

[巻頭言]

来たる時代の不動産政策の推進

谷脇 暁

国土交通省土地・建設産業局長

「人口減少社会」—我が国がこのように言われるようになって久しいですが、働き手が減少しても、それを上回る生産性の向上が実現すれば、我が国が持続的に経済成長を遂げていくことが可能ではないでしょうか。

このような考え方にに基づき、国土交通省では、平成28年を「生産性革命元年」と位置付け、各分野の生産性の向上を図るべく、施策を展開しているところです。

住宅・土地といった不動産分野が生産性を高め、更なる産業の発展を成し遂げていくためには、良質な不動産の供給や流通、不動産投資を活発化させることで都市力向上や地方創生を図ることがまず重要ではないでしょうか。AIやIoTといった新技術の活用により、不動産をめぐるサービスの幅を広げることも有用であると考えられます。また、その前提として、地価公示や不動産インデックス（不動産投資の収益性を判断するための指標）の充実など、不動産情報の整備も欠かせないでしょう。不動産市場の活性化は、産業としての側面だけではなく、国民生活の側面からも重要な意味を持ちます。不動産ストックがうまく循環して最適活用がなされれば、今まで以上に豊かな土地利用が可能となりますし、環境性や快適性に優れた良質な不動産ストックは、そこで営まれる活動の幅や質を高めます。

不動産分野の発展を通じて我が国の経済成長に貢献し、国民生活の向上に資することができるよう、従来の枠にとらわれることなく、産学官で知恵を出し合い、来たる時代の不動産政策を推進していきたいと考えています。

目次●2017年夏季号 No.105

[巻頭言] 来たる時代の不動産政策の推進 谷脇 暁 —1

[特別論文] 人口減少時代におけるコンパクト・シティと生活の質

井出多加子 —2

[論文] 保育所アクセスと母親の希望就業 河端瑞貴 —10

[論文] 相続が不動産市場に及ぼす影響の実証分析

植杉威一郎・清水千弘・水田岳志 —19

[論文] 借地借家法による空き家期間と機会費用の推定

鈴木雅智・浅見泰司 —29

[海外論文紹介] 破壊による利益：都市成長の障壁と1872年ボストン大火災

安田昌平 —36

エディトリアルノート —8

センターだより —40 編集後記 —40

人口減少時代におけるコンパクト・シティと生活の質

下水道事業にみるインフラの効率化と民間活力の導入方法

井出多加子

はじめに

公共サービスを生み出すインフラストラクチャは、人口が増加していた高度成長期に、さまざまな種類のものが全国的に整備されてきた。これらは、道路や橋梁、鉄道、上下水道、学校、病院など、いずれも安全・安心で文化的な生活を営むうえで不可欠なものである。しかしながら、人口減少によって利用者が当初の想定を大幅に下回り、インフラを維持するための費用を賄うことも困難になり、地方自治体の財政を圧迫しつつある。その一方で、設置されてからすでに50年以上を超えるインフラも多く、当初想定されていた耐用年数をすでにはるかに超え、維持管理が十分行なわれないために老朽化による事故も目立っている。既存のインフラすべてを当初の性能のままに維持することは、もはや不可能である。

このような状況を抜本的に改善する方法として、小規模な地域に住民とインフラを集約することで、行政コストを引き下げつつ生活の質を保ち、地域の持続可能性を図るコンパクト・シティ構想が注目されてきた。しかしこの構想を実現する場合、現実的に問題になるのは、実際に住民が生活を営んでいるコンパクト・シティ構想エリア外にある既存インフラをどのように集約・効率化していくかということで、インフラ縮減によって生活の質が大きく低下することは容認されないであろう。

住民の移住とインフラの集約・効率化はセッ

トで考える必要がある。なぜなら特定のエリアにインフラを集約することで、その地域に住民が移住したくなるインセンティブが高まるからである。特に移住コストが相対的に小さい若年世代は、不動産所有意識が比較的弱く、インフラを含む子育てサービスなどさまざまな居住利便性にひかれて居住地を選択する傾向が強い。平成27年度「土地問題に関する国民の意識調査」¹⁾(国土交通省)において、「住宅の所有に関する意識」をみると、「建物を所有していれば、土地は借地でも構わない」と答えた者の割合が20歳代で高く、その理由として「住み替えをしていくには、借地のほうが有利だから」という回答が多くなっている。

コンパクト・シティの必要性は浸透しつつあるものの、どの地域でどのように進めていくかという「具体的手法」が明確になっていない。インフラの集約は、持続可能性の基本理念に基づいて長期の視点から段階的に進めていく必要がある。

本稿では、インフラの中でも地方自治体の関与の度合いが強く、全国的に普及率も高い下水道事業に注目し、そこで実施または計画されつつある維持管理・更新と集約化あるいは分散化の取り組みを紹介する。これらを参考にすることで、他のインフラにおいても長期の視点から適切な維持管理が行なわれ、集約化が進むものと考えられる。

「金食い虫」と言われた下水道

公共事業として整備される道路、鉄道、港湾、電力施設、住宅、上下水道、学校、病院などさまざまなインフラ施設の中で、下水道は他と異なる以下の特徴を持っている。

- (1)一部を除き、主管の大半は市町村である。
- (2)運営、維持管理にかかる費用の半分程度は、「受益者負担」の考えのもとで利用者が支払う使用料で賄われている。
- (3)汚水浄化サービスとして、複数の市町村をカバーする広域処理の流域下水道や市街地の下水を処理する公共下水道の他に、農業・漁業集落排水施設、コミュニティ・プラント、個別処理の合併浄化槽、など複数の方法²⁾が存在する。
- (4)技術革新によって、処理方法や費用が大きく変化しただけでなく、経営の多角化が可能である。汚水・雨水処理以外に、バイオマスによる発電などこれまで無関係と思われていた公的サービスを併せて供給できるようになっている。
- (5)運営における民間委託の比率がすでに高く、さまざまな段階の委託が行なわれている。

下水道事業は、地方公共団体の地方公営企業によって実施されている。平成27年度末における普通地方公共団体数1765に対し、これら団体が経営している地方公営企業の事業数は8614事業で、このうち下水道は3696事業と最多の42.2%を占めている。主要公益事業における地方公営企業の占める割合は、上水道では工業用水道で99%以上、下水道では90%以上と、公的サービスの提供において地方公営企業の役割がきわめて大きい。

これら地方公営企業は「地方公営企業法」第三条において、常に企業の経済性を発揮しつつ公共の福祉を増進するよう運営すること（経営の基本原則）が定められている。しかし総収益に占める料金収入の割合は、水道事業で83.1%

(著者写真)

いで・たかこ

1957年東京都生まれ。上智大学卒。慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。博士（経済学）。現在、成蹊大学経済学部教授。著書：『グローバル時代の日本の働き方—経済学から見る労働市場の制度』（銀河書籍）ほか。

であるのに対し、下水道事業では42.2%（いずれも平成27年度決算）とかなり低く、不足分を他会計からの繰入金等で賄っている。

下水道事業は特別会計で管理されチェックが入りにくかったため、当該地自体の財政赤字を膨らませたと批判を浴びてきた。上水道と比べて下水道は管路敷設だけでも数倍建設投資の規模が大きいため、整備の財源として企業債が発行され、整備後も支払利息や減価償却費の負担が大きくなり市町村の財政を圧迫することになる。

投資規模が大きく投資の回収期間が長く公債で賄われることから、急激な需要の変化に対応が難しく、事業計画当初から人口が著しく減少することで、事業全体の収支バランスが長期に崩れている地域が多い。表1は、日本の下水道のなかでも公共下水道で企業会計を採用している施設について、人口規模や人口密度、そして供用開始からの期間に応じて、経費回収率や汚水処理単価などを比較したものである。これを見ると「金食い虫」と言われた下水道事業の経営が、いくつかの要因に左右されていることがわかる（比較のため整備費を除く）。

