

不動産市場の透明性と固定資産税評価

山崎福寿

日本大学経済学部教授

日本の不動産市場は、先進諸国に比較して、不透明であると言われている。透明度を下げている原因のひとつに、税制を含めた価格情報が十分に公開されていないという点がある。とりわけ、商業不動産の賃料や価格についてのデータは、収益性を計算するうえで不可欠である。もちろん、不動産デベロッパー等は、販売する物件の建物価格や賃料を、自社のウェブサイトに掲載している。しかし、投資に必要なのは、既存のすべての物件についての情報である。株式の各銘柄の情報が有益なのと同様に、過去に取得された不動産がどのような収益を生み出しているかが重要である。

これに対して、こうした情報を集約化して投資家に提供することによって不動産市場の透明度を急速に高めて、海外の投資家から評価されているのが、台湾である。日本でも、不動産の投資収益率を計算するうえで必要な情報を早急に整備していく必要がある。海外からの投資を呼び込むためには、不動産市場の透明性が不可欠である。

ところで、こうした価格情報を集約化して整備していくうえで障害となるのが、固定資産税評価制度である。実際の取引価格や税額が明らかになると、類似の不動産の実質的な固定資産税率の違いが明白になる結果、固定資産税評価に関する紛争が頻発すると考えられる。

建物評価に関する固定資産税制度については、土地利用についての歪みをもたらすので廃止すべきであると従来から批判されている。これとは別に、海外からの投資を呼び込むうえでも、固定資産税評価制度は改める時期にきているのではないだろうか。

目次●2017年春季号 No.104

[巻頭言] 不動産市場の透明性と固定資産税評価	山崎福寿	—1
[特別論文] 持続可能な都市づくりへの簡易アセスメント	原科幸彦	—2
[論文] 環境不動産の特性と取引価格との関係	吉田二郎・杉浦綾子	—10
[論文] 住宅価格の変化と出生行動	水谷徳子	—20
[論文] 住宅市場に内在する不確実性の費用	定行泰甫	—28
[海外論文紹介] 不動産仲介業者は誰のために	遠藤圭介	—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

持続可能な都市づくりへの簡易 アセスメント 東京を防災性の高い土地利用に

原科幸彦

1 東京の危険な高密度

2011年3月11日に発生した東日本大震災から早くも6年が過ぎようとしている。この災害はわれわれに、持続可能性（サステナビリティ）とは何かの問題を改めて突き付けている。社会経済のあり方はどうあるべきか。その基盤となる都市や地域のあり方はどうかという問いである。安全はすべてに優先すると言われるが、戦後70年以上を経た今日の国土形成は、真に安全を考えたものとは言いかねる。

東京は戦後、土地利用管理に大失敗をした。世界の大都市ニューヨークは摩天楼がそびえ立ち、東京よりずっと高密度のように見える。だが、事実はまったく異なる。東京は世界でも特異な高密度都市である。大地震への備えを考えれば事態は深刻である。2015年の国勢調査の結果によれば、東京都市圏、1都3県、半径60kmほどの範囲に3600万人もの人が住んでいる。同程度の範囲をニューヨーク都市圏でとると人口は1800万人で、東京の半分しかない。

図1の写真は、筆者が放送大学で長年、担当してきた講義「環境アセスメント」の教科書のため、空中撮影したものである。東京とニューヨークの各都心から同じ距離だけ飛んだ地点の土地利用を比較した。東京は広い範囲に高層ビルが分散しているためマンハッタンほどは高層ビルがないように見える。だが、データを見れば、東京のほうがはるかに高密度である（原科2000）。

写真上段は両市の都心部における、土地利用の比較である。マンハッタンより東京のほうが高層ビルが多い。大手町、丸の内、汐留など、高層ビルが非常に増えている。事実、2001年時点で東京23区のオフィス床面積は8100ha、これより広いニューヨーク市は、全域でも4000ha弱だったから、東京は2倍以上の高密度。

中段の写真、都心から5kmの地点では両者の差はあまりないようだが、下段の10km地点では大きな差がある。両都市の密度の差は歴然で、ニューヨークの密度は東京よりずいぶんと低いことがわかる。

なお、2001年以降の15年間でニューヨークのオフィス床面積はあまり増加していないが、東京は規制緩和の結果、急増した。森ビルの調査結果では、この間に約1700haほど増加し、2016年時点では累計9800haほどと推定される。超高度利用である（森トラスト2016）。

この東京の超高密度は極めて危険である。そして、震災リスクだけでなく、持続可能性の点でも問題を生む。1995年の阪神・淡路大震災の経験で、都市の防災性を高めるために緑地や道路などのオープンスペースの必要性が強く認識され、それらの整備が主張された（石川1995）。1990年代後半には成長管理の主張がなされた（原科1995）。

だが、しばらくして経済活性化という視点から成長推進の議論もなされ、次第にこちらの方角へと舵が切られた。そして、東京の都心の一部では土地高度利用のために容積率の緩和が行

なわれ、合わせて都のアセスも緩和された。都市の安全や人々の生活質（QOL）の尊重という視点が欠落している。

累積的な影響をチェックする手だてがないと、開発行為が集積してゆく地域では、時間とともに高密度になり環境負荷が増大する。このことが、東京の環境問題が高度経済成長後40年以上を経ても依然解決されていない根本原因である。これでは、持続可能性は確保できない。

2 持続可能な都市へ戦略的対応を

個別の開発行為によるインパクトへの配慮がないまま累積された結果、東京は超高密度都市になってしまった。欧米の諸都市は実効性のある地域計画と土地利用計画を行ない戦略的に対応してきたが、わが国ではこれがなかった。

ニューヨークでは1929年、大恐慌の年にニューヨーク都市圏の総合計画を作成している（原科 2011）。この計画自体は当時、成長を容認しすぎだという批判もされたが、地域の総合計画を作り、開発を管理してきたことが重要である。欧米の土地利用規制は、わが国に比べ各段に厳しい。80年以上にわたり地域計画を推進してきた結果、現在のニューヨーク都市圏の土地利用となっている。総合計画や土地利用計画による計画的、戦略的な対処が必要である。

持続可能な発展のためには、地域の総合的な計画、さらにはその上位、政策の意思決定が鍵である。当該の計画実施が環境や社会、経済に

東京

ニューヨーク



都心



都心から5 kmの地点



都心から10 kmの地点

原科幸彦（2000）

図1—東京とニューヨークの土地利用比較

及ばず多様なインパクトを事前に予測し、それらの影響を緩和するための対策を講ずること、すなわち、インパクト・アセスメントが必要である。アセスメントを計画プロセスや政策決定プロセスに位置づけなければならない。

東京は震災リスクが高い。いったん大地震が起これば、人々の居住環境が根底から破壊され、生活が奪われ、持続可能性が失われる。

持続可能性に関しては、これまで多様な議論がされてきたが、現在では、環境、経済、社会の3面があると整理されている。これら3つは並列するものだという主張もあるが、筆者は、これらの間には優先順位があると考える。

3つのうち、最優先されるべきが、環境の持

持続可能性である。環境の持続可能性が保たれて、初めて経済の持続可能性が保たれる。環境と経済の両者の持続可能性が保たれて、初めて人間社会の持続可能性が真に保たれると、筆者は見ている。つまり、環境の持続可能性は人間社会の持続可能性を保つ必要条件である。すなわち、社会、経済、環境の三者の中で、環境の持続可能性が最優先である。環境は人間活動の器だからである。

自然環境の破壊が一次産業に大きなダメージを与えることは環境悪化による漁業資源の減少などを見れば明らかである。一次産業に比べ、二次産業では環境の影響をあまり受けないように見えるが、ハイテク産業の立地ではどうか。清浄な空気が求められ、工業用水も清浄な水が豊富にあるほうが有利である。優秀な人材の確保にも環境の質の高さは重要である。

そして、三次産業でも商業活動では、魅力的な商業地区は環境の質が高く多くの人々をひきつけている。若者に人気のある東京の原宿は表参道の素晴らしいケヤキ並木の魅力とは切り離せない。近くには明治神宮の奥深い森もある。また、観光産業において環境の質は決定的な要素である。京都や奈良、鎌倉、あるいは地方の歴史的環境の豊かな地区も自然の豊かさに支えられている。総合的な環境の質が高いことが人々を引きつけ、経済的な繁栄をもたらす。

このように、環境がベースであり、そのうえで高い付加価値を生む経済活動が行なわれ、その結果、社会の持続可能性が保たれるのである。

3 持続可能な開発とアセスメント

環境アセスメントは開発などの人間行為を管理するための手段である。アセス手続きを踏むことが義務付けられるが、どこまで環境配慮をするかは事業者の自主的な判断に任されている。事業者の自主的配慮を促すためのコミュニケーションプロセスがアセスメントである。そのため、情報公開と参加が必須となる（原科 2011）。

罰則規定がある通常の規制とは違うので制度

導入の困難は少ないはずだが、わが国では法制化が著しく遅れた。先進国のなかで最も遅く、ようやく1997年に環境影響評価法が制定された。政府が制度化を目指したのは1972年。四半世紀もの時を経て、ともかく法制化がなされた背景には、環境配慮に対する国際的な潮流の変化がある。それは法制化の5年前、1992年6月にブラジルのリオデジャネイロで開かれた、環境と開発に関する国連会議（UNCED）における議論と国際的な合意である。

わが国はこの会議の議論を踏まえ、環境政策の転換を図るべく環境基本法を翌1993年11月に制定した。環境基本法はリオで国際的に合意された概念 sustainable development を反映している。これを基礎に、環境基本法の第20条において、環境影響評価の推進がうたわれ、これが根拠となり環境影響評価法が1997年によりやく制定された。

sustainable development は、「持続可能な開発」あるいは「持続可能な発展」と訳されることが多い。development は「開発」あるいは「発展」と訳されるが、日本では今さら開発でもないということで、生活の質や環境質を高めるという意味での発展を目指す「持続可能な発展」と訳す場合が多い。一方、発展途上国の場合には、開発の重要性が高いので「持続可能な開発」と訳されることが多い。

環境基本法では「持続的発展が可能な社会の構築」という表現になっているが、この表現は sustainable development の本来の趣旨を表すには適切ではない。本来の考え方は、人間活動は器としての環境が持続可能な範囲内でしか行なえないということである。「持続的発展」というと発展が永久に続くように思われるが、有限な地球において、それは不可能である。したがって、持続的発展という表現は不適切である。

人間活動の器である環境の管理の基本は、土地利用の管理である。そして、土地の開発に関しては、環境制約と人間活動を調和させるために成長管理（growth management）という考

え方が必要となる（原科 1995）。

持続可能性を目指した土地の適正利用のためには個々の開発行為が環境や社会、経済に及ぼす多様なインパクトを事前に見積り、必要な対策を講じなければならない。その対策とは、通常は計画の変更が行なわれるが、時には開発行為を中止することも必要になる。そのための合理的で公正な意思決定を支える手段がインパクト・アセスメントである。

だが、日本ではアセスメントが計画や政策の意思決定にはつながっていない。この状況を変えなければならない。

4 インパクト・アセスメント

本誌の読者の多くはインパクト・アセスメント（IA）にはあまりなじみがないであろう。そこで IA について簡単に説明する。

IA には環境影響評価（EIA）や社会影響評価（SIA）、健康影響評価（HIA）、テクノロジー・アセスメント（TA）、ライフサイクル・アセスメント（LCA）などさまざまなものがある¹⁾。EIA や SIA は影響に着目した名称であり、TA は原因である人間行為から見た表現である。

IA という概念の始まりは、1960年代中頃に生まれたテクノロジーアセスメント（TA）である。当時、米国では科学技術の社会への適用により各地で公害問題や自然破壊の問題が生じていた。新技術の適用前に、それが環境や社会に与える影響を予測評価して影響緩和策を講ずるべきだとのことから TA が生まれた。

TA は1960年代に始まったシステム分析を方法論の基礎としている。システム分析は、意思決定者が問題解決のために下す判断を支援するものとして始まった。すなわち、解決策の多様な選択肢（代替案）を考案し、それらの中から最適案を選択することを支援する（Quade and Boucher 1968）。

その特徴は対象をシステムとして認識することである。システムは要素に分解できるので、

(著者写真)

はらしな・さちひこ

1946年静岡市生まれ。東京工業大学理工学部建築学科卒。同大学院博士課程修了。博士（建築学）。東京工業大学助手、環境庁国立公害研究所（現：国立環境研究所）主任研究員、東京工業大学教授などを経て、現在、千葉商科大学学長。東京工業大学名誉教授。

要素ごとに分けて、影響の予測・評価を行なう。そして、個別要素の評価結果を統合してシステム全体としての総合評価を行ない、最適なシステム代替案を選択するという方法論が樹立された。複雑で大規模なシステムが与える将来の影響が分析対象なので、常に不確実性の問題が生じる。そこで、新情報の獲得や状況の変化に応じて、分析全体を繰返すことが鍵である。

わが国でも1970年代に TA の導入が検討されたが、理念は理解できるものの具体的な方法論がないとして終わってしまった。当時の日本社会では政策形成過程への国民参加という意識が高くなかった。また、情報公開と参加が進んだ米国でも TA はなかなか定着しなかった。それは、アセスメントに必要な予測・評価が極めて困難なことが一因となっている。

だが、高速道路やダム、発電所、都市開発など具体的な事業であれば、その計画段階での影響の予測・評価は可能である。そこで、これらを主な対象とする環境アセスメントが米国を先駆けとして、世界中に広がっていった。米国では国家環境政策法（NEPA, 1969）のもと1970年から行なわれはじめ、1980年代初めにはその仕組みが確立した（原科 2011）。

環境アセスメントの方法論自体は TA と同じく、システム分析が基礎となっている。そして、公衆をはじめ社会全体への影響を人々が納得する形で把握し、判断しなければならず、プロセスの透明性が必要となる。アセスメントは社会に開かれたシステム分析である。そこで、情報公開と参加が必須となる。

環境アセスメントは、政策手段としては規制

的手段ではなく誘導的手段であり、あくまでも事業主体の自主的な環境配慮に期待する。手続きを規定するだけなので枠組規制とも言われる。意思決定者が社会とのコミュニケーションを十分に行なって、環境配慮のための「合理的で公正な判断」を行なうよう支援するものである。

5 人々の懸念に答える

現在、日本国内における環境アセスメントは、ほとんどが事業実施の直前に行なわれており、事業アセスと呼ばれるものである。しかし、持続可能な発展、あるいは、持続可能な開発を実現するには、事業アセスだけでは人間活動の管理は不十分である。欧米各国など、アセス先進国での多くの経験からこのことが次第に明らかになってきた。世界銀行など国際協力の分野でも同様の認識が広がった。

わが国では、国レベルの環境アセスメントは1970年代から米国に少し遅れ、法制度ではなく行政指導として長く行なわれてきた。効力の弱い行政指導ではあるが、事業アセスの経験から、わが国でも事業アセスだけでは十分な環境配慮はできないことが次第に明らかになってきた。

その理由は、主に次の3つである。

- (1)事業段階では事業内容がほぼ固まってしまっており、環境影響を緩和するために必要な措置を取れる範囲が狭すぎる。
- (2)事業自体の必要性が問題になっても上位段階の意思決定が終わっているため、必要性の検討はし難い。事業の中止だけでなく事業内容の見直しも、きわめて困難である。
- (3)ある地域に多数の事業が行なわれる場合、その累積的影響の緩和には対処できない。

そこで、事業よりも上の、プログラムや計画、政策といった戦略的な意思決定段階で行なうアセスメントが求められる。これが、戦略的環境アセスメント(SEA)である。SEAでは事業の必要性の検討も行なうので、その事業による便益も考える必要がある。そこで、環境面とともに社会面や経済面への影響も比較衡量するた

め、これら3面を総合的に判断する持続可能性アセスメント(SA)が生まれた(原科・小泉2015)。

SAを行なうためには、時間や費用がかかる日本国内での通常の事業アセスをそのまま適用する必要はない。計画段階では、使える情報が限られるが、逆にその限られた情報の範囲で、まず、情報公開をして参加を求めることが重要である。事業者と公衆との間のコミュニケーションにポイントがある。

そこで、使えるのが、短期間に少ない費用でできる簡易アセスメントである(原科2015)。まず、簡易アセスを適用して人々の懸念する事項(public concerns)に答えてゆく。その本質は、コミュニケーションの促進である。主体間のコミュニケーションの促進により、意思決定とは切り離さず、むしろ、合意形成を支援するものである。ところが、現在の日本国内のアセス制度には、この考え方はない。

日本のアセス実施がいかに少ないか、国民の多くは知らない。日米の国レベルのアセス件数を比べると「月とすっぽん」である(図2)。米国のNEPAアセスは年間3万~5万件、日本の法アセスは20~100件程度で、1000倍ほどの違いがある。米国では日本と同様の詳細なアセス(EIA)のほかに簡易アセス(EA)が行なわれているためアセス実施件数が格段に多い(原科2011)。

簡易アセスは、集団検診のように幅広く対象にし、まず、簡単にチェックするためのものである。その結果、人々の懸念する事項が無視できないものと判断されれば、精密検査、すなわち、詳細アセスへと進む。だが、ほとんどの場合は簡易アセス段階で大きな問題がないことがわかるので、詳細アセスは行なわなくてすむ。実際、米国のNEPAアセスでは99.5%が簡易アセスで終わっている。まず、簡易アセスをすることによって、余計な手間や費用はかけずすみ、事業者の負担も少ない。

日本国内のアセス制度には簡易アセスがなく、

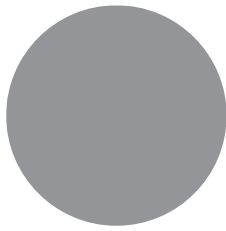


図2—日米のアセス実施件数比較

一部の巨大大事業だけを対象とする詳細アセスしかないため、人々がいろいろな事業による環境影響に懸念を持っていても、意見を言う道が閉ざされている。また、アセスが行なわれた場合でも、異議申立の仕組みがないため、事業者は人々の懸念事項に正面から答えないままアセス手続きが進行してしまうことがある。日本国内における、この状況を変えなければならない。

