［巻頭言］

コロナ後の不動産需要

原田 泰
前日本銀行政策委員会審議委員・名古屋商科大学ビジネススクール教授

コロナ後の不動産需要は減少を免れない。リモートワークが盛んになり、なぜ都心に集まらなくてはならないのかと企業も従業員も考え出した。リモートワークを経験した若い社員は、満員電車に乗るより、自宅で仕事をしたいと思うようになる。社長も、オフィス賃料を節約したいと考える。もちろん、会社に行かなければいけない人がいる。工場や病院にも行かなければいけない。しかし、それでも通勤する人は減るだろう。

オフィスに通う人が減れば、それを目当てにした店舗や飲食店の需要も減少する。商業ビルの需要も減少する。さらには、人と人とが出会う機会も減少する。結婚も減少するのではないだろうか。子どもはますます減少する。そうなれば、住宅需要も減少する。

外出自粛で、飲食店や店舗が苦境に立っているが、貸している不動産会社も無傷ではいられない。家賃を払えないお店が立ち退いても、代わりに入ってくれるお店もオフィスもないかもしれない。これまでの社会は、人と人とが会うことを前提に造られていた。密談、根回し、耳打ちが重要だった。それに代わるのはパワーポイント、説明メモ、発言概要になるかもしれない。

ステイホームしながら、家が大事だということもわかってきた。より快適で広い住宅に対する需要は拡大する。人はどこかに居るわけだから、オフィスでの場所を家で求めるかもしれない。また、家に閉じこもることで、人が人と会うのは喜びであることもよりわかってきた。人々は、外出して親しい人々との再会を喜んでいる。

しかし、それでも外出は減少する。人々が出かける機会が減れば、思いもよらない出会いが生む起業のアイデアや科学的発見や恋愛の機会も減少してしまうのではないだろうか。そう考えると、都心のビルが果たしている機能は、極めて多様なものだと思う。その機能が低下してしまうなら、それに代替するものが必要になる。

目次●2020年夏季号 No.117

［巻頭言］コロナ後の不動産需要　**原田 泰** ――1
［特別論文］高齢化社会と住宅市場　**瀬古美喜** ――2
［論文］人口減少下の大都市郊外における農業継続と住居コスト　**八木洋憲** ――10
［論文］マンション共用施設が住戸の中古取引価格に与える影響　**田島夏与** ――20
［論文］事故物件の外部性分析　**定行泰甫** ――28
［海外論文紹介］路面電車は廃止されてもなお都市構造へ持続的に影響するか？
高野佳佑 ――36
エディトリアルノート ――8
センターだより ――40　　編集後記 ――40

特別論文

高齢化社会と住宅市場
退職貯蓄パズルをめぐって

瀬古美喜

はじめに

わが国においては、戦後のめざましい経済成長とそのもとでの住宅政策により住宅ストックは着実に増加してきた。日本の住宅建設の状況を見ると、量の時代を終えて質の時代を迎えたといわれて久しい。しかし、少子高齢化というわが国の近年の人口構造変化期に、住宅と家計のミスマッチ、すなわち居住ニーズのミスマッチが生じている。半数以上の高齢単身・夫婦の持ち家世帯が必要以上に大きな住宅に住み続ける一方で、４人以上家族の持ち家世帯で狭い住宅に居住している割合が３割近くある。さらに、「平成30年住宅・土地統計調査」によると、主世帯総数に占める持ち家の割合が61.2％であるのに対して、高齢者（65歳以上の世帯員）のいる世帯の持ち家率は82.1％と、20.9ポイント高くなっている。そのうえ、団塊の世代が定年を迎え、年金財政の逼迫も、深刻な状況にある。このように、近年の人口減少および高齢化の進展によって、住宅の質の向上や既存住宅ストックの有効活用が、きわめて重要な政策課題となっている。

このようなわが国の高齢化社会における住宅市場の現状を考える場合、高齢者の住宅資産をめぐる行動を分析することは、きわめて重要であると考えられる。そこで、本稿では、主に最近の退職貯蓄パズル（The Retirement-Savings Puzzle, 以下 RSP）の分析において、住宅と遺贈がその重要な要因であるという点に焦点を当てた海外の研究を概観・紹介し、あわせて、日本の関連する記述統計による事実を示し、それによって、わが国の今後の住宅政策、住宅研究への示唆を得ることを目的とする。

不確実性や遺産動機がない、標準的なライフサイクルモデルでは、家計は、勤労している時期に資産を蓄積し、退職後はその間の消費に充当するために、その資産を取り崩すということが予測されている。しかし実際には、高齢者は、標準的なライフサイクルモデルが予測するよりも遅いペースで、資産を取り崩しているという事実が、国際的にみてもかなり存在する。この現象を、通常は、退職貯蓄パズル（RSP）という。このような事象が観察される背後にある動機を分析することは、退職期の個人の経済的、金融的行動の重要な側面であると考えられるので、価値がある。特に、経済的な不確実性と人口の高齢化が進展している現代において、RSP の分析は、退職期に関して心構えができている個人が、今後ますます厳しさを増す年金財政に、どのように直面していかざるを得ないかを理解するために、非常に意味がある。

以下では、退職者のポートフォリオにおいて、住宅が資産として、きわめて重要な役割を果たしているという点に焦点を当てて海外の RSP の文献をサーベイした Suari-Andreu et. al.（2019）の論文や、その他の関連論文、それと関連したオランダや日本の現状に関する事実を紹介する。

1 退職貯蓄パズル

退職貯蓄パズル（RSP）に関する文献は、一般的に、家計が、基本的なライフサイクルモデルが示唆しているような方法で退職期に自分たちの資産を取り崩さないということを示し、さらに、この現象の背後にある理由を見極めようと試みている。RSP に関する文献の多くは、このパズルを解く鍵として与えられている説明に従って、３つの流れに分類できる。

第１は、RSP の説明として、寿命の不確実性の役割を分析する流れである。寿命の不確実性がないライフサイクルモデルでは、家計は、死期を完全に予見できる。したがって、家計は自分たちの資産を、完全に正確に徐々に取り崩し、死ぬ直前に資産を完全に取り崩す。もし家計が予想されるよりも早く死ぬと、彼らの資産は完全には取り崩されず、非自発的遺贈が残る。一方、自分たちの正味財産よりも長生きするリスクは、生涯の不確実性がない場合よりも、自分たちの資産の取り崩しを遅くするような誘因を家計に与えている。

第２は、RSP の説明として、自発的な遺贈の役割を追究する流れである。基本的なライフサイクルモデルでは、家計はゼロ資産で死ぬことを目指す。遺産動機（遺贈意思）の導入は、正の純資産を伴って死ぬことから効用を得ることを意味し、したがって、退職期の資産の軌跡を平坦にする。Kopczuk and Lupton（2007）は、３つの異なる遺産動機にしたがって、文献を分類している。家計は、単に自分たちの効用を高めるために遺産を残すという利己的動機、受贈者（相続人）の効用に対する遺贈の効果が移転される額を決定する場合に役割を果たすという利他的動機、利他的ということ以外に、受贈者によって与えられるサービスの量に戦略的に依存するように、遺贈を高齢者が利用するという戦略的動機である。さらに、意図的な遺贈に加えて、遺産動機と類似した形で、高齢者の貯蓄行動に影響を与えると予想される贈与移転に焦点を当てた分析もある。例えば、行武ほか（2015）は、生前贈与と住宅購入額の戦略的な相互作用について、理論的な分析と、日本のデータを用いた実証分析を行なっている。

第３は、RSP の役割として、不確実な自己負担の医療費支出（out of pocket medical expenditures. 以下、OPMEs）、すなわち「無保険の医療費」の役割を考える最近の研究の流れである。基本的なライフサイクルモデルは、貯蓄や消費の決定因として健康を含んでいない。健康状態の導入は、OPMEs に関する不確実性の役割を考慮することを認めることになる。もし個人が危険回避的で、健康リスクに対して保険に加入できないのであれば、予備的貯蓄をして、退職期の資産軌道を平坦にする貯蓄のバッファー・ストックを持ち続ける。

なお、これらの３つの流れは、必ずしも両立しないということではないことに注意すべきである。

2 住宅を伴う退職貯蓄のモデル

ここでは、なぜ住宅資産が人生の後期に取り崩されないのかという疑問に焦点をあてた最先端の分析を紹介する。具体的には、寿命の不確実性の故か、住宅資産が予想しない医療費や長期介護（long-term care, LTC）に対する予備的貯蓄として使われるからか、あるいは、住宅が遺贈される資産と見なされるからか、である。

Yang（2009）は、住宅の購入や販売における取引費用の役割を強調したモデルを提示し、アメリカのデータを用いて、非住宅消費はライフサイクルを通じて丸いコブ型になる傾向があ

著者写真

せこ・みき
慶應義塾大学経済学部卒。MIT 経済学研究科博士課程単位取得退学。博士（慶應義塾大学、経済学）。現在、武蔵野大学経済学部教授。慶應義塾大学名誉教授。著書：『日本の住宅市場と家計行動』（東京大学出版会）、*Housing Markets and Household Behavior in Japan*（Springer）など。

るが、住宅消費は増加してから退職局面で平坦になることを示している。それに対して、標準的なライフサイクルモデルは、住宅消費が、非住宅消費と同じパスを辿ると予想する。そこで、Yang（2009）は、データで観察された事実を説明するために、住宅の特徴を明示的に考慮したモデルを構築する。このモデルにおいて、持ち家住宅は２つの側面を持っている。すなわち、持ち家住宅は、直接効用を与え、かつ、担保として使うことも可能である。さらに、家計は、労働所得リスク、借入制約、不確実な寿命や、取引費用に直面していると想定している。住宅を売買する際の取引費用を導入することによって、人生の後期の、住宅消費の緩やかな減少を説明している。取引費用をゼロに設定することによって、人生の後期は、住宅がより早く減少し、そのプロファイルは、非住宅消費と類似してくることを示している。

RSP と退職期における住宅純資産の文献は、住宅を明示的に考慮した退職期の貯蓄モデルを導入した Nakajima and Telyukova（2013）で統合されている。彼らのモデルの貢献は、一生の不確実性、遺贈、不確実な医療支出を含む単身退職者の De Nardi et al.（2010）のモデルを夫婦のモデルに拡張し、高齢者のポートフォリオにおける他の資産とは別に「住宅資産」を分析した点にある。この分析の主要な結論は、持ち家所有は、RSP を説明するさまざまな要因、特に、遺贈意思と互いに影響しあっていることを示した点にある。

アメリカのデータを用いて、Nakajima and Telyukova（2013）は、持ち家所有者の退職後の資産の進展は、賃借人と比べて、非常に異なる様相を示しているということを見出している。すなわち、持ち家所有者は、退職期間中に自分たちの資産を取り崩さないのに対して、賃借人は取り崩しており、このことは、持ち家所有が、RSP を説明する要因と相互に絡み合っていることを示唆している。これらの問題を分析するために、Nakajima and Telyukova（2013）は、退職貯蓄の構造ライフサイクルモデルを用いて分析している。さらに、もっと最近の貢献（Nakajima and Telyukova 2017）で、彼らは、自分たちのモデルを、リバースモーゲージを導入することによって、この商品に対する潜在的な需要を判断するために拡張している。彼らの考えるメカニズムは、遺産動機、医療支出、持ち家所有からの追加的効用、担保制約、1996－2006の住宅価格ブームである。

要約すると、Nakajima and Telyukova（2013）は、退職期の住宅の低い取り崩し率を決めるもっとも適切な要因は、遺産動機と、持ち家所有の効用便益であることを、見つけた。一方、OPMEs は、人生後期の持ち家率を説明する主要な要因ではないと述べている。

Cocco and Lopes（2019）は、退職期の消費を賄う際の、住宅資産の役割を分析している。彼らのモデルでは、退職者は、⑴自分たちの住宅に留まること（その場で、高齢化すること、aging in place）から効用便益を得る、⑵毎期、住宅の維持に費用をかけるかどうか選択する。彼らは、これらの特徴が、高齢者の貯蓄行動を説明する際に重要であることを示している。

3 オランダと日本の実態

この節では、Suari-Andreu, Alessie and Angelini（2019）によるオランダと、隅田・瀬古・吉田（2019）の日本の、それぞれ関連する記述統計を紹介する。

3.1 オランダ

オランダは、退職期に、純資産の中でも、とりわけ住宅の取り崩し率が低い。さらに、過去数十年の間に、家計が、退職期に入ってもそのまま高水準を保つと考えられる高い持ち家率の増加を経験した。医療支出のリスクは、LTC が公的に供給されるので、あまり重要な説明要因ではなく、取引費用や遺産動機のような別の説明要因のほうが当てはまると考えられる。

オランダの情報は、インターネットによる、

表１―オランダの住宅所有形態別の遺産動機の重要性（2007-2016）

	年齢（歳）	持ち家世帯			借家世帯		
		平均	中位数	観測値数	平均	中位数	観測値数
遺産のための貯蓄の重要性（住宅あるいは他の資産）	60未満	2.84	2	5498	2.17	1	2211
	60－74	3.12	3	3519	2.06	1	1319
	75以上	3.51	4	1157	2.31	1	557
遺産のための貯蓄の重要性（貨幣）	60未満	2.95	2	5500	2.45	1	2210
	60－74	3.15	3	3525	2.31	1	1320
	75以上	3.76	4	1159	2.85	2	558
遺産を残すチャンス	60未満	79.03	99	5475	54.23	50	2202
	60－74	81.25	100	3526	38.8	20	1307
	75以上	82.86	100	1154	38.6	20	553

出所）Suari-Andreu et. al（2019）Table 3.　詳細は、Table 3を参照。

パネルサーベイのデータによっている。これは、1993年から2016年の期間中、毎年実施された約2000のオランダの家計のデータを収集したものである。分析では、直近の10波のデータを利用する。2007年から2016年に調査した中から3556家計のサンプルを用いる。

オランダの多くの高齢家計は転居しない。2007年から2016年の間に調査した3556の家計のうち、調査時に60歳以上だった家計は1383あり、このうちどこかの時点で転居した家計は297（21.48％）で、世帯主の平均年齢は67.40歳だった。また、この297家計のうち、調査期間中に転居した家計は100（1383の高齢家計の7.23％）であり、その多く（42％）は借家から借家への転居で、３分の１強（38％）が、明らかに小さな住宅への転居である。すなわち、借家から借家、あるいは、持ち家から小さな持ち家への転居であった（Suari-Andreu et al. 2019、Table 1 参照）。

表１は、オランダのサンプルで、持ち家所有がいかに遺産動機と結びついているかを、表明選好法を用いて測った結果を示している。家計は、住宅やそれ以外の非流動資産を残すための貯蓄の重要性と、貨幣の形で資産を残すための貯蓄の重要性に関して聞かれている。すべての場合に、持ち家所有者は、賃借人よりも、資産を残そうとする傾向が強い。これは、表１が示すように、回答者の平均と中位数の分布の両方を考慮した場合に成り立つ。さらに、持ち家所有と、遺産動機の関係は、考慮する年齢カテゴリーが高齢になればなるほど、より明確になる。

表１に示したオランダの事実はもちろんのこと、Nakajima and Telyukova（2013）等の分析結果は、持ち家所有と、遺産動機に関連性があることを示している。しかしながら、事実に依存するだけでは、因果関係がどちらの方向か、正確には言えないことには、注意する必要がある。

3.2 日本

隅田・瀬古・吉田（2019）で分析に用いたデータは慶應義塾大学経済学部・商学部が収集している『日本家計パネル調査（JHPS）』である。観測期間として、第１波である2004年から、第14波である2017年１月実施分までのプールしたデータセットを利用して分析を行なった。

まず、日本の世帯の転居行動についてである。持ち家からの転居世帯数を見ると、全体で1.2％である。そのうち、持ち家への転居率が0.7％、借家への転居率が0.5％である。高齢層のほうが転居率は低い傾向がみられる。借家からの転居世帯数を見ると、借家の場合は、持ち家からの転居よりも多く、全体でみると15％ほどである。そのうち、持ち家への転居は9.2％である。総じて、世帯主が高齢になるにつれて、

表 2 ―日本の住宅所有形態別の相続意思・遺産動機の記述統計量

A. 持ち家世帯

転居先 変数	定住 平均	持ち家 平均	小さな 持ち家 平均	大きな 持ち家 平均	借家 平均	小さな借家 平均	大きな借家 平均
住宅相続意思あり（=1）	0.45	0.50	0.36	0.59	0.56	0.56	0.55
金融資産遺産動機あり（最近）(=1)	0.77	0.79	0.80	0.80	0.73	0.75	0.70
住宅資産遺産動機あり（最近）(=1)	0.88	0.81	0.88	0.77	0.71	0.56	0.95
観測値数	9732	70	25	44	52	32	20

B. 借家世帯

転居先 変数	定住 平均	持ち家 平均	小さな 持ち家 平均	大きな 持ち家 平均	借家 平均	小さな借家 平均	大きな借家 平均
住宅相続意思あり（=1）	0.49	0.65	0.67	0.64	0.47	0.41	0.49
金融資産遺産動機あり（最近）(=1)	0.83	0.77	1.00	0.76	0.84	0.82	0.85
住宅資産遺産動機あり（最近）(=1)	0.40	0.64	0.33	0.64	0.39	0.53	0.34
観測値数	1012	110	3	106	70	17	53

出所）JHPS/KHPS 2004-2017より筆者ら作成。隅田・瀬古・吉田（2019） 表４より抜粋。

転居する世帯数は減少している（隅田・瀬古・吉田 2019、表１、３参照）。

次に、日本における住宅居住形態別の相続意思、遺産動機の記述統計量を見る。親の住宅の相続可能性に関する変数としては、将来両親の住宅を相続する可能性があると答えた世帯を１とし、それ以外を０として、相続可能性を示すダミー変数を作成した。遺産動機に関する変数は、住宅資産もしくは金融資産を残したいと答えている世帯を１、それ以外を０として各資産の遺産動機を示すダミー変数を作成した。

表２は、このように作成された相続意思と遺産動機の平均値をまとめたものである。「住宅資産の遺産動機あり」は88％と、持ち家定住世帯の場合にもっとも高くなっている。借家定住世帯の場合には、「住宅資産の遺産動機あり」は40％にとどまっており、持ち家定住世帯の場合と大きな差がある。持ち家からの転居者を、借家からの転居者と比較しても、いずれの場合も、持ち家からの転居者のほうが、借家からの転居者よりも、住宅資産遺贈意思ありの割合は高くなっている。

オランダと日本を比較しても、高齢者の転居率の低さも、持ち家所有者の住宅の遺贈意思の高さも、ほぼ類似した傾向があると言えよう。

おわりに

RSP の背後の根底的な要因を完全に理解することが、年金組織改革の観点で、退職期の貯蓄が妥当であるかを判断するために重要である。これまでの海外の先行研究の概観より、持ち家所有と遺贈には関連性があることが明らかとなった。これは、遺贈可能な資産としての住宅が、RSP を説明する際に、重要な役割を果たしていることを示唆している。