第一は、人口密度である。表の「汚水処理原価（維持管理費）」をみると、人口密度が高いほど汚水処理原価（維持管理費）が低下し、規模の経済が働いていることがわかる。

第二は、供用開始後の年数である。人口密度が同じでも供用開始後の年数が短いほど、汚水処理原価（維持管理費）は高くなる。これは、減価償却費の影響と考えられる。さらに同表の「汚水処理原価」をみると、維持管理の汚水処理原価の2倍近い値になっている団体区分もあ

表1 下水道施設の経営状況（公共下水道、企業会計適用のみ）

処理区域内 人口区分	処理区域内 人口密度区分	供用開始後 年数別区分	類型 区分	汚水処理原価 ¹⁾ (円/m ³)	汚水処理原価 (維持管理費) ; (円/m ³) ²⁾	経費回収率 (維持管理費) ³⁾	不明水率 ⁴⁾
全平均				165.6	89.5	46.6%	18.5%
政令市等			政令市等	129.4	55.7	50.2%	24.1%
10万以上	100人/ha以上	30年以上	Aa	109.0	48.6	45.1%	21.7%
	Ab		101.0	51.3	56.1%	18.9%	
	75人/ha以上	30年未満	Ac 1	140.1	69.7	51.1%	21.7%
	50人/ha以上		Ac 2	121.2	58.2	47.2%	5.6%
			Ad	145.5	73.4	51.3%	21.8%
50人/ha未満							
3万以上	100人/ha以上	30年以上	Ba	120.6	52.4	43.9%	22.9%
	75人/ha以上		Bb 1				
		Bb 2	126.4	60.1	47.9%	14.4%	
	50人/ha以上	30年以上	Bc 1	151.0	85.4	69.1%	14.6%
			Bc 2	149.5	91.3	47.2%	7.3%
		30年未満	Bd 1	151.7	75.5	50.2%	20.1%
	50人/ha未満	30年未満	Bd 2	171.8	103.0	40.9%	9.1%
3万未満	75人/ha以上	30年以上	Ca				
	Cb 1		138.7	66.4	38.2%	36.6%	
	50人/ha以上	15年以上	Cb 2	97.1	89.0	63.6%	9.7%
		15年未満	Cb 3				
	25人/ha以上	30年以上	Cc 1	149.8	84.4	53.6%	23.1%
		15年以上	Cc 2	178.9	113.8	40.1%	16.8%
		15年未満	Cc 3	390.4	241.7	22.0%	17.7%
	25人/ha未満	30年以上	Cd 1	170.3	87.5	30.7%	22.7%
		15年以上	Cd 2	241.5	125.1	30.4%	12.5%
		15年未満	Cd 3	449.3	289.2	17.4%	5.4%

注1) 汚水処理原価＝(下水道管理費・維持管理費＋下水道管理費・流域維持管理負担金
 ＋下水道管理費・起債元利償還費＋下水道管理費・流域建設分負担金・起債元利償還費)÷年間有収水量
 2) 汚水処理原価＝(下水道管理費・維持管理費＋下水道管理費・流域維持管理負担金)÷年間有収水量
 3) 経費回収率(維持管理費)＝使用料単価÷汚水処理原価(維持管理費)×100
 4) 不明水率＝(年間汚水処理水量－年間有収水量)÷年間汚水処理水量×100。有収水は使用料の対象となり、汚水処理水
 には使用料の対象とならない不明水が含まれる。
 出所)「下水道統計」(平成26年)より作成。

る。これは公債の発行で整備される割合が高いため、整備後も長期にわたって高額の「起債元利償還費」が派生するからであり、金利の高い時期に整備された比較的新しい下水道事業で償還費の割合が特に高くなる。

第三は、使用料と原価のバランスである。「経費回収率(維持管理費)」は、維持管理の経費が使用料でどれだけ賄われているか示している。公共下水道全体でも5割に満たないが、対象人口が少ないほど、人口密度が低いほど、回収率が低い。使用料で回収できない部分は、補助金または他会計からの繰入金で賄われている。これは、人口が少ないほど、また人口密度が低

いほど汚水処理原価が高く、それをカバーするためには使用料を高くする必要があるが、住民の同意が得にくいためだと思われる。また、このような自治体では料金改定もほとんど行われていない傾向にある。

インフラに関わる事業は、計画、整備(建設)、維持管理と大きく3段階に分かれる。上記のように、日本の下水道の場合、公債に加えて、計画から整備段階まで一定程度国の資金が投入され、集中的に整備されてきた。しかし維持管理の段階に入ると、管理は市町村で行なうことになっているため、財源の乏しい自治体では管理が厳しくなる。さらに整備費のかなりの

部分が起債で賄われているため、長期の固定費用として財政を圧迫し、人口減少が進むにつれて使用料収入も減少し、負のサイクルに陥っている。使用料を引上げることは、さらに人口減少に拍車をかける。このような「カネ」の問題だけでなく、財政赤字に苦しむ自治体は人件費を削減するため、また施設維持のための職員を削減するなど「ヒト」の面でも持続が難しい状況にある。

下水道のしくみ

本稿の目的は、コンパクト・シティと下水道事業の効率化を検討することだが、そのためにまず下水道施設のしくみについて簡単に説明する。

下水道施設は、管路、処理場、ポンプ場、汚泥処理という複数の施設に分かれていて、それぞれ維持管理費や施設の柔軟性が異なる。管路は、汚雨水を集め、ポンプ場、処理場または河川等の放流先まで流下させる。処理場は、管路施設に接続して受入れた下水を処理する。ポンプ場は、管路で集められた下水を処理場に送り、汚雨水を公共用水域に放流する機能を持つ施設である。また、忘れてならないのは、汚水処理において発生する汚泥であり、この処理も下水道事業の一つである。全体の維持管理費用において、(公共下水道で企業会計が全部適用されている施設の場合) 処理場の維持管理費は平均して55.1%と高い。

下水道の老朽化と集約化

下水道事業の集約化と維持管理・更新において重要な視点は2つある。第一は「サービスの質」、第二は「事業性(費用対効果)」である。下水道の提供するサービスは、大きく分けて汚水処理と雨水処理がある。汚水処理におけるサービスの質とは、受け入れた汚水を処理場で浄化し河川や海域に放流する時の水質を指す。高い水質を目指すとは施設費が上昇する。

サービスの質と事業性は、個別の狭い地方自治体内あるいは既存の事業区分だけで考えるべ

きではなく、より大きな「水循環」のサイクルの一部として、水源や環境保全、雨水・河川管理などと一体的に検討する必要がある。狭いエリアの事業性より、周辺地域への外部性を考慮してサービスの質を重視しなければならない場合があるからである。

自然公園のように、希少な種と環境保全のために高い水質保全がより重視されている下水道施設として、世界遺産である広島県厳島神社付近の廿日市処理場や、福井県永平寺町の下水処理場がある。このような日本が世界に誇る観光地に多くの外国人観光客が訪れ、その自然の美しさのもとで安心して飲食や宿泊が堪能できるのは汚水を処理するこれら下水道の力によるところが大きい。また、多くの市町村の水源となる河川に処理水を放流する地理的に川上に位置するエリアでは、下流域の上水道の影響を考慮すると高度な汚水処理レベルが求められる。

一方、汚水発生源の大半が居住世帯に限られる市街地等では、一定程度の汚水処理レベルが保たれば十分で、事業性がより重要となる場合もある。このようなエリアで人口が散在し下水道が未整備の場合、合併処理浄化槽など他のよりコンパクトで設置・撤去が容易な手法を用いることが適当である。集中豪雨などの災害リスクが高いエリアでは、雨水処理に特化して早急に処理することも求められる。

日本の下水道事業は、高度成長期から急速に普及してきている。下水道処理人口普及率は全国で77.7%、都道府県別で最も高い東京都は99.5%、最も低い徳島県は17.5%となっている。すでにかかなりの地域で普及しているため、大幅な人口減少時代を迎えて、老朽化対策と集約化がきわめて重要になっている。

では、都市化が一定程度進んだ地域で、すでに網の目のように張り巡らされている下水道をどのように集約・効率化できるのだろうか。人口減少といっても、ある程度の世帯が地域に居住する限り、汚水処理サービスを突然中止することはできない。具体的に、既存の下水道施設

