	23.15	15.04	4.01
ERCOT送電網利用の有無	790	0	1	0.89	n/a

注) 本論文の Table 1 から一部抜粋して掲載している。有害体験は二項選択による16の個別の有害体験を総和したものである。個別の有害体験には、健康状態、家族状況、COVID-19の影響、医療アクセスなどがある。独立変数には、表1の他にも、世帯に高齢者 (65歳以上)、人種・民族 (ヒスパニック、非ヒスパニック黒人、その他非ヒスパニック少数民族) がいるのかのダミー変数、回答者の女性ダミー変数、世帯収入カテゴリ (1が\$10,000以下、10が\$250,000以上の1~10までのカテゴリ) がある。

期間やその直後に経験した有害体験について16項目の二項変数を総和した有害体験を使用する。

独立変数には、世帯に障害者がいるかどうか、HUD支援住宅への居住、およびいくつかの社会人口学的なコントロール変数を含めている。また、調査回答者全員の住所情報に基づきジオコーディングを行ない、地域の平均気温からの偏差とERCOT送電網の利用の有無の2つの変数<sup>3)</sup>を含めている。

本論文では2つの大きな分析を行なっている。1つ目は、二変量解析として障害者のいる世帯とない世帯で、ユーリの悪影響を示す従属変数の独立標本t検定である。2つ目は、一般化線形モデルをクラスター化データに対応させるために拡張した一般化推定方程式 (GEE) を用いている。

GEEでは、「ユーリの影響が障害者のいる世帯とない世帯で異なるのか」と「HUD支援住宅に住む障害者世帯とそうでない世帯で影響に差があるのか」という2つのリサーチ・クエスチョンに答えるために、2組のモデルを使用している。1つ目のモデルには、世帯に障害者がいるかどうかを主要な独立変数としている。2つ目のモデルには、障害者がいる世帯をHUD支援住宅に居住しているかどうかで分けて分析している。各被説明変数とモデルにつ

いては、独立モデル基準の準尤度に基づき、統計的に最も適合する GEE 仕様を選択した<sup>4)</sup>。すべてのモデルは、居住地の MSA と住宅ストックの年代中央値によるクラスタリングをコントロールしている。これらのモデルは多重共線性の影響を受けていないことが示された。

## 結果

表 2 は、障害者世帯と非障害者世帯の差について t 検定を用いて測定した結果である。ここから、障害者世帯は非障害者世帯と比べて、給水勧告期間、停電期間が有意に長く、最低気温が有意に低いことがわかる。また、障害者世帯は、ユーリからの災害復旧の認知度は低く、非障害者世帯よりも 1.6 倍ほど有害体験が多いことがわかる<sup>5)</sup>。

表 3 は GEE の推定結果を示している。ステージ 1 とステージ 2 とともに社会人口学的要因、環境的要因をコントロールした結果であり、標準誤差は地理的な条件 (MSA) などでクラスタリングしている。ステージ 1 では、障害者の有無と HUD 支援住宅への居住の有無をそれぞれ独立でモデルに含めてユーリの影響を推定している。その結果、障害者世帯は、非障害者世帯と比べて、給水勧告期間と停電期間が長く、最低気温が低いことが明らかになった。また、ユーリからの災害復旧の認知度は低く、より多くの有害体験をしていることがわかった。障害者がいるかいないかにかかわらず、HUD 支援住宅に居住している場合でも、給水勧告期間や停電期間が長くなること、有害体験が多くなることが明らかになった。

ステージ 2 では、障害者のいる世帯を細分化し、障害者世帯で HUD 支援住宅に居住している世帯と HUD 支援住宅に居住していない世帯の影響を推定した。HUD 支援住宅に居住する障害者世帯では、

表 2 一世帯の障害状況別のユーリの影響の比較

	障害者世帯	非障害者世帯	平均値の差	p 値 (t 検定)
給水勧告期間 (日数)	4.13	3.13	1	0.006
停電期間 (時間)	47.06	38.79	8.27	0.048
室内最低気温 (華氏度)	41.1	47.73	-6.63	<0.001
災害復旧の認知度 (1-10)	8.34	9.08	-0.74	<0.001
有害体験 (合計値)	4.27	2.69	1.58	<0.001