オランダと日本のデータは、持ち家所有と資産を残す重要性の間に強い相関があることを示している。たとえ、事実に依存するだけでは、因果関係がどちらの方向か、正確には言えないとしても、持ち家所有者が自分たちの住宅を遺産とする傾向があることは事実であると思われる。相関関係の解釈にかかわらず、遺贈に関する将来の研究は、住宅の重要性を考慮しなければならない。その際、分析から住宅を除くことは、住宅の純資産を主要な遺贈されうる要素だと考える人々の遺産動機を、著しく過小評価することになろう。日本の場合は、持ち家所有と遺産動機の関連性は、大竹（1996）が指摘しているように、わが国特有の相続税制の制度的な

問題（土地資産の評価制度の問題）が関係している側面が大きいと思われる。

政策分野に関しては、今日では、住宅資産を、退職期の一般的な消費や長期介護を賄うための資金源であるということに注意を払っている傾向があるように思われる。しかし、高齢期に、家計が住宅資産を取り崩したがらないということは、これがむしろ実りのない道筋であることを示唆すると言えよう。先行研究は、引き金となる事象（例えば、やもめ暮らし、離婚、介護施設への入所等）に退職家計が遭遇すると、このことが住宅資産を流動化するための需要のきっかけになることを指摘している。このような場合には、政府は、住宅純資産の取り崩しを可能にする施策をすべきである。これは、住宅取引を容易にすること（例えば、税制の引き下げ、あるいは、直接的に住宅の販売、あるいは購入を補助すること）によって、あるいは、リバースモーゲージのような金融的な商品の使用を促進することによって、なされうるだろう。

現在のリバースモーゲージが一般的にあまり普及していないことに関しては、これらを市場化するための興味深い理論的な正当化の根拠として、一般的な消費や長期介護支出のために流動性を与えるということのほかに、遺贈のタイミングを最適化する方法とみなすこともできるということが考えられる。理論的には、リバースモーゲージは、親が住宅から転居しなければならないということなしに、いつでも好きな時に、住宅純資産を、相続人に（一括移転、もしくは、数回の贈与移転を通して）移転することを可能にするので、遺贈のタイミングの最適化の問題に関する潜在的な答えを提供することになる。この側面を考慮すれば、遺贈意思のある家計とない家計の両方のタイプにとって、住宅純資産の利用を最適化するのに役立つようなリバースモーゲージ市場の促進を、正当化することができるだろう。

以上、まず退職貯蓄パズルをめぐる、住宅と相続に焦点を当てた海外の最先端の研究をいくつか紹介し、あわせて、それと関連するオランダと日本の実態を紹介した。

なぜ、退職貯蓄パズルが生じるのかという点に関して、住宅と相続が重要な要因であることは明らかであると思われる。それを裏付ける現象として、特に、高齢の持ち家所有者の転居率が低く、かつ、その住宅資産を遺贈する意思の割合が高いことも明らかである。今後は、今回紹介した海外の実態に基づいた最先端の研究を参考として、わが国の実態に基づいた同様の現象の国際水準の研究を行ない、それに基づいて、住宅政策に関する政策提言を行なうことが急務であると言えよう。特に、年金財政の破綻の可能性、世代間資産格差などがますます深刻な問題となっている現在の日本では、このような取り組みが必要であると考える。

参考文献

Cocco, J. F. and P. Lopes（2019）“Aging in Place, Housing Maintenance, and Reverse Mortgages,” *Review of Economic Studies*, dz047, https://doi.org/10.1093/restud/rdz047

De Nardi, M., E. French, and J.B. Jones（2010）“Why Do the Elderly Save? The Role of Medical Expenses,” *Journal of Political Economy*, Vol.118(1), pp.39-75.

Kopczuk, W. and J.P. Lupton（2007）“To Leave or Not to Leave: The Distribution of Bequest Motives,” *Review of Economic Studies*, Vol.74(1),pp.207-235.

Nakajima, M. and I.A. Telyukova（2013）“Home Equity in Retirement,” UCSD Working Paper.

Nakajima, M. and I. A. Telyukova（2017）“Reverse Mortgage Loans: A Quantitative Aanalysis,” *The Journal of Finance*, Vol.72, pp.911-950.

Suari-Andreu, E., R. Alessie, and V. Angelini（2019）“The Retirement-Savings Puzzle Reviewed: The Role of Housing and Bequests,” *Journal of Economic Surveys* , Vol.33(1), pp.195-225.

Yang, F.（2009）“Consumption over the Life Cycle: How Different is Housing?” *Review of Economic Dynamics* ,Vol.12(3), pp.423-443.

大竹文雄（1996）「第13章 家族の経済：III 遺産」『日本経済事典』日本経済新聞社、981-994頁。

隅田和人・瀬古美喜・吉田二郎（2019）「遺産動機と家計の転居・改修行動―パネルデータによる分析」『土地総合研究』2019年夏号、土地総合研究所、第27巻３号、57-64頁。

行武憲史・岩田真一郎・井出多加子（2015）「生前贈与と住宅取得間の戦略的相互作用」『季刊住宅土地経済』第98号、10-19頁。

今号では３本の実証分析の論文が掲載されている。

◉

八木論文（「人口減少下の大都市郊外における農業継続と住居コスト」）は、都市農家の農業継続の意思決定に不動産経営がどう影響しているのかを検討した論文である。まず、農地の利用について継続利用、売却、賃貸不動産経営の３種類の可能性を考え、農家の生活維持の観点から維持されうる最大の農地割合を、数式を用いて導いている。それによると、地価が高く賃料収入が多いほど農地を多く所有でき、逆に地価が低い地域では切り売りによって農地が減少する可能性が高まるという。

そのうえで、東京都西部の郊外市（武蔵野、三鷹、小金井、国分寺、小平、日野）のJA青壮年部の部員を対象とした2014年のアンケート調査に基づいて、次世代に継続するか否か、過去において農地が減少したか否か、農業関連売り上げが増加傾向にあるか否か、という３種類の被説明変数を用いて、ロジット分析によって農家の継続の可能性を探っている。

分析の結果によると、不動産所得への依存自体は次世代の農業継続の意思を低下させるが、人口密度の高い地域では、農業継続の意思を高めることが報告されている。また、不動産所得に依存している農家では、農業生産性が高いほど、農産物の売上高が増加傾向にあり、不動産所得に依存していない農家では、農業生産性が高くても売上高の増加がみられず、さらに、不動産所得に依存している農家では、農地を減少させる傾向が低くなるという。

八木論文の分析内容は興味深いが、その含意については留意する必要がある。まず、農家の生活維持の観点から導出される、維持されうる最大農地割合は、経済学的には予算制約式だけに基づいた説明であり、農家の選択問題を解いていない。しかも、この予算制約には農地の税制上の優遇が組み込まれていない。

税制上の優遇を考慮したうえで、効用最大化のような農家の選択問題を解けば、端点解の形で収益性の低い農業を続けるために、不動産経営で生活を維持するという結果が得られるように思われる。この場合、不動産経営のほうが農業より高い収益性があっても、多額の税優遇を受けるために農業を続けることになる。生産緑地を解除してしまえば、そのまま土地（宅地化農地）として保有し続けるとしても、多額の税負担を覚悟しなければならないからである。

このように多額の税優遇が得られる生産緑地制度の下での農地所有者の選択結果に基づいて実証分析の結果を評価するほうが、より説得力のある分析になるように思われる。

ただし、このような農地所有者の選択をモデルに基づいて導出したうえで実証分析を解釈する場合には、八木論文で指摘するような「職業としての農業や農地所有の主観的選好」は、農業継続の重要な要因とはいえなくなり、その政策的なインプリケーションについては再考する必要があるかもしれない。

◉

田島論文（「マンション共用施設が住戸の中古取引価格に与える影響」）は、2000年から2016年の間における東京23区内の分譲マンションの中古取引にかかわるデータを用いて、マンション共用施設が取引価格に与える影響を分析したものである。築年数による減価を基準として、共用施設などのマンションごとに異なる特性を示すダミー変数がどのように住宅の取引価格に影響を与えているかを分析し、さらに、それらの共用施設などのダミーと経年数の交差項を含めて、その経年変化の影響も捉えようとしている。

分析では、会議スペースや室内イベントスペース、屋外イベントスペース、中庭、中廊下などの施設が、取引価格を上昇させる大きな要因であることが示されている。さらに経年変化の効果を見ると、屋外イベントスペースは価格を新築時に11.2%高めるが、その後の経年的な変化は見られず、中庭については当初23.1%上昇させ、その後の減価はせいぜい年0.8%ポイント程度である。また中廊下は、当初、8.4%増加し、その後は年0.3%ポイント程度の低下となる。

ここで、分析にマンション内住戸数を含めると、屋外イベントスペースは新築当初14.3%上昇させ、その後の減価要因も0.6%ポイント程度であり、23年間以上にわたって価格に正の影響を与え、中庭

の付加価値は新築当初26.3%上昇させ、その後の減価要因も年1.2%ポイント程度にすぎず、中廊下は、建築年数に関係なく7.8%の価格上昇要因になるという。特に、この時、住戸数の係数はマイナスとなる。この結果は、共用施設を含めない場合には、マンション価格が住戸数に対して正の相関があり、住戸数が多い大規模マンションほど価格が高くなるという予備的な分析結果と相違する。このことから、共用施設を含めないと大規模なマンションの住戸数の係数はバイアスを持つ可能性があると指摘している。

共用施設の経年効果など注目すべき点の多い分析であるが、いくつか注意を要する点があると思われる。まず、中廊下や中庭などは、マンションのグレードに応じて設置されている可能性がある。そうであれば内生性の問題が生じている可能性を否定できない。さらに、屋外イベントスペースがあるということは、各区分所有部分に帰属する土地面積の割合が大きく、この影響などもコントロールする必要があるように思われる。

◉

過去に自殺や殺人事件などの死亡事件が発生したアパートやマンションなどは事故物件と呼ばれる。**定行論文（「事故物件の外部性分析――殺人や自殺の現場と周辺家賃の関係」）**は、こうした事故物件が存在するマンション棟内において、事故物件以外の家賃が影響を受けているか否かを調べることによって、事故物件の外部不経済を評価しようとする試みである。

こうした事故物件については、不動産仲介業者がその事実を重要事項説明で告知する義務があるか否か、またいつまで告知するのか、などについて具体的な基準がなく、さまざまな解釈がありうる。また、事故物件の隣接物件については、そもそもあまり告知されていない実態がある。定行論文は、こうした事故物件に関連する告知義務の現状に対して、その指針を提示するためにも事故物件の市場評価を定量的に捉える必要性があると説いている。

分析では、対象として他殺、自殺、火災死があった物件を扱い、2011年から2012年の賃貸物件のデータを用いて、近隣の事故物件を含まないマンションとの賃料を比較する形で影響を検証している。

まず基本的な分析として、事故物件を有するマンションの他の住戸の賃料が、周辺の事故がない物件と比較したケースにおいては、他殺、自殺、火災死のいずれについても、賃料が低くなる傾向がみられるが、統計的に有意（ただし10%水準）であるのは他殺の場合だけであり、事故物件の棟内にある物件は、その周辺物件と比較して、４～５％ほど低くなるとしている。

このように低い有意性しかえられないのは、棟内だけでなく近隣の物件にも外部性が及んでいる可能性が考えられる。この点を考慮して、定行論文では最も近い事故物件までの距離を説明変数に加えて分析しているが、有意ではなく物件の外への外部不経済は検出されていない。

さらにすべての物件が事故物件の発生直後というわけではないため、事故からの経過年数を考慮した分析もなされている。殺人事件に関しては当初10%程度低下し、その後、１年経過するごとに、1.2%～1.4%ずつ上昇して調整し、おおむね８年で元の水準に回復することが示されている。この場合の分析でも他殺のみが有意で、自殺や火災死については有意ではないという。

独創的な分析であるが、疑問もある。特に、殺人事件があった物件についてのみ有意になる理由として、自殺や火災死よりも報道などによって情報が得られやすいことが影響していると説明されているが、殺人事件が報道で知られるのであれば、棟外の周辺物件にも影響が及ぶ可能性もあり、かえって棟内だけが有意に下がることに違和感がある。

棟内だけで賃料が下がるのであれば、それは物件のセキュリティが低いから、という可能性はないのだろうか。経過年数に応じて元の水準に回復するとされるが、時間をかけてセキュリティを改善させてきた可能性も考えられる。例えば、オートロックでなかったために殺人事件が起こったのであれば、事件後、オートロックを設置して物件価値を高めるなどの対応がとられたかもしれない。こうした物件属性のコントロールが十分になされたか、確認する必要があると思われる。（S・H）

論文

人口減少下の大都市郊外における農業継続と住居コスト

八木洋憲

1 背景と課題

1992年以降2018年まで、三大都市圏の市街化区域内の農地は、生産緑地法にもとづく生産緑地地区に指定されれば、農地として維持することを条件に、宅地並みの課税（固定資産税、都市計画税、および相続税）の対象外とされてきた[1)]。生産緑地に指定された農地の所有者は、固定資産税の減免と相続税納猶予を受けるためには、農業を継続しなければならない。東京都内では、1993年に4072.6haあった生産緑地は、2015年には3274.6haに減少した。同じ期間に、生産緑地以外の農地(宅地化農地)は、3084.5haから970.0haに減少した。この差は、主に税負担の影響と考えられる。

これまで、都市拡大の下での農業継続と撤退について多くの研究がなされてきた。とくに、都市拡大に伴う地価上昇期において、どのタイミングで農地を転用するのが合理的かという研究は多い。一方で、資産や所得の最大化ではなく、農地を所有し、農業を継続することに価値を見いだす農家も存在する。さらに、事業多角化などによって、都市化に適応する農家が多いことも指摘されている。しかし、地価の安定期や下落期において、農業を継続する農家の行動原理については充分に定式化されていない。また、都市において重要な、不動産所得や住居コストの影響をふまえた農家行動について定量的に実証した研究はみられない。

そこで本稿では、人口が減少し地価の上昇が見込めない状況において、農家が住居コストを支払いながら農業を継続する実態に着目し、その定式化と実証を試みる。まず、都市で農業継続を志向する農家が直面する住居コストの制約を想定し、農業を継続しうる条件について定式化する。続いて、東京郊外の生産緑地において農業を継続する農家を対象とした農業継続の実証モデルを構築する。その結果をもとに考察を行ない、今後の都市農業に関する展望を行なう。

2 都市における住居コストと農業継続に関する理論モデル

理論的定式化

以下では、農地（生産緑地）を所有する農家が、家計を維持しうる条件について定式化する。いま、ある農家が、農業所得以外に、所有地の売却収入および不動産賃貸所得を得られる状況を想定する。ここで、Aを所有地面積（自宅敷地以外）として、αをAのうち農地として利用する割合、γをAのうち転用して売却する割合とすると、農家が各年の家計を維持しうる条件[2)]は、

$$sPA(1-\alpha-\gamma)+xPA\gamma+RA\alpha-(CP+I)>0 \quad (1)$$

ただし、s：土地価格に対する不動産賃貸収益率、P：宅地価格、A：所有地面積（屋敷地除く）、R：農地面積当たりの農業所得、C：地価価格に比例する住居コスト、I：家計支出（地価比例部分除く）、x：年当たりの所有地の売却割合である。

第１項は、年当たりの不動産賃貸所得である。農地利用αおよび転用売却γの面積を除いた所有地を、賃貸用不動産にあてる。ｓは土地価格に対する不動産賃貸収益率で、資産課税の影響を考慮してもプラスになると考えられる[3)]。

第２項は、市場価格で農地を売却することによる収入である。相続までの間、一定の頻度ｘで売却するものとする[4)]。

第３項は、農業所得であり、第四項は都市での居住に伴うコストである。これは、優遇課税を受けられない自宅や作業場に課せられる固定資産税や相続税など地価に比例する住居コスト[5)]Ｃとそれ以外の一般的な家計支出Ｉとで構成される。ただし、自宅や作業場の面積（屋敷地面積）は、都心でも郊外でも、同じと仮定する[6)]。

まず、不動産賃貸がない時、所有地を売却せず（γ＝0）に家計を維持できる条件は、

$$RA\alpha-(CP+I)>0 \qquad (2)$$

である。すなわち、農業所得で家計を維持することになり、地価Ｐが高い地域ほど面積当たり農業所得Ｒを高める必要があるが、都市部では一般的には困難である。

次に、不動産賃貸を行なう場合について、農地割合αと主要な変数との関係を吟味する。(1)式をαについて解くと次式を得る。

$$\alpha\leqq(sPA-\gamma sPA+\gamma xPA-CP-I)/A(sP-R) \qquad (3)$$

いま、所有地を売らずにすむためには、γ＝0である必要がある。また、農地割合αの最大値をα*と置く。農地を維持する志向の農家にとって、売却面積は少ないほどよいと考えられる。

α*についてＰ、Ｒ、Ａで微分すると次の各式を得る。

$$\partial\alpha^*/\partial P=\{CR+s(I-AR)\}/(R-sP)^2A \qquad (4)$$

$$\partial\alpha^*/\partial R=((sA-C)P-I)/A(R-sP)^2 \qquad (5)$$

$$\partial\alpha^*/\partial A=(CP+I)/(sP-R)A^2 \qquad (6)$$

(4)式について、分母は正である。分子は、面積当たり農業所得Ｒと所有地面積Ａによるが、CRは正の金額であり、農業所得ARの少なさを考慮すると、正の場合が多いと考えられる。したがって、Ｐに対するα*の傾きは、多くの場合で正と考えられる。すなわち、賃貸用不動産を所有していれば、地価が高いほど農地を多く所有しうる。

(5)式について、分母は正であるが、分子は不明である。分子が正の場合は、土地をすべて不動産賃貸用に転用した場合に、不動産所得のみで家計が黒字となる。このとき、面積当たり農業所得Ｒの増加はα*を増加させる。すなわち、農業所得が大きいほど、少ない不動産で家計を維持できるため、多くの農地を所有できる。したがって、不動産所得が十分という条件付きで、α*は、Ｒについて正である。

逆に、分子が負の場合は、ＰやＡが小さく、不動産賃貸のみでは家計が赤字となるケースである。このとき(3)式より、農業所得Ｒが相当大きくないと、居住コストを確保できず、農地を売却する必要が生じる[7)]。農業所得を増加させ農地売却を避けるためには、面積当たり農業所得が小さいほど、農地比率を高める必要があり、α*が大きくなる。よって不動産賃貸のみでは家計が赤字となるとき、α*はＲに対して負となる。

(6)式について、分子は正であり、一般には、sP＞Ｒなので、分母も正である。よってＡの傾きは正であり、土地面積が大きいほどαは大と考えられる。

以上から、地価が高く不動産所得の大きい地域では、農地を多く所有でき、逆に、地価が低い地域では、農業の収益性を向上させないと、切売りによって農地が減少する可能性が高まる。

著者写真

やぎ・ひろのり
1976年鳥取市出身。博士（農学、東京大学）。農林水産省農業研究センター、独立行政法人農業工学研究所などを経て、現在、東京大学大学院農学生命科学研究科准教授。著書：『土地利用計画論――農業経営学からのアプローチ』など。

表１―対象地域の概要

市名	都心までの距離（㎞）	人口密度（人/㎢）	平均宅地地価（円/㎡）	市域の面積（㎢）	農地面積（ha）	生産緑地面積（ha）	販売農家数（戸）
武蔵野	12.2	12,930	499,500	10.73	31.7	27.8	61
三鷹	13.8	11,278	373,500	16.50	158.9	143.5	204
小金井	18.8	10,490	309,300	11.33	73.9	66.0	93
国分寺	21.1	10,591	273,000	11.48	151.3	129.7	158
小平	22.6	9,142	220,000	20.46	197.8	174.4	215
日野	30.5	6,540	183,400	27.53	167.1	118.7	150