をどのようにダウンサイジングするのだろうか。

施設整備にかなりの建設投資を要する下水処理場だが、処理能力をある程度柔軟に変えることができる。下水処理場の施設は、大きく沈砂・沈殿池、反応タンク、電気機械設備、汚泥処理設備に分けられる。これら池とタンクは内部がいくつかの仕切りで区切られているため、例えば受け入れ水量が半分に減少した場合はタンクの半分のみを利用して処理することができる。関連する電気機械設備も受け入れ水量に応じてある程度縮小できる。

このように受け入れ水量に応じて設備を実質的に縮小し、一定規模に達した時点で、近隣の下水道施設に管渠を直接接続して汚水を回し、汚水処理を休止することなく、処理場を撤去解体できる³⁾。近隣自治体に流域下水道が存在したり、近隣の複数自治体が人口減少に悩んだりしている場合、より広域をカバーする流域下水道にすることもあり、これらの広域化の方法は、市町村合併などで最近利用されている。

また、広い意味での下水道施設の中には、農林水産省主管の農業排水処理施設も含まれる。近年は下水道施設に統合されるようになっていく。公共下水道のように近隣の流域下水道に直接接続する場合もあれば、処理面積の広い北海道では、汚水処理で発生した汚泥を一括して最終処分することもある。

下水道のように建設投資が大規模なインフラは、利用者数が多いほど利用者当たりのサービス供給単価は低下する。このような「規模の経済性」を有するインフラでは、コンパクト・シティを実現するために広域化の手法を取ることになる。

「賢い使い方」と民間活力の導入

下水道事業は、料金収入が安定していて性能発注が容易という性質から、民間活力を導入しやすい。下水道料金は、水道料金とともに徴収され、サービスの性能（＝水質）はきわめて客観的に容易にチェックが可能である。逆に一般

の橋梁や道路では、料金制度がなく、堅牢度の度合いは把握が難しい。

日本の地方自治体では、上記のような財政状況や技術者不足のため下水道事業の一部を民間委託する件数が増えている。下水道の維持管理に民間活力を導入する方法として、現在「指定管理者制度」、「包括的民間委託」そして導入が決定された「コンセッション方式」がある。

コンセッション方式は、施設の所有権を残したまま運営権を民間企業に移し、この民間企業が使用料金を徴収しながら運営費用を回収する独立採算型のスキームである。空港の事例が有名だが、使用料金を徴収する上下水道でも適すると言われ、日本で初めて今年（2017年）3月に静岡県浜松市が20年契約で実施した。

さらに下水道の場合、性能発注のレベルも3段階に分かれていて、単純に施設の運転管理のみを委託する業務委託から、ユーティリティの調達までを含む包括的なものもある。表2のように、最も個所数が多いものが複数年契約の性能発注である包括的民間委託で、3年契約が多い。

民間の技術や柔軟性を活かすことで、維持管理費用全体を縮減できると期待されているが、下水道への導入にあたっては、いくつか課題も存在する。ひとつの契約期間が終了して次の期間の入札が行なわれる場合、運転ノウハウを知っている現契約者が有利になる傾向があるため、契約期間中に得られた運転状況などの情報を開示する必要がある。また、使用料徴収制度は存在するが、実際には表1でみたように維持管理だけでも費用の半分しか賄われていないうえ、起債の元利償還費を含めると収益性が極めて低いので、民間企業へのインセンティブが弱い。収益性が低い理由は、上下水道サービスは生活必需で料金を柔軟に上げることが困難だからであり、コンセッションで注目される空港の利用者にとって空港サービスが非生活必需であることとは大きく異なっている。そのため、コスト削減による収益確保を重視する傾向にあり、維持管理がおろそかになることが懸念される。

表2—包括的民間委託契約年数別個所数

(平成26年度 単位：個所)

契約年数	2年	3年	4年	5年	6～9年	10年以上	計
政令指定都市	2	10	4	31			47
市	7	204	13	142	2		368
町		44	1	22		1	68
村		1					1
一部事務組合・県施工		2		1			3
都道府県(流域)	3	81	1	1			86
計	12	342	19	197	2	1	573

注1) 団体の重複を含む。

2) 包括的民間委託は、性能発注方式であり、かつ複数年契約の場合とする。性能発注方式であっても1年契約の場合は、包括的民間委託とはしない。

出所)「下水道統計 平成26年度版」日本下水道協会

生活の質と下水道事業の多角化

これまで見たように、下水道事業は「規模の経済」の程度の強いインフラであり、既存施設を人口規模に合わせる複数の技術が確立されている。水質検査でサービスの質を容易にチェックでき、「受益者負担」という使用料負担制度で民間活力を導入しやすい側面はあるが、生活必需サービスのため料金改定が困難である。

近年 ICT 技術が進むにつれて、単なる下水道単体のコスト削減にとどまらず、下水道の事業から生まれるサービスの幅が飛躍的に拡大しつつある。これに注目することで複数の公共サービス全体でコスト削減が可能になり、さらに生活の質を高めることできる。

それは下水道の持つエネルギー資源である。バイオマスや水素による発電は、すでに実用化されている。またコンパクト・シティ実現には再開発事業が伴うため、古くなった下水関連施設を整備しつつ再開発事業に合わせた地域エネルギー・マネジメントシステムを東京都と民間開発業者が実施している。日本では、処理水はこれまでほとんど利用されていなかったが、再生水として水洗トイレなどに使われている。

また、一般住民に使用料を適切に負担してもらうには、その利便性を直接感じてもらう生活

の質の向上に寄与すると感じられることが大切で、その1つとしてデスポーザーの利用による生ごみ処理がある。神戸市の官民連携「KOBE グリーン・スイーツプロジェクト」は平成24年から実施されているが、神戸の菓子店から排出される生ごみ等を下水道に好適な汚泥と混合処理することで、バイオガスの発生量を増やし、汚泥処理の効率化と発電量を高めることができる。ごみ処理費用は自治体の大きな懸念事項のひとつであり、高齢者や共働き世帯にとってゴミ出しは大きな負担になっている。技術面で問題がない場合、デスポーザーを設置することでゴミ出しの負担を減らし、バイオマス発電量の拡大によるエネルギー効率上昇によって、まさに人々の生活の質を高めると期待される。

さらにこのような技術革新は、今後高齢化を迎える発展途上国へのインフラ輸出の可能性を秘めている。コンパクト・シティを実現し、日本の競争力を高めるには、単独の事業の採算性に注目するのではなく、幅広い技術的視点と柔軟性をもったステイクホルダーがまさに要と言えよう。また政策面でも、長期の姿を抱きつつ、現状からソフトランディングするため、より政策効果を重視した施策が大切である。

*謝辞

本稿の作成にあたり、現地調査や資料の提供において、日本下水道事業団に多大なご協力を頂いた。記して感謝の意を表す。本文の内容はすべて筆者独自の見解によるもので、同事業団とは無関係であることに留意されたい。

注

1) <http://tochi.mlit.go.jp/wp-content/uploads/2013/06/d15b4d6e248477d037f4f6289383e92b.pdf>

2) 下水道事業は下水道法で規定され、原則として下水道にも、「公共下水道」「特定公共下水道」「特定環境保全公共下水道」「流域下水道」「都市水路」と分かれている。地方自治体内の主に市街化区域に対応する施設が公共下水道であるが、特定の事業者の活動から生じる汚水に対応する施設が特定公共下水道である。

3) ただし、接続する距離が長さや地理的条件などによっては、処理場を廃止してもポンプ場が必要になることがある。

不動産は政策、税制、法制度など、さまざまな要因から大きな影響を受けるとともに、その影響を映し出す役割も果たしている。本号に掲載された3本の論文は、実証的な観点からこれらの要因の影響を描出するものであり、今後の政策課題や制度改正を検討するうえで、いずれも重要な論考となりうるものである。