6 簡易アセスで土地利用管理

冒頭の、東京とニューヨークの土地利用比較の写真をもう一度見ていただきたい。ニューヨークは1929年に地域の総合計画を作成したが、1970年代から、個別の開発行為はまず、簡易アセスによりチェックされてきた。その累積的な効果がニューヨークにおける土地利用となっている。

東京でも1990年代末には青島幸男知事のもと成長管理的な政策がとられ、都は戦略的アセスとして総合アセスメント制度の導入を試みた。だが、1999年に就任した石原慎太郎知事は成長推進へと大きく変わり、2002年の環境影響評価条例改正では計画段階環境影響評価制度が導入された²⁾。

この制度は立地代替案の検討を義務付けておらず、SEAとしては不備である。例えば、豊洲新市場建設計画は2004年に本制度による配慮書が公表されたが、築地市場改修や晴海移転など立地代替案の検討はしていない³⁾。このことが、現在の混乱をもたらした。

また、この年、都は用途地域等に関する指定

方針および指定基準を策定し、規制緩和に踏み切った。上記の改正条例の施行時、2003年には、都心の広範な地区で高層建築物の事業アセス対象規模が大幅緩和された。今や東京23区でのオフィス供給量は膨大な量になっている。

東京地域を襲うと想定される大規模地震に備えるには、安全な都市構造にすべくオープンスペースを少しでも拡大することが必要で、そのための土地利用管理が重要である。大きく緩和された容積率を少なくとも以前の水準に戻し、これ以上の過密状態が進行しないようにする。次の震災に備え、成長管理の政策による持続可能な都市づくりが求められる。

東京の防災性能を高めるための土地利用管理には、情報公開と参加のプロセスが必要である。そこで、個別の開発に対し立地段階のアセスを幅広く行ない、SAにより持続可能性をチェックする。これを短期間、低費用で行なう良い方法がある。簡易アセスメントである。これを早急に導入することが求められる。

注

- 1) IAIA Website 参照 (<http://www.iaia.org/>)
- 2) 東京都 (2002) 平成14年7月3日条例第127号。
<https://www.kankyo.metro.tokyo.jp/basic/guide/compare/assessment.html>
- 3) 東京都 (2006) 「東京都における計画段階環境影響評価制度の概要」2006年12月22日。http://www.env.go.jp/policy/assess/5-8sea/sea_h18_3/mat03.pdf

参考文献

- 石川幹子 (1995) 「防災都市づくりは緑地を基盤に」『朝日新聞』1995年2月4日付
- 原科幸彦 (1995) 「都市の成長管理と環境計画」『環境情報科学』第24巻第2号、64-70頁。
- 原科幸彦 (2000) 『改訂版・環境アセスメント』放送大学教育振興会。
- 原科幸彦 (2011) 『環境アセスメントとは何か』岩波新書、赤版1301。
- 原科幸彦 (2015) 「環境『簡易アセス』導入急げ」『日本経済新聞』(経済教室) 2015年9月23日付。
- 原科幸彦・小泉秀樹編著 (2015) 『都市・地域の持続可能性アセスメント』学芸出版社。
- 森トラスト (2016) 『東京23区の大規模オフィスビル供給量調査 '16』
- Quade, E.S. and W.I.Boucher (1968) *Systems Analysis and Policy Planning*, Elsevier, N.Y.

住宅は家計にとって生活の場であり、主要な資産でもある。そのため、住宅価格や家賃は経済主体の選択に大きな影響を与えるとともに、その活動や考え方を映し出している。本号に掲載されている3本の論文は、それぞれ異なる視点からこれらの問題を捉えようとした興味深い論考である。

●

環境意識への高まりから、近年、住宅にもさまざまな環境性能が取り入れられてきた。また補助金や税制を用いた政策的な誘導も活発に試みられている。

吉田・杉浦論文(「環境不動産の特性と取引価格との関係」)は、優れた環境性能を持つ不動産(以下「環境不動産」と呼ぶ)が、市場にどのように評価されているかについて検証したものである。分析の特徴は、不動産価格に影響を与えている要因を細目に分類して分析している点にある。エネルギー効率が高い場合や長寿命住宅であれば、価格は高くなると考えられる。他方、環境負荷の小さな建材(エコマテリアル)を用いた場合には、耐久性が低いために将来の維持管理費用などのライフサイクルコストは高くなり、購入時の住宅価格を低下させる可能性がある。

分析では、東京都で2002年に始まった建築物環境計画書制度が、2005年の制度改正では、大規模マンション開発業者に環境配慮表示を義務づけたため、環境項目別の評点が存在していることを利用し

ている。この項目別の環境性能が制度基準を満たすことがマンション価格にどのように影響しているかを検証している。

研究で用いられている環境項目は、省エネ、省資源、長寿命化、緑化である。この環境計画書データと2002年から2009年までのマンション取引価格情報を統合し、大規模マンションにデータを絞った分析とともに、環境性能以外の要因については、できるだけ近い特性を持つ不動産との間での評価を比較する目的で、一般的なマッチング手法とプロビット回帰に基づく傾向スコアによるマッチング法を用いた分析もしている。

分析の結果、環境不動産は当初は一般の不動産よりも低い価格で取引されるが、その後、すべてのケースにおいて4~5年の時点で統計的に有意に高い価格で取引され、その後も、傾向スコアによるマッチングのケース以外では統計的に有意に高くなるのが観察されるという。環境項目ごとの評価では、エネルギーや資源効率の項目で不動産価格を下げる効果が見られ、長寿命化設計については価格を高める効果が見られるという。

吉田・杉浦論文の分析は、環境に対する市場評価を検討する際の重要な基礎資料になると期待される。ただ、税制や補助金の効果などの影響は考慮されておらず、その点で政策効果を十分に評価できるものとなっていないのは残念である。また、分析データが2002年から2009年のマンションの取引情

報に基づいており、いわゆるマンションの耐震偽装事件が起こった時期(2004年~05年頃)を含んでいるので、マンション躯体部分への評価が含まれる長寿命化の評価を、純粋な環境性能への評価として見なせるのかという点には留意する必要があるかもしれない。マンション設計についての別の評価を反映している可能性もないとは言えない。

●

住宅という資産は、大部分の家計にとって最も大きな資産であり、最大の支出項目であろう。この点で住宅価格の変動は、家計の将来所得への予想とそのリスク態度に大きな影響を与え、長期的な視野に立った家計の意思決定問題に影響を与えうる。

水谷論文(「住宅価格の変化と出生行動」)は、住宅資産の価格変動と家計の出生行動の關係に着目して、その影響を検証している。

住宅が家計資産において大きな割合を占めるために、その資産価格の変動が出生率にも影響を与える可能性がある。また、従来は労働所得の変動が家計の出生行動に与える影響が分析されてきたが、住宅資産の価格変動にともなう所得の変動は、労働所得のように他の機会費用をとまなうものではない。そのため余暇の拡大のような代替的な効果をとまなうにくく、家計の長期の所得が出生行動に与える影響をより直接的に捉えることができるという。

分析では、持ち家の住宅価格の

変化が出生確率を変化させているか否かを、線形確率モデルを用いて分析している。ただ、他の要因をコントロールするために県単位の失業率や男女の実質賃金などを用いているため、持ち家住宅の価格変動もその地域のマクロ的な経済状況を捉えている可能性があるとして、賃貸住宅に居住する家計と比較した分析もなされている。

データは、家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」という興味深いデータが用いられている。このデータは、1993年時点で24歳から34歳であった1500人の女性を現在まで追跡した長期のパネル調査である。なお、持ち家価格はこれら対象者の主観的な評価額である。

分析は、「住宅ローンを有する持ち家世帯」と、「住宅ローンを負担していない持ち家世帯」、「賃貸世帯」の三つのグループに分けて行なわれている。分析の結果、住宅ローンのある持ち家世帯で、住宅価格の変化が有意に出生に正の影響を与えているが、住宅ローンのない持ち家世帯では影響が見られないという。また賃貸世帯でも、家賃の変化は出産の選択に影響を与えていない。なお、世帯年収はすべてのグループで出産の選択に影響を与えていない。

さらに、分析では住宅ローンを有する持ち家世帯を5歳単位でグループ化して分析し、住宅価格の変化が有意に影響を与えているのは24歳から29歳のグループのみであるとしている。

報告された結果は、日本の低い出生率を改善させるための施策を考えるうえで、意義深い情報を提供する可能性があると評価できる。ただし、基本的には実態の確認にのみ分析の焦点が向けられており、その背景にある理論的なメカニズムが必ずしも明確ではない。

住宅価格の変動が所得効果を持つなら、世帯収入はなぜ影響を与えないのか、24歳から29歳で持ち家がある家計であれば、親からの贈与や遺産などの所得移転の効果を確認すべきではないか、理論的には子供と住宅は代替的な資産として捉えることもできるし、補完的な消費サービスと捉えることもできる。背景にある理論モデルを明確化して、分析で用いる変数を適切に選択し、効果をコントロールすれば、水谷論文のような分析はもっと大きな社会的影響力を持ちうるように思われる。

●

住宅の選択においては、物件の品質はもちろん、家主や周辺住環境などについてのリスクがともなう。そのため、そのリスクが住宅価格や賃料に大きな影響を与えている可能性もある。

定行論文（「住宅市場に内在する不確実性の費用」）は、イリノイ大学の学生寮と民間家賃の関係を分析している。学生寮をリスクの小さな住宅サービスを供給する賃貸住宅として捉え、その家賃と一般の民間賃貸住宅の家賃との差（「大学寮プレミアム」と呼ぶ）を空間的自己回帰モデルを用いて計

測している。分析では、このプレミアムを学生寮ダミーを用いて補足するとともに、イリノイ大学のテナント・ユニオンが集計した家主に対するクレーム情報も変数に含めて家賃への影響を分析している。

分析の結果、クレームが多い家主の賃貸住宅の家賃は有意にマイナスの影響を受けている。また、大学院生向けの学生寮を市場家賃と比較した学生寮プレミアムは約30%高く、学部生向けの学生寮ではさらに高くなるとしている。その理由として、学部生の場合、イリノイ大学では1年次に強制的に入寮することになっているため、このことを利用して大学が市場家賃を大幅に上回る家賃設定が可能になっていることを指摘している。また、その超過利益は年間学部生向けの学生寮だけで1590万ドルになるとしている。

定行論文は、学生側の視点から学生寮の家賃を分析している印象があるが、その分析結果は大学経営の側から見ることでもできる。すなわち、学生寮の設置とその家賃設定は、大学がその地域に及ぼす外部効果を内部化するための重要なツールとなりうる。日本では、地方出身者のための安価な住宅サービスというイメージのある学生寮だが、そこで提供される飲食サービスも含め、大学が収益を得ることができる重要な手段ともなる。この点で大学寮を大学経営の重要なツールとして認識する必要性は日本でも大きいと思われる。

(H・S)

環境不動産の特性と取引価格との関係

吉田二郎・杉浦綾子

はじめに

優れた環境性能を有する不動産、いわゆる環境不動産への関心が近年増している。環境不動産と省エネ型建築物は同じものと思われがちだが、環境要素はエネルギー使用量だけではない。主要な環境認証制度においては、省資源や室内環境品質などさまざまな持続可能性項目により環境不動産は定義されている。例えば、米国の Leadership in Energy and Environmental Design (LEED)、日本サステナブル建築協会の建築環境総合性能評価システム (CASBEE)、東京都の建築物環境計画書制度などは、不動産の環境品質に関する包括的な基準を設定している。

環境不動産に関する重要な疑問は、さまざまな環境項目が市場においてどのように価格付けされているのかである。環境不動産と一般不動産で賃料や価格に差があるとして、それはどの環境項目を反映しているのか。また、それは関係者の直接的な利益の反映か、あるいは環境配慮の外部効果が内部化されているのか。これらの疑問を明らかにすることで、政策的関与の必要性をより適切に議論することができる。本稿では、最近の研究動向を概観したうえで Yoshida and Sugiura (2015) の分析結果を紹介して、この議論に資することとしたい。

1 最近の研究動向

環境不動産にかかる経済分析は、2000年代に

なってから主に米国市場を対象にして始まり、環境不動産の価格は、そうでない類似不動産の価格より高い場合が多いことが示された。物件価格が高い理由としては高い賃料 (Eichholtz et al. 2009) や高い入居率 (Fuerst et al. 2009, 2011a; Wiley et al. 2010) が挙げられる。また米国以外の国でも類似の結果が得られている (Deng et al. 2012; Zheng et al. 2012; Devine and Kok, 2015)。

環境不動産が価格、賃料、入居率の面で優位な理由について、いくつかの可能性があげられる (吉田 2009)。第一に、社会的責任感の強い消費者が環境不動産認証を好感し高い価格を払うかもしれない (Aroul and Hansz 2012; Dasttrup et al. 2012; Bruegge et al. 2016; Fuerst and Shimizu 2016)。同様に、社会的責任を重視する企業が環境不動産に高い賃料を払うかもしれない (Eichholtz et al. 2010; Miller et al. 2008; Pivo and Fisher 2010; Fuerst and McAllister 2011a; Devine and Kok 2015; Eichholtz et al. 2016)。第二に、環境不動産が断熱性やエネルギー効率の高い設備を利用していると、エネルギー費用の削減分だけ利用者が高い賃料や価格を支払うかもしれない (Laquatra 1986; Dian and Miranowski 1989; Gilmer 1989; Brounen and Kok 2011; Deng et al. 2012; Aydin et al. 2016; Yoshida et al. 2016)。第三に、公的な補助金や税制優遇により環境不動産の利用費用が低減されているかもしれない。特に、不動産価格には将来の優遇に対する期待も織り込まれる。

(著者写真)

よしだ・じろう
1970年岩手県生まれ。1992年東京大学工学部卒。MIT 修士、UC バークレー修士・博士。日本政策投資銀行調査役、東京大学経済学部講師等を経て、現在ペンシルベニア州立大学准教授、コロンビア大学研究員、財務総合研究所上席客員研究員。

(著者写真)

すぎうら・あやこ
1966年静岡県生まれ。1989年慶應義塾大学法学部卒。同大学院法学修士、不動産鑑定士。三菱信託銀行等を経て現在、東京都不動産鑑定士協会副会長、株地方不動産鑑定事務所取締役、国土交通省土地鑑定委員会専門委員、武蔵野大学客員教授。

第四に、環境不動産の開発に追加の費用がかかると、開発業者はその費用を転嫁するために高い価格を設定するかもしれない（吉田・清水 2012; Dippold et al. 2014）。

しかし、所有者にとってのライフサイクルコストが大きければ逆に価格が低くなる可能性もある（Borenstein 2008）。実際、価格差が認められないという研究結果（Fuerst and McAllister 2011b; Jaffee et al. 2012; Yamagata et al. 2011; Deng and Wu 2014; Freybote et al. 2015）や、むしろ環境不動産の価格は低いという結果（Zheng et al. 2012; Yoshida and Sugiura 2015）も報告されている。

ただ、多くの研究では価格差の要因は分析されていない。例外として、Jaffee et al. (2012)、Eichholtz et al. (2013)、Aydin (2016)、Yoshida et al. (2016) は賃料や不動産価格のプレミアムはエネルギー効率性を反映したものであることを示している。また本稿で紹介する Yoshida and Sugiura (2015) は、建物長寿命化は高い価格に結び付くがエネルギーや資源の効率性はむしろ低い価格に結び付くことを報告している。

次に、日本の環境不動産に関する研究をもう少し詳細に概観しよう。日本の市場に関する研究の多くは工学分野のもので、経済分析を行なった学術研究は多くない¹⁾。東京都の新築と中古のマンション取引価格を用いた吉田 (2009)、吉田・東京不動産鑑定士協会 (2010, 2012) および Yoshida and Sugiura (2010, 2015) の一連の研究では、環境不動産とそれ以外の不動産の間の価格差を分析している。次節では、この中

から Yoshida and Sugiura (2015) の分析結果をより詳しく解説する。

吉田・清水 (2012) と Fuerst, Shimizu, and Yoshida (2013) は、東京の新設マンションの売買データと買主、売り主、開発内容のデータを統合し、環境不動産の売り出し価格はそれ以外の不動産の売り出し価格より 5% 程度高いことを示している。しかし、実際の取引価格は売り出し価格よりも 4% 低く、取引段階では平均的価格差は大きくない。Fuerst and Shimizu (2016) はさらに買い手を 4 つの所得グループに分け、環境不動産と非環境不動産の価格比率が、買い手の所得に応じて大きくなっていることを示している。

商業用不動産に関しては、東京のオフィス賃料の分析がある。中山・吉田・大西 (2015) は、環境不動産の賃料はそうでない不動産の賃料よりも平均で 4.4% 高いものの、賃料差は比較的大規模で築浅の物件に集中しており、賃料プレミアムの形成は一様ではないことを示している。Yoshida et al. (2016) は、東京のオフィス賃料データとビルの電気水道使用量のデータを統合し、環境不動産においては実際のエネルギー・水使用量が少ないことを示したうえで、環境不動産の賃料プレミアムは実際のエネルギー・水使用量の差を考慮に入れると有意でなくなることを示している。したがって、環境不動産の賃料プレミアムはエネルギー・水費用の削減を反映したものであり、認証自体の価値ではない。

2 Yoshida and Sugiura (2015)

この研究では、まず理論モデルにより、ライ

フサイクルコストが高く経済的寿命が長いような環境不動産の価格は、当初は一般不動産の価格より低いものの最終的には高くなることを示している。この価格差は、将来の利用者のコストを反映している。例えば、再生骨材を使ったモルタルなどのエコマテリアルは耐久性に劣り、将来の維持管理費用と設備投資を増大させる。同様に、小規模建築物の水循環システムは公共の上下水道に比べて費用が高む。他方、長寿命化設計によって維持・改築・用途転換が容易になると物件所有者のライフサイクルコストは低減される。