注）都心からの距離は新宿駅から各市中心駅までの鉄道距離。人口密度は2010国勢調査。農地面積は東京都農業会議（2015）、農家数は農林業センサス2015。地価は2016地価公示（住宅地）。

3 分析方法

対象地域の概要

実証分析の対象地域は、東京都の西部、東京都心（新宿）から10㎞から30㎞に位置する６市である。表１におもな統計数値を示した。おおむね都心に近いほど人口密度も高く、地価も同様の傾向にある。

これらの市の人口密度は、国際的にみても高い水準であるが[8]、現在でも農地面積が市域の１割程度を占めている。いずれもほぼ全域が市街化区域に指定されており、生産緑地でなければ高額の相続税、固定資産税が課せられる。販売農家[9]戸数は60～200戸程度であり、都市化とともに庭先での直売を行なう農家が多くなっている。

実証モデル

本稿の関心は、縮小する都市において、農業を継続する農家の行動の予測である。前節では、農地率 α^* について定式化したが、実証においていくつか問題がある。第一に、農地の最大限の面積を示していることである。農家によっては、所得の最大化を目標としなくとも、より多くの現金収入を選好するケースもある。第二に、静態的な定式化であり、どのような頻度で農家が農地を売却するのかについて示されない。世帯のライフサイクルに応じて現金収入が必要となるが、そのタイミングは農家によって異なる。また、家計支出を把握することは現実的に困難である。一方、農業から撤退する傾向や、農地の減少傾向であれば、把握が容易であり、かつ前節の理論モデルとも傾向が類似すると考えられる。そこで、本稿では次の確率モデルによって実証モデルを定式化する。

従属変数 Prob（Y＝1）は農業を継続する（Y＝1）農家の確率とし、以下の説明変数を用いる。

RealEstateHH は、家計の中心を不動産所得に依存する農家のダミー変数である。所得の中心が不動産所得であると選択した農家が該当する。既往研究では、投機的志向は農業からの撤退を早めるとする議論（Adelaja et al. 2011; Edelman et al. 1999; Lopez et al. 1988）や、むしろ自給的な農家（hobby farm）が農地保全を選好するという研究（Stobbe et al. 2009）もみられる。あるいは所有者の属性は、農地保全とは無関係とする近年の実証結果（Erickson et al. 2011）もあり、見解が一致していない。前節でみたように、不動産賃貸収入への依存によって、農業継続行動が異なることが予想されるため、次に説明する Density（人口密度）、SalesPerArea（面積当たり売上高）、Area（農地面積）について、RealEstateHH との交差項（CX で始まる３変数）を設ける。

Density は、町名単位の人口密度の対数であり、都市化の程度を示す。人口密度は、地価と強く相関するため、地価の代理変数である。農家が土地からの収益を最大化しようとするならば、地価が高い地域ほど、転用地代と農業地代との差が大きいため転用が促進され、地価下落時には早く土地を売却しようとするはずである（Schwartz et al. 1975）。しかし、前節でみたように、農家が家計の維持を目的とし、農地を維持しようとするならば、人口密度が高く高地価の地域ほど、農地を維持することができる。したがって、交差項の CXDensREHH の符号は正と想定する。

SalesPerArea は、面積当たりの農業産出額であり、面積当たり農業所得の代理変数である。既往研究では、農業の生産性は、農地保全につながるとする研究（Adelaja et al. 2011; Lynch and Lovell 2001）と、ほとんど無関係とする実証研究がみられる（Hite et al. 2002; Towe et al. 2008）。逆に、道路があるなど、優良な農地は、開発にも向いているため、開発が進むという議論（Towe et al. 2008）もある。本稿の想定では、一般的には不動産賃貸収入が十分に得られれば、面積当たり農業所得が大きいほど農業を継続できると考えられるため、交差項の CXSalesPAREHH は正と想定する。

Area は、生産緑地とそれ以外を含む農地所有面積である。前節の議論では、賃貸用不動産を含めた所有面積を想定したが、農家向けのアンケート調査によって賃貸用不動産の所有面積を正確に把握するのは困難であり、また、所有地のうち賃貸用不動産面積は、農地部分に比べれば大きくないと考えられるため、変数として農地面積のみを扱う。既往研究では、面積規模が大きいほど、農業が継続される可能性は高く（Kimhi and Bollman 1999）、地代への影響も大きいとされている（Marin 2007）。想定される符号は正である。

Diversity は、販路の多角化の度合いを示す指数[10]である。既往研究では、都市近郊における農業の継続において、直接販売（Eagle et al. 2015; Inwood et al. 2012）、イノベーションの採用（Adelaja et al. 2011）、都市化への適応力（Heimlich and Brooks 1989; Hoppe and Korb. 2001）が重要であると論じられている。販路の多角化は、都市化に対する農家の適応行動であり、農業継続に対して正であると考える。

以上に加え、農家属性および地域属性変数として、3つのダミー変数を設ける。販売額が最も大きい部門をもとに、施設野菜（Greenhouse）、果樹（Fruit）のダミー変数を設ける。既往研究では、開発区域内での園芸栽培が農地価格を高めることや（Marin 2007）、果樹農家の継続性が高いとする研究（Kimhi and Bollman 1999）がみられる。最後に、ダミー変数 CityHino は、6つの市のうち、より郊外部にある日野市のサンプルについて表す。

従属変数 Prob（Y＝1）は、農業を継続するかどうかを表す二値変数であるが、以下の分析においては、(i)次世代に農業を継続するか、(ii)実際に過去に農地が減少したか、(iii)農業関連（農産物販売と農業生産関連事業）の売上高が増加したかどうか、各従属変数のモデルについて推計する。農業継続に対して異なるタイムスパンの視点から見たものと捉えられる。なお、(ii)の農地減少傾向は、3値の従属変数による順序ロジットモデルとする。これについては、農業の継続ではなく撤退を示す傾向であるため、想定される符号が逆となる。

実証分析に用いるデータ

2014年に対象地域において農家を対象としたアンケート調査を実施した。対象者は JA の青壮年部員とし、各地域の JA を通じて配布回収を行なった。青壮年部は、農家の子弟が所属する組織であり、職業として農業を選択している農業者が多く含まれており、農業継続意向も比較的強い。以上により、498票を配布し、170票を回収した（回収率34.1%）。このうち有効回答138票を分析に用いた.

表2に分析対象農家と対象地域の統計値について比較した。都市近郊のため、面積規模の大きな農家は限られるが、地域の分布とほぼ一致している。また販路についてもおおむね類似した分布であるが、直売、体験農園、観光農園の比率が若干高く、やや事業多角化をしている農家の割合が高い。

表3に従属変数の一覧を示した。回答者のうち、農業が次世代に継続される見込みが強いと回答した割合は28%に過ぎない。ただし、継続される見込みが強くなくても、現時点では不確定であり、将来的に継続される可能性があるものが含まれている。次に、生産緑地の減少につ

表 2―調査対象と地域全体の統計値の比較

	経営耕地面積規模				販路の有無				計
	～0.5ha	0.5～1 ha	1～2 ha	2 ha以上	自営直売所	卸売市場	体験農園	観光農園	
調査対象									
戸数	62	52	20	4	95	16	7	9	138
比率	45%	38%	15%	3 %	60%	12%	5 %	7 %	100%
地域全体									
戸数	386	327	146	22	473	147	33	31	881
比率	44%	37%	17%	3 %	54%	16%	4 %	4 %	100%

出所）調査対象は、アンケート調査（2014）より。地域全体の値は、農林業センサス（2015）販売農家。

表 3―従属変数として用いる変数

変数名	割合	変数の内容
Y_ContinueAg 1：農業継続	0.28	農業について、次の世代が継承する見込みが強いか（子弟以外が引継ぐ選択肢も含む）
Y_DecreasePGL 1：過去または将来に減少 2：過去および将来に減少	0.54 0.18	過去10年で所有する生産緑地が減少したか。また、今後10年のうちに減少する見込みが強いか。
Y_IncreaseSales 1：増加している	0.66	農産物販売額が増加傾向にあるか。

いて、過去（おおむね10年程度）の減少実績もしくは将来（同）の減少見込みがあると回答した農家は54％を占める。さらに、過去に農地の減少を経験し、将来の減少も見込んでいる農家は18％を占める。農業関連売上高には、増加傾向にあると答えた農家が66％を占めた。したがって、短期的には都市農業は活性化しつつあるとみられる。

表 4 に説明変数の一覧を示した。RealEstateHH の平均値は0.79であり、不動産に依存する農家が多いことがわかる。農地面積の平均値は64.5a であり最大値は3.45haであった。また、面積当たり農産物売上高は販売なしの農家から147万円 /a と高収益の農家まで存在する。一部の農家を除き、多くの農家は宅地並みの地代は見込めない[11)]。販路の多角化を行なっている農家は、庭先直売、共同直売、宅配、学校給食への出荷、体験農園などがある。

表 4―説明変数の一覧

変数名	最小値	最大値	平均値	標準偏差	変数の概要
Diversity	0	0.5	0.21	0.14	多角化指数（本文参照）。
RealEstateHH	0	1	0.79	0.41	主な所得が不動産賃貸所得である
Area	5	345	64.47	54.87	経営耕地面積（a）
SalesPerArea	0	147	9.85	16.09	面積当たり農産物販売額（万円/a）
Density	3.31	4.18	3.9	0.19	地区の人口密度の対数（人/km^2）
Greenhouse	0	1	0.19	0.4	売上高最大の部門が施設野菜
Fruit	0	1	0.16	0.37	同　　果樹
City Hino	0	1	0.34	0.48	日野市ダミー
CXAreaREHH	0	295	48.88	52.67	AreaとRealEstateHHの交差項
CXDensREHH	0	4.18	3.06	1.64	DensityとRealEstateHHの交差項
CXSalesPAREHH	0	147.06	7.8	15.74	SalesPerAreaとRealEstateHHの交差項

4 結果と考察

推計結果を表５に示した。係数のうち、有意となった変数は限られるが、いずれも、設定した仮説において重要なものである。

不動産所得への依存（RealEstateHH）は、単独（交差項の影響を含めない）では、農業継続との関係で負に有意であった。これは、地価の高騰やそれによる投機機会は、農業からの撤退傾向を強めること（Adelaja et al. 2011; Edelman et al. 1999; Lopez et al. 1988）や、土地持ち非農家や自給的農家が農業投資にネガティブという先行研究（Gottlieb et al. 2015）の結果と一致する。一方、自給的な農家（hobby farmer）が、主業的な農家よりも高い農業地代を支払うとする研究（Stobbe et al. 2009）もある。以下では交差項の傾向とあわせて見ていく。

人口密度（Density）は、農業継続との関係（モデルｉ）で負の関係であり、かつ不動産所得との交差項（CXDensRH）が正となった。両者による総合効果は、不動産依存農家（RealEstateHH＝1）で正（－6.327＋7.964）、

表 5―推計結果

モデル	Y_ContinueAg ロジット（農業継続）		Y_DecreasePGL 順序ロジット（生産緑地減少）		Y_IncreaseSales ロジット（売上高増加）	
	B	p.	β	p.	β	p.
定数項	25.265 *	0.070	10.106 11.937	0.407 0.328	−10.318	0.551
Diversity	2.641	0.110	2.498 *	0.075	5.847 ***	0.002
RealEstateHH	−32.949 **	0.024	18.952	0.133	18.849	0.298
Area	−0.008	0.366	0.019 **	0.032	0.022	0.391
SalesPerArea	−0.051	0.288	0.054	0.153	−0.279 **	0.027
Density	−6.327 *	0.071	1.925	0.529	2.944	0.507
Greenhouse	−1.061	0.109	0.007	0.988	0.706	0.332
Fruit	−0.630	0.306	0.119	0.804	0.383	0.551
CityHino	−0.758	0.188	−0.338	0.438	−0.942	0.114
CXAreaREHH	0.010	0.284	−0.024 **	0.017	−0.017	0.522
CXDensREHH	7.964 **	0.030	−0.061	0.124	−5.323	0.253
CXSalesPAREHH	0.051	0.300	−4.122	0.194	0.336 ***	0.010
χ^2	12.09	0.147	17.46	0.095	9.99	0.266
的中率（%）	73.9		50.7		78.1	

不動産に依存しない農家（同：0）では負となる。すなわち、人口密度と農業継続の関係は、不動産依存いかんによって異なり、不動産依存農家は、都市化が進んだ地域ほど農業を継続するという仮説に沿う結果となった。また、農地減少（モデルⅱ）、売上高増加（モデルⅲ）のモデルは、明確な傾向は見られなかった。人口密度は、より長期的な農業継続の傾向に影響を与えると考えられる。

推計された係数と各変数の平均値を用いて求めた、不動産依存の有無による農業継続の分岐点は、人口密度が9845人/㎢である[12)]。これ以上の都市化された地域であれば、所有する不動産からの賃貸所得によって住居コストをまかない、農業を継続できる可能性が高い。それより郊外では、不動産所得への過度な依存は、農業の継続につながらない。

既往の収益最大化のシミュレーションによると、地価上昇により、投機目的の転用が進み（Schwartz et al. 1975）、都心に近いほど開発が進行しやすいと考えられてきた（Adelaja et al. 2011; Towe et al. 2008; Edelman et al. 1999; Lopez et al. 1988）。一方、Hite et al.（2002）は、資産課税を含む交差項を含めた推計により、都市化の進んでいない地域ほど、開発速度が早いという結果を導いている。また、Stobbe et al.（2009）は、自給的な農家（hobby farm）が高い地代を支払いうることを実証している。本稿の推計結果では、不動産所得への依存の単独（交差項を含めない）効果は負であり、都心ほど農業が継続されにくいという定説は否定できない。しかしながら、不動産所得や資産課税の影響によって、都市に近いほど農業継続に積極的になる傾向（Fernandez-Cornejo et al. 2005; Mishra et al. 2002）も肯定されうる。すなわち、農業継続の要因のうち、投機的要因が弱まったとき、嗜好や制度の要因がより強く表れると考えられる。

面積当たりの農業生産額（SalesPerArea）は、売上高増加（モデルⅲ）と負の関係がみられる。先ほど同様に、交差項は正であり、両者を総合すると、不動産依存農家は正（−0.279＋0.336）であり、農業生産性が高いほど農産物売上高が増加していることが確認された。逆に、不動産に依存していない農家は、農業生産性の高い農家において、売上高増加がみられない。すなわち、集約的かつ専業的な農家において、農業生産の拡大が行なわれていない。十分に有意ではないが、生産緑地減少の推計式（モデルⅱ）においても、SalesPerArea の符号は正となっている。

既往研究では、農業の継続において、イノベーションの採用（Adelaja et al. 2011）、都市化への適合（Heimlich and Brooks 1989; Heimlich and Anderson 2001; Hoppe and Korb 2001）といった対応が重要であることが示されているが、農地の単収や土壌の質とは無関係とする実証結果も少なくない（Hite et al. 2002; Towe et al. 2008）。本稿の推計結果は、集約性の向上だけでは農地を維持し、売上高を拡大することは難しく、以下で見るように事業多角化が重要となってくることを示している。

農地面積（Area）は、生産緑地の減少（モデルⅱ）との関係において正となった。交差項を含めた総合効果は、不動産依存農家で負（0.019−0.024）、すなわち農地を維持する傾向を示し、不動産に依存しない農家で正（農地減少）の傾向となった。この結果は、前節の理論モデルの想定の通りであり、不動産に依存している場合に、農地の維持につながっている。逆に、不動産に依存しない場合、農業だけで住居コストをまかなうことが困難か、もしくは広い農地を処分しうる余裕があると考えることもできる。

既往研究では、面積規模の大きい家族農業経営ほど継続されやすいという研究（Kimhi and Bollman 1999）があるが、これは農村部も含まれている。むしろ、都市部に限った研究では、経営規模について明確な関係が見出されていない（Adelaja et al. 2011）。また、経営耕地面積と農地価格との関係を示した推計結果（Marin 2007）は、農業継続の価値のみを意味せず、転用による投機的価値も含まれうる。さらに、経営耕地面積規模ではなく、農地区画の面積規模が開発を早めるとする実証結果（Towe et al. 2008）は、所有地の一部を不動産に転用し、所得を確保する本稿の想定と矛盾しない。

最後に、農業形態について、有意な関係が得られたのは販路の多角化であった。それ以外の農業形態の変数について、一部10％の有意水準に近い変数もみられるが、おおむね有意ではない。販路の多角化は、農地減少（モデルⅱ）に正の影響であるのに対し、売上高増加（モデルⅲ）にも正という反対の結果となった。これは、販路の多角化が、短期的には売上高増加につながっても、農地の減少に歯止めをかけられていないことを示唆する。また、十分に有意ではないが（P＝0.11）、農業継続について正の符号となっている（モデルⅰ）。既往研究では、小規模でも集約的な農家（Heimlich and Brooks 1989; Heimlich and Anderson 2001）、直接販売を行なう農家（Inwood and Sharp 2012）、起業家的な農家（Adelaja et al. 2011）、あるいは適応力のある農家（Hoppe and Korb 2001）が都市化に対応して農業を継続することが示されている。このことから、農地が減少し、面積規模が小さくなっても、販路の多角化によって販売額を上げ、農業を継続していく傾向があることが示唆される。ただし、農地所有の主観的意義（Rilla and Sokolow 2000）を鑑みれば、農家の個々の属性から農業の維持を判断するのは容易ではない。

本稿の定式化はいくつかの前提による。まず、すでに都市化が進行し、農業を継続してきた農家を対象としていることである。彼らは地価上昇を見込んでおらず、収益の最大化を行動原理とせず、農地所有を目的としていると考えられる。しかし、地価上昇が進行する地域では、投機的行動も多く存在し、この定式化は当てはまらない。また、スプロール化の結果、依然として土地価格が農業地代に比して高く、さらに、農家が住み慣れた地域に住み続ける傾向が強いという前提に立つ。農地のゾーニングが徹底されていれば、このような事態は生じにくい。さらに、農家が農地と家屋を求めて、地価の安い農村部に転居するような流動性の高い文化のもとではこの傾向は弱いと考えられる。

また、高い住居コストと農地優遇税制の存在を前提としている。都市の農家が、税負担を含め低コストで住居を維持できるならば、農業所得による生活維持の可能性はさらに高まる。例えば、分析時点の日本の固定資産税率（都市計画税を含む）は、地価に対して1.7％、相続税は累進制で資産全体に対して最高で55％である。このとき、地価20万円/㎡の農地にかかる固定資産税は、生産緑地であれば年間４万円程度であるが、生産緑地でなければ同800万円となる。同じ区画に対して、相続税は８億円、（生産緑地では250万円程度）である。これに対し、日本の大卒（男子）の生涯賃金は2.5億円であり、一般には、生産緑地でない土地を所有する相続人は、不動産所得を貯蓄しておくか、所有地を