河端論文（「**保育所アクセスと母親の希望就業**」）は、保育所の利用可能性と母親の希望就業の実現との関係を分析している。まず、東京23区内を対象に、居住地を基準とした地理的な保育所アクセシビリティという指標を算出している。これは、居住地と保育所の道路上の距離を定め、その距離内における認可保育所、東京都認証保育所および認定こども園の総定員数を分子に取り、人口と保育所入所希望率に基づいて計算した希望入所者数を分母にとった比として定義される。もし保育所アクセシビリティが1より大きければ入所できる可能性が高く、1より低ければ、入所しづらいと言える。実際、待機児童の多い0～2歳児では、このアクセシビリティが1を下回る割合が500、750、1000メートルのいずれの距離内でも5割を超えており、特に待機児童が最多の1歳児で最も高くなることが確認されている。

さらに、上記750メートル内のアクセシビリティの人口加重平均を保育所アクセシビリティと呼び、

この変数と保育所が利用可能か否かを示す保育所利用可ダミーを説明変数として、フルタイムまたはパートタイム就業希望者を対象に、母親が希望する就業形態を実現しているかをプロビットモデルによって分析している。

2009年に実施したアンケート調査のデータを用いた分析の結果、保育所利用可ダミーは、母親の希望就業実現率と有意に正の相関があることが示されている。サンプル平均値の母親についての限界効果は、保育所を利用できる場合、できない場合よりも希望就業実現率が39パーセントポイント高くなるという。また、末子の年齢が0歳から2歳児であることを示すダミーと保育所利用可ダミーの交差項を加えたモデルを推計すると、この限界効果は51パーセントポイント高い結果となるという。

保育所利用可ダミーを、さらに希望する保育所と希望以外の保育所の利用可ダミーに分けて分析すると、希望する保育所を利用できる母親は、保育所を利用できない母親と比較して、末子の年齢が0歳から2歳児の場合、サンプルの平均値の母親の場合で、限界効果は69%、末子の年齢が3歳から5歳児の場合は24パーセントポイント高くなるという。

ただ、保育所のアクセシビリティはいずれの分析でも有意な結果は得られていない。河端氏も指摘しているように、保育所の利用可能性と希望就業の実現との間に内生性の問題があるからである。保

育所のアクセシビリティ自体が実際の保育所利用可能性と相関する可能性を考えると、むしろアクセシビリティを操作変数に用いて分析することを検討してもよいのかもしれない。



不動産価格について実証的に分析するには、不動産の需要と供給を識別することが重要となる。**植杉・清水・水田論文**（「**相続が不動産市場に及ぼす影響の実証分析**」）は、高齢化が不動産価格に及ぼす影響を分析している。その際、不動産所有者の死亡時に不動産の売却（供給）が増加するため、相続件数を操作変数に用いることで、上記の識別問題を解決しようとしている。

所有者の死亡時に不動産市場の（フローの）供給が増加するのは、税制の歪みが原因である。相続税課税時の資産評価では、不動産は市場価格より低く評価される。そのため、相続時まで保有し続けたほうが事前に売却して金融資産として保有するよりも相続税を軽減できる。さらに、相続税納付後3年以内に不動産を売却すれば、贈与所得税の算出において、キャピタルゲインから納付した相続税分を控除することもできる。

植杉・清水・水田論文では相続の情報を得るため、登記変更情報と不動産取引情報を丁目単位で接合したデータセットを用いて、不動産価格と売却された不動産の面積（各丁目における売却意向不動産の面積比）の関係を推計してい

る。

通常の OLS によって不動産価格と売却意向不動産の面積比率の係数を分析すると、いずれの不動産でも有意に正となる。1%の売却意向不動産の増加は、土地、戸建て、マンションでそれぞれ、0.016%、0.005%、0.007%の価格上昇となる。これは、供給の外生的な増加が不動産価格を低下させるという理論と逆の推計結果である。高齢化比率の上昇との関係では、戸建ての価格を下げるが、土地やマンションについては有意な結果は得られないという。

上記の結果は、地価と売却意向不動産の面積比の間に内生性の問題があることに起因する。これを回避するために、地域ごとの相続件数と、相続件数に平均公示価格を掛けた交差項を操作変数に用いた分析がなされている。結果は、相続件数は土地、戸建て、マンションのいずれの不動産に対しても売却意向面積に有意に正の影響を与えている。他方、相続件数と平均公示価格の交差項はマイナスで有意となっており、平均的な公示地価が高い地域ほど、相続件数が増えると売却意向不動産の面積比率を増やす傾向が弱まるという。

これについて植杉・清水・水田論文では公示地価が高い地域では、高い譲渡所得税が適用されるのを避けるために売却を減らしていると解釈している。しかし、もともと公示価格が高い地域では保有不動産の面積が小さく細分化されている可能性が高く、その影響を捉

えているようにも思われる。

次に、売却意向不動産比率と不動産価格の係数を見ると、いずれの不動産についてもマイナスで有意となる。1%の売却意向不動産の増加は土地、戸建て、マンションで、それぞれ約0.25%、0.3%、0.16%程度不動産価格を下げる効果がある。他方、高齢化率は土地と戸建てで有意に正となる。

植杉・清水・水田論文では、相続件数が日本の不動産取引の分析で有効な操作変数となるというテクニカルな点が強調されているが、高齢化率が不動産価格を高めている理由について考察を深めることが政策的な観点からはより一層重要となろう。



日本の不動産市場に大きな影を落としてきた問題として、借地借家法の問題がある。借地借家法による借借人の保護が賃貸住宅の供給を制限してきたという指摘は、不動産の既存ストックの有効活用という観点からみると、その活用を制限する要因という文脈に読み替えることができる。

鈴木・浅見論文（「借地借家法による空き家期間と機会費用の推定」）は、このような既存不動産ストックの有効活用という観点に立って、借地借家法の問題を検討している。同法の存在によって立ち退き補償を支払わなければならない家主は、それを回避しようとして転用前には空き家にしておくことが合理的になる。そこで、このように空き家にする事で失う

賃料を、借地借家法がもたらす機会費用として推計しようというのが鈴木・浅見論文の戦略である。

将来の立ち退き料の予想と借借人の退去確率に基づいて、最適な賃貸期間が理論モデルから算出される。そこでは、完全な空き家にするか、賃貸した上で家賃収入を得るとともに、立ち退きのリスクを抱えるかが選択される。賃貸に出した場合でも、一定時点以降に借借人が自主的に退去すれば、その後は賃貸として供給されずに空き家となり、その間の家賃が機会費用となる。当初から空き家の場合には、家賃をまったく得られないという機会損失から、立ち退き料を支払わなくてすむ利益を引いた額が機会費用となる。

東京23区を対象として、期待空き家期間と機会費用を推計すると、利用転換までの期間が2年で立ち退き料が家賃2年分となるケースで、数カ月程度の空き家となり、年100億円の機会費用が発生するという。さらに立ち退き料が家賃10年分となると予想するケースでは、2年間の空き家が生じて年600億円の機会費用が発生するという。

分析結果は定期借家契約の普及を妨げている要因がもたらす機会費用と解釈し直すこともできる。この点で、定期借家契約についての法規定について、一層の改正を主張するものと言うことができる。

(H・S)

保育所アクセスと母親の希望就業 東京の事例

河端瑞貴

はじめに

本稿では、待機児童の状況、および保育所アクセスと母親の希望就業に関する東京の事例研究を報告する。保育所問題は、女性の労働参加が進む多くの国で重要な政策課題となってきた(OECD 2007)。アメリカやイギリス、カナダのように保育所が民間サービスとして供給される国では、保育所の質や料金が問題となる傾向がある一方、日本やイタリア、ドイツのように保育所の多くが公的支援を受ける国では、保育所の利用可能性も問題となることが多い(Kreyenfeld and Hank 2000, Blau 2001, Del Boca and Vuri 2007, Unayama 2012)。