実証分析では、東京都建築物環境計画書制度とマンション取引価格のデータを統合し、環境性能の高い不動産と属性の類似した一般不動産の標本を構築したうえで、ヘドニック分析により価格差を分析している。環境不動産は、一般の同等のマンションに比べて当初はより低価格で取引されているが、環境不動産の減価率は小さく2年後には高価格で取り引きされている。さらに、環境要素別の価格効果を推計し、長寿命化は高い価格に結びつくが、エネルギーや資源の効率性に関する環境要素はむしろ低い価格に結びつくことを明らかにしている。環境不動産の当初の価格は低くても、知名度の高い大手開発業者は、株主や他のステークホルダーが社会的責任やブランド価値を重んじることから、開発を進める可能性がある (Kitzmueller and Shimshack 2012)。

3 理論モデル

消費者は、食事をしたり娯楽を楽しんだりといった消費活動と同様に、住宅に居住するというサービスを消費している。この住宅サービスの消費は、家賃を毎月支払っている賃借人だけでなく、住宅所有者であっても同様に行なっている。住宅所有者が住宅サービスを自家消費するときに、大家でもある自分に支払っていると見なされる金額を、国民経済計算では帰属家賃と呼んでいる。住宅取得者は、将来消費する住

宅サービスの対価の一部を先払いしているわけである。

住宅*i*の所有者が微小時間*dt*に消費する住宅サービスに対する対価を*Sⁱdt*とし、住宅の機能を維持するための費用を*Cⁱdt*とする。住宅サービスと費用は、環境不動産 (*i=G*) と一般不動産 (*i=N*) で異なる。環境不動産がコスト優位性を持つ ($C^G < C^N$) かどうかは環境配慮要素の選択、技術的諸条件と政府の補助金による。住宅には経済的寿命 T^i があり、長寿命化設計の環境不動産の寿命は長い ($T^G > T^N$)。

住宅の現在価値は、*r* を割引率として、

$$V^i(t) = \int_t^{T^i} e^{-r(u-t)} (S^i - C^i) du \\ = (S^i - C^i) \frac{1 - e^{-r(T^i-t)}}{r} \quad (1)$$

である。これは、住宅購入者が将来の住宅サービスに対して先払いする意思額であり、需要が弾力的な場合にはこれが均衡住宅価格となる。(1)式においては、割引率、住宅サービス、費用を名目値で表しても実質値で表しても分析に影響しない。また、このモデルでは不確実性を無視しているため割引率が物件によらず均一だが、環境技術に係る不確実性によって環境不動産に係る割引率のほうが大きい場合には、その分環境不動産の価値が小さくなる。なお、寿命が短いほうの建築物は繰り返し建て替えられるが、再開発時点での新しい資産の正味現在価値は競争的市場ではゼロとなるため、(1)式には影響しない。

環境不動産価格プレミアムは $\Delta(t) \equiv V^G(t) - V^N(t)$ と定義され、以下の条件では負の値をとる。

$$\frac{S^G - C^G}{S^N - C^N} < \frac{1 - e^{-r(T^N-t)}}{1 - e^{-r(T^G-t)}} \quad (2)$$

左辺は環境不動産の住宅サービスと費用に関する優位性、右辺は寿命に関する劣位性を表している。例えば、環境不動産の寿命と住宅サービスは一般的水準だが維持管理費用が大きい場合には、(2)式の条件が成立し環境不動産の価格のほうが小さくなる。環境不動産の価格プレミア

ムが時間とともに増大する条件は、 $\Delta'(t) > 0$ より

$$\frac{S^G - C^G}{S^N - C^N} < \frac{e^{-r(T^N-t)}}{e^{-r(T^G-t)}} \quad (3)$$

である。右辺で表される環境不動産の寿命優位性が大きい場合には、環境不動産価格プレミアムは増加する（または値引きが減少する）。したがって、次の定理を得る。

定理：条件(2)と(3)がともに成立する場合、(a)比較的築浅の環境不動産の価格は一般の不動産の価格より低い、しかし(b)築年数が増えるに従い価格差が減少する。さらに環境不動産の寿命のほうが長い場合は(c)一定の築年数以降は環境不動産の価格のほうが高くなる。

この定理は、環境不動産について将来多額の維持管理費用が予想される場合には購入者の支払意思額は小さく、環境不動産の経済的寿命が長い場合には物件価格の減価率が低くなるため最終的には価格が高くなることを示している。

環境不動産の寿命優位性の効果は、建物の良好な維持管理の効果と類似している。良好に維持された建築物は維持管理状況が劣悪な同等の建築物と比べて減価率が低く、したがって数年の減価償却の後には物件の価値が高くなる(Knight and Sirmans 1996; Wilhelmsson 2008)。

4 データ

東京都は1997年の東京都環境基本計画、2000年の東京都環境確保条例に基づき、2002年に全種類の建築物を対象とする建築物環境計画書制度を開始した²⁾。この制度は、床面積が5000平米を超える建築物の所有者に建築物環境計画書の提出を義務付け、提出された計画書と環境項目別の評点を公表するものである。大規模開発でも個々の建築物が小さければ対象外となる一方、小規模建築物でも提出できる。2005年の条例改定により、大規模なマンションの開発業者は、購入者に項目別の環境配慮表示を公表することが義務付けられた。2010年1月28日現在、

1154棟の建築物がこの制度に基づいて評価されている。

このデータの利点は、環境項目別のスコアが公表されていることである。対象建築物が基準を満たしている場合は、その度合いに応じて1、2、3点などの点数が付与される。0点は一般的な建築物の水準に相当する。本研究では、標本期間を通して評価されている6種類の環境項目を、省エネ（建築物の熱負荷の低減、再生可能エネルギー利用）、省資源（エコマテリアル、水循環）、長寿命化、緑化の4項目に整理して用いている。

取引価格データには、国土交通省と東京都不動産鑑定士協会が共同で運営する取引価格情報から、東京における2002年から2009年までのマンション住戸取引を利用している。この取引価格情報は、法務省の登記データ（所在地、地番、用途、契約締結日、所有者など）、国土交通省の調査結果（取引価格、規模、取引理由など）、不動産鑑定士の現地調査（建築物の高さ、前面道路、最寄り駅距離、敷地形状、用途など）を組み合わせたものである。

環境計画書と取引価格のデータを統合したうえで、不完全な情報、規模の特殊な物件、築年数が6年を超える物件などを除外し、1452件の環境配慮住戸と1万481件の一般のマンション住戸のデータを利用している。国土交通省の調査で環境不動産は区別されていないため、本研究に問題となる標本の偏向は少ないと考えられるが、以下のとおり環境不動産と一般不動産で属性の類似した3種類の副次標本を構築している。

第一は、マンション住戸数が中央値（床面積約5000平米）を超える大規模な建築物で、標本数は6035件、うち環境不動産が1449件である。第二は、最も一般的なマッチング手法の一つであるマハラノビス距離に基づく最近傍マッチングによる副次標本である。マハラノビス距離は、二つの取引の属性のずれを表す指標で、次の式で定義される。

表1 環境不動産と一般不動産の価格

	全標本			大規模物件の標本			属性の類似した標本 (マハラノビス距離)			属性の類似した標本 (傾向スコア)		
	非環境 不動産	環境 不動産	F検定	非環境 不動産	環境 不動産	F検定	非環境 不動産	環境 不動産	F検定	非環境 不動産	環境 不動産	F検定
築0-1年	基準	-0.108 (0.055)	0.050 **	基準	-0.121 (0.057)	0.036 **	基準	-0.116 (0.061)	0.060 *	基準	-0.122 (0.066)	0.066 *
築1-2年	-0.026 (0.015)	0.002 (0.036)	0.374	-0.002 (0.023)	-0.005 (0.041)	0.940	-0.112 (0.047)	-0.015 (0.050)	0.004 ***	-0.029 (0.047)	-0.015 (0.057)	0.692
築2-3年	-0.136 (0.019)	-0.016 (0.039)	0.001 ***	-0.111 (0.032)	-0.009 (0.042)	0.003 ***	-0.126 (0.051)	-0.054 (0.052)	0.103	-0.085 (0.050)	-0.013 (0.053)	0.080 *
築3-4年	-0.177 (0.018)	-0.016 (0.037)	0.007 ***	-0.137 (0.029)	-0.094 (0.041)	0.171	-0.066 (0.058)	-0.142 (0.050)	0.169	-0.118 (0.048)	-0.140 (0.053)	0.531
築4-5年	-0.215 (0.017)	-0.016 (0.034)	0.000 ***	-0.204 (0.028)	-0.108 (0.039)	0.001 ***	-0.278 (0.050)	-0.118 (0.049)	0.000 ***	-0.213 (0.054)	-0.126 (0.055)	0.021 **
築5-6年	-0.216 (0.017)	-0.087 (0.048)	0.002 ***	-0.200 (0.027)	-0.110 (0.053)	0.028 **	-0.282 (0.074)	-0.111 (0.062)	0.026 **	-0.147 (0.085)	-0.134 (0.070)	0.881
補正 R ²	0.544			0.533			0.644			0.575		
標本数	11,933			6,035			2,904			2,800		

注) この表は、ヘドニック分析による相対的な対数平米単価について、新築の非環境不動産を基準として築年数別に比較したものである。属性として、広さ、間取り、階数、建物規模、建物高さ、市区町村、鉄道路線、駅距離、駅規模、用途地域、容積率、建物構造、取引時点、管理人有無などを考慮している。括弧内の数値は、Whiteの不均一分散一致標準誤差であり、取引四半期および市区町村のクラスターを調整済みである。F検定の列には、環境不動産と非環境不動産で数値が同一との仮説が棄却されない確率を掲載している。*は0.10水準、**は0.05水準、***は0.01水準で有意であることを示す。

$$D_{ij} \equiv (X_i - X_j)' \Sigma^{-1} (X_i - X_j).$$

ここで X_i は取引 i の属性変数のベクトル、 Σ は X の共分散行列である。マッチングに用いる属性ベクトルは建築物と立地の特性で、市区ダミー、鉄道路線、最寄り駅規模、駅距離、用途地域、敷地面積、建物面積、建築物の高さ、地下階数、容積率、建物構造である。標本数は、一般、環境不動産ともに1452件ずつである。第三が、プロビット回帰に基づく傾向スコアによるマッチングで、標本数は、一般、環境不動産ともに1400件である。なお、マッチングは築年数ごとに行なっているので築年数分布は環境・一般不動産で完全に一致している。その他の属性の差異も副次標本においては大幅に減少しているが、残るバイアスは回帰分析によりコントロールしている。

5 環境不動産の経年減価

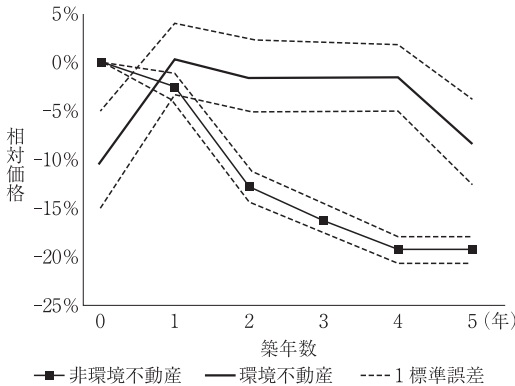
本研究では、まず以下の式で環境不動産の効果を推定する

$$\ln P_{it} = b_t + b_g I_{g,i} + \sum_k b_k X_{k,i} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

四半期 t に購入されたマンション住戸 i の対数取引床単価 ($\ln P_{it}$) を、環境不動産の指示変数 $I_{g,i}$ 、四半期固定効果、および属性 $X_{k,i}$ 上に回帰する。属性は住戸(規模、階数、間取り)、立地(市区、駅規模、鉄道路線、最寄り駅距離、用途地域、容積率)、建築物(規模、高さ、地下階数、構造種類、築年数、管理人有無)で、連続変数に対しては非線形効果をみるために四分位ダミーを構築している。特に、築年数と環境不動産の交差項を含めることで、環境不動産の価格プレミアムが築年数に依存するかを分析している。

表1は、一般の新築物件を基準として、環境不動産と一般不動産について築年数ごとの対数価格を比較したものである。環境不動産の数値は、環境不動産指標、築年数ダミー、環境不動産指標と築年数ダミーの交差項に係る係数の総和である。F検定の結果として記載しているのは、環境不動産と一般不動産の係数が一致する帰無仮説が棄却されない確率である。環境不動産は、当初一般不動産よりも低価格で取引され

図1—環境不動産と非環境不動産の経年減価



注) この図は、表1における全標本での推計結果をもとにした相対的価格のグラフである。横軸は築年数、細い実線は非環境不動産の価格、太い実線は環境不動産の価格、点線は1標準誤差の範囲を示している。

るが、数年後には高い価格で取引される。環境不動産の経年減価はどの副次標本でも整合的で、築年数が5年を経ても当初価格がおおむね維持されている。大規模建築物の標本では0～1年で-0.121、5～6年で-0.110、マハラノビスの標本では0～1年で-0.116、5～6年で-0.111、傾向スコアの標本では0～1年で-0.122、5～6年で-0.134である。環境不動産の価格プレミアムは、すべての標本において4～5年の時点で統計的に有意であり、傾向スコアの標本を除けば5～6年の時点でも統計的に有意である。

図1は全標本での推計結果をもとにした相対的価格のグラフである。相対的価格は、対数価格推計値の指数をとり1を差し引いて計算している。非環境不動産の価格は毎年減価し築5年で価格が約20%減っているのに対し、環境不動産の価格は数年たっても減価が小さいことが確認できる。

懸念される過小定式化バイアスとして、江東区の旧工業地域の再開発で緑地の不足を軽減するために環境不動産として開発された可能性があるが、鉄道路線と駅の変数でこの影響をコントロールしている。また、競争力や信用力が劣る開発業者が顧客を惹きつけるために環境不動産を開発する可能性に関して、環境不動産の開

発業者の名称を調べたところ、むしろ大規模で信用力のある開発業者が多く見られた。

もう一つの可能性は、特定の年にある地域において、新築の環境不動産が比較的過剰に供給された場合に新築環境不動産が低い価格で取引され、数年後に同じ地域で新築の環境不動産が供給不足になると中古の環境不動産が高い価格で取引される、というものである。しかし、環境不動産の供給量の変動にかかわらずすべての地区について頑健な結果を得ていることから、この可能性は低い。

6 環境項目別の効果

環境項目の効果については、エネルギー効率、資源効率、長寿命、緑化の環境項目mについて、評点が環境不動産の中央値を上回る場合に1となる環境高性能の変数 $I_{m,i}$ を構築し、次の式を推計する。

$$\ln P_{it} = b_t + b_g I_{g,i} + \sum_m b_m I_{m,i} + \sum_k b_k X_{k,i} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表2が推計結果である。表では省略してあるが、一般的な不動産属性に関する係数 b_k の推計値と(4)式の推計値との間に著しい違いはない。環境不動産ダミーの係数 b_g は、性能が低～中程度の環境不動産と一般不動産の価格差を表し、符合は負の値だが統計的に有意ではない(例えば、マッチングによる標本では-0.042)。

他方、高性能の環境項目の係数 b_m は、資源効率性に関して負の値で、統計的にも経済的にも有意である。例えば、マッチングによる副次標本では推計値は約-0.16で、資源効率性に関して高性能の不動産は約15%低い価格で取引されている。資源効率性は、エコマテリアルと水循環の使用で構成されていて、これらの環境要素は維持管理費用が高い傾向にある。またエネルギー効率と緑化に関しても、影響は軽微ながらすべての標本で価格への影響はマイナスである。例えば、高性能のエネルギー効率による負の影響は、マハラノビス距離によりマッチングを行なった副次標本においては統計的に有意

表2—推計結果

	全標本	大規模物件の標本	属性の類似した標本 (マハラノビス距離)	属性の類似した標本 (傾向スコア)
環境不動産ダミー	-0.078 (0.053)	-0.074 (0.053)	-0.042 (0.063)	-0.042 (0.059)
エネルギー効率	-0.022 (0.034)	-0.029 (0.032)	-0.041* (0.025)	-0.046* (0.027)
資源効率	-0.099** (0.040)	-0.106*** (0.038)	-0.161*** (0.034)	-0.157*** (0.037)
長寿命化	0.146** (0.061)	0.124** (0.060)	0.041 (0.058)	0.075 (0.056)
緑化	-0.001 (0.034)	-0.024 (0.034)	-0.019 (0.029)	-0.025 (0.033)
築年数1-2年	-0.026* (0.015)	-0.003 (0.023)	-0.132*** (0.044)	-0.025 (0.045)
築年数2-3年	-0.136*** (0.019)	-0.111*** (0.032)	-0.134*** (0.047)	-0.079* (0.047)
築年数3-4年	-0.178*** (0.018)	-0.137*** (0.028)	-0.075 (0.054)	-0.110** (0.045)
築年数4-5年	-0.216*** (0.017)	-0.205*** (0.027)	-0.283*** (0.047)	-0.208*** (0.052)
築年数5-6年	-0.216*** (0.017)	-0.202*** (0.027)	-0.286*** (0.071)	-0.136 (0.084)
築年数1-2年 × 環境不動産ダミー	0.121** (0.052)	0.100* (0.053)	0.201*** (0.064)	0.104* (0.063)
築年数2-3年 × 環境不動産ダミー	0.222*** (0.054)	0.208*** (0.058)	0.161** (0.070)	0.147** (0.067)
築年数3-4年 × 環境不動産ダミー	0.178*** (0.050)	0.141*** (0.052)	-0.002 (0.072)	0.048 (0.060)
築年数4-5年 × 環境不動産ダミー	0.203*** (0.051)	0.183*** (0.053)	0.215*** (0.070)	0.144** (0.064)
築年数5-6年 × 環境不動産ダミー	0.224*** (0.055)	0.186*** (0.055)	0.236** (0.096)	0.074 (0.098)
住戸規模・特性	X	X	X	X
建物規模・特性	X	X	X	X
鉄道路線・駅・距離	X	X	X	X
用途地域・容積率	X	X	X	X
取引時点	X	X	X	X
市区町村	X	X	X	X
管理人有無	X	X	X	X
補正 R ²	0.546	0.536	0.654	0.585
標本数	11,933	6,035	2,904	2,800