売却しなければ支払うことは難しい。

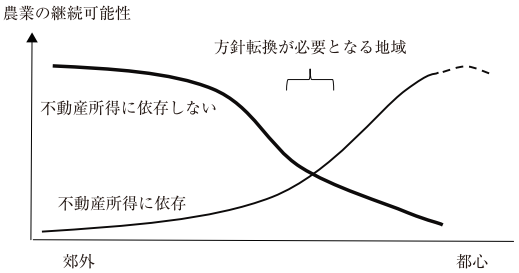
5 結論

農地所有者が収益最大化にもとづいて行動するならば、農業よりも有利な不動産賃貸に転換するか、地価が減少傾向に入る前に、農業から撤退することが予想される。しかし、実際には多くの農家が地価の下落傾向においても、農地を転用することなく、農業にとどまっている。したがって、農地を所有することによる主観的価値が存在すると考えるほうが適切であると思われる。本稿で示した理論的定式化は、収益最大化とは異なる農家の行動原理の可能性を示した。すなわち、投機を指向せず、家計を満たすことを第一として行動するならば、「賃貸用不動産を営む農家では、地価が高いほど、農地を多く保有することが可能である」という点が示された。

一般に、農家は都市化が進行する前より居住する先住者であることが多く、都市化や地価推移に対して、より保守的に行動し、家計を維持するだけの農地転用を行なっていると考えることは説得的である。とくに、すでに投機の機会が薄れ、人口減少下にある都市においても農業を継続している農家は、所有地からの所得の最大化よりも、家計を維持しつつ農業を継続していく意向が強いと想定しうる。

本稿の実証分析の結果から、以下の結論が示された。第一に、人口密度と農業継続との関係は、不動産依存の有無によって異なり、不動産に依存する農家では、都市部ほど農業を継続する傾向が強い。反対に、不動産に依存しない農家は、都市から離れるにつれ、高い継続確率を示した。第二に、不動産依存農家では、農業生産性が高いほど売上高が増加していることが確認された。逆に、集約的かつ専業的な農家において、農業生産の拡大が行なわれておらず、集約化のみによって長期的に農地を維持することは困難であることが示唆される。第三に、不動産に依存している場合には、大規模な農家ほど、

図1—立地および不動産賃貸所得への依存有無による農業の継続可能性



農地維持が可能であるが、逆に、不動産に依存しない場合、面積が大きくとも、農地は減少傾向にある。第四に、農業のタイプは顕著な差を見いだせなかったが、販路の多角化が、売上高の増加に貢献する一方で、農地減少にも影響を与えていることを示した。農地が減少し、小規模となっても、販路の多角化によって販売額を上げ、農業が継続されている実態を示していると思われる。

以上をもとに、政策に対するインプリケーションを提示する。日本では、他の先進国と同じように、農地保全制度（生産緑地）と税制の優遇をセットにした政策がとられてきた。縮退する大都市の郊外のもとで、今後、次のような視点が必要となると考えられる。

本稿の結果をもとに、農業継続性と立地との関係を示すと図1のようになる。都心に近い地域では、不動産賃貸所得を生活基盤としながら、今後も農業を継続することが可能と考えられる。農家所得に占める農業所得の割合は低く、むしろ職業としての農業や農地所有の主観的選好が農業継続に寄与している。こうした地域では、多面的機能の発揮が期待される。ただし、相続等によって農地所有者が変われば、再び投機的な土地利用が行なわれるおそれもあるため、ゾーニングによって農地を保全する必要がある。不動産所得が農地保全につながっていることから、宅地への資産課税の強化は、農地を減らすことにつながる。むしろ、農家開放や伝統的家屋の保存などによる課税削減の検討の余地がある。2018年の改正以前の制度は、農家が自身の

所有農地で耕作する権利を保障するという意義もあったが、生産緑地の貸借を認めることにより、自身で耕作しない農地所有者の課税軽減が社会的に受容されるような根拠が、いっそう強く求められる。すなわち、都市に農地が存在することの価値やサステイナビリティの評価が、より厳密に求められることとなる。

都心から離れると、不動産収益は次第に下がり、それのみでは家計を維持することはできなくなる。すなわち、大都市郊外の縮退によって、より大きな影響を受けるのは郊外地域の農業である。これらの地域は、方針転換が必要な地域（いわば hotspot）である。住宅供給が適切な水準まで下がるまでには長期間を要し、無秩序な低利用地の発生、および厚生の低下につながる。したがって、地域の土地利用ビジョンのもとで、空閑地を再生し、農地の創出も含めて土地利用調整を進めていく必要がある。

今後の郊外地域での農業振興の方策としては、事業多角化の推進が考えられる。さらに、2018年の制度改正に伴い、借地による規模拡大によって農業所得を向上させる道が開かれた。各種調査の結果によると、生産緑地を転用せずに貸付を希望する農家は少なくない。これは自身で管理することが負担、あるいは、祖先から受け継いだ農地を維持したい、といった理由による。なお、地代水準が高いと農地の流動化は進みにくいが、貸し手にとっては相続税の納税猶予制度を引き続き受けられるため、低い借地地代であっても生産緑地を貸すインセンティブは残る。ただし、借り手の借地需要の競合が起きると地代は高くなる。したがって、より支払い地代の高い集約的な農業が広がる可能性がある。とはいえ、上記の制度改正では、使用貸借（地代なし）であれば相続発生時に貸借契約を解除することが可能とされたこともあり、制度改正以降、地代を無料とする生産緑地貸借のケースが少なくない。近年、郊外地域では多くの新規就農の事例もみられる。彼らは投機志向よりも農業志向が強く、有望な農業経営として期待できる。

＊本稿は Yagi and Garrod（2018）をもとに再構成した。住宅経済研究会（2019/12/26）において委員各位から有益なコメントを得た。

注

1）30年間の営農により固定資産税が農地評価となり、終生の営農により、農地に対する相続税納税猶予の対象とされた。2018年の都市農地貸借法により、一定の条件を満たせば、生産緑地を貸し出しても、相続税納税猶予制度を受けられることになった。

2）簡単化のため、家族サイクルに伴う家計支出の変動は、金融によって平年化されると仮定する。また、多くの都市農家の実態にかんがみ、収入は農業と不動産のみであり、他の収入は無視しうるものとする。

3）いま、税引き前の収益をR_b、税引き後の収益をR_aとし、土地価格に対する税率をｔとすると、１㎡当たりの税額は tP。したがって、税引き後収益は、$R_a = sP = (R_b - tP)$である。それぞれをＰについて解くと、$P = R_b/(s+t) = R_a/s$となる。よって、ｓは税率ｔの影響を考慮した地価に対する収益率として定義できる。

4）例えば、30年間に１回売却すると想定すると1/30となる。以下では、$\gamma=0$を目標とした農家行動を定式化するため、ｘの値は検討結果に影響しない。

5）相続税は累進性ではあるが、例えば東京都郊外について、農家が支払う固定資産税と年当たり相続税の金額を地価と試算するとほぼ比例状態となる。

6）農家は、都市化が進行しても家屋を手放さないという指摘もある。三大都市圏の屋敷地の平均面積は941㎡（農業会議）。

7）$\gamma=0$のとき、(3)式と(5)式の分子の構成要素は同一であることに注目する。いま、$\gamma=0$かつ(5)式の分子がネガティブのとき、(3)式の分子もネガティブとなる。(3)式の分母は$A(sP-R)$であり、$R>sP$でない限りポジティブである。これは都市近郊では一般的ではない。よって、$\alpha \geqq 0$となるためには、おそらく$\gamma>0$となる必要がある。

8）例えば、Inner London の人口密度（2011年）は、10122.1人/㎢、Outer London は3949.3人/㎢である。カリフォルニア州で最も人口密度の高い San Francisco カウンティの人口密度は、6633人/㎢（面積は18㎢）である。

9）販売農家とは、経営耕地面積30a 以上もしくは販売額50万円以上である農家である。ただし、多くの小規模な農家が含まれており、販売農家であっても農産物の販売に力を入れているとは限らない。

10）この指数はq_iを販路ｉの売上高比率として、Diversity $= 1 - \sqrt{\sum q_i^2}$、と定義される（Culas and Mahendrarajah 2005）。販路の選択肢は、庭先直売（有人）、庭先直売（無人）、共同直売所、卸売市場、生協、学校給食、小売店（量販店含む）・専門業者、宅配、飲食店、体験農園、観光農園、その他の12種類である。

11）売上高に対する所得率を50％とし、割引率を控え

めに２％と見積もって換算した農業収益還元地価は、平均値で２万4600万円/㎡、最高値で36万7500円/㎡となり、多くは宅地地価（表１）よりも低い。

12）対象地域では、国分寺市と小平市の境界辺りが該当する（都心から22㎞、地価25万円/㎡程度）。この地点において、税引き後の不動産収益率を２％とすれば、5000円/㎡程度の収益となり、10a の不動産で500万円の所得が見込める。平均的な自宅敷地等への課税額は、年平均換算で350万円程度と見込まれる。

参考文献

Adelaja, A., K. Sullivan, and Y. G. Hailu（2011）"Endogenizing the Planning Horizon in Urban Fringe Agriculture," *Land Use Policy*, Vol.28(1), pp.66-75.

Culas, R. and M. Mahendrarajah（2005）"Causes of Diversification in Agriculture Over Time: Evidence from Norwegian Farming Sector," 11th EAAE Congress（Conpenhagen）.

Eagle, A. J., D.E. Eagle, T.E. Stobbe, G.C. van Kooten（2015）"Farmland Protection and Agricultural Land Values at the Urban-Rural Fringe: British Columbia's Agricultural Land Reserve," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.97(1), pp.282-98.

Edelman, M. A., J. Roe, and D.B.Patton（1999）"Land Use Conflict: When City and County Clash"（National Public Policy Education Committee in Cooperation with the Farm Foundation）.

Erickson, D. L., S.L.Taylor, and E.V.Mendez（2011）"Landowner Willingness to Embed Production Agriculture and Other Land Use Options in Residential Areas of Chittenden County, VT," *Landscape and Urban Planning*, Vol.103(2), pp.174-84.

Fernandez-Cornejo, J., C. Hendricks, and A. Mishra（2005）"Technology Adoption and Off-Farm Household Income: The Case of Herbicide-Tolerant Soybeans," *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol.37(3), pp.549-63.

Gottlieb, Paul D., B. J. Schilling, K. Sullivan, J. D. Esseks, L. Lynch, and J. M. Duke（2015）"Are Preserved Farms Actively Engaged in Agriculture and Conservation?" *Land Use Policy*,Vol. 45, pp.103-16.

Heimlich, R. E. and D.H.Brooks（1989）"Metropolitan Growth and Agriculture: Farming in the City's Shadow," *Agricultural Economic Report*, No.619.

Heimlich, R.E. and W.D.Anderson（2001）"Development at the Urban Fringe and Beyond: Impacts on Agriculture and Rural Land," Agricultural Economic Report, No. 803.

Hite, D., B.Shongen, and J.Templeton（2002）"Property Tax Impacts on the Timing of Land Use Conversion," Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association（Chicago）.

Hoppe, R. A., and P. Korb（2001）"Farm Operations Facing Development: Results From the Census Longitudinal File," Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association（Chicago）.

Inwood, S. M., and J. S. Sharp（2012）"Farm Persistence and Adaptation at the Rural -Urban Interface: Succession and Farm Adjustment," *Journal of Rural Studies*, Vol.28(1), pp.107-17.

Kimhi, A., and R.Bollman（1999）"Family Farm Dynamics in Canada and Israel: The Case of Farm Exits," *Agricultural Economics*, Vol.21(1), pp.69-79.

Lopez, R. A., A.O. Adelaja, and M.S.Andrews（1988）"The Effects of Suburbanization on Agriculture," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.70(2), pp. 346-58.

Lynch, L., and S. J. Lovell（2001）"Factors Influencing Participation in Agricultural Land Preservation Programs," Department of Agricultural and Resource Economics Working Paper, University of Maryland.

Marin, M. C.（2007）"Impacts of Urban Growth Boundary Versus Exclusive Farm Use Zoning on Agricultural Land Uses," *Urban Affairs Review*, Vol.43(2), pp. 199-220.

Mishra, A.K., H. S. El-Osta, M.J. Morehart, J. D. Johnson, and J.W.Hopkins（2002）"Income, Wealth, and the Economic Well-Being of Farm Households," *Agricultural Economic Report*（No.812）.

Rilla, E. L. and A.D.Sokolow（2000）"California Farmers and Conservation Easements: Motivations, Experiences, and Perceptions in Three Counties," University of California Agricultural Issues Center, Research Paper No. 4.

Schwartz, S. I., D.E. Hansen, and T. C.Foin（1975）"Preferential Taxation and the Control of Urban Sprawl: An Analysis of the California Land Conservation Act," *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 2(2), pp.120-34.

Stobbe, T. E., G. Cotteleer, and G.C. van Kooten（2009）"Hobby Farms and Protection of Farmland in British Columbia', *Canadian Journal of Regional Science*, Vol. 32(3), pp.393-410.

Towe, C. A., C.J.Nickerson, and N. Bockstael（2008）"An Empirical Examination of the Timing of Land Conversions in the Presence of Farmland Preservation Programs," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.90(3), pp.613-26.

Yagi,H. and G.Garrod（2018）"The Future of Shrinking Suburbs: The Impact of Real Estate Income and Housing Costs," *Land Use Policy*, Vol.76, pp.812-822.

論文

マンション共用施設が住戸の中古取引価格に与える影響

田島夏与

はじめに

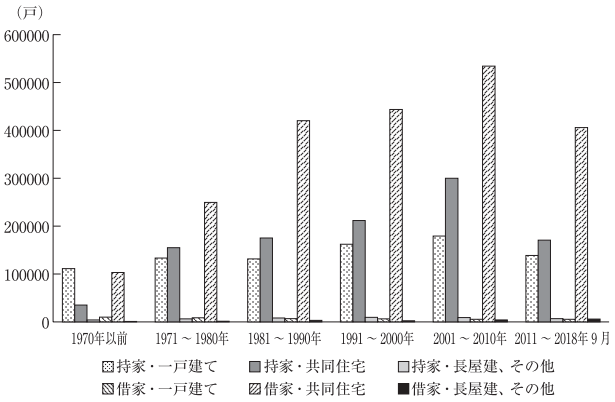
大都市への人口の集中が進むなか、共同住宅に居住する世帯の割合は増加している[1)]。2018年住宅・土地統計調査によれば、東京都特別区で住宅に居住する483万世帯の77.6%にあたる374万世帯が共同住宅に住んでいて、持ち家に居住する198万世帯に限っても54.5%にあたる108万世帯が共同住宅に住んでいる。図1に示すように比較的新しい住宅ストックで持ち家の共同住宅の数が多いことがわかる。

マンション住戸を購入して居住する世帯にとって、その価値は家計資産の大部分を占めるものとなる。平成26年全国消費実態調査結果によれば、東京都特別区に居住する2人以上世帯の平均総資産額6658万円の79%（5273万円）は不動産である。全国ではこの割合は67%（平均総資産額3490万円に対し不動産2324万円）であり、地価の高い都市部の家計にとって、住宅の資産価値の重要性が高いことがわかる。

1962年に定められた区分所有法は、集合住宅の区分所有者はそれぞれの住戸の専有部分だけでなく共用部分（土地、建物の構造部分、エントランスや廊下、エレベータ、集会室などさまざまな共用施設）を専用部分の床面積に応じた割合で共有する権利を持つことを定めている。また、共用部分の維持管理は区分所有者を構成員とする管理組合によって行なわれ、管理会社への委託や大規模修繕その他の決定はその議決によってなされる。

マンション住戸の住宅としての質は、専有部分、共用部分の双方の質や状態によって決まり、住戸の取引価格の決定要因になっていると考えられる。一方で、既存の研究で用いられるデータベースに含まれる情報は専有部分に関わる情報（住戸の専有部分の面積、条件、設備等）に偏っていた。そのため、消費者がマンション住戸を購入する際には専有部分と共用施設について総合的に検討して支払意思を形成していると考えられるにもかかわらず、これまでの住宅取引データを用いた分析の中では十分に把握することができず、そのために共用施設が住宅の価値としてどのように市場で評価されているかを実証する研究は Yoshida and Sugiura（2015）、Diewert and Shimizu（2016）、岡野（2019）などごく少数に限られていた。海外に目を向けても、コンドミニアム住戸の取引価格を用いて周辺環境や眺望に対する支

図1—東京都特別区における所有・建て方別の住宅のストック



払い意思額を推定する研究は Ahlfeldg and Maenning (2010)、Conroy et al. (2013)、Jim and Chen (2009)、Tajima (2003) をはじめ数多く存在するが、コンドミニアムの中の共用部分を直接的な説明変数として用いた研究は香港の高級コンドミニアムを対象にフィットネス施設の有無による価格の差異を分析した Mok, et al. (1995)、シンガポールのコンドミニアム敷地内の植栽の面積や質が住戸の取引価格に与える影響を推定した Belcher et al. (2019) のほかにはほとんど見受けられない。本稿は、初めて日本の分譲マンションについて共用施設の有無が中古取引価格に与える影響を評価した Tajima (2019) を日本の読者向けに再構成したものである。

1970年代以降にマンションが多く開発されるようになって競争的な市場が生じ、各社は特徴的な共用施設を提供することによって差別化を図ってきた。施設によっては新築時に魅力を与えても維持費の負担が後々の管理に重荷になることも考えられ、さまざまな施設が中古取引価格に与える影響が建築後の年数を経るにつれてどのように変化するのかを把握することも重要である。

そこで本研究では、あるディベロッパーから提供された16年間（2000年～2015年）の東京23区内における分譲マンション211物件における2697件の中古取引データと各物件についての共用施設に関する情報を紐づけることにより、ヘドニック価格法の枠組みによって、

①各種共用施設の有無が再販価格に与える影響
②各種共用施設が価格に与える影響の時間による変化

を明らかにした。

結論の概要は以下の通りである。

⑴他の要因を一定とすると、集会室等の会議を行なうことができるスペースがあることは（ない場合と比較して）住戸の再販価格をおよそ7%、屋外でコミュニティイベントを開催することができるスペースがあることは6.5%、中庭があることは14.1%上昇させる。

⑵共用施設の有無が再販価格に与える影響の時間的な変化を示すために「施設の有無」と「建築後年数」の交差項を設けて分析すると、会議スペースがあることは建築後の年数が浅いうちは再販価格に対してマイナスの働きをするが、建築後の年数を経るにしたがって価格を押し上げる効果を持つことがわかった。建築後まもなくは価格を8.2%低下させるが、その後毎年1.1%ずつ価格を上昇させるので、建築後約7年を経過した時点で会議スペースがある物件の再販価格がない物件の再販価格を上回るようになると考えられる。

本稿は次の構成に従う。第1節では研究の背景を整理する。第2節では、研究の方法と推定の枠組みを説明する。第3節で使用したデータを説明する。第4節では結果を示す。

著者写真

たじま・かよ
1973年東京都生まれ。東京大学農学部卒、建設省都市局勤務を経てタフツ大学大学院修了（Ph.D. in Interdisciplinary Studies）。立教大学経済学部経済政策学科専任講師、准教授を経て2016年より教授。共編著『再生する都市空間と市民参画―日中韓の比較研究から』（2014年、クオン出版）等