日本では、保育所待機児童の解消が重要な政策課題となって久しいが、いまだに解消には程遠い。厚生労働省(2016)によると、2016年4月現在、全国の保育所等定員は263万人と前年比10万3000人増加したにもかかわらず、待機児童数は2万3553人と前年比386人の増加となっている。この待機児童の定義には、保護者が希望する認可保育所に入所できずにやむを得ず認可外保育施設を利用している児童や入所申請をあきらめている児童等は含まれない。公表されている待機児童数をはるかに上回る潜在的待機児童が存在する。たとえば Zhou and Oishi (2005) は、潜在的待機児童は首都圏の3歳未満児だけで17万8000~32万1000人と推定している。厚生労働省の「新待機児童ゼロ作戦に基づくニーズ調査」に基づいて、全国の潜在的待機

児童は約85万人との推計もある(朝日新聞2009、厚生労働省2009)。

待機児童は都市部に集中しており、大多数が0~2歳児である。厚生労働省(2016)によると、全国の待機児童の74%を都市部が占め、全国の待機児童の87%が0~2歳児である。待機児童は、保育所の超過需要(供給不足)だけでなく、保育所の立地ミスマッチ(需要と供給の空間ミスマッチ)からも生じる。幼い子を連れた保育所送迎は時空間制約が大きい。徒歩や自転車での送迎が多く¹⁾、混雑の激しい地域では特にその傾向が強い。東京23区の調査(河端2010a)によると、保育所利用希望者のほとんど(96%)が保育所選定時に自宅からの近接性(アクセスしやすさ)を重視している²⁾。自宅から保育所までの片道通所時間は約10分以内が76%、約15分以内が90%、約20分以内が98%である。東京都中野区の調査では、10分以内が80~90%を占め、現実的で望ましい通所時間は約10分以内と考えるのが妥当であるとの指摘がある(宮澤1998)。自宅から遠い保育所は空きがあっても利用困難であることから、待機児童は局所的に発生していると考えられる。

待機児童を抱える母親の就業継続が困難であることはさまざまな調査が示唆している。たとえば日本労働研究機構(2003)の調査によると、仕事を続けたかったが、仕事と育児の両立の難しさで離職した人の約3割(29%)が、「保育園等に子供を預けられそうもなかった(預けられなかった)」ためと回答している。利用でき

れば仕事を続けられた支援・サービスについては、「保育園・託児所」の割合が最も高い。

日本は、OECD 諸国の中で未就学児を持つ女性の就業率が低い。データのある OECD29 カ国の母親の平均就業率は、末子が 0～2 歳で 53%、末子が 3～5 歳で 67% であるが、日本はそれぞれ 47%、61% にとどまる (OECD 2016)。末子が 6～14 歳の女性の就業率は、OECD 平均が 73%、日本が 72% とその差は小さいことから、未就学児を持つ日本の女性の就業率の低さが目立つ。しかし、働くことを希望する日本の母親は多い。第 15 回出生動向基本調査 (2015 年実施) によると、現在無職の未就学児を持つ既婚女性の 9 割以上が何らかの時点で就業を希望している。「すぐにでも働きたい」と回答した割合は、末子が 0～2 歳で 12%、末子が 3～5 歳で 18% である (国立社会保障・人口問題研究所 2016)。就業の現実と希望の乖離は、女性の労働参加の余地が大きいことを意味する。

こうした状況を踏まえ、本稿では待機児童の多い東京を対象に、まず、待機児童の状況を概観する。次に、Kawabata (2014) の研究に基づき、通所限界距離を考慮した保育所アクセシビリティ、および保育所アクセスと母親の希望就業を分析する。

1 東京都の待機児童

厚生労働省が毎年公表する各年 4 月現在の「都道府県・政令指定都市・中核市別 (保育所) 待機児童数 集約表」によれば、都道府県別の待機児童数は東京都が突出して多く、2016 年は東京都だけで全国の待機児童の 45% を占める。東京都の保育所定員は、2008 年から 2016 年にかけて 16 万 6552 人から 23 万 935 人に増え、全国の保育所定員に占める割合は 11% から 14% に増加している。これだけ保育所の供給が増えているにもかかわらず、待機児童が解消しないのは、増加する需要に見合う供給に至っていないためである。

図 1 に、2004～2016 年の東京都の保育所等利

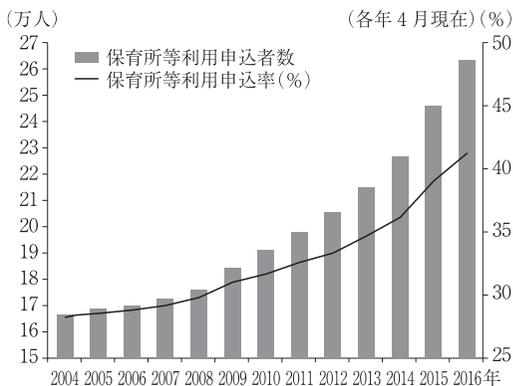
(著者写真)

かわばた・みずき
東京都生まれ。慶應義塾大学経済学部卒、同大学修士 (政策・メディア)、米 MIT 博士 (Ph. D. in Urban and Regional Planning)。東京大学空間情報科学研究センター准教授等を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。著書：『経済・政策分析のための GIS 入門 ArcGIS 10.2 & 10.3 対応』古今書院 (2015 年) ほか。

用申込者数および利用申込率を示す。利用申込者数、利用申込率ともに増加しており、保育需要が増大していることがわかる。

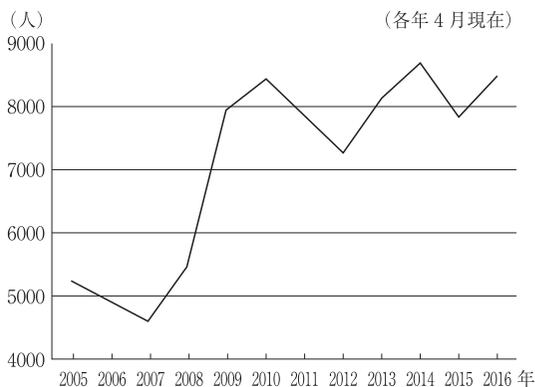
東京都の 2005～2016 年の待機児童数をみると (図 2)、2009 年に大幅に増加し、以降、増減はあるものの高止まりしている。図 3 に、

図 1—東京都の保育所等利用申込者数と申込率



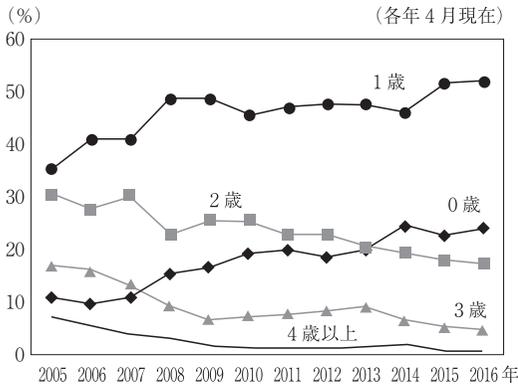
注) 東京都福祉保健局のデータを基に作成。保育所等利用申込率は、就学前児童人口に占める保育所等利用申込者数の割合。

図 2—東京都の保育所等待機児童数



注) 東京都福祉保健局のデータを基に作成。

図3 東京都の年齢別待機児童数の割合



注) 東京都福祉保健局のデータを基に作成。

2005～2016年の待機児童数に占める年齢別待機児童数の割合を示す。待機児童は1歳児が多い。2016年は1歳児が圧倒的に多く、待機児童の過半数(53%)を占める。次いで、0歳児(24%)、2歳児(18%)の順であり、0～2歳児を合わせると95%を占める。全国での割合(87%)よりもさらに高く、東京都では待機児童のほとんどが3歳未満児である。2005～2016年の推移をみると、0歳と1歳の割合が増加しているのに対し、2歳以上の割合は低下している。2005年では0歳児(10%)と1歳児(36%)は合わせて46%と半数以下であったが、2016年では0歳児(24%)と1歳児(53%)が合わせて77%と大幅に上昇している。0・1歳の待機児童が多いのは、出産前後の就業継続を希望する母親が多いことを反映していると考えられる。