注) この表は、4種類に分類した環境特性の優位性を説明変数に加えてヘドニックモデルを推計した結果である。他の属性として、広さ、間取り、階数、建物規模、建物高さ、市区町村、鉄道路線、駅距離、駅規模、用途地域、容積率、建物構造、取引時点、管理人有無などを考慮している。括弧内の数値は、Whiteの不均一分散一致標準誤差であり、取引四半期および市区町村のクラスターを調整済みである。*は0.10水準、**は0.05水準、***は0.01水準で有意であることを示す。

で-0.041である。

環境項目の中で長寿命化のみプラスの影響が推計されている。係数は、全標本で0.146、大規模建築物標本で0.124で両方とも5%水準で

有意である。マッチングにより属性の近い物件に絞った副次標本では、推計値は正の値だが統計的に有意ではない。なお、すべての環境項目の係数の総和(全項目で高性能の物件の価格効

果)は負の値であり有意である。マハラノビス距離による標本では -0.18 (t 値は -2.38)、傾向スコアによる標本では -0.15 (t 値は -2.16)である。

懸念材料のひとつとして、環境項目別のダミーと他の属性の間の多重共線性の可能性がある。しかし、環境項目ダミーの相関関係は強くなく、最も高い相関係数はエネルギー効率性と緑化の間の 0.51 である。分散拡大係数(VIF)も小さく、説明変数間の強い相関関係に左右されているとは考えられない。

7 考察

この研究の分析結果は以下のとおり要約される。総じて、新築の環境不動産の取引価格は一般の新築マンションよりも低くなるが、環境不動産は一般不動産よりも減価率が低い。その結果、施工後2年以上を経過した環境不動産の取引価格は、一般の同等のマンションよりも高くなる。ただし環境項目は、それぞれ価格に固有の効果をもたらす。長寿命化設計の性能が高い場合には価格に正の効果があるが、エネルギーと資源の効率性には負の効果がある。緑化は有意な価格差をもたらさない。これらの実証結果は、理論モデルにおいて維持管理費が高く建物寿命が長い場合の予想結果と整合的である。すなわち、将来の維持管理費用等のライフサイクルコストが現在価格に反映(キャピタライズ)されていると考えられる。

長寿命化設計はソフト面とハード面の両面において維持、改築、再開発の費用を低減することで、建築物のライフサイクルコストを著しく減少させる。居住用建築物の経済的寿命が比較的短い日本では、この効果はとりわけ大きい。最近の研究によると、長寿命化設計は居住用建築物のライフサイクルコストを38%減少させる一方、住宅購入者は長寿命化設計に対し平均で22%のプレミアムを受け入れることが示されている³⁾。供給・需要の両面から、長寿命化設計の価格プレミアムは合理的と言える。

対照的に、資源効率性とエネルギー効率性に関して、環境計画書制度が求める高性能を達成することで所有者の維持管理費用がむしろ増大する可能性がある。エコマテリアルは通常、標準的な素材よりも強度と耐久性が劣る。松下・佐川・川端(2006)は、コンクリート用再生骨材についてライフサイクルコストの上昇と強度・耐久性の不足を報告している。水循環システムも、機械やパイプを頻繁に洗浄・修理・交換する必要があるため標準的な上下水道よりもライフサイクルコストが高くなる。例えば建築物環境計画書制度のガイドラインによると、水循環システム利用時のコストは公共上下水道に比べ34~332%程度高い。

エネルギー効率性については、熱負荷の低減は所有者のエネルギー費用を引き下げるので、価格にマイナスの効果があるのは一見すると不思議に感じられるかもしれない。しかし、太陽光発電や風力発電などの再生可能エネルギーの使用は、設備の維持交換費用の増大につながる可能性が高い。実際、エネルギー効率性の価格への影響を、熱負荷の低減と再生可能エネルギーの使用とに分けて分析すると、後者のみが著しく大きな負の効果を示している。

結論

本稿では、環境不動産に係る最近の研究を概観し、さらに東京都のマンション取引価格を用いたYoshida and Sugiura(2015)の研究を紹介することで、さまざまな環境配慮の項目のうち、何がどのような仕組みにより取引価格に影響するのかを検討した。最新の研究で明らかになってきているのは、資源やエネルギー効率の向上による直接的な費用減減効果は取引価格や市場賃料に反映されているが、環境不動産認証そのものや環境配慮の外部効果は市場価格には反映されていないということである。全体として環境不動産の価格プレミアムが観測されたとしても、政策的支援が不要なわけではない。

今後の研究では、環境不動産において実際に

資源やエネルギーの使用量が少ないかを検証する必要がある。環境不動産の資源・エネルギー効率が高いことは工学的研究から明らかである。しかし、市場において実際の使用量が少ないかを経済的に研究することが重要である。仮に環境不動産の利用者が、より多くの資源・エネルギーを浪費すれば、経済全体ではむしろ環境負荷が増加する可能性もある。Yoshida et al. (2016) は、東京の環境配慮オフィスにおいて実際の水・電気の使用量が少ないことを報告しているが、ほかの用途や国における分析が待たれる。

さらに資源やエネルギー効率の向上が取引価格や市場賃料に反映される仕組みは、社会的責任感の強い利用者や所有者が単に環境不動産に集まった結果なのか、それとも社会的責任感にかかわらず環境不動産を利用することで資源・エネルギー使用量を減らした結果なのかを峻別する必要がある。前者であれば、社会的責任感の強くない利用者や所有者は、一般の不動産で従来通りの資源・エネルギー使用を続けることになり、社会全体での資源・エネルギー使用量の削減にはつながらないからである。対照的に、後者であれば環境不動産での環境負荷軽減がそのまま社会全体としての環境負荷軽減につながる。今後の研究で、この違いが明らかになることが期待される。

注

- 1) 産業界の報告書を含めた日本の環境不動産研究中条康彦研究室がまとめている。http://ynakajolabo.meikai.ac.jp/ronbun01.html
- 2) 条例第215号の正式名称は「都民の健康と安全を確保する環境に関する条例」である
- 3) 小松 (2010) および住宅金融支援機構 (2009) 「平成20年度 住宅の住まい方に対する意識調査」

参考文献

小松幸夫 (2010) 「建物は何年もつか」PRE 戦略検討会 第二回有識者ヒアリング資料、財務省。
 中山善夫・吉田淳・大西順一郎 (2015) 「これからの不動産市場における環境マネジメントの重要性——環境認証の経済性分析を通じて」『ARES 不動産証券化

- ジャーナル』第25号、58-63頁。
 松下博通・佐川康貴・川端雄一郎 (2006) 「再生細骨材を用いたモルタルの細孔構造の粗大化と強度及び耐久性の低下」『土木学会論文集 E』第62巻1号、230-242頁。
 吉田二郎 (2009) 「『環境不動産』の経済価値」『日本経済研究所月報』2009年6月、24-29頁。
 吉田二郎・社団法人東京都不動産鑑定士協会 (2010) 「不動産の環境配慮と資産価格：東京のマンションによる実証」(最終報告書) 国土交通省。
 吉田二郎・社団法人東京都不動産鑑定士協会 (2012) 「環境不動産の資産価格：2009-11年の東京マンション取引による実証」東京都不動産鑑定士協会、2012年12月。
 吉田二郎・清水千弘 (2012) 「環境不動産が不動産価格に与える影響」『季刊住宅土地経済』第83号、18-29頁。
 Aroul, R. R., and J. A. Hansz, (2012) "The Value of 'Green' Evidence from the First Mandatory Residential Green Building Program," *Journal of Real Estate Research*, Vol.34(1), pp.27-49.
 Aydin, E. (2016) "Information Asymmetry and Energy Efficiency: Evidence from the Housing Market," Working Paper.
 Aydin, E., Brounen, D., and N. Kok (2016) "Capitalization of Energy Efficiency in the Housing Market," Working Paper.
 Borenstein, S. (2008) "The Market Value and Cost of Solar Photovoltaic Electricity Production," CSEM WP176.
 Brounen, D., and N. Kok (2011) "On the Economics of Energy Labels in the Housing Market," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol.62(2), pp.166-179.
 Bruegge, C., C. Carrion-Flores, and J. C. Pope (2016) "Does the Housing Market Value Energy Efficient Homes?; Evidence from the Energy Star Program," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.57, pp. 63-76.
 Dastrup, S. R., J. G. Zivin, D. L. Costa, and M. E. Kahn (2012) "Understanding the Solar Home Price Premium: Electricity Generation and 'Green' Social Status," *European Economic Review*, Vol.56(5), pp. 961-973.
 Deng, YH, Li Zhiliang, and J. M. Quigley (2012) "Economic Returns to Energy-efficient Investments in the Housing Market: Evidence from Singapore," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42(3), pp. 506-515.
 Deng, YH., and J. Wu (2014) "Economic Returns to Residential Green Building Investment: The Developers' Perspective," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.47, pp. 35-44.
 Devine, A., and N. Kok, (2015) "Green Certification

- and Building Performance: Implications for Tangibles and Intangibles," *Journal of Portfolio Management*, Vol.41 (6), pp.151-163.
- Dian, T.M., and J. Miranowski (1989) "Estimating the Implicit Price of Energy Efficiency Improvements in the Residential Housing Market : A Hedonic Approach," *Journal of Urban Economics*, Vol.25, pp. 52-67.
- Dippold, T., J. Mutl, and J. Zietz (2014) "Opting for a Green Certificate: The Impact of Local Attitudes and Economic Conditions," *Journal of Real Estate Research*, Vol.36 (4), pp.435-473.
- Eichholtz, P., N. Kok, and J.M. Quigley (2009) "Why Do Companies Rent Green? Real Property and Corporate Social Responsibility," *Berkeley Program on Housing and Urban Policy Working Papers*, W09-004.
- Eichholtz, P., N. Kok, and J. M. Quigley (2010) "Doing Well by Doing Good? Green Office Buildings," *American Economic Review*, Vol.100 (5), pp. 2492-2509.
- Eichholtz, P., N. Kok, and J. M. Quigley (2013) "The Economics of Green Building," *Review of Economics Statistics*, Vol.95 (1), pp. 50-63.
- Eichholtz, P., N. Kok, and J. M. Quigley (2016) "Ecological Responsiveness and Corporate Real Estate," *Business and Society*, Vol.55 (3), pp. 330-360.
- Fuerst, F., and P. McAllister (2009) "An Investigation of the Effect of Eco-Labeling on Office Occupancy Rates," *Working Papers in Real Estate & Planning* (University of Reading), No. 2009-08.
- Fuerst, F., and P. McAllister (2011a) "Green Noise or Green Value? Measuring the Effects of Environmental Certification on Office Values," *Real Estate Economics*, Vol.39 (1), pp. 45-69.
- Fuerst, F., and P. McAllister (2011b) "The Impact of Energy Performance Certificates on the Rental and Capital Values of Commercial Property Assets," *Energy Policy*, Vol.39 (10), pp. 6608-6614.
- Fuerst, F., C. Shimizu, and J. Yoshida (2013) "The Investment Value of Green Buildings in Japan," *ERES*, 265. European Real Estate Society.
- Fuerst, F., and C. Shimizu (2016) "Green Luxury Goods? The Economics of Eco-labels in the Japanese Housing Market," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol.39, pp.108-122.
- Freybote, J., H. Sun, and X. Yang (2015) "The Impact of LEED Neighborhood Certification on Condo Prices," *Real Estate Economics*, Vol.43 (3), pp.586-608.
- Gilmer, R. W. (1989) "Energy Labels and Economic Search : An Example from the Residential Real Estate Market," *Energy Economics*, Vol.11 (3), pp. 213-218.
- Jaffee, D., R. Stanton, and N. Wallace (2012) "Energy Factors, Leasing Structure and the Market Price of Office Buildings in the U.S.," Working paper, University of California Berkley.
- Kitzmueller, M., and J. Shimshack (2012) "Economic Perspectives on Corporate Social Responsibility," *Journal of Economic Literature*, Vol.50 (1), pp.51-84.
- Knight, J.R., and C. F. Sirmans (1996) "Depreciation, Maintenance, and Housing Prices," *Journal of Housing Economics*, Vol.5, pp.369-389.
- Laquatra, J. (1986) "Housing Market Capitalization of Thermal Integrity," *Energy Economics*, Vol.8 (3), pp. 134-138.
- Miller, N., J. Spivey, and A. Florance (2008) "Does Green Pay Off?" Unpublished Manuscript.
- Pivo, G., and J. D. Fisher (2010) "Income, Value and Returns in Socially Responsible Office Properties," *Journal of Real Estate Research*, Vol.32 (3), pp.243-270.
- Wiley, J.A., J. D., Benefield, and K. H. Johnson (2010) "Green Design and the Market for Commercial Office Space," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 41 (2), pp.228-243.
- Wilhelmsson, M. (2008) "House Price Depreciation Rates and Level of Maintenance," *Journal of Housing Economics*, Vol. 17 (1), pp.88-101.
- Yamagata, Y., D. Murakami, H. Seya, M. Tsutsumi, and Y. Kawaguchi (2011) "An Analysis of Spatio-Temporal Effect of Green Building Rating on Real Estate Price," *JAREFE Journal*, 2011/2, pp.23-39.
- Yoshida, J., J. Onishi, and C. Shimizu (2016) "Energy Efficiency and Green Building Markets in Japan," SSRN 2844040.
- Yoshida, J. and A. Sugiura (2010) "Which Greenness is Valued? Evidence from Green Condominiums in Tokyo," SSRN 1636426.
- Yoshida, J. and A. Sugiura (2015) "The Effects of Multiple Green Factors on Condominium Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.50 (3), pp.412-437.
- Zheng, S.Q., J.Wu , M. E. Kahn, and Y.H. Deng (2012) "The Nascent Market for 'Green' Real Estate in Beijing," *European Economics Review*, Vol.56 (5), pp. 974-984.

住宅価格の変化と出生行動

水谷徳子

はじめに

現在、日本が直面している課題の一つは、出生率の低下である。日本の合計特殊出生率はここ30年間、OECD 諸国のその平均値や人口置換率の2.08を下回ってきている。この出生率の低下は、少子化問題として広く日本社会に認知されている。出生率低下の背景の一つとして考えられるのは、出産・育児の直接的・間接的コストの高さ等の経済的要因であろう。実際、そのコスト軽減のために金銭的育児支援策等のさまざまな対策が打ち出され、出生行動に対する経済的要因の影響について多角的な理論・実証研究の蓄積が進んでいる。

本稿の目的は、家計の利用可能な資源が出生行動にどのような影響を与えているのかを住宅資産の役割に着目して実証的に調べている Mizutani (2015) の研究内容を紹介し、考察することである。出生行動の文脈において、本稿で住宅資産に着目するのにはいくつかの理由がある。一つは、日本において住宅・宅地資産は、家計資産の大きな割合を占めるためである。「平成21年全国消費実態調査」によれば、住宅・宅地資産は2人以上世帯の家計資産の約7割を占める。家計資産の変動は、家計資産を構成する資産の変動を反映する。それゆえ、家計の利用可能な資源全体が出生行動に与える影響を分析する際に、住宅資産を利用することは有益だと考えられる。本稿の分析では、住宅資産

の指標として、住宅価格やその変化を用いる。

もう一つの理由は、住宅価格の変動による住宅資産の変動は、機会費用に影響しにくいと考えられることである。家計の利用可能な資源の変動は、世帯収入や家計が保有する資産の変動によってもたらされる。マイクロデータに基づいた既存の出生行動の実証研究の多くは、世帯収入、特に市場労働からの収入や賃金といった労働所得の出生行動に対する効果に焦点が当てられている。しかし、出生行動に対する所得効果を識別するのは難しい。ここで市場労働から得られる賃金の上昇が出産選択にどのような影響を与えるか考えてみよう¹⁾。従来通り子どもを正常財とすると、所与の労働供給のもとで賃金の上昇は所得の増加を意味するので、子ども数を増やす働きをもつ。一方で、賃金の上昇は子どもをもつことの機会費用が高くなることを意味する。子どもは時間集約的な財と考えられるので、機会費用が高くなると家計がもつ子どもの数は少なくなる。このように、賃金の上昇による所得効果と代替効果のどちらが強く働いているかは、実証的な課題である。実際、出生行動に対する所得効果の識別は、この文脈の多くの実証研究の動機となっている。そこで、本稿では、労働所得をコントロールしたうえで、総所得のうち労働所得以外の変動を利用する。つまり、住宅価格の変動が機会費用とは外生であると、住宅価格の変動による住宅資産の変動を通して、家計の利用可能な資源の変動が出

生行動に与える影響を考察する。

近年では、出生行動の実証研究において住宅価格やその変動が用いられつつある（例えば、Lovenheim and Mumford 2013や Dettling and Kearney 2014）。しかしこれらの研究は、不動産価格の上昇期について実証することに主な関心が向けられている。本稿は、日本の1990年代初めのバブル崩壊とそれ以降の長期的な不動産価格の下落期における個票データに基づいた分析結果を提供することで、このトピックのこれまでの研究を補完し、研究成果の蓄積を図ろうとするものである。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、推定方法を説明し、分析に用いるデータを紹介する。第2節では、住宅価格の変化が出生行動に与える影響についての推定結果を示す。最後に第3節で考察をまとめ、今後の課題を検討する。

1 実証分析

1.1 推定モデル

まず、出産選択と住宅資産の変化の関係を統計的に調べるための簡単な計量経済モデルを描写する。有配偶女性*i*の出産選択は

$$\text{birth}_{it} = \alpha + \beta \Delta P_{it-1} + X_{it-1} \gamma + \theta_j + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$
と表現される。ここで、*i*は有配偶女性、*j*は都道府県、*t*は調査年を示している。被説明変数 birth_{it} は、都道府県 *j* に居住する有配偶女性 *i* が調査年 *t* 年の過去1年間に出産した場合に1、それ以外に0をとる変数である。 θ_j と φ_t はそれぞれ都道府県固有の固定効果とトレンドである。 X_{it-1} は、観察可能な個人・世帯の属性を含むその他の説明変数のベクトルであり、 ε_{it} は誤差項である。