1 研究の背景

この研究はマンション内の共用施設が住戸の中古取引価格に与える「処置効果」を推定することを目的とするが、東京では立地によって住宅および土地の価格に大きな差異があることが知られている。ディベロッパーがマンションを開発する際の戦略として、いわゆる高級住宅地では高価格帯での販売が見込めるためにより質の高い（専有部分の床面積が大きく、豊富な共用施設のある）物件を建設し、土地や住宅の価格が低廉な地域においては床面積がコンパクトで共用施設も限定した物件が低価格で分譲される。このように立地ごとの特性が住宅の質と価格の双方に影響を与える交絡要因となっている

と考えられる。

この問題に対処してマンション共有施設が価格に与える影響を評価するには地域ごとの固定効果を推定するなどの方法が考えられる。一方で、本研究で利用したマンション取引データでは一つの地域に一つの物件しかないケースも多く、物件の共用施設の効果と地域の環境の差異による固定効果を識別することが困難である。

陣内（1985）は建築史の観点から、東京の地域の特性は江戸期に自然地形に基づいて標高の高い地域を広い敷地を持つ武家地とし、標高の低い地域を地割の小さな町人地とする土地利用が定められ、これが現代に至るまで「山の手」と「下町」の都市の形態の差として受け継がれていることを指摘した。旧武家地の多くは現代でも公園・庭園・博物館や大学等の教育機関となって地域公共財の役割を果たしたり、地域の文化資本を高めたりする役割を果たしている。早川・田島（2017）は国土交通省の不動産取引情報の「中古マンション等」データを用いて、このデータが提供する最小の地域区分「町」（たとえば豊島区「西池袋」）が取引価格に与える固定効果に当たる部分が、その町の重心の標高と東京23区の雇用の重心（千代田区永田町付近）からの距離で説明されることを示した。本研究ではこの方法に倣って標高をコントロール変数として加えた形で住宅価格関数を推定することによって、不完全ではあるが立地による交絡要因の問題に対処し、共用施設の有無がマンション住戸の中古取引価格に与える影響を明らかにする。

2 研究の方法

現在の東京都内のマンション住戸のストックは1962年に区分所有法が施行された頃から蓄積されてきたものだが、多くのディベロッパーが参入して市場が競争的になるなかで、各社はさまざまな共用施設を提供して物件を差別化し、新築分譲時の市場の評価を高めようとしてきた。マンションを建設するディベロッパーは、対象となる土地や指定容積率等の制限の中で土地、床面積や建設費用といった資源をどのように分配するのかを決定する。共用部分をすべての区分所有者が共有することから、住戸数の多い物件においては管理組合の理事会等を行なうための集会室など、多くの共用施設を設置する。このスペースは住民間の親睦を深めるようなイベントにも利用されることがある。なかには、屋外でのイベントを行なえるような空間や植栽のある中庭を備えたマンションもある。また、エレベータから住戸までをつなぐ通路は共用施設であるが、これを（一般的な外廊下に対して）高級感のある内廊下にした物件、フロア内を長い廊下でつなぐ代わりに2住戸ないしは3住戸ごとに1つエレベータを設けた物件、屋内に駐車場を設けた物件などが見られる。

本研究の第一の貢献は、マンションの物件ごとの共用施設の有無を紐づけたマンション住戸の中古取引価格の営業データを用いることで、共用施設がマンション価格に与える影響を明らかにすることである。第二の貢献は、16年間にわたる取引価格のデータを用いることにより、共用施設が価格に与える影響の経時変化を明らかにすることである。

Diewert and Shimizu（2016）は加法モデルを用いて土地と建物の価格を分けて推定しているのに対し、本研究では立地や建物の質は住戸の単位面積当たりの価格に影響を与えると仮定する。このため、DiPasquale and Wheaton（1996）と同様の乗法モデルによるヘドニック価格関数を仮定する。住戸iがマンション（建物）jの中にあり、t期に取引されたときのヘドニック価格を次の式で表す

$$\log(p_{i,t})=\alpha+\sum_{k}\beta_k X_{k,i}+\sum_{l}\gamma_l Z_{l,j}+\delta Y_j+\sum_{t}\theta_t D_t+u_i, \quad (1)$$

$X_{k,i}$ は取引された住戸iの特徴kを表す変数で、専有部分の床面積（㎡）（k＝1）、住戸の位置する階数（k＝2）、南向き（南西、南東向きを含む）ダミー（k＝3）を含む。

$Z_{l,j}$ はマンションの物件jの特徴lを表す変

数で、マンション内の住戸数（l＝1）、建物の総階数（l＝2）、集会室など住民間の会合ができるスペースの有無ダミー（l＝3）、屋内イベントスペース(4)、屋外イベントスペース(5)、中庭(6)、中廊下(7)、屋内駐車場(8)、２戸・３戸に一つのエレベータ(9)がある。また、立地に関わる変数として物件ｊから最寄り駅までの徒歩（分）（l＝10）、物件ｊが所在する町の重心からCBDへの距離（km）(11)、町の標高の平均（m）(12)を含んでいる。

Y_jは建物ｊの取引時点での築年数、D_tは取引時点を示すダミー変数（ｔ年に取引が行なわれていると１、それ以外で０）、u_iは残差である。

(1)式では建物全体の減価償却をδとして表現しているのに対し、異なる種類の施設が減価償却に異なる影響を与えるモデルを(2)式で示す。ここでは建物ごとに異なる特徴lが減価償却に与える効果を建物の年数と施設に関する変数の交差項（$Z_{l,j}\times Y_j$）を導入することによってδ_lを推定する。

$$\log(P_{i,t})=\alpha+\sum_k\beta_k X_{k,i}+\sum_l\gamma_l Z_{l,j}+\delta_0 Y_j+\sum_l\delta_l(Z_{l,j}\times Y_j)+\sum_t\theta_t D_t+u_i, \quad (2)$$

ここで、δ_0で示す一般的な減価償却のパラメーターは負の値を取ると期待される一方で、δ_lが正の値をとるときは施設lがあることによって住宅の価格を高く維持する効果を持っていると解釈できる。

図２―物件タイプごとの立地

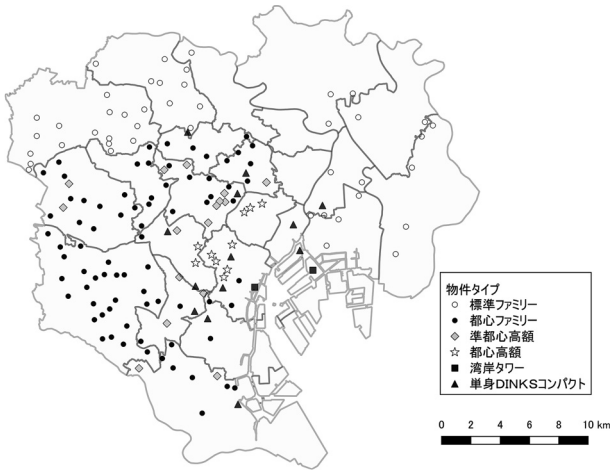


表１―物件タイプごとの特徴

物件タイプ	標準ファミリー	都心ファミリー	準都心高額	都心高額	湾岸タワー	単身DINKSコンパクト
物件数	60	105	22	16	2	17
観測（取引住戸）数	889	1111	188	519	455	147
取引住戸の平均値						
取引価格（万円）	2910	5210	7840	13300	6940	3860
専有部分面積（㎡）	70.48	72.78	101.74	90.4	79.14	64.49
物件内住戸数	674.94	122.5	173.71	340.03	1169.82	63.51
築年数	1989	1997	1994	2004	2007	2002
取引年	2007	2007	2009	2010	2010	2009
会議スペースダミー	0.6	0.45	0.29	0.91	1	0.08
屋内イベントスペースダミー	0.39	0.14	0.38	0.89	1	0
屋外イベントスペースダミー	0.43	0.05	0.07	0.04	0	0.12
中庭ダミー	0.5	0.37	0.41	0.65	1	0

3 データ

この研究で用いたデータは、国内最大手のマンションディベロッパーの一つが開発し、そのグループの管理会社が管理を受託している東京都23区内に立地している物件のうち、当該物件の管理組合が住民間の交流に関する調査に協力した物件を対象とした。合計222の物件がこの基準に合致し、ディベロッパーから共用施設に関する情報は個々の物件の新築分譲時の資料をもとに提供を受けた。また、これらの物件で2000年１月～2015年２月に取引された住戸のうち企業グループ内の仲介業者が取り扱った3307件の取引情報の提供を受け、結合して分析に用いた。ディベロッパーからは、開発時に用いた物件タイプ（ブランド種別）についても情報提供を受けた。図２に対象とした物件の大まかな位置（所在する住所の「町」）の重心）を示し、また表１には物件タイプごとに主たる変数の要約統計量を示す。

東京における地価は都心部で最も高いが、表１からは「都心高額」と分類された物件内の住

表 2―分析に用いた取引住戸の基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
P: 中古取引価格（万円）	6090	5960	594	96500
X_1: 専有面積（㎡）	77.24	57.93	30.83	2739.3
X_2: 住戸の所在する階数	9.96	10.47	1	52
X_3: 南向きダミー	0.5	0.5	0	1
Y: 取引時の築年数	11.78	9.54	1	42
Z_1: 住戸数	462.69	629.01	8	2039
Z_2: 建物の階数	19.78	15.54	3	52
Z_3: 会議スペースダミー	0.62		0	1
Z_4: 室内イベントスペースダミー	0.46		0	1
Z_5: 屋外イベントスペースダミー	0.22		0	1
Z_6: 中庭ダミー	0.52		0	1
Z_7: 中廊下ダミー	0.47		0	1
Z_8: 屋内駐車場ダミー	0.51		0	1
Z_9: 2 戸／ 3 戸エレベーター	0.12		0	1
Z_{10}: 駅徒歩（分）	7.44	3.41	1	23
Z_{11}: CBDへの距離（km）	7.64	3.70	0.886	15.33
Z_{12}: 町重心の標高（m）	22.56	14.26	−0.71	53.89
観測数		2,697		

表 3―国土交通省データの基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小	最大
P：中古取引価格（万円）	3040	2840	50	140000
X_1: 専有面積（㎡）	47.05	25.29	10	860
Y: 築年数	16.13	11.59	1	68
Z_{10}: 駅徒歩（分）	7.05	4.37	0	29
Z_{11}: CBDへの距離（10km）	7.94	3.56	0.013	16.94
Z_{12}: 町重心の標高(m)	16.96	15.11	−1.14	53.89
観測数		85,848		

注）回帰係数の下段の数値はクラスターを考慮した標準誤差。回帰係数の * は $p<0.1$、** は $p<0.05$、*** は $p<0.01$ であることを示す。

戸が平均で1.3億円という高額で取引されていることがわかる。「湾岸タワー」は２棟の住戸数が各1000戸を越える大型物件である。この２つのカテゴリではすべての物件が「屋外イベントスペース」を除くすべての種類の共用施設を備えている。対照的に、「コンパクト」タイプのマンションでは単身あるいは２人世帯を主たるターゲットとした小さい住戸を中心としていて、住民間の交流のための共用施設はほとんど提供されていない。また、図２に見られるように東京都23区の中でもマンションのカテゴリは地域的に偏って分布している。このことからも、立地という要因がマンション住戸の価格と、共用施設を含めたさまざまな住宅の特徴に影響を与えている可能性が考えられる。このような制約のなかでベースラインとなる住宅価格関数を推定するために、早川・田島（2017）で用いた大規模データ（国土交通省不動産取引情報）を用いて分析を行なった。このデータにはマンション共用施設についての情報が含まれないが、立地する地域の町名と最寄り駅、徒歩分数が含まれているため、GIS 上で町の重心の位置を得ることによって、立地する地域の地理的な要因と紐づけた。

表２に本研究で用いたディベロッパー提供のデータの基本統計量を示す。共用施設等の詳細な情報を有しているが、表３に示す国土交通省データ（2006年１月から2015年12月までの取引）と比べると、観測数や立地する地域が非常に限られている。ディベロッパーデータの取引価格の平均6090万円、専用部分の床面積の平均は77.24㎡と国土交通省データのそれぞれ3040万円、47.0㎡と比較して著しく大きく、マンション市場のなかでもいわゆる高級物件を中心に構成されていることがわかる。また、ディベロッパーの物件は国交省データの物件と比較してより新しく、都心に近く、標高が高いところに立地していた。

国土交通省のデータを用いた早川・田島（2017）では、東京都23区内の846のいずれかの「町」（例：豊島区西池袋）に立地していることが中古マンション取引価格に与える影響を固定効果として推定した。また、それぞれの町の重心の CBD からの距離と平均標高、23の区についてのダミー変数を説明変数に加えると、固定効果と同程度の説明力を得られることを示した。東京の地域的な特性が山の手・下町と呼ばれる地形的な特徴でしばしば表現されることからも、標高を近隣環境の指標や自然災害リスクの代理変数とすることは合理的であると判断し、本研究も町の平均標高を立地についてのコントロール変数として用いた。

表４に、国土交通省とディベロッパーのデータを用いて、共通する説明変数を使って中古マンション取引価格の回帰分析を行なった結果を示す。ここで使った変数はディベロッパーのデータを分析する際のコントロール変数として用いた。このうち多くの独立変数との相関係数が

表 4―ベースライン住宅価格関数の推定結果

データ提供元	国土交通省	国土交通省	ディベロッパー	ディベロッパー
$\log X_1$：専有面積（㎡）	0.957***	0.961***	1.196***	1.158***
	0.002	0.002	0.068	0.072
Y：築年数	−0.023***	−0.023***	−0.026***	−0.019***
	0.000	0.000	0.001	0.001
リフォーム済みダミー	0.115***	0.124***		
	0.003	0.002		
Z_{10}：駅徒歩（分）	−0.012***	−0.010***	−0.016***	−0.016***
	0.000	0.000	0.002	0.001
Z_{11}：CBDへの距離(10km)	−0.047***	−0.036***	−0.058***	−0.029***
	0.000	0.001	−0.002	0.003
Z_{12}：町重心の標高（m）	0.063***	0.019***	0.073***	0.081***
	0.001	0.002	0.004	0.010
D_t：四半期固定効果	Y	Y	N	N
D_t：年固定効果	N	N	Y	Y
$Z_{12..30}$：区固定効果	N	Y	N	Y
定数	13.998***	13.957***	13.050***	12.992***
	0.014	0.015	0.290	0.298
N	85848	85848	2697	2697
決定係数	0.787	0.830	0.829	0.882
自由度調整済み決定係数	0.787	0.830	0.827	0.881

注）回帰係数の下段の数値はクラスターを考慮した標準誤差。回帰係数の * は $p<0.1$、** は $p<0.05$、*** は $p<0.01$ であることを示す。

大きかったのは $\log Z_1$（物件内の住戸数）で、$\log Z_2$［建物の階数（R＝0.81）］、会議スペースダミー（R＝0.77）、屋内イベントスペースダミー（R＝0.77）、中庭ダミー（R＝0.59）と高い相関を有していた。このことは、住戸数が多くなるにつれて共用施設を提供するための一戸当たりの費用が低下し提供しやすくなることと整合的である。

4 結果

表５は回帰分析の結果を示す。(1)列、(2)列および(3)列は(1)式を用いた推定結果である。すべてのモデルにおいて99％の信頼水準で統計的に有意な係数は、正の値が専用部分の床面積、住戸の階数、立地する町の標高の係数、負の値が建築後年数、最寄り駅からの徒歩距離、CBDからの距離であった。

(1)列は、マンションの共用施設に関わる変数 Z_3–Z_9 を説明変数に含めていないモデルで、$\log Z_1$（住戸数）の係数からは住戸数が１％増加するごとに住戸の取引価格が0.019％高くなると解釈でき、大規模物件であることが高い取引価格に結び付くことが示唆される。しかし、(2)列で共用施設についての変数を加えると $\log Z_1$ の係数は負に、変数 Z_3–Z_7 はすべて99％信頼水準で正の値となる。この結果からは、共用施設に関する変数を含めない(1)列のモデルでは脱落変数バイアスによって住戸数が価格に影響を与えるように見えていた可能性が示唆される。共用施設をコントロールすると、住戸数が大きいことは価格に負の影響を与えていることがわかる。住戸数を統制したうえで各種の共用施設があることが住戸の取引価格を上昇させる効果は、会議スペースが７％、屋内イベントスペースが3.9％、屋外イベントスペースが6.5％、中庭が14.1％、そして中廊下は4.4％であることが示唆された。平均の取引価格が6090万円であることを考えると、共用施設の価値は相当大きいことがわかる。

(3)列の推定では $\log Z_1$（住戸数）を説明変数から除いた結果を示している。この時の効果は会議スペースが2.8％、屋外イベントスペースが5.1％、中庭が13.1％、そして中廊下は5.2％となる。

表６では(2)式を用いた推定結果を示している。建築後年数との交差項を含めることにより、各変数が価格に与える影響を新築時の付加価値としての初期効果と１年経過するごとの変化に分解する。

(4)列の結果は、住戸数をコントロールした条件下での個々の共用施設が価格に与える影響を推定したものである。屋外イベントスペースは住戸の取引価格を初期に14.3％増加させ、この効果は毎年0.6％ポイントずつ減少し、23.8年間にわたって価格に正の影響を与えることを示している。同様に、中庭の付加価値は新築当初26.3％から毎年1.2％ポイントずつ減少、中廊下は建築後の年数にかかわらず7.8％の価格上昇をもたらしていると示唆される。また、この条件下では会議スペースは初期効果も経年変化

表 5—共用施設が価格に与える影響の推定結果

	(1) 共用施設なし	(2) 共用施設あり	(3) 住戸数なし
$\log X_1$: 専有面積（㎡）	1.129***	1.079***	1.081***
	0.015	0.015	0.015
$\log X_2$: 住戸の階数	0.066***	0.070***	0.069***
	0.006	0.006	0.006
X_3 : 南向きダミー	0.006	0.015***	0.016***
	0.009	0.008	0.008
$\log Z_1$: 建物住戸数	0.019***	−0.038***	
	0.007	0.009	
$\log Z_2$: 建物階数	−0.019	−0.036***	−0.059***
	0.013	0.014	0.013
Y : 築年数	−0.019***	−0.019***	−0.019***
	0.001	0.001	0.001
Z_3 : 会議スペースダミー		0.070***	0.028*
		0.017	−0.015
Z_4 : 室内イベントスペースダミー		0.039***	0.013
		0.017	0.016
Z_5 : 屋外イベントスペースダミー		0.065***	0.051***
		0.019	0.018
Z_6 : 中庭ダミー		0.141***	0.131***
		0.012	0.012
Z 7 : 中廊下ダミー		0.044***	0.052***
		0.014	0.014
Z_8 : 屋内駐車場ダミー		0.018	0.019
		0.014	0.014
Z_9 : 2 戸／ 3 戸エレベーター		−0.006	−0.006
		0.015	0.015
Z_{10}: 駅徒歩（分）	−0.014***	−0.016***	−0.016***
	0.001	0.001	0.001
Z_{11}:CBDへの距離（km）	−0.029***	−0.031***	−0.033***
	0.003	0.003	0.003
Z_{12}: 町重心の標高（m）	0.101***	0.080***	0.085***
	0.007	0.008	0.008
定数	12.891***	13.362***	13.253***
	0.076	0.083	0.079
N	2697	2697	2697
決定係数	0.890	0.898	0.897
自由度調整済み決定係数	0.888	0.896	0.895