2 保育所アクセシビリティ

アクセシビリティ測度とデータ

東京23区を対象に、空間的にミクロなデータを用いて通所限界距離を考慮した保育所アクセシビリティを分析する。保育所アクセシビリティは、(1)式を用いて児童の年齢別に計算し、地理情報システム(GIS)で視覚化する³⁾。

$$A_i^a = \sum_{j: d_{ij} < d_0} \frac{S_j^a}{\sum_{k: d_{kj} < d_0} r^a P_k^a} \quad (1)$$

(a: 年齢、 A_i : 居住地*i*の保育所アクセシビリティ、 S_j : 地点*j*の保育所の供給、 d_{ij} : 居住

地*i*と保育所*j*の道路上距離、 d_{kj} : 居住地*k*と保育所*j*の道路上距離、 d_0 : 通所限界距離の閾値、 r : 保育所入所希望率、 P_k : 居住地*k*の人口)

居住地の空間単位は、町丁目よりもミクロな国勢調査の基本単位区を用いる。居住地(基本単位区)の保育所アクセシビリティ(A)は、通所限界距離を考慮した保育所の需給バランス(供給/需要)を表す。したがって、値が1の場合は需給の均衡を、1より大きい場合は超過供給(供給充足)を、1未満の場合は超過需要(供給不足)を意味する。(1)式は、供給サイドだけでなく、需要サイドの空間的競争(spatial competition)を組み入れている点に特徴がある⁴⁾。基本単位区別アクセシビリティの人口加重平均値は、対象地域(東京23区)全体の需給バランスに一致する点にも特徴がある。

基本単位区の境界と人口のデータは、2005年国勢調査(総務省統計局提供)を用いる。東京23区内には、11万5501の基本単位区が存在する。各保育所の供給(S)は、2009年4月現在の各認可保育所、東京都認証保育所、認定こども園の定員とする。年齢別保育所定員は、東京都福祉保健局、各自治体、保育所のホームページや問い合わせにより得たデータを使用した。基本単位区の年齢別人口は、町丁別年齢別人口を、基本単位区の人口で比例配分した人口としている。保育所入所希望率(r)は、2009年の推計値に基づき、0歳児は20%、1歳以上は35%としている⁵⁾。

居住地と保育所の道路上距離(d_{ij} と d_{kj})における居住地は、基本単位区の重心とする。保育所の地点は、住所情報を基に東京大学空間情報科学研究センターの号レベルアドレスマッチングサービスを利用して作成した保育所のポイントの位置とする。道路上距離は、GISと2009年道路網データ(ESRI ジャパン社)を用いて計算した。通所限界距離の閾値(d_0)は、500m、750m、1000mの3種類を用いた。瀬川・貞広(1996)と同様に子連れ徒歩を時速

図4 一年齢別保育所アクセシビリティ（通所限界距離750m）

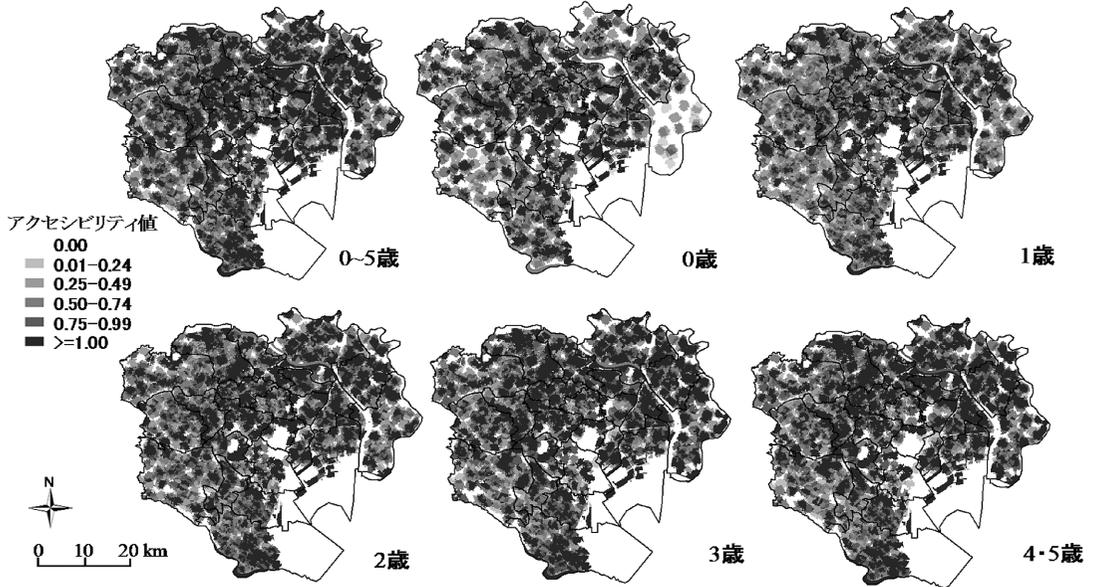
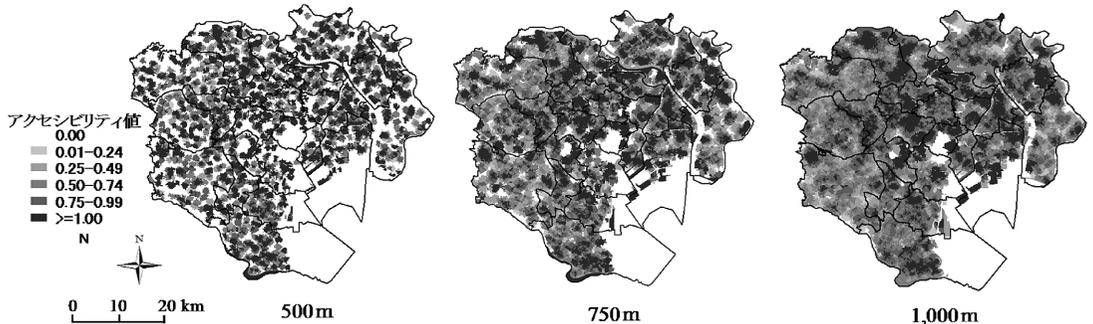


図5 一通所限界距離別保育所アクセシビリティ（1歳児）



3 km（分速50m）とすると、それぞれ徒歩10分、15分、20分の距離である。

保育所アクセシビリティの結果

図4に、通所限界距離750mの保育所アクセシビリティを年齢別に示す。各年齢に共通して、アクセシビリティが1未満（超過需要）の地区（基本単位区）が多数存在し、待機児童の多い0・1歳児で顕著に多いことがわかる⁶⁾。図5は、待機児童が最多の1歳児を例に、通所限界距離が変化すると保育所アクセシビリティがどのように変化するかを示す。中央の通所限界距離750mの地図は、図4右上の1歳児の地図と

同じである。これと比較すると、通所限界距離500mではアクセシビリティが0の地区（白い地区）が多い。通所限界距離が短くなると、通所可能圏内に保育所の存在しない地区が多くなるためである。一方、通所限界距離1000mの場合は、アクセシビリティが0の地区は減少し、ほとんど存在しない。通所限界距離が1000mになると、通所可能圏内に保育所の存在しない地区がほとんどないためである。しかし、いずれの通所限界距離においても、アクセシビリティが1未満の地区が多いという結果は変わらない。

表1に、保育所アクセシビリティが1未満の

表1—保育所アクセシビリティが1未満の地区と児童の割合

通所限界距離	A<1の地区の割合 (%)			A<1の地区に住む児童の割合 (%)		
	500m	750m	1000m	500m	750m	1000m
0歳	65	66	69	67	70	72
1歳	64	68	72	67	71	75
2歳	64	53	54	67	57	57
3歳	50	48	46	53	51	49
4・5歳	51	50	47	54	52	50

表2—待機児童数の単回帰推定結果

	0歳	1歳	2歳	3歳	4・5歳
通所限界距離別保育所アクセシビリティ					
500m	-68.0** (32.1) [0.14]	-334.7*** (121.0) [0.23]	-116.5** (56.4) [0.13]	-24.5 (16.6) [0.05]	-1.8 (4.5) [-0.04]
750m	-68.0** (32.8) [0.13]	-373.3*** (119.1) [0.29]	-123.0** (58.9) [0.13]	-24.7 (17.3) [0.04]	-2.4 (4.7) [-0.03]
1000m	-71.7** (35.7) [0.12]	-388.2*** (126.8) [0.28]	-121.8** (59.3) [0.13]	-22.7 (17.6) [0.03]	-2.1 (4.7) [-0.04]