注) 本論文の Table 2 から t 検定の結果のみ抜粋して掲載している。個別の有害体験の二項変数については z 検定を用いている。

表 3 ユーリの悪影響に関する多変量一般化推定の結果

	給水勧告 (日数)	停電期間 (時間)	室内最低気温 (華氏度)	災害復旧の認知度 (1-10)	有害体験 (合計値)
ステージ 1: 障害者世帯	0.435 (<0.001)	0.702 (<0.001)	-0.101 (0.001)	-0.058 (0.003)	0.441 (<0.001)
HUD 支援住宅への居住	0.449 (0.002)	0.797 (<0.001)	0.034 (0.528)	-0.019 (0.639)	0.237 (0.016)
ステージ 2: 障害者世帯:					
HUD 支援住宅への居住	0.516 (0.010)	0.431 (0.005)	-0.081 (0.107)	-0.105 (0.035)	0.654 (<0.001)
他住宅への居住	0.121 (0.336)	0.106 (0.263)	-0.101 (0.001)	-0.048 (0.010)	0.412 (<0.001)
回答者数 (N)	703	704	684	643	706

注) 本文 Table 3 から主要変数のみ抜粋している。括弧内は p 値である。p 値はすべて両側で、Wald Chi-Square 検定に基づいている。GEE モデルは、給水勧告と停電期間の推定では、構造化されていない相関行列を用いた対数リンクによる Tweedie 分布、最低気温と災害復旧の認知度の推定では、独立した相関行列を用いた対数リンクによる正規分布、独立した相関行列を用いた対数リンクによる Tweedie 分布である。

給水勧告期間と停電期間が長く、ユーリからの災害復旧の認知度は低く、有害体験が多いことが明らかになった。HUD 支援住宅に居住していない障害者世帯でも、ユーリからの災害復旧の認知度が低く、有害体験が多かった。その一方で、HUD 支援住宅に居住している障害者世帯では、給水勧告期間や停電期間では非障害者世帯と有意な差はみられなかった。ただ、室内の最低気温は、HUD 支援住宅に居住していない障害者世帯において有意に低いことがわかった<sup>6)</sup>。

## 結論と考察

本論文は、電話調査を用いた調査データを用いて、大寒波「ユーリ」によって HUD 支援住宅に居住している障害者世帯への悪影響を明らかにした。その結果、障害者のいる HUD 支援住宅に居住している世帯では、災害によってより深刻な被害を受けてい

たことがわかった。つまり、HUD 支援住宅に居住している障害者世帯は、障害者であることに加えて、HUD 支援住宅に居住していることで「二重の危険」を経験していた可能性があることを示唆する。

以上の結果は、世帯の障害状況や補助の対象住宅の居住状況に基づく災害の悪影響の格差について、重要な実証的な洞察を示すことができた。その一方で、その限界についても考慮することが必要である。第一に、本分析で使用した調査はユーリから約5カ月後に実際されたため、回答者の中には思い出すことが難しい人もいたかもしれない。第二に、障害者については障害の種別や重さが異なるため、均一に評価することは難しい。そのため、障害者世帯の影響は HUD 支援住宅への居住・非居住と同様に比較することはできなかった。今後の研究では、障害の種別に関する追加調査データを活用し、特定の障害によって自然災害などの公衆衛生上の緊急事態の影響の差は検証する予定である。

本論文は、障害者が HUD 支援住宅という連邦政府の補助金付き賃貸住宅に居住することで、災害などの被害がより深刻になる可能性を明らかにした。障害者は一般的に就業が難しく、非障害者と比べると貧困に陥りやすい。そのため、HUD 支援住宅などは、障害者が地域での自立生活するためには必要な政策であり、本論文が示した結果は、今後の支援政策を考える上で非常に重要な結果を示している。

一方で、本論文の分析結果には2つの注意すべき点がある。1つ目は、本論文の分析は他の影響をコントロールしたうえで、障害者世帯、HUD 支援住宅居住世帯、そして、その両方の世帯を比較したものであり、それぞれの因果効果を明らかにしたのではないということである。2つ目は、サンプルセレクションなどの内生性の問題があるため、1つ目の問題と重なるが、世帯に障害者がいることで、あるいは HUD 支援住宅に居住することで、災害の被害が深刻になるわけではないということである。今後、2つの問題も考慮したうえで分析を行なう際は、自然実験となりうる政策などの利用、傾向スコアなどを用いてサンプルセレクションの問題に対処することなどが考えられる。