本稿で着目するのは、 ΔP_{it-1} の係数 β である。 P_{it-1} は、*t*-1年の持家の住宅価格を表す変数であり、 ΔP_{it-1} はその住宅価格の2年間の変化を表している。本稿では、Lovenheim and Mumford (2013) の手法に従い、個票レベル

(著者写真)

みずたに・のりこ

1980年富山県生まれ。名古屋大学経済学部卒、大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程修了。大阪大学社会経済研究所特任研究員、東洋大学経済学部助教などを経て、現在、公益財団法人家計経済研究所研究員。論文：「自信過剰が男性を競争させる」（共著）『行動経済学』（Vol.2, 2009）など。

の住宅価格の変化に着目し、(1)式を線形確率モデルで推定する。

また、住宅価格の変動の影響を住宅ローンの借り入れがある持家世帯とない持家世帯に分けて分析する。住宅ローンは、持家世帯にとって典型的な家計の負担の一つである。もし、家計が、所有する住宅の価値の下落を被れば、その下落から生じる負のショックは、住宅ローンがある家計とない家計では異なるかもしれない。家計行動を検討する際に住宅ローンの有無別に考察することは有益であろう。

(1)式における住宅価格変動の効果の識別は、住宅価格の短期的な変動が出産選択に影響するような観察できない要因とは相関していないという仮定に基づいている。しかし、住宅価格の変動が出産選択に与える影響は、その地域のマクロ経済状況を捉えているにすぎないかもしれない。この可能性に対処するために、失業率や男女の実質賃金といった各調査年の都道府県レベルのマクロ経済の要因をコントロールする。また、持家世帯だけでなく、賃貸世帯についても分析する。同じ地域に居住していれば持家世帯も賃貸世帯もその地域のマクロ経済の変動を同様に経験しているはずである。しかし、家賃の変化は住宅資産の変化につながるというわけではない。賃貸世帯の分析結果と比較することで、持家世帯の推定結果が観測されないマクロ経済の要因によるバイアスによって引き起こされていないことを確認する。

さらに、子ども数に対する家計の予想にある程度基づく移住や転居等の家計行動によるバイ

アスが生じている可能性がある。例えば、もし、出産予定あるいはさらに多くの子どもをもつことを予定している女性が住宅価格の上昇しそうな地域に移住しようとするならば、住宅価格の変化の推定値には上方バイアスがかかることが予想される。この可能性を緩和するために、いくつかの特定化では、追加的なコントロール変数として都道府県に固有のトレンド項を加える。以上のように都道府県レベルのマクロ経済の要因や都道府県に固有のトレンド項をコントロールしたとしても、内生性の源泉は残っているかもしれない。それゆえ、本稿の分析における住宅資産の係数の推定値の解釈には留意を要する。

1.2 データ

分析には、(公財)家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査」(以下、JPSC)の1993~2011年の調査結果を用いる。JPSCは調査開始時点の1993年に24歳から34歳までの女性1500人を対象とし、現在に至るまで同一女性を追跡したパネル調査である。なお、その後、1997年に24歳から27歳の500人、2003年に24歳から29歳の836人、2008年に24歳から28歳の636人が調査の対象者に追加されている。

JPSCでは、対象者の個人および世帯属性、結婚・出産といったライフイベントや収入・支出・貯蓄等の家計の情報に加え、居住形態や保有する住宅資産など住宅に関する詳細な情報が捕捉可能である。本稿でJPSCを用いる利点は、JPSCは日本において個人・世帯レベルで長期にわたり追跡している数少ないパネル調査の一つであり、出産時点の情報だけでなく、出産以前の住宅等の情報を利用できることにある。

分析の対象は、各調査当該年において45歳未満の有配偶女性である。一般的に、日本では45歳以上の女性の出生率がきわめて低く、JPSCにおいても45歳以上の女性の出産は観察されないからである²⁾。また、住宅資産の変化を捉えるため、少なくとも2年間は同一の住宅に継続

して居住した女性に限定する。

出産は、この1年間の生活・世帯変動を尋ねる質問項目のうち、回答者の子どもが産まれたかどうかを尋ねる質問の回答によって識別することができる³⁾。この質問に「出産した」と回答していれば1、そうでなければ0となる変数を作成し、被説明変数として用いる。JPSCでは、過去1年間の出産について質問しているため、説明変数を被説明変数と同一年度の調査結果から作成すると、出産後の情報を捉えてしまうことになる。出産前の属性や要因を捉えるために、説明変数は調査年前年の情報を用いる。

家計が所有する住宅資産の指標として、持家世帯については、所有する住宅の現在の市場価格を用いる。この市場価格は、各調査年の住宅に対する回答者の評価額となるため、回答者の主観も反映されていることに留意が必要である⁴⁾。住宅資産の指標も出産とその意思決定のタイミングを考慮して、前年の調査結果の情報を用いる。また、前述のとおり、分析では、住宅価格そのものより、住宅価格の2年間の変化を主に用いる。そのため、この住宅価格の変化の値が正であることは、2年前と比較して住宅価格が上昇していることを意味する。賃貸世帯については、住宅資産の指標として、住宅価格の代わりに家賃を用いる。

その他、年齢や世帯年収、教育年数、出生児以外の子どもの数等の個人や世帯の属性や都道府県の属性をコントロール変数として加える。都道府県の属性に関する情報は、JPSCから直接得ることができないため、さまざまな情報源から入手している。失業率(都道府県別労働人口に占める完全失業者数)は総務省統計局「労働力調査」、男性または女性の実質賃金(都道府県別所定内給与額を消費者物価指数で実質化)は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」からそれぞれ得ている。これらの都道府県の属性は、JPSC調査対象者の居住都道府県に関する情報をもとにJPSCと接続している。

表1—記述統計

変数	(A) 持家・住宅ローン有 (N=3892)				(B) 持家・住宅ローン無 (N=1859)				(C) 賃貸(N=3115)			
	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
出生ダミー	0.041	0.199	0	1	0.041	0.199	0	1	0.082	0.274	0	1
住宅価格(千万円)	1.490	1.052	0.01	10	1.102	1.412	0.01	20	5.668	3.524	0.2	40
住宅価格の変化(千万円)	-0.155	0.834	-12.2	8.2	-0.155	1.236	-18.5	10	0.079	1.717	-14.7	17
世帯年収(対数値, 万円)	6.392	1.054	0	8.506	6.368	1.124	0	8.843	5.976	1.327	0	8.100
年齢	36.670	4.154	26	44	36.819	4.404	26	44	34.187	4.442	26	44
出生児以外の子ども数	1.932	0.858	0	5	2.004	0.915	0	4	1.670	1.027	0	7
教育年数	13.211	1.539	9	18	13.044	1.585	9	18	13.061	1.813	9	18
就業形態												
非就業	0.405	0.491	0	1	0.414	0.493	0	1	0.527	0.499	0	1
自営業	0.056	0.230	0	1	0.082	0.274	0	1	0.040	0.196	0	1
非正規雇用	0.347	0.476	0	1	0.288	0.453	0	1	0.286	0.452	0	1
正規雇用	0.192	0.394	0	1	0.216	0.411	0	1	0.147	0.354	0	1
都市規模ダミー												
都区および政令指定都市	0.260	0.439	0	1	0.152	0.359	0	1	0.275	0.447	0	1
その他の市	0.581	0.493	0	1	0.646	0.478	0	1	0.632	0.482	0	1
町村	0.159	0.366	0	1	0.202	0.402	0	1	0.093	0.291	0	1
都道府県属性												
失業率	4.648	1.093	1.9	8.4	4.240	1.056	1.7	7.7	4.665	1.151	1.7	8.4
実質賃金(男性)	32.736	3.459	24.104	41.108	31.649	3.407	24.270	41.108	32.462	3.756	24.104	41.108
実質賃金(女性)	22.036	2.470	16.196	28.168	21.243	2.282	16.506	28.168	21.679	2.583	16.196	28.168

注) 失業率については、(A) 持家・住宅ローン有 (N=3603)、(B) 持家・住宅ローン無 (N=1671)、(C) 賃貸 (N=2686)。

以下の分析では、持家・住宅ローン有世帯、持家・住宅ローン無世帯、賃貸世帯の3つのサブグループを考える。表1には、サブグループごとの記述統計が示されている。賃貸世帯の出生ダミーの平均値は、持家世帯のそれよりも高い。また、持家世帯と比較して、賃貸世帯は平均的に町村に居住しておらず、妻の年齢も若い傾向にあるが、教育年数に違いはほとんどみられない。持家・住宅ローン有世帯の住宅価格の平均値は、約1500万円である。住宅ローンの有無にかかわらず持家世帯の住宅価格の2年間の変化の平均値は-155万円である。また、持家・住宅ローン有世帯の出生児以外の子ども数は約2人であり、持家・住宅ローン無世帯のそれとほとんど差はない。同様に、世帯年収や妻の年齢に関しても、持家世帯では、住宅ローンの有無で大きな違いは観察されない。

2 推定結果

住宅資産と出産の意思決定の関係を評価するために、表2ではまず持家世帯全体の推定結果

を示す。(1)(3)(5)列をみると、持家世帯全体として、住宅価格の変化の出生確率に対する統計的に有意な影響は観察されない。出生確率に対する住宅資産効果の住宅ローンの有無による違いを明らかにするために、回帰式に住宅価格の変化と住宅ローンの有無をあらわすダミーの交差項を加える((2)(4)(6)列)。交差項の係数の推定値は正で統計的に有意である。交差項を加えても、住宅価格の変化および交差項以外の説明変数の係数の推定値に変化はない。持家世帯にとって出生確率に対する住宅資産効果は、住宅ローンの借り入れを行なっているかどうかで異なることがわかる。

住宅の所有関係や住宅ローンの有無による効果の違いをさらに確かめるために、前述したサブグループごとに(1)式を推定する。表3のパネル(A)は、持家・住宅ローン有世帯の推定結果である。住宅価格の変化の係数は、正で統計的に有意な値で推定されている。2年間で住宅価格の1000万円の上昇は、子どもを出産する確率を0.0088ポイント、つまり21.5% (=0.0088/

表2 一住宅資産の変化が出生確率に与える影響 (持家世帯全体)

	被説明変数：出生ダミー					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住宅価格の変化	0.0014 (0.0038)	-0.0052 (0.0047)	0.0016 (0.0039)	-0.0068 (0.0059)	0.0015 (0.0040)	-0.0073 (0.0060)
住宅価格の変化×住宅ローン有		0.0135** (0.0055)		0.0157** (0.0070)		0.0166** (0.0071)
世帯年収	-0.0008 (0.0022)	-0.0008 (0.0022)	0.0013 (0.0023)	0.0013 (0.0023)	0.0011 (0.0023)	0.0011 (0.0023)
年齢	-0.0614*** (0.0119)	-0.0613*** (0.0120)	-0.0629*** (0.0126)	-0.0624*** (0.0125)	-0.0594*** (0.0126)	-0.0589*** (0.0125)
年齢の2乗	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)	0.0007*** (0.0002)
出生児以外の子ども数	-0.0332*** (0.0033)	-0.0333*** (0.0033)	-0.0326*** (0.0031)	-0.0326*** (0.0031)	-0.0329*** (0.0031)	-0.0329*** (0.0031)
教育年数	0.0045*** (0.0016)	0.0045*** (0.0016)	0.0042** (0.0017)	0.0042** (0.0017)	0.0038** (0.0016)	0.0038** (0.0016)
都道府県属性						
失業率			-0.0019 (0.0037)	-0.0016 (0.0036)	-0.0057 (0.0036)	-0.0055 (0.0036)
実質賃金(男性)			0.0003 (0.0063)	-0.0000 (0.0063)	0.0011 (0.0070)	0.0009 (0.0070)
実質賃金(女性)			0.0023 (0.0049)	0.0025 (0.0049)	0.0089 (0.0061)	0.0093 (0.0062)
都道府県固有のトレンド	No	No	No	No	Yes	Yes
R-Squared	0.0871	0.0882	0.0884	0.0896	0.0953	0.0966
N	5751	5751	5274	5274	5274	5274

注) *、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。括弧内は都道府県単位でクラスターした標準誤差。就業形態、都市規模ダミー、都道府県ダミー、トレンド項、定数項を含む。

表3 一住宅資産の変化が出生確率に与える影響 (持家世帯)

	被説明変数：出生ダミー					
	(A) 持家・住宅ローン有			(B) 持家・住宅ローン無		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
住宅価格の変化	0.0083** (0.0039)	0.0088* (0.0046)	0.0093* (0.0047)	-0.0059 (0.0044)	-0.0068 (0.0059)	-0.0076 (0.0058)
世帯年収	0.0010 (0.0030)	0.0014 (0.0026)	0.0006 (0.0028)	-0.0046 (0.0034)	0.0009 (0.0038)	0.0014 (0.0044)
年齢	-0.0513*** (0.0146)	-0.0455*** (0.0122)	-0.0419*** (0.0119)	-0.0741*** (0.0211)	-0.0885*** (0.0239)	-0.0774*** (0.0242)
年齢の2乗	0.0006*** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	0.0005*** (0.0002)	0.0009*** (0.0003)	0.0011*** (0.0003)	0.0009*** (0.0003)
出生児以外の子ども数	-0.0321*** (0.0042)	-0.0321*** (0.0037)	-0.0320*** (0.0038)	-0.0391*** (0.0071)	-0.0365*** (0.0061)	-0.0391*** (0.0064)
教育年数	0.0045* (0.0024)	0.0043* (0.0023)	0.0040* (0.0023)	0.0082* (0.0042)	0.0075** (0.0037)	0.0084** (0.0038)
都道府県属性						
失業率		0.0011 (0.0047)	-0.0014 (0.0049)		-0.0058 (0.0064)	-0.0115* (0.0061)
実質賃金(男性)		0.0068 (0.0068)	0.0069 (0.0081)		-0.0127 (0.0082)	-0.0112 (0.0085)
実質賃金(女性)		-0.0076 (0.0055)	-0.0037 (0.0062)		0.0253** (0.0100)	0.0365*** (0.0118)
都道府県固有のトレンド	No	No	Yes	No	No	Yes
R-Squared	0.0836	0.0819	0.0910	0.1294	0.1437	0.1805
N	3892	3603	3603	1859	1671	1671

注) *、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。括弧内は都道府県単位でクラスターした標準誤差。就業形態、都市規模ダミー、都道府県ダミー、トレンド項、定数項を含む。

表4 一住宅資産の変化が出生確率に与える影響（賃貸世帯）

	被説明変数：出生ダミー					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家賃の変化	-0.0030 (0.0037)	-0.0030 (0.0044)	-0.0029 (0.0044)			
家賃				0.0013 (0.0017)	0.0013 (0.0018)	0.0009 (0.0018)
世帯年収	0.0023 (0.0029)	0.0027 (0.0033)	0.0036 (0.0035)	0.0021 (0.0029)	0.0025 (0.0034)	0.0034 (0.0035)
年齢		-0.0566*** (0.0184)	-0.0516*** (0.0192)	-0.0603*** (0.0155)	-0.0577*** (0.0182)	-0.0526*** (0.0190)
年齢の2乗		0.0006** (0.0003)	0.0006** (0.0003)	0.0007*** (0.0002)	0.0007** (0.0003)	0.0006** (0.0003)
出生児以外の子ども数	-0.0367*** (0.0106)	-0.0320*** (0.0110)	-0.0327*** (0.0116)	-0.0365*** (0.0106)	-0.0319*** (0.0110)	-0.0326*** (0.0116)
教育年数	0.0076** (0.0031)	0.0070** (0.0029)	0.0073** (0.0030)	0.0074** (0.0030)	0.0068** (0.0029)	0.0071** (0.0030)
都道府県属性						
失業率		-0.0114 (0.0078)	-0.0085 (0.0090)		-0.0115 (0.0078)	-0.0085 (0.0090)
実質賃金(男性)		0.0012 (0.0076)	0.0085 (0.0085)		0.0009 (0.0075)	0.0081 (0.0086)
実質賃金(女性)		0.0223* (0.0118)	0.0166 (0.0157)		0.0223* (0.0117)	0.0167 (0.0156)
都道府県固有のトレンド	No	No	Yes	No	No	Yes
R-Squared	0.0934	0.0936	0.1098	0.0932	0.0935	0.1095
N	3115	2686	2686	3115	2686	2686

注) *、**、*** はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。括弧内は都道府県単位でクラスターした標準誤差。就業形態、都市規模ダミー、都道府県ダミー、トレンド項、定数項を含む。

表5 一年齢グループ・コホートと住宅資産の変化の影響

	(1)	(2)
住宅価格の変化	0.0001 (0.0056)	0.0058 (0.0043)
住宅価格の変化×年齢24-29	0.0435* (0.0238)	
住宅価格の変化×年齢30-34	0.0217 (0.0142)	
住宅価格の変化×年齢40-44	0.0009 (0.0057)	
住宅価格の変化×若年コホート		0.0126 (0.0220)
都道府県属性	Yes	Yes
都道府県固有のトレンド	No	No
R-Squared	0.0845	0.0823
N	3603	3603

注) *、**、*** はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。括弧内は都道府県単位でクラスターした標準誤差。その他の説明変数は表3(2)列と同じ。年齢グループのreferenceは年齢24-29。若年コホートは1970年以降生まれを示すダミー変数。就業形態、都市規模ダミー、都道府県ダミー、トレンド項、定数項を含む。

0.041) 上昇させる。本研究の分析対象期間における住宅価格の2年間の変化の平均値は-155万円である。この住宅価格の変化によって、持家・住宅ローン有世帯が出産する確率は

0.14%ポイント下落していることになる。持家・住宅ローン有世帯の出生確率の平均値4.1%と比較すると、これは出生確率の3.4%(=0.14/4.1)の低下に相当することになる。持家・住宅ローン無世帯については、住宅価格の変化の出生確率に対する影響は負を示している(表3のパネル(B))。しかし、表3のパネル(B)のどの列においても係数がゼロであるという帰無仮説を棄却できない。