注) *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で有意を示す。括弧内は標準誤差、角括弧内は自由度修正済み決定係数を表す。観測数は23。

基本単位区(超過需要地区)の割合およびその超過需要地区に住む児童の割合を年齢別・通所限界距離別に示す。待機児童の多い0~2歳児では、これらの割合がいずれの通所限界距離でも5割を超えている。特に0・1歳児で高く、待機児童が最多の1歳児で最も高い傾向がみられる。

表2は、区レベルの待機児童数(被説明変数)と保育所アクセシビリティ(説明変数)を単回帰で推定した結果を年齢別・通所限界距離別にまとめたものである。(年齢別待機児童数の最小空間単位は区であることから、区単位 of データを用いている。保育所アクセシビリティは区レベルの人口加重平均値を用いている。)待機児童の大多数を占める0~2歳児では、いずれの通所限界距離においても、保育所アクセシビリティが低いと待機児童数が多いという有意な負の関係があり、この関係は待機児童数が最多の1歳児で最も大きい。一方、3歳以上では有意な関係はみられない。3歳になると、幼

稚園や幼稚園の預かり・延長保育を利用できることが一因と考えられる。

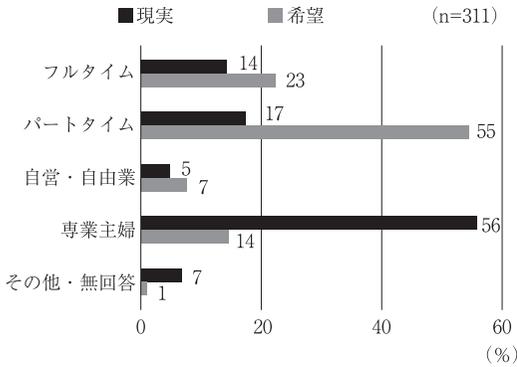
3 保育所アクセスと母親の希望就業

待機児童の多い東京23区を対象地域とし、保育所アクセスと未就学児を持つ母親の希望就業実現との関係を分析する。ここでの「アクセス」は、地理的なアクセスと利用可能性の両方の意味を含む。データは、2009年の「仕事と子育ての両立と保育所アクセシビリティに関するアンケート調査」(河端2010a)を用いた。この調査は、東京23区在住の未就学児を持つ母親を対象としたインターネット調査(日経リサーチ社委託)であり、設定数650人に対し311人の回答を得ている。ランダム・サンプルではないが、回答者の基本的な属性は2005年国勢調査のデータと大きな差はみられない(Kawabata 2012 TableA1)。この調査においても、現実と希望の就業形態に大きな乖離がみられる(図6)。回答者の85%が就業を希望しているのに対し、現実に就業しているのは36%にとどまる。専業主婦は56%であるが、専業主婦を希望している割合は14%と大幅に低い。

フルタイムまたはパートタイム就業希望者を対象に、保育所アクセスと母親の希望就業実現との関係を、プロビットモデルで推定する。対象者は、モデルの変数に関する質問項目すべてに回答した261人とする。この261人のうち、フルタイム勤務希望者は71人(27%)、パートタイム勤務希望者は190人(73%)である。

表3にモデルに用いた変数を示す。被説明変数は希望就業実現ダミーである。これは、フルタイム勤務希望者がフルタイムで就業している、あるいはパートタイム勤務希望者がパートタイムで就業している場合に1、それ以外は0の値をとるダミー変数である。説明変数は、保育所アクセスに関するダミー変数、前節の保育所アクセシビリティ、およびコントロール変数(母親の年齢、子供の数、末子の年齢、フルタイム勤務パートナーの有無、出産前就業経験に関す

図6—現実と希望の就業形態



注) フルタイムは週5日、40時間以上勤務。

表3—変数

変数	平均	標準偏差
希望就業実現ダミー	0.31	
30～34歳ダミー	0.35	
35～39歳ダミー	0.38	
40歳以上ダミー	0.16	
子供2人以上ダミー	0.55	
末子0～2歳ダミー	0.55	
フルタイム勤務パートナーダミー	0.85	
出産前就業ダミー	0.56	
保育所利用可ダミー	0.32	
希望する保育所利用可ダミー	0.25	
希望以外の保育所利用可ダミー	0.07	
保育所アクセシビリティ(区レベル)	97.5	20.9
女性の完全失業率(%) (区レベル)	4.96	0.81

注) 保育所アクセシビリティは、区レベルの人口加重平均値(通所限界距離750m)×100。

るダミー変数、および女性の完全失業率)である。対象者の居住地情報は区が最小の空間単位であるため、保育所アクセシビリティと女性の完全失業率は区単位のデータを用いている。保育所アクセシビリティは、基本単位区別アクセシビリティ(通所限界距離750m)の人口加重平均値(×100)とした。女性の完全失業率は2005年国勢調査のデータを用いた。

表4に、3つのプロビットモデルの推定結果をまとめる。モデル1は、保育所に関する変数として保育所利用可ダミー(保育所を利用可能であれば1、それ以外は0の値をとるダミー変数)、および保育所アクセシビリティを入れたモデルである。保育所利用可と母親の希望就業実現率は正で有意な関係を示している。限界効

果をみると、サンプルの平均的な母親の場合、保育所を利用できると、利用できない場合よりも希望就業実現率が39パーセントポイント高い。

モデル2は、モデル1に末子0～2歳ダミーと保育所利用可ダミーの交差項を加えたモデルである。保育所利用可と母親の希望就業実現率との正の関係は、末子が0～2歳のほうが、末子が3～5歳の場合よりも大きい。交差項の限界効果をみると、末子が0～2歳の平均的な母親の場合、保育所を利用できると、利用できない場合に比べて、希望就業実現率が51パーセントポイント高い。そしてこの差は、末子が3～5歳の場合の26パーセントポイントよりも大きい。

モデル3は、モデル2の保育所利用可ダミーを、希望する保育所利用可ダミーと(希望する保育所が利用不可のため)希望以外の保育所利用可ダミーにわけたモデルである。この2つのダミー変数と末子0～2歳ダミーとの交差項の推定結果をみると、保育所が希望する保育所である場合、末子0～2歳と末子3～5歳の限界効果に顕著な差がある。末子が0～2歳の平均的な母親の場合、希望する保育所を利用できると、利用できない場合に比べて、希望就業実現率が62パーセントポイント高い。一方、末子が3～5歳の平均的な母親の場合、その差は相対的に小さく、24パーセントポイントである。希望する保育所以外の保育所の場合、その利用可能性と母親の希望就業実現率との関係は末子が0～2歳と3～5歳の間に大きな差はみられない。

いずれのモデルにおいても、保育所アクセシビリティと母親の希望就業実現率とに有意な関係はみられなかった。居住地情報が区レベルに制限されていることから、区レベルの人口加重平均値を用いたためかもしれない。より空間的にマイクロな、基本単位区レベルの保育所アクセシビリティを用いることができれば、結果は異なるかもしれない。