注）回帰係数の下段の数値はクラスターを考慮した標準誤差。回帰係数の * は p<0.1、** は p<0.05、*** は p<0.01 であることを示す。

表 6—共用施設および共用施設と建築後年数の交差項が価格に与える影響の推定結果

	(4) 共用施設あり	(5) 住戸数なし
$\log X_1$: 専有面積（㎡）	1.061 ***	1.075 ***
	0.077	0.076
$\log X_2$: 住戸の階数	0.091 ***	0.091 ***
	0.01	0.01
X_3 : 南向きダミー	0.005	0.006
	0.013	0.013
$\log Z_1$: 建物住戸数	−0.099 ***	
	0.016	
$\log Z_2$: 建物階数	0.005	−0.054 **
	0.022	0.021
Y : 築年数	−0.032 ***	−0.019 ***
	0.005	0.004
Z_3 : 会議スペースダミー	0.023	−0.082 ***
	0.032	0.025
Z_4 : 室内イベントスペースダミー	0.058 *	−0.002
	0.032	0.029
Z_5 : 屋外イベントスペースダミー	0.143 ***	0.112 ***
	0.039	0.036
Z_6 : 中庭ダミー	0.263 ***	0.231 ***
	0.024	0.023
Z_7 : 中廊下ダミー	0.078 **	0.084 **
	0.04	0.039
Z_8 : 屋内駐車場ダミー	−0.041	−0.041
	0.028	0.028
Z_9 : 2 戸／ 3 戸エレベーター	0.015	0.007
	0.026	0.026
Z_{10}: 駅徒歩（分）	−0.025 ***	−0.025 ***
	0.003	0.003
Z_{11}:CBDへの距離（km）	−0.030 ***	−0.039 ***
	0.007	0.007
Z_{12}: 町重心の標高（m）	0.080 ***	0.082 ***
	0.014	0.014
$\log X_2 Y$	−0.002 ***	−0.002 ***
	0.001	0.002
$X_3 Y$	0.001	0.001
	0.001	0.002
$\log Z_1 Y$	0.008 ***	
	0.001	
$\log Z_2 Y$	−0.007 ***	−0.001
	0.002	0.002
$Z_3 Y$	0.003	0.011 ***
	0.002	0.003
$Z_4 Y$	−0.002	0.003
	0.002	0.002
$Z_5 Y$	−0.006 ***	−0.003
	0.002	0.002
$Z_6 Y$	−0.012 ***	−0.008 ***
	0.002	0.001
$Z_7 Y$	−0.002	−0.003 *
	0.002	0.002
$Z_8 Y$	0.002	0.001
	−0.002	−0.002
$Z_9 Y$	−0.002	−0.001
	−0.002	−0.002
$Z_{10} Y$	0.001 ***	0.001 ***
	0	0
$Z_{11} Y$	−0.001 ***	−0.001 ***
	0	0
$Z_{12} Y$	0.002 ***	0.002 ***
	0.001	−0.001
定数項	13.627 ***	13.384 ***
	0.335	0.323
観測数	2697	2697
決定係数	0.907	0.905
自由度修正済み決定係数	0.904	0.902

注）回帰係数の下段の数値はクラスターを考慮した標準誤差。回帰係数の * は p<0.1、** は p<0.05、*** は p<0.01 であることを示す。

も統計的に有意ではなかった。

(5)列ではマンション内住戸数を統制しないモデルの推定結果を示している。この条件の下では、会議スペースがあると当初8.2%価格が下がるが、毎年1.1%ポイントずつ上昇させるため、建築後7.5年以降は価格に正の影響を及ぼすことが示唆される。屋外イベントスペースは価格を11.2%押し上げ、年数を経ての変化は統計的に有意ではなかった。同様に中庭は当初23.1%価格を押し上げ、毎年0.8%ポイントずつ低下するものの、価格に対する正の影響は29年に及ぶ。中廊下は当初8.4%価格を押し上げる効果を持ち、毎年0.3%ポイントずつ低下す

る。これらの結果は、分析に用いたデータの建築後年数（０－40年）の範囲の大部分の期間において共用施設が価格を押し上げる効果を有していることを示唆している。

結果を踏まえると、共用アメニティ施設を含めずにマンションの価格の構成要素を推定すると除外変数バイアスによって住戸数の係数（γ_1）が過大に推定されていることがわかる。共用施設の変数を含めることによって、消費者が住宅のどのような特徴に対して支払い意思額を有しているのかをより正確に把握することができる。しかしながら、本研究で用いた共用施設についての変数も完全ではない。例えば、管理組合のガバナンスや管理の質などの変数はこの研究で用いることができなかったが、共用施設の維持管理の質や活用状況に影響を与えることを通じて、住環境の質を大きく左右すると考えられる。このようなメカニズムの検討については今後の研究の課題である。

注

1）本研究は、筆者と当該ディベロッパーの共同研究の成果であり、営業データの提供や助言等多くの支援を受けた。分析に用いた物件についての匿名性を確保するため社名を秘匿している。

参考文献

Ahlfeldt, G. and W. Maennig（2010）“Substitutability and Complementarity of Urban Amenities: External Eeffects of Built Heritage in Berlin,” *Real Estate Economics*, Vol. 38 No. 2, pp. 285-323.

Belcher, R. N., E. Suen, S. Menz, and T. Schroepfer（2019）“Shared Landscapes Increase Condominium Unit Selling Price in A High-density City,” *Landscape and Urban Planning,* Vol.192, 103644, pp. 1-10

Conroy, S., A. Narwold, and J. Sandy（2013）“The Value of a Floor: Valuing Floor Level in High- rise Condominiums in San Diego,” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 6 No. 2, pp. 197-208.

Diewert, W. and C. Shimizu（2016）“Hedonic Regression Models for Tokyo Condominium Sales,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 60, pp. 300-315.

DiPasquale, D. and W. Wheaton（1996）*Urban Economics and Real Estate Markets,* 1st ed., Prentice Hall International, Englewood Cliffs, N.J.

Jim, C.Y. and W.Y.Chen（2009）“Value of Scenic Views: Hedonic Assessment of Private Housing in Hong Kong,”,*Landscape and Urban Planning*, Vol. 91 No. 4, pp. 226-234.

Mok, H., P. Chan, and Y. Cho（1995）“A Hedonic Price Model for Private Properties in Hong Kong,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics,* Vol. 10 No. 1, pp. 37-48.

Tajima, K.（2003）“New Estimates of the Demand for Urban Green Space: Implications for Valuing the Environmental Benefits of Boston's Big Dig Project,” *Journal of Urban Affairs*, Vol. 25 No. 5, pp. 641-655.

Tajima, K.（2019）“Shared Amenities' impacts on Condominium Resale Values” *International Journal of Housing Markets and Analysis*. Vol. 13 No.2, pp. 281-297.

Yoshida, J. and A. Sugiura（2015）“The Effects of Multiple Green Factors on Condominium Prices,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 50 No. 3, pp. 412-437.

岡野大志（2019）「既存建築物における耐震改修が家賃・価格に与える影響について」『都市住宅学』第104号、203-212頁。

陣内秀信（1985）『東京の空間人類学』筑摩書房。

早川季歩・田島夏与（2017）「都心高額住宅地の成立条件――東京区における中古マンション等取引価格情報を用いた実証分析」『都市住宅学』第99号、96-101頁。

論文

事故物件の外部性分析

殺人や自殺の現場と周辺家賃の関係

定行泰甫

はじめに

本稿では、心理的瑕疵がある住宅の外部不経済についての実証研究を紹介する。心理的瑕疵とは、欠陥工事やアスベスト問題などの物理的瑕疵や、近隣騒音といった環境的瑕疵と異なり、建物や周辺環境には問題がないが、そこで暮らすにあたって心理的嫌悪感を伴うものをいう。例えば、過去に殺人事件や自殺といった忌まわしい出来事があったり、暴力団事務所や反社会的な宗教団体の施設が隣接していたりする場合に、物理的・環境的瑕疵だけでは説明できない心理的抵抗感をもたらすものである。物理的・環境的瑕疵についての実証研究は数多くあるが、心理的瑕疵に着目した研究はさほど多くない。

本稿で紹介する Sadayuki（2020）は、心理的瑕疵のうち、過去に他殺、自殺、火災死といった死亡事件が発生した物件に着目して、それらの外部性を検証している。こうした物件は一般的に事故物件と呼ばれており、以下では事故物件と記すことにする。死亡事件が発生すると、事故物件そのものの不動産価値が低下することは容易に想像できる。たとえ事件の際に生じた損傷や異臭などを完全に取り除けたとしても、事件があったという事実だけで、価格や家賃をそれなりに低くしないと入居希望者は現れないと予想される。

次節で宅地建物取引業法における告知義務について詳しく議論するように、日本では、不動産仲介業者は入居予定者に対して、契約締結までに取引物件に関わる「重要事項」を説明する義務がある。しかし、取引物件や取引物件の近隣で発生した過去の死亡事件については、告知することもあれば、告知しないこともある。ただし、事件発生から間もない事故物件が取引対象となる場合には、事件についての概略の説明が行なわれているようだ。そのため、事故物件の売主や貸主は、事故物件の価格や家賃をそれなりに低く設定して入居者を募ることになる。

実際、都市再生機構（UR）は事故物件（特別募集住宅）を貸し出す際に、最初の１、２年間の家賃を半額に設定して募集している。筆者の知る限り、国内における実証分析は皆無だが、香港を対象とした Chang and Li（2018）の分析では、殺人事件によって当該物件の価格は約46％低下し、自殺の場合でも21％低下すると推計されている。国内の不動産アナリストや仲介業者による記事では、殺人事件による当該不動産価値の損害は20～30％程度と予測されている（Suzuki 2013; Real Estate Japan 2017, 2018）。

では、事故物件が周辺住宅の不動産価値に及ぼす影響はどうであろうか。次節で説明するように、取引物件が事故物件でない場合には、近隣に事故物件があったとしても、不動産仲介業者は入居者に対してその事実を告知することはあまりないようである。しかし、事件によってはメディアを通じて事前に入居予定者に知れ渡る可能性もある。こうした不明瞭な状況のなかで、事件の詳細や住環境に応じて、事故物件が周辺の不動産価値にどのような影響を及ぼして

いるかについて定量的に検証することは興味深い。分析の結果によっては、現行の法律と告知義務の慣行について見直すべき点が出てくるかもしれない。

本研究では、2011年にウェブサイトから収集した東京都内のデータを用いて、事故物件と周辺住宅の家賃との関係について検証している。分析の結果、自殺と火災死が発生した事故物件については統計的に有意な外部不経済は確認されなかったが、殺人事件が発生した事故物件を有するマンション棟内にある事故物件以外の住戸の家賃は、事故物件を有さないマンンションの住戸の家賃と比較して４～５％程度低いことがわかった。また、殺人事件の影響は、事件発生から経過年数が浅いほど強く、事件直後はマンション棟内の家賃が10％程度低くなるが、事件から８年ほど経過すると事件前の水準まで回復するという結果が得られた。この結果は、少なくとも殺人事件発生からしばらくの間は、事件現場となった住戸だけでなく、同じマンション棟内の他の住戸で暮らす住人も心理的嫌悪感を抱いていることを意味する。

次節では、宅地建物取引業法における事故物件の告知義務について議論する。次に、本研究で用いるデータを紹介し、推計結果を説明する。最後に、まとめと今後の研究の方向性について述べる。

事故物件の告知義務

以下は、不動産仲介業者の行為に関する禁止事項を定めた宅地建物取引業法第47条の一部を抜粋したものである。

「宅地若しくは建物の売買、交換若しくは貸借の契約の締結について勧誘をするに際し、（中略）次のいずれかに該当する事項について、故意に事実を告げず、又は不実のことを告げる行為（をしてはならない）

㈠ 第三十五条第一項各号又は第二項各号に掲げる事項

㈡ 第三十五条の二各号に掲げる事項

㈢ 第三十七条第一項各号又は第二項各号（第一号を除く。）に掲げる事項

㈣ イからハまでに掲げるもののほか、宅地若しくは建物の所在、規模、形質、現在若しくは将来の利用の制限、環境、交通等の利便、代金、借賃等の対価の額若しくは支払方法その他の取引条件又は当該宅地建物取引業者若しくは取引の関係者の資力若しくは信用に関する事項であつて、宅地建物取引業者の相手方等の判断に重要な影響を及ぼすこととなるもの」

この中で、取引締結までに最低限説明しなくてはならない、いわゆる重要事項は、㈠の第３５条に掲げられる事項にあたる。ただし、第３５条にある重要事項以外は何も説明しなくてよいわけではなく、㈣にあるように、入居予定者の判断に重大な影響を及ぼすこととなる事実があれば、故意に事実を告げなかったり、不実のことを告げてはならない。事故物件は㈣の事項に該当するのか否か、もし該当するとして、どういったい事件についてどのくらいの期間告知しなくてはいけないのか、また、隣の家で殺人事件が起きた場合も告知すべきなのかなど、具体的な基準が示されているわけではなく、幅広い解釈の余地を与えうる（中戸 2011; Brasor and Tsubuku 2017; まいじつ 2018; Wasteland 2018; 楽待 2016）。また、第35条の重要事項については過失で説明しなかった場合も義務違反となるが、事故物件に関わる㈣に該当する事項については、故意でなければ説明がなかったとしても義務違反とはならないため、不動産仲介

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博士課程修了。博士（経済学）。早稲田大学政治経済学部講師などを経て、現在、成城大学経済学部准教授。著書：『アジアの国際不動産投資』（共著、慶應義塾大学出版会）など。

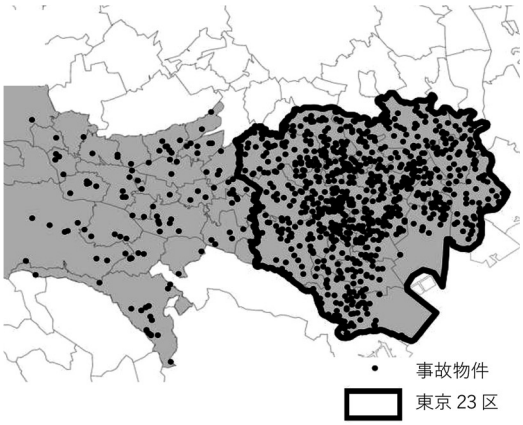
業者と売主や貸主が忖度し合いかねない（例えば、自殺が起きた気配がしても仲介業者が確認をせずにしておくなど）。

取引物件で過去に起こった死亡事件について、入居者が契約締結の際に告げられず、事後的に事実を知り損害賠償を求めた事案は多い。宮崎ほか（2014）や中戸（2011）は、そうした多数の判例を分析し、裁判で心理的瑕疵の認定や賠償額を決める要素として、「売買か賃貸借か、売買の目的は居住目的か建物取り壊し目的か、建物は取り壊されているか、死亡からの期間の経過、死亡の態様、死亡した場所、事件報道の有無・程度、自殺の事実が判明したために契約が取消しになった等の事実があるか」などが重要な判断材料となっていることを指摘している。

一方、死亡事件が取引物件に隣接した場所で起きた場合は、あまり告知されていないようである（まいじつ 2018; 楽待 2016）。実際に2007年に東京地裁で、隣接する部屋での自殺事件についての告知義務を否定した判決が出された（村上 2009; 宮埼ほか 2014）。この事案は、東京都世田谷区のアパートの一室で居住者が自殺し、大家が自殺者の相続人と連帯保証人に対して、自殺があった住戸と隣接する住戸の賃貸不能期間の賃料相当額等を請求したものであるが、判決では自殺があった住戸についての損害賠償は認めたものの、隣接する住戸の入居者への告知義務はないとして損害が否定された。ただし、この事案での隣接住戸における告知義務の否定は、事故物件が都心部のワンルームであること、そして近所付き合いが比較的希薄であり、一定期間で心理的嫌悪感が薄れるといった判断に基づいている。

状況によっては、近隣で起きた死亡事件が、異なる住戸への入居予定者にも多大な心理的嫌悪感を与える可能性がおおいに考えられる。第47条と事故物件との関連が明確でない以上、告知義務不履行を訴えるケースは今後も起こりうる。現在の法律に基づいて不動産仲介業者に告知義務を今後も課していくのであれば、取引や

図1―登録された事故物件の分布



裁判に係る社会負担の軽減を図るためにも、事故物件の影響を定量的に検証したうえで、死因や経過期間に応じた告知義務の行政指針を提示するのがよいであろう。

しかし、心理的瑕疵の度合いは人によって多様であることを考慮すると、そもそも告知義務の対象を「相手方等の判断に重要な影響を及ぼすこととなるもの」と定義するのは合理的でないかもしれない。海外では、日本の法律と比較して、買主や借主により多くの責任を持たせる傾向が見られる。アメリカの多くの州法では、買主や借主から質問されたときにのみ売主や大家に回答を義務付ける「Caveat Emptor」の原則で多くの事実確認が行なわれており、過去の死亡事件についてもこの原則が適用される（Brown and Thurlow 1996; Edmiston 2010）。このもとでは、入居者はあえて知りたくもなかった事実を無理に聞かされることはなく、気になる人だけが気の済むまで確認を行えばよいので、住宅市場の効率性や行政上の観点から望ましいように思われる（Seshimo 2020）。

データ

本研究では事故物件の外部性を検証するために、事故物件と賃貸物件の２種類のデータを収集した。事故物件のデータは、2011年に「事故物件.com」というウェブサイトからダウンロードし、登録された事故物件の詳細な住所と、

表１―基礎統計量（事故物件との近接性に関する統計量）

変数	定義	平均値	標準偏差	合計値
Bld	1=棟内に事故物件あり；0=なし	0.00	0.04	185
D^他殺×Bld	1=棟内に他殺物件あり；0=なし			69
D^火災死×Bld	1=棟内に火災死物件あり；0=なし			82
D^自殺×Bld	1=棟内に自殺物件あり；0=なし			34
Dist	一番近い事故物件までの距離（マイル）	0.25	0.12	
0.1マイル以内の事故物件の数		0.14	0.40	
0.2マイル以内の事故物件の数		0.53	0.84	
0.3マイル以内の事故物件の数		1.19	1.37	
0.5マイル以内の事故物件の数		3.20	2.81	

注）事故物件から0.5マイルの範囲にある賃貸物件（９万8888件）を対象とした統計量。

死因、発生年の情報を得た。このサイトは2011年の東日本大震災以降、更新されなくなりサイト自体が閉鎖されている。登録数は全国で約3000件あり、うち東京都内は1035件であった。もちろん、当データはすべての事故物件をカバーしているわけではなく、サイト管理者や一般人からの投稿が情報源となっているため、メディアなどの報道を通じて一般人に比較的認知されやすい事例が多く含まれていると考えられる。現在は、事故物件公示サイト「大島てる」に情報が集約され、国内の登録件数は2020年４月時点で５万件を超える。図１は2011年時点で「事故物件.com」に登録されていた東京都内の事故物件の分布である。事故物件で起きた死亡事件（計1035件）を、他殺（260件）、火災死（308件）、自殺（193件）、その他（274件）に分類した。登録された事件は、1950年代から2010年の間に発生しており、発生年の平均値は2005年で右側に偏った分布になっている。