また、表3のどの列においても世帯年収の出生確率に対する推定された影響は、統計的に有意にゼロとは異なる。回帰モデルでは、単に有配偶女性の経済状況を把握するために世帯年収をコントロール変数として加えている。それゆえ、前述したように、推定された世帯年収の係数は、出産選択への因果効果を識別し損ねている可能性がある。出産選択に対する収入の影響は本研究の主要な関心ではないが、ここでは世帯年収に対して

外生的な操作変数を採用しているわけではないので、世帯年収の影響の解釈には注意が必要だろう。

一方、賃貸世帯の推定結果を表4に示す。賃

表6 一住宅資産の代替指標に基づく推定結果

	(1)	(2)	(3)
住宅価格の変化	0.0088* (0.0046)		
住宅価格		0.0006 (0.0035)	
ショック			0.0002 (0.0007)
都道府県属性	Yes	Yes	Yes
都道府県固有のトレンド	No	No	No
R-Squared	0.0819	0.0807	0.0729
N	3603	3603	1849

注) *, **, *** はそれぞれ10%、5%、1%水準で統計的に有意であることを表す。括弧内は都道府県単位でクラスターした標準誤差。その他の説明変数は表3(2)列と同じ。(1)列は、表3(2)列の結果である。就業形態、都市規模ダミー、都道府県ダミー、トレンド項、定数項を含む。

貸世帯にとって、家賃の上昇は家計資産の増加とはみなされない。むしろ、子どもと住宅が補完関係にあるならば、家賃の上昇は今期の子どもの需要に対して代替効果を引き起こすかもしれない。しかし、家賃のレベルでも、変化でも、出生確率に対する家賃の影響は観察されない。また、賃貸世帯では出産選択が家賃に反応していないという結果は、持家世帯で示された結果が観測されない地域のマクロ経済のショックによるバイアスによるものではなさそうであるということをおおむね支持するだろう。

次に、持家・住宅ローン有世帯で観察された結果を説明するために、年齢やコーホートによって住宅資産が出生確率に与える影響が異なるかも検討する。表5は、住宅価格の変化と年齢グループを示すダミー変数の交差項((1)列)あるいは若年コーホートを示すダミー変数との交差項((2)列)を加えた推定結果である。出生確率に対する住宅価格の変化の影響はコーホートによって違いはない。住宅価格の変化の影響は各年齢グループで正であり、その影響は年齢の上昇に従って小さくなっているが、統計的に有意な影響がみられるのは24~29歳の年齢グループにおいてのみである。若年女性は、出産のタイミングに関して制約がより少ないのに対して、年齢の高いグループでは加齢とともに出産を延

期するのはより困難になるので、住宅資産に関わらず出産の意思決定をしているのかもしれない。

これまで提示してきた推定結果の一つの懸念は、住宅資産の指標として住宅価格の変化を用いていることであろう。実際には、家計の出産の意思決定は住宅価格の変化というより住宅価格そのものに反応しているかもしれない。さらに、出生確率への影響は家計が予期しない住宅価格の急激な変化だけによって引き起こされている可能性もある。これらの可能性を確認するために、表6では、二つの代替的な住宅資産の指標を用いて推定した結果を示す。まず、住宅価格自体が出生確率に影響を与えているのかどうかを確認しよう。(2)列をみると、住宅価格の係数は正で推定されているが、統計的に有意ではないことが確認される。住宅価格は出産選択と相関がない、あるいは住宅価格自身は住宅資産を捉えきれていない、つまり住宅資産の指標としては弱いことが示唆される。住宅資産の二つ目の指標は、住宅価格のショックである。このショック変数は、過去3年からの2次の自己回帰モデルの残差の累積和として計算されており、住宅価格について家計が予期しない急激な変化の割合を表す。(3)列で示されているように、出生確率に対する住宅価格のショックの影響は観察されない。住宅価格の変化を住宅資産の指標として用いたこれまでの分析結果が、予期しない住宅価格の急激な変化だけによるものではなさそうだと考えられる。

おわりに

本稿では、Mizutani (2015) の内容を紹介することにより、出生行動における家計が利用可能な資源のうちの住宅資産の役割を実証的に考察した。バブル崩壊とそれ以降の長期的な不動産価格の下落期における個人・世帯単位の日本のパネルデータを用いた分析から、持家・住宅ローン有世帯でのみ住宅価格の変化が出生確率

を高めることが観察された。しかしながら、持家・住宅ローン無世帯や賃貸世帯では、出生行動に対する住宅資産の効果は確認されなかった。

これらの実証分析から得られた結果は、家計の利用可能な資源として世帯収入等しか考慮しないことは、家計の出生行動の分析において重要な要因を見逃している可能性を示唆しているのかもしれない。少子化が進む日本において、住宅市場の特徴や変動による家計の利用可能な資源の変動の出生行動への影響をも把握する必要があると考えられる。

しかし、本稿の分析結果からこのように主張するには、いくつかの限界がある。本稿で提示した実証結果は、住宅価格の変化と誤差項が関係しないという仮定の下で得られた結果であるが、個人・世帯単位で住宅価格の内生性の可能性に対処することは今後の重要な研究課題である。また、住宅資産効果の文脈で子どもの質と量のトレードオフを考慮した分析も、出生行動について理解を深めるうえで、有益な方向性であるといえよう。

注

- 1) Becker の先駆的な研究 (Becker 1960) とそれに続く研究 (Becker 1965; Becker and Lewis 1973) 以降、経済学者は、出生行動を、子どもの数と子どもに対する投資を家計が選択するという意思決定の問題に帰着させた枠組を提案、拡張してきている。これらの枠組みでは、家計の所得は少なくとも2つのチャンネル——すなわち所得効果と代替効果を通して出生選択に影響することが提示されている。
- 2) 厚生労働省「人口動態統計」の年齢階級別合計特殊出生率によると、2010年時点で45歳以上の出生率は0.0010であり、40~44歳 (0.00387) や35~39歳 (0.2318) 階級のそれと比較しても非常に低い。
- 3) JPSC は毎年10月頃に調査が実施されるため、質問項目における「この1年間」は調査各年前年の10月から調査年の9月を示している。
- 4) 住宅価格の自己評価額を用いることには、回答者が誤って報告したり市場価値に対する知識が不足していたりするといった問題点が指摘されるだろう。しかし、Kiel and Zabel (1999) や Lovenheim (2011) では、自己評価額は概して正確であり、自己評価額と実際の取引価格の乖離から生じるバイアスは限定的であるとされている。

参考文献

- Becker, G. S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau Conference Series, vol.1, Princeton: Princeton University Press.
- Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol.75(299), pp.493-517.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis (1973) "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, Vol.81 (2), pp. S279-S288.
- Detting, L.J. and M. S. Kearney (2014) "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, Vol.110, pp.82-100.
- Kiel, K. A. and J. E. Zabel (1999) "The Accuracy of Owner-Provided House Values: The 1978-1991 American Housing Survey," *Real Estate Economics*, Vol. 27(2), pp.263-298.
- Lovenheim, M. F. (2011) "The Effect of Liquid Housing Wealth on College Enrollment," *Journal of Labor Economics*, Vol. 29(4), pp.741-771.
- Lovenheim, M. F. and K. J. Mumford (2013) "Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.95(2), pp.464-475.
- Mizutani, N. (2015) "The Effects of Housing Wealth on Fertility Decisions: Evidence from Japan," *Economics Bulletin*, Vol.35(4), pp.2710-2724.

住宅市場に内在する不確実性の費用

アメリカ大学都市(イリノイ州シャンペーン=アーバナ)の事例

定行泰甫

はじめに

転居先の住居の決定には多大なサーチコストを伴う。住居選択にあたり考慮すべき重要な要素がたくさんあるなかで、入居対象物件の適正価格、治安や学区等の近隣の住環境、そして近隣住民や大家との関係など、容易には入手できない情報も少なくない。消費者は、自分では把握しきれないあらゆるリスクや不確実性に晒されたもとで、最も妥当と思われる選択をしなくてはならない。上の階の住民がどれだけ騒音を立てるか、また夜間の周辺環境が安全かどうかについて納得のいく情報を得るには、現地調査や近隣住民への聞き取りを行なう必要があるかもしれない。そのような不確実性要素の存在は、住宅市場に内在する費用として住宅市場全体の住宅価値を下げることになる。たとえ、買主の自主的かつ懸命な調査によって、上の階の住民がとても静かで、夜間の周辺環境が健全であることが判明したとしても、情報入手に係る高いサーチコストは、住宅購入意欲の抑制を通じて住宅の市場価値を下げている。

住宅市場に内在する不確実性要素の費用を把握することは容易ではない。株式市場であれば、株価(例えばTOPIX)の期待収益率から国債の利回りを引いたマーケット・リスクプレミアムが、投資家にとって株価変動リスクを許容するのに必要な期待超過利益率であり、株式市場に投資することの不確実性の費用と捉えること

ができる。住宅市場では、地域の犯罪率や電車の騒音などの観察可能な個別要素の費用についてはヘドニックアプローチによる分析が可能だが、住宅市場全体に内在する不確実性の費用を測定するためには、比較対象として、観察不可能なあらゆるリスクや不確実性から解放された住宅財とその価格が必要となる。しかし一般的に、住宅市場では(金融市場における国債に相当する)無リスク資産としての住宅は存在しないため、特定地域の住宅マーケット・リスクプレミアムを測ることはできない。

本稿では、アメリカの大学都市の賃貸住宅を対象として、不完全ではあるが、住宅市場に内在する不確実性の費用の検証を試みた。アメリカの大学都市は、以下の点において、住宅のマーケット・リスクプレミアムを検証するうえで好都合な分析対象であると考えた。第1点は、大学都市の住民の多くが大学関係者であり、住民属性がきわめて均質的(homogeneous)な点である。一般的な都市では、多様な嗜好や生活条件を持つ個々人が住宅市場に入り混じっているために、(居住者の情報がデータとして得られないもとで)住宅価格を比較すると、住宅の質の違いによる影響と住民の異質性による影響が混在してしまう。本稿では、学生寮および大学周辺の民間賃貸住宅に分析対象を絞ることで、学生や学校関係者が大多数を占める住宅市場に焦点を当てた。東京のように比較的大きな都市では、新宿や池袋、吉祥寺といった特徴の

違った地域における住宅サブマーケットの相互作用を考慮する必要が生じるが、大学都市は大学を中心とした比較的小規模な地域で市場が閉じている点も本研究の目的において好都合である。

第2点は、新入生やその家族にとって、学生寮は、住環境や住生活、大家との関係等に係る懸念要素が民間賃貸住宅と比べてはるかに小さく、大学都市の住宅市場においては、学生寮が金融市場でいう無リスク資産に近い性質を有している点である。新入生（その家族）は、住宅や立地の属性が同質であるならば、民間住宅より高い賃料を支払ってでも、リスクが小さく質の高い住生活が担保されている学生寮に住もう（住ませよう）とするだろう。言い換えれば、大学が提供する学生寮と同程度の住宅サービスを提供する民間住宅を見つけるためには、それだけ追加的なサーチコストが必要となる。ここで、住宅の質を調整した下で評価した民間住宅と学生寮の家賃の差を「大学寮プレミアム」と呼ぶことにする。繰り返しになるが、この大学寮プレミアムは、住宅市場に不確実性が内在しているために、それを回避したい学生（およびその家族）が、民間住宅よりも学生寮に対してどれだけ高い家賃を支払っているかを示す。

本稿では、大学寮プレミアムを推計するにあたって、イリノイ大学アーバナシャンペーン校（以下、UIUC）¹⁾の大学院生の学生寮（以下、院生寮）と大学周辺の民間住宅の家賃を比較した。ここで、学部生の学生寮（以下、学部生寮）を大学寮プレミアム推計の対象から除外したのは、イリノイ大学アーバナシャンペーン校では学部1年生が学生寮に住むことが義務付けられており²⁾、学部生寮の寮費は市場価格ではなく大学指定の価格となっているためである。

推計の結果、大学寮プレミアムは約30%と推計された。大学都市の住宅市場に内在する不確実性のコストがきわめて大きい可能性を示唆している³⁾。パデュー大学（インディアナ州）

(著者写真)

さだゆき・たいすけ
1984年東京都生まれ。上智大学経済学部卒。イリノイ大学アーバナシャンペーン校 PhD（経済学）取得。現在、早稲田大学環境経済経営研究所研究員。

とオハイオ州立大学についても同様の分析を行ったところ、イリノイ大学よりも大きな大学寮プレミアムが観測された。

さて、入学後、学生寮を拠点に1年ほど過ごすうちに、大学付近の住宅事情に徐々に詳しくなり、不確実性要素が減って学生寮プレミアムが小さくなると、割安な民間住宅に引っ越しインセンティブが高まる。著者はその典型例であったが、著者の知り合いの大学院生、とくに留学生のあいだでは、1年目を学生寮で過ごしたあと2年目に民間の賃貸住宅に移る者が少なくなかった。多くの留学生が1年目に学生寮を選択するのは、彼らにとって大学都市の住宅市場に内在する不確実性要素が大きく、かつ、学生寮以外で適当な住宅を探すサーチコストが高いからである。

民間の賃貸住宅を選択する際、現地に住んでいる者にとっても普段なかなか容易に入手できないのが大家の情報である。イリノイ大学では、テナントユニオン（Tenant Union）という学内組織を通じて、不動産賃貸業者（大家）に関して取り寄せられたテナント（借主）のクレーム情報を公開している。その情報をもとに、クレーム数が家賃に及ぼす影響を推計した結果、クレーム数が2倍になると大家の賃貸住宅の家賃は約3%低下することがわかった。日本のように大家の情報が得られにくい住宅市場では、それが不確実性要素の一部として住宅市場全体の効率性を妨げる要因となっている可能性がある。

以下では、データと実証分析をより詳しく紹

介し、推計結果の考察を行なう。

1 データ

UIUC が本拠地とするシャンペーン=アーバナ都市圏において大学の中心から半径10km以内に立地する賃貸住宅を対象に分析を行なった。

1.1 大家情報

UIUC にはテナントユニオン⁴⁾という学内組織があり、大家借主間トラブルの防止と円滑な賃貸契約を促すことを目的として、大学周辺の物件紹介、不動産賃貸業者への苦情の情報記録、賃貸契約書のレビュー、大家借主間の紛争解決への支援⁵⁾などの業務を行なっている。

本稿では、テナントユニオンが2011年に発行した大学都市内の大家（不動産賃貸業者）リストを使用した。そのリストには学生や大学のスタッフから取り寄せられた大家に対する過去5年間（2006～2010年）の総クレーム数が各大家について記録されている。このリストはインターネット上では公開されていないが、大学関係者であればテナントユニオンまで足を運べば手に入れることができる。

ここでは、取り寄せられたあらゆる相談のうち、テナントユニオンが大家による法律・契約違反を認めた場合にのみ記録されている。例えば、退去時に返すべき敷金を返さなかったり、修理の依頼に対応しなかったりする場合は該当する。ルームメイトとの問題や、上の階の人がうるさいことや、建物が古く部屋の内装が美しくないなどのクレームは、大家の瑕疵ではないため大家リストの中のクレーム数には含まれない。そのため、大家リストのクレーム数は、大家の質に依存するものであり、住宅の物理的属性とは独立であると考えられる⁶⁾。本稿では30業者の大家を対象として分析を行なった。5年間のクレーム数は0と48の間で分布しており、平均値は6.53、中央値は1である。30業者中、クレーム数が5以上だったのは8業者、10以上

は6業者であった⁷⁾。

1.2 賃貸住宅

UIUC の学生寮および民間住宅に関するデータは、2011年にインターネットを通じて取得した。まず、UIUC の学生寮に関するデータは大学ホームページ⁸⁾から、各寮における2011年の家賃、間取り、建物のアメニティ、立地などの情報を得た。学部生寮の寮費については食事券を含めた1年分（9カ月分）の額が定められているため、そこから食事券代を引いて9（カ月）で除した額を月当たりの家賃とした⁹⁾。大学院生の寮費は食事券代が含まれていないプランがあるため、その額を用いて家賃を算出した。

一方、民間賃貸住宅のデータについては、テナントユニオンの大家リストから各大家のホームページを検索し、掲載されている物件の情報を使った。学生寮と民間賃貸住宅のデータをプールしたあと、家賃または床面積が第99百分位より大きいサンプルを除外した。最終的に分析で用いる物件サンプル数は777となった。

2 実証モデル

2.1 推計モデル

本稿では以下の空間的自己回帰モデルを用いて、クレーム数が家賃へ及ぼす影響と、学生寮と民間住宅の家賃の差を検証する。

$$\mathbf{R} = \lambda \mathbf{W} \mathbf{R} + \alpha_1 \mathbf{Claim} + \alpha_2 \mathbf{UHgrad} + \alpha_3 \mathbf{UHund} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (1)$$

ここで、 \mathbf{R} 、 \mathbf{Claim} 、 \mathbf{UHgrad} 、 \mathbf{UHund} 、 \mathbf{u} は、それぞれ床面積当たりの家賃、クレーム指標、院生寮ダミー、学部生寮ダミー、誤差項（777×1行列）、 \mathbf{X} はコントロール変数（777×26行列）、 \mathbf{W} は空間重み付行列（777×777行列）、そして、 λ 、 α_1 、 α_2 、 α_3 、 $\boldsymbol{\beta}$ は推計するパラメータである。まず、被説明変数の家賃ベクトル \mathbf{R} の要素 R_i は住宅 i の1平方フィート当たりの家賃の対数値とした。クレーム指標ベクトル \mathbf{Claim} の要素 Claim_i は住宅 i を管理する大家に

関するクレーム指標、そして、院生寮ダミー UH_{grad} の要素 UH_{grad}_i は、住宅 i が大学院生の寮であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数、そして、学部生寮ダミー UH_{und} の要素 UH_{und}_i は、住宅 i が学部生の寮であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数である。

誤差項ベクトル u の各要素 u_i は空間的に相関している可能性を踏まえ、 $u = \rho Wu + \varepsilon$ と定式化し、 ε は i.i.d. で正規分布すると仮定し、(1) 式を最尤法で推計する。 W は非対角要素 (i 行 j 列) $w_{ij} = 1/(d_{ij} + 1)$ をもった空間重み付行列であり、ここで、 d_{ij} は住宅 i と住宅 j の直線距離 (フィート) である¹⁰⁾。