## 注

- 1) ダラス・フォートワース、ヒューストン、サンアントニオ、オースティン、マッカレン、エルパソ、ポートモント=ポート・アーサー、ラボックの8つの都市圏を意味する。
- 2) 本論文における障害者世帯とは、米国国勢調査局 (US Census Bureau's) ACS の非施設者層の障害特性を明らかにするための質問に基づき、回答者または他の同居者が深刻な聴覚、視覚、認知、歩行、セルフケア、自立生活に困難を感じている世帯を指す。
- 3) 地域の平均気温からの偏差は、高解像度高速リフレッシュレーダーデータに基づき、各世帯の住宅所在地で2021年2月10日から20日の間に発生した最低気温を求め、それを各 MSA の2月の平均最低気温から差し引くことで算出した。
- 4) 独立モデル基準の準尤度は、赤池情報量基準を拡張したモデル選択基準であり、最適な相関構造を選択する。こうしたモデル選択から、モデルに対する分布およびリンク関数を指定する。選択したモデルについては、表3の注に示されている。
- 5) 具体的には、障害者のいる世帯は、胃腸の病気、食料不足、生活費の不足、劣悪な生活環境、命の危険、家族との離別が有意に多かった。その他にも、処方箋、医療サービスへのアクセス、快適な睡眠場所、適切な飲料水、トイレ、交通手段がないことがわかった。
- 6) 本論文では触れていなかったため、表3でも割愛したが、65歳以上の居住者がいる世帯では、ステージ1とステージ2においても障害者のいる世帯とは異なり、ユーリからの悪影響はほとんど確認できなかった。特に、ユーリの期間やその直後における有害体験は、65歳以上の居住者のいる世帯は有意に少ないことが示されていた。

## 参考文献

- Brittingham, R. and T. Wachtendorf (2013) "The Effect of Situated Access on People with Disabilities: An Examination of Sheltering and Temporary Housing after the 2011 Japan Earthquake and Tsunami," *Earthquake Spectra*, Vol. 29(S1), pp. S433-S455.
- Chakraborty, J., A. McAfee, T. Collins and S. Grineski (2021) "Exposure to Hurricane Harvey Flooding for Subsidized Housing Residents in Harris County, Texas," *Nat Hazards*, Vol. 106(3), pp. 2185-2205.
- Van Willigen, M., T. Edwards, B. Edwards and S. Hessee (2002) "Riding Out the Storm: Experiences of the Physically Disabled during Hurricanes Bonnie, Dennis, and Floyd," *Natural Hazards*, Vol. 3(3), pp.98-106.

伊藤 翼

慶應義塾大学経済学部附属経済研究所  
パネルデータ設計・解析センター研究員

### ●調査研究成果のご案内「定期借地権事例調査」

<http://www.hrf.or.jp/webreport/>

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

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（<http://www.hrf.or.jp/>）上で紹介しており、2023年3月末現在、最新の調査成果として2022年度における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼とし

ているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2023年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6870件、5万9882区画（戸）にのぼる（戸建て住宅6088件、3万2606区画、マンション782件、2万7276戸）。

以下、最新年度である2022年度（2022年4月～2023年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2022年度における戸建て住宅の収集事例数は、80件131区画で、前年度（65件135区画）と比べ15区画の増加となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は愛知県の102区画、第2位は京都府の12区画、次いで第3位は兵庫県の5区画で、収集された事例の約78%が愛知県となっている。前年度までの傾向同様、愛知県での収集事例が過半数を占めている。また土地面積については、最大面積が200㎡を超える事例は

80件中38件と全体の約48%であり、2011年以降比較的小規模な物件のシェアが大きい傾向が続いている。

マンションの収集事例数は24件1148戸である。前年度の24件739戸と比較すると、1件当たり戸数は約31戸から約48戸となり、1件当たりの販売戸数は増加している。1件当たり戸数は2016年度に約85戸であったが、翌年度以降は20～50戸の間で推移しており、定期借地権付き新築マンションの小規模傾向は継続している。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の574戸、第2位が大阪府の222戸、次いで第3位が兵庫県の125戸であった。また今回収集した24件のうち、マンション別の最大専有面積の平均は85.95㎡であった。

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

### 編集後記

近年は使い捨てカメラの「写ルンです」（富士フィルム）や中古のフィルムカメラが若者を中心に人気を博しているようである。

このような前時代の写真が好まれる理由の一つに“エモい”といった表現がよく用いられる。“エモい”という表現はエモーションが語源で、「人やものが感情に訴える」や「感情に動かされやすいさま」を表すようである。実は私もフィルムで写真を撮る魅力に駆られた一人であるが、現代のデジタルカメラやスマートフォンで撮る写真は手軽に撮影して確認でき、とてもよく写る。し

かしながら、フィルムで撮った写真は現像されるまでうまく撮れているか分からず、ハラハラさせられ、大事な旅の写真であったならば気が気ではない。それでも、現像から上がってきた写真を見ると、旅の楽しさが再び思い出され感傷に浸れるのである。

現代は目覚ましい技術の進歩によって、より便利で効率的な世の中に変化している。しかしながら、われわれは不便さや手間暇をかけるという非効率なことをしばし好み、そこから得られる楽しさを見出しているのかもしれない。（Y・M）

### 編集委員

委員長——宅間文夫  
委員——岩田真一郎  
          定行泰甫  
          田島夏与

### 季刊 住宅土地経済

2023年夏季号（第129号）

2023年7月1日 発行

定価 786円 [本体715円] 送料別

年間購読料 3146円 [本体2860円] 送料込

編集・発行一公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。