賃貸物件のデータは、2011年から2012年にかけて賃貸物件情報サイト「Door 賃貸」から、賃貸物件の家賃と様々な住宅属性の情報をダウンロードした。このサイトには、（データをダウンロードした当時は）建物住所や部屋番号まで掲載された物件情報が多くあり、本研究ではその類の物件を分析の対象とし、事故物件との距離を測定した。賃貸物件データのうち、同じマンション棟内に事故物件が存在するサンプルは185件あり、そのうち、棟内で他殺があったのは69件、火災死は82件、自殺は34件であった（表１）。また、事故物件の影響はそれほど広範囲に及ぶとは考えられないため、事故物件から一定範囲内に立地する賃貸物件を分析対象としている。サンプル数は、対象とする範囲を事故物件から半径0.5マイル（約800メートル）としたとき９万8888あり、半径0.1マイル（約160メートル）に範囲を狭めると１万2200まで少なくなる。範囲を狭めるほど、事故物件を含むマンションと事故物件を含まないマンションの属性が近くなるが、範囲を半径0.1マイルまで狭めた場合でも、前者は後者と比較して最寄り駅までの徒歩時間が短く、また、建築年が古い傾向にある（表２）。これは、最寄り駅に近いほど事件が周知されやすく、また、建築年が古いほど過去に事件が発生している確率が高い点が理由として考えられる。

推計結果

事故物件の外部性を検証するにあたって、次の３つのヘドニックモデルを推計した。

$$\ln(\mathrm{Rent}_i)=\sum_k D_i^k(\alpha_1^k \mathrm{Bld}_i)+\boldsymbol{\beta}^1\mathbf{X}_i+\varepsilon_i^1 \quad (1)$$

$$\ln(\mathrm{Rent}_i)=\sum_k D_i^k(\delta_1^k \mathrm{Bld}_i+\delta_2^k \mathrm{Dist}_i)+\boldsymbol{\beta}^2\mathbf{X}_i+\varepsilon_i^2 \quad (2)$$

$$\ln(\mathrm{Rent}_i)=\sum_k D^k(\gamma_1^k \mathrm{Bld}_i+\gamma_2^k \mathrm{Bld}_i\times \mathrm{Year}_i)+\boldsymbol{\beta}^3\mathbf{X}_i+\varepsilon_i^3 \quad (3)$$

i は賃貸住宅を示し、k は死因（他殺、火災

表２―基礎統計量（処置群と対照群の比較）

住宅属性	処置群（Bld＝１）事故物件ありマンション棟内の賃貸物件 平均値	対照群（Bld＝０）事故物件なしマンション棟内の賃貸物件 対照群の範囲（処置群からの距離） 0.1マイル 平均値	0.1マイル P-値	0.2マイル 平均値	0.2マイル P-値	0.3マイル 平均値	0.3マイル P-値	0.5マイル 平均値	0.5マイル P-値
月額家賃（万円）	8.26	8.72	0.299	8.64	0.374	8.58	0.453	8.47	0.632
最寄り駅までの徒歩時間（分）	6.27	7.17	0.049	7.35	0.015	7.51	0.003	7.82	0.000
住戸の階数	4.06	3.31	0.103	3.13	0.040	2.98	0.018	2.85	0.009
建物の総階数	6.61	5.53	0.244	5.18	0.120	4.91	0.066	4.64	0.035
床面積（㎡）	30.89	28.98	0.427	315.2	0.496	317.4	0.551	29.66	0.599
寝室の数	1.39	1.25	0.198	1.26	0.221	1.27	0.267	1.28	0.320
建築年	1990.4	1997	0.000	1996.8	0.000	1996.6	0.000	1996.4	0.000

注）P-値は、処置群と対照群の住宅属性の平均値の差の検定統計量。

死、もしくは自殺）を表す。$\ln(\mathrm{Rent}_i)$は賃貸住宅ｉの月額家賃の対数値であり、D_i^kは賃貸住宅ｉから最も近い事故物件で起きた事件の死因がｋであれば１の値をとるダミー変数である。Bld_iは賃貸住宅ｉと同じマンション棟内に事故物件があれば１の値をとるダミー変数であり、$\mathbf{X}_i$は賃貸住宅ｉの住宅属性の変数ベクトルである。$\mathbf{X}_i$には、最寄り駅までの徒歩時間、賃貸住宅ｉの階数、建物の総階数、床面積、寝室の数、築年数、定期借家ダミー、そして、４つの固定効果、すなわち市区町村（51）、最寄り駅（565）、建て方（６）、建物構造（６）の固有効果をコントロールするダミー変数が含まれる。（そのため、最寄り駅が異なる地域間の平均的な家賃差はコントロールされている。）また、$\mathbf{X}_i$には、すべての連続変数の二乗項が含まれ、さらに、複数の事故物件が周辺にある場合の影響をコントロールするために、賃貸住宅ｉから一定範囲内にある事故物件の数を説明変数に含む（表１）。

(1)式で推計するパラメーターα_1^kは、D_i^kとBld_iの交差項の係数であり、マンション棟内に死因ｋの事故物件が存在した場合の家賃変化率を意味する。この推計モデル（および(3)式）では、事故物件を有するマンションが処置群であり、事故物件がないマンションが対照群となっている。マンション棟内で事故物件が他の住戸に外部不経済を及ぼしている場合、α_1^kはマイナスの値を示す。表３は(1)式の推計結果を示す。事故物件の外部性を表すα_1^kの推計値は、いずれもマイナスであるが、他殺のみが統計的に有意である。これによると、殺人事件が起きたマンション棟内の他の住戸の家賃は平均して４～５％ほど低くなっている。

殺人事件の外部不経済は、棟内だけでなく建物の外に及んでいるかもしれない。その点を検証するために、(2)式では、Dist_i、すなわち事故物件が存在する最も近いマンションまでの距離（マイル）を説明変数に加えた。（賃貸住宅ｉのマンション棟内に事故物件がある場合、Dist_iはゼロの値をとる。）δ_2^kは、最寄りの事故物件から１マイル遠くなったときの家賃変化率を表し、建物の外に外部不経済が及んでいる場合はプラスの値をとる。表４は、δ_1^kとδ_2^kの推計結果であるが、δ_2^kの推計値はいずれも有意でなく、この定式化のもとでは、事故物件の建物の外への外部不経済は確認されなかった。

最後に(3)式では、事件からの経過年数（Year_i）とBld_iの交差項を(1)式に追加した。γ_2^kはマンション棟内で発生した死因ｋの事件

表 3 ―(1)式の推計結果

	対照群の範囲（処置群からの距離）			
	0.1マイル	0.2マイル	0.3マイル	0.5マイル
α_1^k 他殺	−0.0408*	−0.0489	−0.0527*	−0.0521*
	(0.0242)	(0.0298)	(0.0289)	(0.0304)
火災死	−0.0219	−0.0213	−0.0281	−0.0306
	(0.0216)	(0.0193)	(0.0209)	(0.0214)
自殺	−0.0074	−0.0208	−0.0236	−0.0234
	(0.0240)	(0.0190)	(0.0185)	(0.0182)
コントロール変数				
周辺事故物件数	0.0000	0.0027	−0.0002	0.0028*
	(0.0114)	(0.0042)	(0.0024)	(0.0015)
周辺事故物件数^2	0.0016	0.0001	0.0002	−0.0000
	(0.0018)	(0.0005)	(0.0002)	(0.0001)
徒歩時間（分）	−0.0047***	−0.0033***	−0.0031***	−0.0026***
	(0.0009)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0005)
徒歩時間（分）^2	0.0001***	0.0000	0.0000	−0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
床面積（㎡）	0.0288***	0.0282***	0.0284***	0.0278***
	(0.0013)	(0.0010)	(0.0010)	(0.0010)
床面積（㎡）^2	−0.0001***	−0.0001***	−0.0001***	−0.0001***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
築年数	−0.0098***	−0.0100***	−0.0100***	−0.0100***
	(0.0007)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0003)
築年数^2	0.0000*	0.0001***	0.0001***	0.0000***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
住戸階数	0.0109***	0.0129***	0.0133***	0.0133***
	(0.0010)	(0.0007)	(0.0009)	(0.0008)
住戸階数^2	−0.0002***	−0.0004***	−0.0004***	−0.0004***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
建物階数	0.0046***	0.0049***	0.0045***	0.0051***
	(0.0013)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0007)
建物階数^2	−0.0000	0.0000	0.0000	−0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
寝室数	0.0344*	0.0086	0.0015	−0.0020
	(0.0200)	(0.0165)	(0.0124)	(0.0104)
寝室数^2	−0.0108**	−0.0034	−0.0019	−0.0006
	(0.0046)	(0.0039)	(0.0030)	(0.0024)
定借ダミー	0.0192***	0.0231***	0.0258***	0.0295***
	(0.0059)	(0.0042)	(0.0038)	(0.0038)
固定効果	建て方（6）、構造（6）、市区町村（51）、最寄り駅（565）			
決定係数	0.9154	0.9036	0.901	0.8992
サンプル数	12200	37625	64577	98888

注）被説明変数は月額家賃の対数値。***、**、* は有意水準１％、５％、10％を表す。括弧内は市区町村クラスター頑健標準偏差を表す。

から１年経過するごとに家賃がどれだけ変化するかを示し、γ_1^k は事件が起こった直後の影響（$Year_i$=0 のとき）を表す。事件発生から時間が経つにつれて外部不経済が弱まるのであれば、γ_2^k はプラスの値をとる。表５の推計結果をみると、殺人事件が起きた直後は、マンション棟内の家賃が10％ほど低下するが、殺人事件から１年経つごとに1.2～1.4％ずつ上昇していることがわかる。この推計結果をもとにデルタ法で

表 4 ―(2)式の推計結果

	対照群の範囲（処置群からの距離）			
	0.1 マイル	0.2 マイル	0.3 マイル	0.5 マイル
δ_1^k				
他殺	−0.0416	−0.0484	−0.0520*	−0.0534*
	(0.0257)	(0.0300)	(0.0294)	(0.0308)
火災死	−0.0211	−0.0209	−0.0270	−0.0317
	(0.0228)	(0.0197)	(0.0211)	(0.0217)
自殺	−0.0079	−0.0205	−0.0237	−0.0246
	(0.0225)	(0.0194)	(0.0187)	(0.0181)
δ_2^k				
他殺	−0.0509	0.0095	0.0068	−0.0093
	(0.0877)	(0.0227)	(0.0118)	(0.0080)
火災死	0.0456	0.0027	0.0152	−0.0047
	(0.0644)	(0.0174)	(0.0109)	(0.0068)
自殺	−0.0208	0.0016	−0.0209	−0.0124
	(0.0916)	(0.0334)	(0.0193)	(0.0110)
コントロール変数	X	X	X	X
地域固定効果				
市区町村	X	X	X	X
最寄り駅	X	X	X	X
決定係数	0.9153	0.9036	0.9009	0.8992
サンプル数	12170	37447	64296	98888

注）被説明変数は月額家賃の対数値。***、**、* は有意水準１％、５％、10％を表す。括弧内は市区町村クラスター頑健標準偏差を表す。

表 5 ―(3)式の推計結果

	対照群の範囲（処置群からの距離）			
	0.1 マイル	0.2 マイル	0.3 マイル	0.5 マイル
γ_1^k				
他殺	−0.1068**	−0.1084**	−0.1092**	−0.1112**
	(0.0403)	(0.0516)	(0.0492)	(0.0507)
火災死	0.0098	0.0246	−0.0001	−0.0079
	(0.0335)	(0.0330)	(0.0358)	(0.0378)
自殺	−0.0010	−0.0185	−0.0222	−0.0212
	(0.0286)	(0.0225)	(0.0217)	(0.0215)
γ_2^k				
他殺	0.0139**	0.0125*	0.0119*	0.0125*
	(0.0065)	(0.0071)	(0.0067)	(0.0069)
火災死	−0.0078	−0.0114	−0.0070	−0.0057
	(0.0102)	(0.0096)	(0.0103)	(0.0105)
自殺	−0.0008	−0.0003	−0.0002	−0.0003
	(0.0009)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0007)
コントロール変数	X	X	X	X
地域固定効果				
市区町村	X	X	X	X
最寄り駅	X	X	X	X
決定係数	0.9153	0.9036	0.9009	0.8992
サンプル数	12170	37447	64296	98372

注）被説明変数は月額家賃の対数値。***、**、* は有意水準１％、５％、10％を表す。括弧内は市区町村クラスター頑健標準偏差を表す。

計算すると、殺人事件がもたらす棟内の他の住戸への外部不経済は、平均して７年ほど続くことがわかった。もちろん、この結果はサンプル内の平均的な影響を示しており、事件の残虐性やメディアでの扱いに応じて影響の程度は大きく異なりうる。

おわりに

本研究では、ウェブサイトから収集した東京都の事故物件と賃貸物件の情報を用いて、事故物件が周辺の住宅家賃に及ぼす影響を検証した。推計の結果、自殺と火災死が発生した事故物件については有意な影響が確認されなかったが、殺人事件が発生したマンション棟内の住戸家賃は、棟内に事故物件がない場合と比較して４％程度低いことがわかった。殺人事件の影響は、事件発生から経過年数が浅いほど強く、事件直後は10％程度家賃が低くなるが、事件から８年ほど経過すると家賃が事件前の水準まで回復するという結果が得られた。

日本の法律では、入居予定者の入居判断に重大な影響を及ぼすことになる事実について、不動産仲介業者は契約締結前に告知しなくてはならないことになっているが、取引物件が事故物件でない場合には、近隣に事故物件があったとしても告知しないのが慣行となっている。本研究の結果は、少なくとも殺人事件については、事件の現場となった住戸だけでなく、同じマンション棟内の他の住戸で暮らす住人にも心理的嫌悪感を与えていることを明らかにしており、現行の法律のもとでは、殺人事件が発生してからしばらくの間は、マンション棟内の住戸に入居予定の人全員に告知する義務があることを示唆している。実際に、隣接する住宅で過去に起きた死亡事件の告知義務不履行をめぐる裁判事例もあり、そうした取引や裁判に係る社会負担の軽減を図るためにも、事故物件の影響を定量的に検証したうえで、死因や経過期間に応じた告知義務の行政指針を提示することは重要であると考える。また、海外で見られる「Caveat Emptor」（買主や借主から質問されたときにのみ売主や大家に回答を義務付ける）の原則を適用することのほうが、住宅市場の効率性や行政上の観点から望ましい可能性があり、検討する意義がある（Seshimo 2020）。

本研究は東京都を対象とした分析であったが、他の地域では異なる影響が見られるかもしれない。宮崎ほか（2004）や中戸（2011）で紹介されている事案の中には、事件が発生した場所が東京都内のワンルームマンションであり、居住者の入れ替わりが頻繁でコミュニティが希薄であるといった理由で、事件の影響を小さく見積もった判決があった。地域住民の交流が活発で小規模な地域では、稀に起こる殺人事件や自殺といった事件の影響は強く広範囲に及び、些細な事件でも周知されやすいかもしれない。また、今回の分析では孤独死や病死は事故物件の事例として含めていないが、近年は、孤独死の増加とともに人々の懸念も高まっており、孤独死保険なる保険商品も多く出始めている現状をかんがみれば、高齢化社会がいっそう進行する今後に向けて孤独死の問題にも注目すべきであろう。

最後に、本研究に基づいて政策提言をする際、留意すべき重要な点がある。それは、通常のヘドニック分析で推計される WTP（支払意思額）は完全情報を前提としているが、今回の場合では、入居予定者は周辺の事故物件の存在を必ずしも認知しているわけではないことである。そのような不完全情報下におけるヘドニック推計値は、人々の支払意思額を過小評価する可能性が高い。つまり、今回の分析では自殺や火災死の外部性不経済は確認されなかったが、それは、（処置群のサンプル数が少ないことが原因で統計的有意性が低くなっている可能性があることに加えて、）殺人事件と比較して自殺や火災死の事件が人々に認知されにくいことが原因であり、実際には近隣住人に相当程度の心理的嫌悪感を与えている可能性がある。その場合、もし事故物件以外の入居者にも自殺や火災死の事件が告知されることになれば、周辺住宅の家

賃も有意に低下することになる。Pope（2008）は、入居予定者が外部不経済の発生源について部分的な情報しか持ちえないとき、住宅価格の低下が抑制されることを直観的に説明すると同時に、不完全情報のもとでヘドニック均衡価格がどう決まるかについては理論的な結論が出ていないと述べている。事故物件の外部性分析に関しては、不完全情報下でのヘドニック推計値の含意と支払意思額の推計方法を検討したうえで、政策提言をすることが重要である。

2020年から国土交通省は、心理的瑕疵の告知に関するガイドラインを策定するために、宅地建物取引業者や消費者団体、弁護士、不動産鑑定士等による「不動産取引における心理的瑕疵に関する検討会」を立ち上げ、２月５日に第１回目の検討会を開催した。検討会の報道資料のなかで「取引対象の不動産において過去に死亡事故が発生した事実など、いわゆる心理的瑕疵をどのように取扱うかが課題となっており、このことが、既存住宅市場活性化の阻害の一因となって（いる）」とあるように、経済学の理論的および実証的な観点から既存住宅市場の活性化に向けた議論が不可欠となってくる。

参考文献

Brasor, P. and M. Tsubuku（2017）“Can a Death Kill Property Value?”（最終閲覧日：2020年４月25日）https://www.japantimes.co.jp/community/2017/12/03/how-tos/can-death-kill-property-value/

Brown, R. B. and T. H. Thurlow（1996）“Buyers Beware: Statutes Shield Real Estate Brokers and Sellers Who Do Not Disclose That Properties are Psychologically Tainted,” *Oklahoma Law Review*, Vol.49, pp.625-628.

Chang, Z. and J. Li,（2018）“The Impact of In-house Unnatural Death on Property Values: Evidence from Hong Kong,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 73, pp.112-126.

Edmiston, S. C.（2010）“Secrets Worth Keeping: Toward a Principled Basis for Stigmatized Property Disclosure Statutes,” *UCLA Law Review*, Vol58, pp. 281-320.

Pope, J. C.（2008）“Do Seller Disclosures Affect Property Values? Buyer Information and the Hedonic Model.,” *Land Economics*, Vol.84（4）, pp.551-572.

Real Estate Japan（2017）“A Tale of a Haunted Apartment in Tokyo: Renting Out a Stigmatized Property”（最終閲覧日：2020年４月25日）https://resources.realestate.co.jp/living/tale-haunted-apartment-tokyo-renting-stigmatized-property/

Real Estate Japan（2018）“Renting a Stigmatized Property to Save Money? FAQs on Jiko Bukken in Japan”（最終閲覧日：2020年４月25日）https://resources.realestate.co.jp/living/renting-a-stigmatized-property-to-save-money-faqs-on-jiko-bukken-in-japan/

Sadayuki, T.（2020）“The Externality of a Mortality Incident within an Apartment Building: Cases of Homicide, Suicide and Fire Deaths,” *Environmental Economics and Policy Studies*, Vol.22（1）, pp.21-38.

Seshimo, H.（2020）“A Justification for Caveat Emptor in the Secondhand Market: Risk Transfer, Enforcement Cost and Insurance,” *Economic Analysis and Policy*, Vol.66, pp.217-235.