2.2 クレーム指標 (Claim)

2006年から2010年にかけて取り寄せられた大家に対するクレームのうち、大学が大家による瑕疵を認めたクレーム数をもとに、以下の4つのクレーム指標を作成した。

- a) $\ln(\text{Claim})$: クレーム数に1を加えた数の対数値
- b) Claim_5 : クレーム数が5以上であれば1、5未満であれば0をとるダミー変数
- c) Claim_{10} : クレーム数が10以上であれば1、10未満であれば0をとるダミー変数
- d) Claim_perUnit : クレーム数を大家が管理する総住戸数で除した値 (1戸当たりの平均クレーム数)

以上のうち、(a)~(c)は、テナントユニオンが開示している大家リストから作成した情報である。テナントユニオンまで足を運ばなければリストは手に入らないため、ここに記録された情報を知らずに大家と賃貸契約を交わす学生がないとは言い切れない。もし、このリストの存在を多くの学生が知らないのであれば、記録されたクレーム数が家賃に及ぼす影響は限定的になると考えられる。

大家リストの表ページには、大文字で「記録されたクレーム数について、不動産賃貸業者

(大家)の規模は調整していません」といった内容の注意書きがされている。数多くの住戸を管理していれば、その分クレーム数も多くなるはずだという大規模大家からの批判があるのだろう。ただし、大家の規模に関する情報はリストに記載されていない。その点を踏まえて、著者はメールで大家に管理している総住戸数を聞き、それに基づいて指標 (d) Claim_perUnit (1戸当たりの平均クレーム数) を作成した。回答が得られない大家もいたため、 Claim_perUnit を用いて分析を行なったサンプル数は493 (全サンプル777中) となった。ただし、この指標に関して留意が必要なのが、一般の借主は大家の規模に関する詳細な情報が得られない点である。そのため、 Claim_perUnit と家賃との間に相関が認められた場合、それは大家リストの情報による影響ではない。両者の相関が認められた場合の要因として考えられるのは、既存住民が質の悪い大家を嫌って退去するケースである。その場合、 Claim_perUnit は家賃に対してマイナスの影響を及ぼすと予想される。

推計式(1)の **Claim** にこれら4つの指標をそれぞれ順に当てはめて回帰分析する。

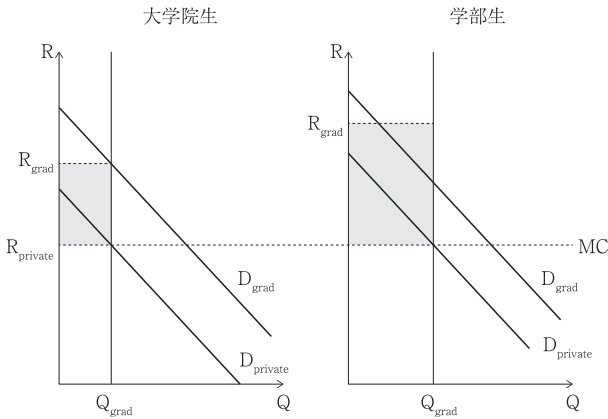
2.3 学生寮ダミー (UH_{grad}, UH_{und})

UH_{grad}_i と UH_{und}_i は、それぞれ院生寮、学部生寮を示すダミー変数であり、両者とも0の値をとるのが民間住宅である。被説明変数 R_i は対数値なので、係数 α_1 と α_2 は、それぞれ院生寮と学部生寮の家賃が、周辺の民間住宅の家賃と比較して何割程度高いかを示す。

図1は、大学院生と学部生からなる住宅市場のサブマーケットである。

まず大学院生から構成される市場を見てみよう。院生寮の需要曲線 (D_{grad}) は、大学寮プレミアムのために民間賃貸住宅の需要曲線 ($D_{private}$) よりも高い位置にある。大学は毎年、できるだけ空きがでないように院生寮の供給量

図1 一住宅市場のサブマーケット



Q_{grad} と D_{grad} が交わる点で院生寮の家賃を調整する。均衡では Q_{grad} と $D_{private}$ の交点が民間住宅の家賃である¹¹⁾。院生寮ダミーの係数は、 $\alpha_1 = \ln\left(\frac{R_{grad}}{R_{private}}\right)$ と表せる。単純化のために、住宅の限界管理費用が大学や民間大家を問わず規模に対して一定で $R_{private}$ だとすると、図中の網掛け長方形の面積が、院生寮の運営で大学が得ている（大学寮プレミアムによって生じる）超過利益である。

一方、学部生から構成される住宅市場についても、同様にグラフで示すことができるが、院生寮と異なるのは、学部生寮の寮費は市場とは独立に大学が設定している点である。図中では、学部生寮の寮費が市場価値より高い水準になっているが、大学のポリシーや財政状況等に応じて、より高い水準や低い水準に設定されているかもしれない。学部生寮ダミーの係数は、 $\alpha_2 = \ln\left(\frac{R_{und}}{R_{private}}\right)$ である。

2.4 コントロール変数 (X)

コントロール変数として用いた連続変数は、床面積、学校までの距離、寝室の数である。ダミー変数は、プール、テニスコート、ジム、バルコニー、セントラル ACの有無と、ペットが飼えるか否か、家具付きか否か、家賃に光熱費・無料インターネットが含まれているか否か、修繕済みか否か、そして、地区ダミーとして郵

便番号 (zip code) ダミーを含めた。ただし、学校までの距離は、UIUCの敷地の中央にあるQuadと呼ばれる平場から各住宅までの直線距離を変数として用いた。郵便番号を除いた変数の基本統計量は表1に示してある。

3 推計結果

推計結果を表2に示した。ここではコントロール変数の係数、および λ と ρ の推計結果¹²⁾は省略し、クレーム指数と学生寮ダミーの係数の推計値について説明する。

列(3a)～(3d)は、クレーム指標として前述の4つの指標(a)ln(Claim)、(b)Claim5、(c)Claim10、(d)Claim_perUnitをそれぞれ用いた推計結果である。

3.1 クレーム指標 (Claim)

ln(Claim)の係数は-0.028(クレーム数が2倍ある大家の借家の家賃は約3%低い)、Claim5の係数は-0.083(クレーム数が5以上ある大家の借家は、クレーム数が4以下の大家の借家よりも家賃が約8%低い)、Claim10の係数は-0.125(クレーム数が10以上ある大家の借家は、クレーム数が9以下の大家の借家よりも家賃が約12%低い)であった。これら3つの係数はいずれも統計的に有意であり、大家リストに掲載されたクレーム数が多くなるほど家賃が低いことが示された。ただし、クレーム数の影響にしては係数の絶対値が非常に大きいように思われる。その理由として、推計値が、大家リストの情報による効果だけではなく、大家の質と住宅の質が相関していることに影響を受けている可能性が考えられる。つまり、質の悪い大家は、借主への対応が悪いだけでなく、借家の管理も悪いため住宅価値の減価が早いかもしれない。一方、(d)Claim_perUnitの係数は統計的に有意ではなかった(1世帯当たりの平均クレーム数と家賃との間には有意な関係

表1—基本統計量

変数	最小値	最大値	平均値
家賃(1カ月当たり)	280	2199	809.822
クレーム指標			
Claim	0	48	16.467
Claim5	0	1	0.390
Claim10	0	1	0.358
Claim_perUnit	0	0.071	0.004
学生寮ダミー			
UHund(学部生寮ダミー)	0	1	0.046
UHgrad(院生寮ダミー)	0	1	0.023
コントロール変数			
床面積(feet ²)	103	1929	760.223
大学中心からの距離(mile)	0.138	4.747	1.177
寝室数	0	5	2.051
戸建ダミー	0	1	0.028
インターネットダミー	0	1	0.302
プールダミー	0	1	0.149
テニスダミー	0	1	0.023
ジムダミー	0	1	0.103
ペットダミー	0	1	0.125
セントラルACダミー	0	1	0.372
修繕ダミー	0	1	0.023
バルコニーダミー	0	1	0.340
家具付きダミー	0	1	0.393
水道料金込みダミー	0	1	0.015
ガス料金込みダミー	0	1	0.097

表2—推計結果

被説明変数: ln(家賃/床面積)				
	(3a)	(3b)	(3c)	(3d)
	lnClaim	Claim5	Claim10	Claim_perUnit
Claim	-0.028*** (0.008)	-0.083*** (0.025)	-0.125*** (0.026)	2.272 (1.458)
UHgrad	0.264*** (0.068)	0.275*** (0.068)	0.276*** (0.067)	0.246*** (0.079)
UHund	0.927*** (0.071)	0.95*** (0.072)	0.947*** (0.070)	0.972*** (0.072)
obs.	777	777	777	493

注) ***<0.01、カッコ内は標準偏差

がない)。

このことから、大家リストの情報は、それなりに多くの大学関係者から参照されており、かつ、リスクのある大家とはそれ相当に家賃が低くないと契約が交わされないことがわかる。また、一般的に認知され得ない指標 Claim_perUnit(1世帯当たりのクレーム数)は、家賃への影響が認められなかった。

3.2 学生寮ダミー (UHgrad、UHund)

UHgrad の係数は0.246~0.276であった。院生寮の家賃は、民間住宅の家賃よりも約30% (≒e^{0.25}) 高いことになる¹³⁾。これは大学寮プレミアムであり、学生寮に住む大学院生の学生寮に対する最大支払意思額が、民間住宅に対するそれより少なくとも30%高いことを示している。学生寮が大学院生にとっての無リスク住宅財であると捉えるならば、推計された大学寮プレミアムはジャンペーン=アーバンの民間住宅市場に内在する不確実性要素の費用を反映している。もし不確実性要素が何もなければ、すべての情報が家賃に織り込まれるため、あらゆる要素をコントロールして推計された民間住宅と院生寮の家賃ギャップは消滅するはずである。学生寮と同質の住宅サービスを提供できる大家は、情報インフラなどを通じて学生から大学と同様の信頼を得ることができれば、潜在的には現在得ている家賃収入に対してさらに30%の追加利益を生み出すことが可能であることを示唆する。

一方で、UHund の係数は0.927~0.972であった。前述したように、学部生寮の家賃は大学が設定しており、学部生(もしくはその家族)の支払意思額を反映したものではない。UIUCの学部では2学年目から自由に住居を選ぶことができ、毎年平均して約65~70%の1年生が2年目になって学生寮から退去している¹⁴⁾。1年生の多くが2年目には自主的に退去し、その埋め合わせとして次期の新入生を強制的に入居させることで寮を満室にしているという事実は、明らかに設定家賃が市場価格よりも高いことを意味している。

家賃の推計値と学生寮の延べ床面積から、大学の年間超過利益を求めることができる。単純化のため、大学寮の限界管理費用を民間住宅の家賃水準と同程度だと仮定すると、院生寮の運営に伴う年間超過利益は約250万ドル、学部生寮の運営による年間超過利益は約1590万ドル

と推計された。

3.3 パデュー大学、オハイオ州立大学

UIUC から比較的近くにあるインディアナ州のパデュー大学（以下、Purdue）とオハイオ州のオハイオ州立大学（以下、OSU）についても、民間住宅と院生寮の家賃の比較を行なった。Purdue の本拠地であるラファエット（Lafayette, IN）の民間賃貸住宅のデータは不動産仲介業者 Boiler Apartments のホームページ¹⁵⁾から、また OSU の本拠地であるコロンバス（Columbus, OH）の民間賃貸住宅のデータは不動産仲介業者 Apartment Finder のホームページ¹⁶⁾から収集した。学校から住宅までの距離に関する変数は、ラファエットでは Purdue Mall からの直線距離、そしてコロンバスでは The Oval からの直線距離を用いた。

推計式(1)と同じ推計モデルおよびコントロール変数 X を用いて推計した。ただし、Purdue と OSU の分析では大家リストのような資料は入手できなかったため、**Claim** は説明変数に含まれていない。推計の結果、Purdue と OSU の UHgrad の係数は、それぞれ0.593、0.820 と推計され、UIUC の推計値よりもきわめて高かった¹⁷⁾。ただし、学生寮の供給量を抑えることで院生寮の均衡家賃は高くなるため、推計された院生寮と民間住宅の家賃差をもとに各々の大学都市における住宅市場の不確実性費用の度合いを比較することはできない。より多数の大学都市データを整理することで、大学寮プレミアムとその背後にある不確実性費用の要因に関する興味深い分析ができるかもしれない。

まとめ

イリノイ大学アーバナシャンペーン校が本拠地をおく大学都市（シャンペーン=アーバナ都市圏）の賃貸住宅市場を分析し、主に2つの重要な結果を得た。第1に、院生寮に住む大学院生の院生寮に対する最大支払意思額は、民間住

宅に対するそれより少なくとも30%高いことがわかった。この推計された大学寮プレミアムは、院生寮に住む大学院生が、民間住宅市場に内在する不確実性を回避するために追加的に支払っている費用である。パデュー大学（インディアナ州）とオハイオ州立大学について同様の分析を行なったところ、イリノイ大学よりも大きな大学寮プレミアムが観測された。

東京などの大都市では住民や地域特性がさらに多様であることから、住宅市場に内在する不確実性は一層大きい可能性がある。国土交通省「平成27年度土地問題に関する国民の意識調査」によれば、不動産取引が難しくてわかりにくい、もしくは不安と感じている消費者は約60%に及ぶ。不動産取引が難しい、もしくは不安である理由として「不動産の価格の妥当性を判断しづらい（44.2%）」「不動産取引の流れが分かりづらい（40.1%）」「不動産の品質の良否を見極めづらい（34.1%）」と続く。不動産取引時に価格情報に関してもっとも参考としているのは「知人・友達の話」によるものであり、不動産会社や公的に開示されている価格情報を参考するよりも多い。知人や友達の情報に頼っているという現状は、不動産取引のための信頼し参照できる公的な情報源が十分に整備されておらず、不動産取引における不確実性が無視できない程度であることを示唆している。不動産取引に係る一層の情報整備を通じて、日本における住宅市場の効率化を推し進める余地が十分にあると考えられる。

第2に、イリノイ大学の学内機関テナントユニオンが集計した大家に関するクレーム情報を用いて推計したところ、クレーム数が2倍になると大家の賃貸住宅の家賃は約3%低下することがわかった。日本のように大家の情報が開示されていない住宅市場では、それが不確実性要素の一部として住宅市場全体の効率性を妨げる要因となっている。わが国でも大家に関する情報を整備することで、情報の非対称性を多少

緩和し、住宅市場全体の不確実性コストを小さくできる可能性があることを示唆している。

注

- 1) UIUC が拠点とするシャンペーン=アーバナ都市圏の人口は20数万人、UIUC の学生および大学教員・スタッフの人口は約5万人強である。UIUC では学生数が約4万4000人おり、大学を中心にシャンペーン=アーバナ都市圏（大都市統計地域：MSA）を構成している。ただし、定義上、シャンペーン=アーバナ都市圏は3つの群（county）を含めた広大な地域であり、UIUC の周辺に限っていえば住民の大多数は大学関係者と考えられる。
- 2) UIUC 周辺に実家がある場合は、実家からの通学が許される。実家から通学している学生の割合について、UIUC には正式な統計はないが、著者がTAを担当したクラスで実施したサーベイによると約1%強であった。学生の入学に伴い家族全員で大学都市に転入するケースも考えられるため、入学前からシャンペーン=アーバナに住んでいた学生の割合は非常に小さいと考えられる。
- 3) 株価のマーケット・リスクプレミアムは高くても10%程度である。
- 4) <https://tenantunion.illinois.edu/>
- 5) ただし、法的な手助けは行なわない。法的な措置が必要な場合は、Legal Office という別の大学組織に所属する弁護士が担当する。テナントユニオンやLegal Office の弁護士費用は、学費とともに収める諸費用に含まれる。
- 6) ただし、借主の属性に依存する可能性は考えられなくもない。例えば、ある大家が管理する借家には控えめな借主が多いとすれば、大家の瑕疵として認められる事態であったとしてもテナントユニオンに相談が持ち込まれることが少ないため、クレーム数が過小に記録される。また、交渉力の高い借主が多いアパートで、テナントユニオンを介さず大家に直談判する傾向があるとすれば、この場合もクレームが過小報告される。
- 7) 学生寮を提供している大学に対するクレームは記録されていない。大学に対するクレーム数は0と仮定する。
- 8) <http://www.housing.illinois.edu/>
- 9) 学部生寮の大多数は2人用であるが、その場合は学生一人が支払う家賃を2倍したものを部屋の総家賃とした。そうした学部生寮の大半は、トイレやシャワー室が各部屋に付いておらず各フロア・セクションで共有使用されているため、各部屋の占有面積を算出する際は、部屋面積に加えてフロア・セクションのトイレ、シャワー室、そして廊下の面積を部屋数で除したものを足して求めた。
- 10) 同じ建物内に複数の物件サンプルがある場合があり、それらの物件間の距離はゼロとなるため、距離に1を加えたものを非対角要素の分母とした。

- 11) 大学寮プレミアムがなければ、院生寮の需要曲線は D_{private} と一致し、民間住宅の家賃と同じになる。
- 12) λ は統計的に有意でなく、 ρ はマイナスで有意であった。
- 13) 大学に対するクレーム数は0だと仮定しているの
で、学生寮ダミーの係数は、クレーム数が0の民間大家の借家との比較をしていることになる。もし記録されるべき大学に対するクレームが存在するならば、クレームの影響をコントロールしたあとの学生寮と民間住宅の家賃の差はさらに大きくなるため、ここで得られた家賃差の推計値は下限値と捉えられる。
- 14) UIUC, University Housing (<http://www.housing.illinois.edu/>) への聞き取りによる。
- 15) <http://www.boilerapartments.com/>
- 16) <http://www.apartmentfinder.com/>
- 17) UIUC, Purdue, OSU が合同で行なった学会で筆者が本研究の結果を発表した際、Purdue およびOSU の聴衆からは、推計された各大学都市の学生寮プレミアムはそれなりに妥当だという評価をいただいた。彼らによれば、両大学においてもUIUCと同様、1年目を大学寮で過ごし、2年目から民間借家に移る大学院留学生は多いようであった。

参考文献

- Sadayuki, T. (2015) "Uncertainty in a College-town Housing Market: The Case of the University of Illinois at Urbana-Champaign." *The Journal of College and University Student Housing*, Vol.41 (2), pp.78-97.

不動産仲介業者は誰のために

Kadiyali, V., J. Prince, and D. H. Simon (2014) "Is Dual Agency in Real Estate a Cause for Concern?" *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.48, pp.164-195

はじめに

国土交通省によると、他の先進国の住宅流通市場の約70～90%が中古住宅であるに対し、日本においては15%に満たない。これまで中古住宅の流通を活性化させるため方策が検討されてきたが、あまり成果が出ていないのが現状である。

中古住宅流通の妨げの一つとして問題になっているのが「両手取引」である。両手取引とは、自分（自社）の顧客である売り手の物件を、自分（自社）の顧客の買い手に仲介することである。日本では、両手取引自体は禁止されているわけではなく、両手取引であることが開示されないことから、仲介業者（以下、エージェントと記す）が買い手の立場に立つ場合もある。一方で、米国では、多くの州で両手取引（dual agency）が規制されており、買い手と売り手の双方に両手取引であることを明かすことが義務付けられている州もある。

本稿で紹介する Kadiyali et al. (2014) は、米国の住宅市場において、両手取引の法的地位が取引結果に与える影響を検証した論文である。

一般的に、売り手や買い手とエージェントとではインセンティブにずれが生じている（プリンシパル-エージェント問題）。例えば、売り手は住宅を高値で売却することを望んでいるが、エージェントは売却価格の数パーセントである手数料を最大にすることを必ずしも望んでいない。エージェントは、手数料の増分がわずかであれば、売却期間を短くするために、売り手よりも値下げを受け入れるだろう (Levitt and Syverson 2008)。

さらに、両手取引の場合は、売り手に対して、最も高い支払い意思額を持つ買い手よりも自社が抱える買い手を案内するインセンティブがある。また、エージェントは、買い手や売り手の重要情報（例え

ば、支払意思額や留保価格）を利用した取引をするかもしれない。交渉時には、売り手に買い手のオファーを受けるような圧力をかける可能性もある。

しかし、両手取引はデメリットだけではなく、情報や取引の面で効率的な場合がある。両手取引では、買い手と売り手双方の情報を持っているため、素早く売却に結び付けることができる。ただし、これは自社内で売り手の物件と選好がマッチする買い手を見つけられることが条件になる。

Kadiyali et al. (2014) は、両手取引の法的地位の影響をみるために、住宅取引データを使って、両手取引と片手取引の取引結果を比較している。以下では、Kadiyali et al. (2014) の概要を紹介する。

データについて

分析に利用しているデータは、ニューヨーク州ロングアイランドの2004年～2007年におけるMLS (Multiple Listing System) の1万888件の住宅取引データである。データには、住宅特性に関する情報のほかに、エージェントの名前や所属する不動産業者名、物件が市場に出ていた日数、登録価格、売却価格が記載されている。

MLSでは、不動産業者が情報を入手してから24～48時間以内に登録しなければならず、成約したら募集を止めなければならない。そのため、より正確に売却期間を捉えることができる。しかし、データは、不動産業者が自ら入力するため、情報の正確性に課題が残る。実際に、明らかな入力ミスと思われるもの（売却価格が5万ドル以下など）は分析対象から除外している。

両手取引を示す変数としては、すべての両手取引 (All Dual Agent) を表すダミー変数のほか、以下のように分類した両手取引ダミー変数も用いている。
①同じエージェントによる両手取引 (Dual Agent)

表1—記述統計（一部）

変数	平均
売却価格(\$)	568,825
登録価格(\$)	596,981
売却期間(日)	83.11
同一エージェント(%)	0.26
同一支店異なるエージェント(%)	0.19
同一企業異なる支店(%)	0.03
標本サイズ	10,888

表2—両手取引と片手取引の平均比較

変数	両手取引	片手取引
売却価格(\$)	570,957	566,841
登録価格(\$)	603,003	591,381
売却期間(日)	82.0	84.2
標本サイズ	5,247	5,641

表3—ロングアイランドの不動産市場

変数	平均	最小値	最大値
不動産会社数	948		
売り手エージェント数	4,375		
1社当たりのエージェント数	41.54	1	210
1社当たりの支店数	5.51	1	31
買い手エージェント数	5,407		

②同じ支店で異なるエージェントによる両手取引 (Within Branch)

③同じ企業で異なる支店で異なるエージェントによる両手取引 (Within Agency)

表1は、主要な変数の記述統計を表している。取引全体の48%が両手取引である。両手取引のタイプ別にみると、同一エージェントによる取引 (Dual Agent) が26%、同一支店で異なるエージェントによる取引 (Within Branch) は19%、同一企業で異なる支店で異なるエージェントによる取引 (Within Agency) は3%となっている。表2では、両手取引と片手取引 (cross agency) とで主要な変数の平均値を比較した。登録価格や売却価格は両手取引のタイプで大きな差はなく、成約日数はわずかに両手取引のほうが短い。表3は、ロングアイランドの不動産市場の情報を示す。売り手側の不動産業者は948社あり、市場はきわめて競争的である。不動産会社は200人を超える規模のものから、1人のエージェントからなる会社までである。不動産会社のうち51社のみが複数の支店を持っているが、取引数

表4—両手取引と不動産会社の規模

変数	限界効果 (標準誤差)
Ln(エージェント数)	0.015** (0.003)
標本サイズ	10,888

注) 被説明変数は、両手取引ダミーである。**は1%水準で有意であることを示す。

は全体の43%を占める。

両手取引の売却価格や売却期間に対する影響を検証する前に、まず、不動産会社の規模が両手取引の発生にどう影響するかを確認する。より大きな不動産会社は、より大きなネットワークを持つため、同一企業内での取引が多いだろう。プロビット分析の結果が表4である。結果から、より大きな企業規模であれば、同一企業内で買い手を見つける可能性が高いことがわかる。

実証分析

最初に、両手取引と売却価格の関係を実証分析するモデルは(1)式で示されている。ここで、 i 、 t はそれぞれ住宅 (house)、年 (year) を表す。 X_1 は住宅特性、 X_2 は不動産会社特性やエージェント特性、地域の固定効果を示す。DAは、住宅が両手取引によって売却されたら1を取るダミー変数である。 u は誤差項を表す。

$$\ln(\text{SalePrice}_{it}) = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \delta DA_{it} + u_{it} \quad (1)$$

不動産会社の特性は、会社の体系的な違いをコントロールするために含めている。例えば、多くのエージェントは手数料の半分をデスク使用料として会社へ支払うが、大手不動産会社 ReMax では、エージェントは手数料の100%を得て、オフィス使用料として固定料金を会社に支払う体系を取っている (Munneke and Yavas 2001)。また、エージェントによっても、評判や交渉能力、専門知識、値引き要因などで違いがあるかもしれない (Palmon and Soprzanetti 2008)。例えば、評判の良いエージェントは、他のエージェントよりも多くの買い手リストを持っていて、両手取引に持ち込みやすい。

表5に推定結果を示す。両手取引のダミー変数の取り方を変えて、それぞれ2通りの推定方法を採用

表5—推定結果

	被説明変数							
	ln(売却価格)		ln(登録価格)		ln(売却価格)		ln(売却期間)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
同一エージェント (Dual Agent)	0.0016 (0.0044)		0.0104* (0.0044)		-0.0081** (0.0014)		-0.0716** (0.0270)	
同一支店異なるエージェント (Within Branch)	0.0001 (0.0051)		0.0056 (0.0051)		-0.0052** (0.0014)		-0.0826** (0.0286)	
同一企業異なる支店 (Within Agency)	0.0325* (0.0152)		0.0314* (0.0153)		0.0028 (0.0032)		-0.0891 (0.0614)	
すべての両手取引 (All Dual Agent)		0.0027 (0.0037)		0.0095** (0.0037)		-0.0063** (0.0011)		-0.0772** (0.0216)
ln(登録価格)					0.9448** (0.0052)	0.9450** (0.0052)		
Within R-square	0.72	0.72	0.73	0.73	0.98	0.98	0.17	0.17
標本サイズ	10,888	10,888	10,888	10,888	10,888	10,888	10,888	10,888

注) 括弧内は標準誤差である。すべてのモデルは住宅特性、不動産会社特性、エージェント特性、地域の固定効果を含んでいる。
**、*、+はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

している。一方は、両手取引を3つのカテゴリー(同一エージェント、同一支店異なるエージェント、同一企業異なる支店)に分けて推定し、もう一方は、すべての両手取引を含めるダミー変数で推定している。

表5の(1)、(2)は、売却価格(対数値)を被説明変数にして推定した結果である。推定結果(1)から、同一エージェントと同一支店異なるエージェントの場合は、売却価格に影響がみられない。同一企業異なる支店の場合は正の値で有意であり、売却価格がおよそ3%高いことを示す。しかし、推定結果(2)は、全体的に、両手取引が売却価格に影響を与えないという結果を示している。

次に、両手取引の影響におけるエージェントの行動を識別した推定を試みている。エージェントが両手取引の可能性を増やすような行動とは、例えば、自社が抱える買い手の支払意思額という私的情報を利用して、それに応じた登録価格の設定を売り手に促すことが考えられる。もし、この戦略的な価格設定が起きているなら、交渉の開始時点でより高い登録価格を設定し、より高い売却価格をもたらしているかもしれない。

次の(2)式で、登録価格と価格戦略の関係を考える。

$$\ln(\text{ListPrice}_{it}) = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \delta DA_{it} + u_{it} \quad (2)$$

(2)式で、両手取引かどうか(DA)が直接的に登録価格に影響を与えるとは考えにくい。すなわち、両手取引のステータスが価格設定の後に決まるのであれば、影響はないだろう。したがって、下記の(3)式が真の方程式であると考えられる。

$$\ln(\text{ListPrice}_{it}) = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \delta SP_{it} + u_{it} \quad (3)$$

SPは、戦略的な価格設定の存在を示すダミー変数である。しかし、データからSPに関する十分な情報を得られないため、(DA)を代理変数とする(2)式を推定する。表5の推定結果(3)、(4)から、両手取引と登録価格に正の関係があることがわかる。これは、戦略的な価格設定が生じており、両手取引をもたらすことを示唆している。

上記のように、登録価格の決定には戦略的な価格設定が行なわれていることが認められたが、交渉の出発点である登録価格は最終的な売却価格へ影響を及ぼすと考えられる。登録価格をコントロールすることで、売却価格に影響を与える観測されない要因をとらえ、両手取引の影響とエージェント行動の影響を識別できるだろう。

次の(4)式で、登録価格を考慮した推定式を示す。

$$\ln(\text{SalePrice}_{it}) = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 \text{ListPrice}_{it} + \delta DA_{it} + u_{it} \quad (4)$$

表5の推定結果(5)、(6)から、登録価格を考慮に入れると、両手取引(特に、同一エージェントと同一支店の異なるエージェントによる取引)は、売却価格を下げていることがわかる。この結果は、両手取引を成立させるために買い手の立場に立つエージェントの行動と矛盾しない。すなわち、買い手の立場に立つエージェントは、より低い売却価格から手数料を得ていることが示唆される。同一エージェントによる取引が、他の両手取引よりも係数が低いことは、エージェントが売り手と買い手双方から手数料を得るために価格を下げようとするインセンティブと一致する。

次に、売却期間に対する両手取引の影響を推定する。下記に、推定式を示す。

$$\ln(\text{TimeToSale}_{it}) = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \delta DA_{it} + u_{it} \quad (5)$$

表5の推定結果(7)、(8)から、両手取引の場合は、片手取引と比べて、7~8%程度(およそ6日)早く成約していることがわかる。ただし、この結果は、両手取引による売却かどうかにかかわらず、両手取引をもたらすようなエージェントの行動が売却期間に影響を与えている可能性がある。このとき、この結果は、両手取引を禁止する影響であると解釈することは難しい。もし、両手取引が禁止されるなら、両手取引に持ち込もうとするエージェントの行動がなくなり、両手取引だけではなく片手取引の住宅販売にも影響するだろう。もし、実際に、両手取引が売却を早めるのなら、より詳細な実証分析をすべきだが、データの制約によって難しい。アプローチの1つとして、成約の確率に対する両手取引の影響を推定することが考えられるが、交渉が成立したか否かを示す情報が現状のデータにはない。したがって、両手取引が取引のスピードを早めることに関して、根本的なメカニズムの解明は今後の課題となる。

おわりに

本稿で紹介した Kadiyali et al. (2014) は、住宅市場における両手取引の法的地位が、取引価格や取引の速さに与える影響を説明したものである。彼らの貢献は、両手取引の影響の識別を試み、3タイプの両手取引に分けて考え、それぞれ異なる誘引構造

と取引結果を明示的に示したところにある。

これまで見てきたように、米国の不動産取引においても両手取引が認められている州があり、両手取引による売買は最終的な売却価格にはほとんど影響を与えないことが明らかになった。この影響がゼロであるということは、おそらく、(価格を引き上げるような)戦略的な価格設定と(値下げを促すような)売り手の機密情報を買手に明かす行為が組み合わさった結果であると解釈される。全体的な結果として、両手取引を認めることは、売却価格や売却期間に対して良い意味を持っていることが示唆された。そのため、両手取引の全面禁止は、少々過剰な対応であり、売り手と買い手の双方の選択肢を減少させるかもしれない。

また、両手取引のタイプによって影響の違いを見いだせたことは重要な結果の一つだろう。例えば、コロラド州とメリーランド州は、同一エージェントによる両手取引は禁止だが、同一企業による両手取引(within-agency)は認められている。このような両手取引のタイプを区別した研究は今後も必要になるかもしれない。

米国の住宅市場は、情報面において日本よりも充実している。MLSには物件履歴情報が一元的に管理されており、不動産業者による物件登録は義務となっている。日本は米国と比べて情報整備が遅れているが、こうした状況において、日本でも両手取引の影響を検証すべきである。

参考文献

- Levitt, S., and C. Syverson (2008) "Market Distortion When Agents Are Better Informed: The Value of Information in Real Estate Transactions," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.90(4), pp.599-611.
- Munneke, H., and A. Yavas (2001) "Incentives and Performance in Real Estate Brokerage," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.22, pp.5-21.
- Palmon, O., and B. Soprzanetti (2008) "Brokers, Information, and Transaction Outcomes: Evidence from the Real Estate Market," Working paper, Rutgers University.

遠藤圭介

日本大学大学院経済学研究科修士課程

●新商品のご案内

『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』

発売予定：平成29年4月
定価：9800円+税

このたび当センターは、社会経済や住宅市場動向を含めたデータを収集、整理し、研究者や行政担当者のために、日本の住宅政策の変遷を理解するために広く役立てられる資料『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』を発売することとなりました。この資料集は、USBメモリに格納されており、パソコン上で操作することが可能な形となっております。住宅関連年表、年表関連資料、統計データ案内などが掲載されており、調査研究時に必要な情報が網羅されております。

わが国の住宅市場は、戦後から

現在までさまざまな課題を抱えてきましたが、多様な住宅政策を実施してこれらに対処してきました。日本の住宅政策の基本的な枠組みは、8期におよぶ「住宅建設五カ年計画」とそれに続く「住生活基本計画」によって設定され、「住宅不足の解消」、「居住水準の向上」、「住宅の長寿命化」など、時代に応じた目標がそのつど設定されています。

他方で、住宅投資の持つ高い経済波及効果が内需拡大に寄与するという観点から、高度経済成長期以降は経済対策・景気対策としての側面も重視されてきました。オイルショック後の景気対策、日米貿易摩擦後の内需拡大、バブル崩壊後の景気対策など、住宅政策を通じた経済対策は当然住宅金融や住宅税制にも反映されており、住宅市場はそうした経済対策の影響をうけつつ現在に至っています。

このように、住宅市場の課題とその対応策は、住宅問題だけを対象として展開されてきたわけではなく、それらを取りまくさまざまな社会経済状況の影響をうけつつ変化し続けてきました。そのため、住宅市場に関する調査研究を行なう際には、それらの関係を踏まえる複眼的な視点が必要であり、これによって、より充実した研究成果が得られるものと考えられます。

今回発売する『クロニクル&データ2017』は、住宅関連の出来事だけではなく、住宅問題を取りまく様々な社会経済状況についても併せて整理を行なっています。また、年表の使いやすさを考慮して、掲載内容をメインカテゴリ>サブカテゴリ>テーマへと分類し、必要な情報だけを年表として抽出することが出来る仕組みとなっています。

ご興味のある方は是非ともお買い上げください。

編集後記

「メルカリ」というサイトをご存じだろうか。インターネット上で、フリーマーケットを行なうことができるサイトのことである。簡単に言うと、家にある不要品をネット上で売買できるサイト、である。これまでも、買手が価格を決めて売買を行なうオークション型のサイトは存在したが、売手が価格を設定できる点でメルカリは大きく異なっている。気になってサイトを見てみたのだが、確かに使いやすそうだ。自宅を見渡してみると、使わないけれど捨てられないものは結構ある。子供が赤ん坊だったころに使っていた乳幼

児関連の商品は典型である。チャイルドシート、ベビーベッド、ベビーカーなど。購入するときはそれなりの値段だったので、ますます捨てられない。

早速、売却しようと思い登録をしたのだが、子供から「自転車が欲しい」とリクエストされていたの思い出した。期待せずに眺めていたら、近所でちょうどいいサイズの子供用自転車が売りに出ている。多少傷んではいるが激安である。荷物を整理する前に、また荷物が増えてしまった……。(K・H)

編集委員

委員長——瀬下博之
委員——浅見泰司
浅田義久
宅間文夫

季刊 住宅土地経済

2017年春季号(第104号)

2017年4月1日 発行

定価 [本体価格715円+税] 送料別

年間購読料 [本体価格2860円+税] 送料込

編集・発行——公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

電話：03-3264-5901

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

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。