Suzuki（2013）“How to Avoid or Even Find a Stigmatized Property in Japan”（最終閲覧日：2020年４月25日）https://www.tofugu.com/japan/stigmatized-property-japan/

Wasteland（2018）「マンションのお隣さんで事故が起きた。これって事故物件になるの？」（最終閲覧日：2020年４月25日）http://www.wastelandadventure.com/mansion/manshon-tonari.html

中戸康文（2011）「心理的瑕疵に関する裁判例について」『RETIO』第82巻、118-137頁。

まいじつ（2018）「隣の部屋が事故物件だった！慰謝料請求はできる？」（最終閲覧日：2020年４月25日）https://myjitsu.jp/archives/50264

宮崎裕二・仲嶋保・難波里美・高島博（2014）『不動産取引における心理的瑕疵の裁判例と評価』プログレス。

村上隆生（2009）「自殺した賃借人による損害について、賃貸した部屋以外の部屋の逸失利益を否定した事例」『RETIO』第73巻、196-197頁。

楽待（2016）「事故物件の告知義務はいつ、どこまで？曖昧なルールについて国交省に直撃！」（最終閲覧日：2020年４月25日）https://www.rakumachi.jp/news/column/134059

路面電車は廃止されてもなお都市構造へ持続的に影響するか？

Brooks, L. and B. Lutz（2019）"Vestiges of Transit: Urban Persistence at a Microscale,"*Review of Economics and Statistics*, Vol. 101(3), pp. 385-399.

はじめに

Brooks and Lutz（2019）（以下、本論文）は、過去の「遺物（obsolescence）」が現代の経済的アウトカムに与える持続的な効果を検証する一連の研究の中に位置付けられる。「遺物」とは、かつては経済活動の中で重要な役割を果たしていた一方、今となってはもはや使われなくなった物事を指す。その一例として、本論文が着目したのが路面電車である。

本論文の分析対象となるロサンゼルスでは、人口が急激に増加した1890～1910年代に、世界最大級の路面電車網が整備されたが、1920年代以降、バス等の代替交通手段の台頭により、1963年までに全路線が消滅した。しかし一方で、廃止から50年以上が経った現代も、かつての路面電車の停留所（以下では「電停」と略す）に近い地区では、電停から遠い地区よりも人口や建物がより集積している。この関係性は、後述するマイクロデータの特長を活かした識別戦略に基づく実証分析を通じてもロバストに観測される。

本論文のさらなる貢献は、路面電車を核として成された民間部門による人口・建物の集積と、公的部門によるゾーニングとの相互作用も検証した点にある。すなわち、電停の周辺でのより密な土地利用が可能になるようなゾーニングがなされてきたという、ゾーニングの内生的性質を実証的に示している。

歴史的背景

紙幅の制約上、ここでは詳細な背景の説明は割愛し、５つの特徴を概要として述べるに留める。

１．路面電車が開通する前は、ロサンゼルスは比較的人口が少なかった。
２．電車はその全盛期、主要な交通手段であった。
３．路面電車のうち都市間路線は、主に人口の少ない地区に建設されたため、直接的な収益性に過度に関連しない（識別戦略上重要）。
４．路面電車は1910年代後半にすでに衰退していた。
５．土地利用規制は路面電車への投資を遅らせた。

理論的枠組み

後述する実証分析上の２つの仮説を導くため、以下の３つの理論予測を行なう。

①電停に近い地区の人口は、遠い地区の経済活動より密である。
②電停に近い場所の人口密度は、路面電車廃止後、他の場所の密度に収束する。
③一方で、路面電車廃止後の密度が都市の他の場所の密度に収束しない条件が存在する。

路面電車・自動車時代

個人が居住地 l を選ぶ場合を考える。電停へのアクセスがある場所 S とそうでない場所 NS があるとして、同じ個人が路面電車の時代と自動車の時代にどのような居住地選択をするかを検証する。

最初に、以下の４つの仮定をおく。

①居住地 l は人口密度 D_l と通勤費 C_l の２属性を持つ。
②路面電車時代は、電停に近いと通勤費が安い（$C_S < C_{NS}$）一方、廃止後はアクセス有無によらず通勤費は同じになる（$C_S = C_{NS}$）。
③効用 $U(D_l; C_l)$ は D_l と C_l について厳密に減少。密度が高くなると、密度の効用よりも不効用のほうが速く上昇する。
④均衡では、すべての場所での効用は留保効用 U^* に等しくなる（空間均衡）。

路面電車時代には、場所 S での通勤費はシャープに減少するので、いかなる密度の下でも $U_S > U_{NS}$ となる（図１）。この場合、個人は、密度

図 1 ―路面電車時代の効用水準

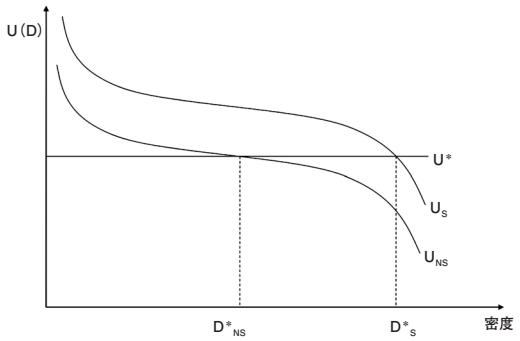
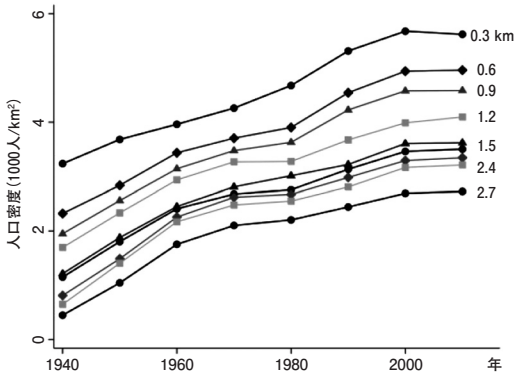


図 2 ―電停距離区間別の人口密度の時系列プロット



の不効用がより低い通勤費による効用を正確に相殺するまで、留保効用 U* より高い効用を得られる限り、場所 S へ移動する。自動車時代には通勤費用は収束し、場所間で密度が均等になる必要がある（$D_S = D_{NS}$）。

本論文での実証分析の前半はこの「路面電車が廃止された後の自動車時代には、電停付近の密度は、他の場所と同一の密度に収束するはずである」という仮説を検証する。

収束に失敗する時

一方、次の 5 つの原因によって、密度の収束が不可能になる場合が起こりうる。

(1)元来良いアメニティを持つ場所に電停が立地。アメニティが D_l、C_l 以外の U の要因に→仮定①に違背。

(2)電停が追加的な公共投資の呼び水となる。例えば、廃線跡に沿って幹線道が開通→仮定②に違背。

(3)初期時点の通勤の優位性が、現在も存在する大規模で高密度な構造物を建設する動機になる。沿線地域の資本の入れ替えペースが、路面電車が遺物になるペースよりも遅い場合、廃線後も沿線の建物等は残り続ける。→密度の均一化（$D_S = D_{NS}$）に違背。

(4)集積（スピルオーバー効果＞混雑の不効用）。$0 < D_l < \infty$ のどこかで、$U(D_l; C_l)$ が D_l に関して逓増になる場合があるということ。→仮定③に違背。

(5)ゾーニング。路面電車の近くで他の場所よりも高い密度を許可する土地利用を適用する可能性。→密度の均一化（$D_S = D_{NS}$）に違背。

データ

主要データは以下の 4 つである。

①クロスセクションの物件情報（1999～2011年）
ロサンゼルスの約230万区画に関して、構造やロットサイズ等の物件情報を捕捉。

②歴史的な路面電車のルート
紙地図から、都市内・都市間路面電車の路線網をデジタル化。

③歴史的な国勢調査パネルデータ（1940～2010年）

④ゾーニング情報（1922年、2010年）
2010年データでは、各種制限（建物高・容積率等）が捕捉可能。GIS を用い、1922年データに紐付けた。

持続性の存在

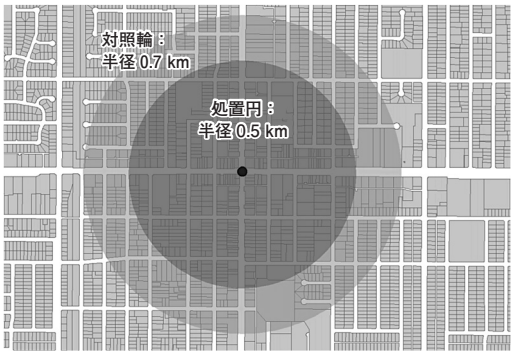
図 2 は、電停からの距離を0.3km単位で区切ったうえで、10年ごとの人口密度の推移をプロットした結果である。これから、いずれの時点でも電停に近い地区は、遠い地区よりも人口密度が高いこと、そして、時間の経過とともに電停から半径 3 km以内のすべての場所で人口密度が増加したことが読み取れる。

路面電車が現代の人口密度に及ぼす影響

識別戦略

人口密度への路面電車の影響の、その他要因による影響からの識別は、図 3 で示すように、電停から

図3―処置・対照円のイメージ



0.5㎞圏内にある領域（濃灰）の人口密度と、その外側のリング状の領域（薄灰）との比較により行なう。リング外の領域の区画はサンプルに入らない。この戦略により、各地区固有のアメニティ（都市内での位置、公園や業務地域への距離、幹線道路の有無等）を、処置・対照円（群）で均質化できる。この比較は回帰式を用いて次のように表される。

$$\text{outcome}_{is} = \gamma_0 + \gamma_1(\text{Treatment Circle})_{is} + \delta_s + \gamma_2 P_{is} + \gamma_3 D_{is} + \epsilon_i \quad (1)$$

sは区画iの最寄り電停、$(\text{Treatment Circle})_{is}$は区画iが電停sの処置円に入れば1を取るダミー変数、δ_sは電停固定効果である。制御変数P_{is}は、電停ができる前の時点の属性（地形、海岸や市街地、主要道、交差点への距離）を含む。D_{is}は路面電車が呼び水となり行なわれたと考えられる公共投資（現代の主要道、地下鉄駅、高速道IC）へのアクセスを表す。なお、以後の分析で用いられるoutcome_{is}は建築密度、すなわち（床面積／敷地面積）×100である。

ロサンゼルスを通る路面電車は、電停を持つ都市間路線（都心と郊外を結ぶ）と、電停を持たない（自由乗降可）都市内路線に分けられる。今回の影響計測の対象となるのは都市間路線のみである。

0.5㎞という境界値は、電停は徒歩圏内の物件にしか価値がなかったという史実に基づき設定されている。実際、γ_1の推定値は境界値を0.5㎞とした時に最大値を取り、それ以上の距離を境界値にすると、推定値は急激に小さくなる（本論文のFigure 3を参照）。

表1―ベースライン推定結果

	従属変数は建築密度	
	(1)	(2)
A. 共変量無		
処置円	5.49	5.72
	(0.76)	(0.65)
区画	452,509	405,249
電停	1,061	907
B. 事後的制御変数有		
処置円	5.12	5.1
	(0.78)	(0.68)
区画	452,509	405,249
電停	1.061	907
C. 事前・事後的制御変数有		
処置円	4.34	4.52
	(0.77)	(0.66)
区画	452.509	405.249
電停	1.061	907
電停固定効果	X	X
都市内路線近くの都市内路線の電停を除外		X

結果

表1に示すのが、ベースラインの推定結果である。列(1)は全サンプルを含む結果を、列(2)は都市内路面電車の路線が通る区画を除いたサンプルでの結果を示している。Panel AはP$_{is}$とD$_{is}$を含まない定式化、Panel BはP$_{is}$のみを含む定式化、Panel Cは両方を含む定式化での結果を表す。いずれの場合も、$(\text{Treatment Circle})_{is}$の回帰係数は有意である。

官民の調整

土地利用規制

このセクションでは、まず、現代のゾーニングが電停に近い場所で、より高い建築密度を可能にするかを検証する。次に、制度の変化が密度パターンを強化したかを検証する。

表2のPanel Aの結果は、区画固有のゾーンコードを制御した場合、統計的に有意なレベルで、ゾーニングが路面電車と密度との関係の殆どを説明することを示唆するものである。

路面電車と密度の関係が、ゾーニングという要因を介し、時間を通じてどのように持続したかを検証したのがPanel Bである。1922年のゾーニング変数

表 2—ゾーニングの影響の検証

	従属変数は建築密度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 現代のゾーニング情報有のサンプル				
1. 現代のゾーニングに関する制御変数有				
処置円	4.74	2.29	1.30	0.76
	(0.69)	(0.55)	(0.50)	(0.47)
区画	280.975	246.023	280.975	280.975
電停	619	520	619	619
2. 1963年以降に建設された物件のみのサンプル				
処置円	5.29	3.11	1.42	1.89
	(1.50)	(1.51)	(1.37)	(1.38)
区画	72.300	56.459	72.300	72.300
電停	375	278	375	375
B. 1922年のゾーニング情報有のサンプル				
1.現代のゾーニングに関する制御変数有				
処置円	3.53	0.13	1.08	0.81
	(1.95)	(1.27)	(1.53)	(1.32)
区画	33.993	29.125	33.993	33.993
電停	113	89	113	113
2. 1922年のゾーニングに関する制御変数有				
処置円	3.53	4.46	1.68	2.53
	(1.95)	(1.79)	(1.86)	(1.73)
区画	33.993	22.020	33.990	33.993
電停	116	105	116	116
3. 2013年の定義に基づく1922年のゾーニングに関する制御変数有				
処置円	3.53	2.39	2.70	1.89
	(1.95)	(1.65)	(1.73)	(1.51)
区画	33.993	32.020	33.990	33.993
電停	127	108	127	127
電停固定効果	X	X	X	X
処置・対照円内にあるゾーニングが適用されている区画のみ		X		
ゾーンコード固定効果			X	
電停×ゾーンコード固定効果				X

を用いた結果（B.2）を、現代の変数を用いた結果（B.1）と比較すると、$(\text{Treatment Circle})_{is}$ の回帰係数の、ゾーニング変数の追加に伴う減少幅がより小さいことがわかる。この結果は、1922年以降のゾーニングの大幅な変更が、電停の近くでの相対的な密度を高めることに寄与したことを示唆する。

集積

密度の増加により、電停近くでの民間部門の活動が調整されうる。また、それによる集積の利益は、非居住土地利用の下で特に顕著になると予想される。表 3 の Panel A の結果からは確かに、電停近くでは土地利用（ゾーンで指定されたものではなく実際の土地使用）が非住宅である確率や、集合住宅である確率が有意に高いことが示されている。加えて、Panel B の結果からは、電停に近い非住宅区画は、電停から遠い区画に比して、より多くの非住宅区画に囲まれていることが示されている。これらの結果から、割合と数の両面で、電停から近い地区では集積が生じていることが示唆される。

表 3—電停周辺の非住宅物件の集中

A. 沿線の土地利用		
	従属変数は土地利用	
	1{非住宅} (1)	1{集合住宅} (2)
処置円	0.059	0.068
	(0.009)	(0.007)
区画	405,249	370,928
電停	907	815
地域内の従属変数の平均値	0.211	0.324

B. 電停止近くの土地利用の集中			
	従属変数はx[m]圏内の非住宅区画の数		
	50 (1)	100 (2)	200 (3)
処置円	0.020	0.032	0.189
	(0.012)	(0.032)	0.089
区画	32,577	32,577	32,577
電停	100	129	103
地域内の従属変数の平均値	1.249	2.196	5,228
電停固定効果	X	X	X

結論

本論文の貢献は、過去の遺物としての路面電車が、現代の人口・建築密度に与える持続的な効果を検証した点にある。詳細な歴史データを用いた実証分析を通じ得られた知見は次のようにまとめられる。

1．路面電車の停留所からの近さと密度の高さの関係は、路面電車が廃線となった後も持続的に観測される。

2．この持続性の大きな要因は、路面電車を軸として展開されてきたゾーニングや集積である。

注）図 1 および図 3 は、Brooks & Lutz（2019）の草稿である Brooks & Lutz（2016）から引用されたものである。

高野佳佑
筑波大学大学院システム情報工学研究科博士後期
日本学術振興会特別研究員

◉調査報告書のご案内

『2033年までに必要となる住宅戸数の推計――新築・リフォーム・空き家活用等（住宅関連基礎的統計データ活用上の留意点に関するケーススタディ）』

令和２年３月
「調査研究リポート」No.18322
定価：本体価格1982円＋税

５年に１度実施される「住宅・土地統計調査」は、わが国の住宅とそこに居住する世帯の居住状況、世帯の保有する土地等の実態を把握するために実施されているものである。その結果は、住生活基本計画はじめ住生活関連諸施策の企画、立案等の基礎資料とされ、また、住宅分野の調査研究に不可欠な基幹統計データとして活用されている。

しかしながら、例えば、以下のようなさまざまな制約と限界がある。

⑴同調査の結果は集計表の形で公表されるため、より詳細な分析を行なおうとする場合は、複数の集計表を用いて按分し推計する等の作業が必要となること。

⑵調査年次により、建築時期の分類に違いがあるため、複数の調査年次データを活用する際には建築時期の分類を再整理しなければならないこと。

⑶耐震性等の住宅ストックの質に関するデータを得ようとする場合、持家に関しては取得できるが貸家に関しては取得できないこと。

一方、空き家問題をはじめ、老朽化した住宅ストックが大きな社会問題となっている。本問題に関しては、今後一定期間にどの程度の住宅ストックが滅失し、更新が行なわれるのかについての見通しを立てることが、対策を検討する際に有効となるが、その際に活用する公的データとしては住宅・土地統計調査が挙げられる。

そこで、本調査では、わが国の住宅ストックの現状を質の面（耐震、省エネ、バリアフリーの等性能）から把握し、そのうえですべての世帯に一定の質の住宅を確保しようとする場合の住宅供給量を推計するケーススタディを通じて、「住宅・土地統計調査」の制約、限界を整理し、それらを踏まえ、それを代替するための集計手法や補データ活用等について検討し、その結果を整理して示している。

また、あわせて、住宅分野の研究に用いられる頻度の高い他の各種統計データ（公的・民間）に関して、それらの基本的内容および調査頻度、対象等を整理したうで、活用上の留意点を取りまとめている。

本報告書が住宅分野の研究者、住宅関係の業務に携わる関係者の参考になれば幸いである。

編集後記

新型コロナウイルスへの対応として、当センターにおいても実施された在宅勤務の個人的感想をまとめてみたい。

ひとつは一般家庭における質の高いネットワーク環境の一層の充実である。会議中にオンラインが切断されることもあるので、さらなる改善が必要だ。

また一定の Face to Face の大切さも実感した。ｅメールや電話は、オンデマンドで行なえる利便性はあるが、決して多くはないと思われる情報交換だけではアイデアも枯渇気味になる。

最後は在宅による保育のあり方だ。筆者は二児の親だが、学童や保育園の利用自粛の要望を自治体から再三受けた。感染症は他人を巻き込む外部性があり、外出自粛要請は納得できる政府介入である。しかし、小さい子供を抱える共働き家庭にとって保育は死活問題であり、悩ましい。

（**M・K**）

編集委員
委員長――瀬下博之
委員――中川雅之
原野　啓
行武憲史

季刊 住宅土地経済
2020年夏季号（第117号）
2020年７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㈱

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。