なお、保育所アクセスと希望就業実現とは内

表4—推定結果

	モデル 1			モデル 2			モデル 3		
30～34歳ダミー	-0.077	(0.349)	[-0.03]	-0.117	(0.358)	[-0.04]	-0.057	(0.363)	[-0.02]
35～39歳ダミー	0.129	(0.353)	[0.04]	0.069	(0.361)	[0.02]	0.124	(0.366)	[0.04]
40歳以上ダミー	-0.287	(0.406)	[-0.09]	-0.320	(0.411)	[-0.09]	-0.332	(0.418)	[-0.10]
子供2人以上ダミー	0.512 **	(0.208)	[0.16]	0.560 ***	(0.213)	[0.17]	0.471 **	(0.218)	[0.15]
末子0～2歳ダミー	-0.430 *	(0.235)	[-0.14]	-0.874 ***	(0.304)	[-0.28]	-0.936 ***	(0.310)	[-0.20]
フルタイム勤務パートナーダミー	-0.779 ***	(0.243)	[-0.28]	-0.835 ***	(0.248)	[-0.30]	-0.902 ***	(0.250)	[-0.33]
出産前就業ダミー	0.669 ***	(0.217)	[0.21]	0.653 ***	(0.221)	[0.20]	0.594 ***	(0.223)	[0.19]
保育所利用可ダミー	1.123 ***	(0.196)	[0.39]	0.691 ***	(0.258)	[0.23]			
希望する保育所利用可ダミー							0.605 **	(0.270)	[0.47]
希望以外の保育所利用可ダミー							1.234 **	(0.536)	[0.45]
末子0～2歳ダミー× 保育所利用可ダミー				0.983 **	(0.392)	[0.51] ^a [0.26] ^b			
末子0～2歳ダミー× 希望する保育所利用可ダミー							1.321 ***	(0.440)	[0.62] ^a [0.24] ^b
末子0～2歳ダミー× 希望以外の保育所利用可ダミー							-0.033	(0.705)	[0.42] ^a [0.45] ^b
保育所アクセシビリティ(区レベル)	0.004	(0.006)	[0.00]	0.003	(0.006)	[0.00]	0.001	(0.006)	[0.00]
女性の完全失業率(%) (区レベル)	0.050	(0.129)	[0.02]	0.074	(0.132)	[0.02]	0.126	(0.138)	[0.04]
定数項	-1.423 *	(0.767)		-1.162	(0.783)		-1.090	(0.785)	
対数尤度	-118.9			-115.7			-114.1		
McFadden の擬似決定係数	0.26			0.28			0.29		
観測数	261			261			261		

注) **、*、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意を示す。括弧内は標準誤差、角括弧内は説明変数の平均値における限界効果を表す。ダミー変数の限界効果は、ダミー変数の値が0から1に変化した場合の値を表す。交差項の限界効果は、(a)末子0～2歳ダミーの値が1、(b)末子0～2歳ダミーの値が0(すなわち末子が3～5歳)の場合、保育所利用可ダミーあるいは希望以外の保育所利用可ダミーの値が0から1に変化した際の値を示す。

生的な関係のあることに注意する必要がある。保育所アクセスが希望就業実現に影響を与えると同時に、希望就業実現が保育所アクセスに影響を与える可能性があるためである。たとえば認可保育所の場合、就業者は非就業者よりも入所選考基準における優先度が高い。したがって本分析は、因果関係を示すものではなく、相関関係を示すとどまる。保育所アクセスを求める転居が結果に影響することも考えられる。しかし、アンケート調査の回答者が待機児童期間、希望する保育所を利用するために転居した割合は1%にとどまるため、結果に与える影響は小さいと思われる。

4 おわりに

待機児童の多い東京23区内では、500m、750m、1000mのいずれの通所限界距離におい

ても、保育所の超過需要地区(保育所アクセシビリティが1未満の基本単位区)が多数存在し、0・1歳児で顕著に多かった。待機児童の大多数を占める0～2歳児については、保育所アクセシビリティの低い区で待機児童数が多いという負の関係がみられた。

東京23区在住の未就学児を持ち、かつ就業を希望する女性を対象に、保育所アクセスと希望就業実現との関係を分析した。その結果、保育所を利用できると希望就業実現率が高いこと、この正の関係は末子が0～2歳のほうが末子が3～5歳の母親よりも大きいこと、末子が0～2歳の場合は希望する保育所を利用できることが母親の希望就業実現において特に重要であることが示唆された。

これらの結果に基づく政策インプリケーションを2つ述べる。第一に、保育所アクセシビリ

ティの向上は、待機児童解消政策の有用なアプローチになると期待できる。保育所利用希望者の多くは、保育所が自宅に近い（アクセスしやすい）点を重視している。ミクロな空間単位に基づく保育所アクセシビリティは、保育所整備のエリアを特定する際の客観的な指標となる。たとえば、保育所アクセシビリティが低く、保育需要の多い地区に保育所を重点的に整備拡充すれば、待機児童解消効果が高いと考えられる。

第二に、待機児童が多い地域の保育所整備は、未就学児を持つ女性の労働参加を促進すると期待できる。待機児童の大多数は0～2歳児であり、東京都では0・1歳児の割合が増加している。低年齢児の待機児童は出産前後の就業継続を妨げる要因となる。やむを得ずいったん離職すれば、正規雇用での再就職は厳しくなる。

年齢別では、特に1歳保育を行なう保育所の整備拡充が効果的であると考えられる。待機児童は1歳児が多く、1歳児が入所困難であるため0歳児で入所申請をする人が少なからずいるためである⁷⁾。0歳児の保育所整備も求められるが、0歳児の保育コストは大きい⁸⁾。

希望する保育サービスとしては、認可保育所を選ぶ人が圧倒的に多い。本分析に用いたアンケート調査では、0～2歳の子を持つ女性の73%が最も希望する保育所・保育サービスとして認可保育所を選択している。認可保育所は、国の定める一定の保育の質が確保されているうえに一般に認可外保育サービスより保育料が安い。保育の質がよく、幼い子供を安心して預けられる保育所が求められている。

日本では、出産後も就業継続を希望する女性が顕著に増加している。第15回出生動向基本調査によると、第1子出産前後の妻の就業継続率は、それまでの4割前後から53%（2010～14年）に上昇している（国立社会保障・人口問題研究所2016）。保育所は、子育てに不慣れな保護者に助言を与えるなど地域の子育て支援の拠点にもなる。とりわけ東京のように待機児童が多く、核家族世帯の多い地域では、保育所整備

は女性が働きやすい社会に向けた一助になると考える。

謝辞

本稿で紹介した Kawabata (2014) の研究は、JSPS 科研費 JP22510140、JP25285080 の助成を受けた。本稿をまとめるにあたり、JSPS 科研費 JP16K13363 の助成も使用した。東京都福祉保健局、各自治体、保育所から本研究に必要な保育所関連データをご提供いただいた。学会、ワークショップ、セミナー等では参加者から本研究に関する貴重なご意見をいただいた。ここに感謝の意を表する。

注

- 1) 東京23区の調査（河端 2010a）では、保育所送迎に利用する交通手段は徒歩と自転車が多数を占める。普段の日は、自転車（63%）と徒歩（27%）合わせて91%である。天候の悪い日は、自転車（23%）と徒歩（45%）合わせて68%である。
- 2) 自宅からの近接性については、「とても重視する」が79%と大多数を占める。「やや重視する」の17%と合わせて96%が重視している。一方、職場からの近接性は52%と過半数が重視しているが、「とても重視する」は23%と大幅に低い。
- 3) (1)式は、河端（2010b）の東京都文京区の分析で用いられている。ここでは、対象地域を東京23区に広げている。
- 4) アクセシビリティ測度における需給バランスと空間的競争の扱いについては、Harris（2001）が参考になる。(1)式と同様の計算方法を two-step floating catchment area method (2SFCA 法) と称して解説している Luo and Wang（2003）も参考になる。
- 5) 詳しくは、Kawabata（2014）を参照。
- 6) 東京23区外の保育所需給を計算に入れていないこと、保育所の多くは他の条件が同等であれば区民の入所を優先することを考慮すると、東京23区および各区の境界付近ではアクセシビリティにバイアスが生じている可能性がある。この点については今後の課題としたい。
- 7) 厚生労働省『平成24年地域児童福祉事業等調査の結果』によると、希望する時期より入所を早めた認可保育所利用者が入所を早めた理由としては、（育児休業中を問わず）その時期でないと保育所入所が困難になりそうだったと回答した割合が61%と過半数を占める。
- 8) 鈴木（2010）によると、東京23区の0歳児1人当たりにかかる認可保育所の月額費用は公立で月額40万～50万円台、私立で平均29万円である。板橋区内保育園パーフェクトデータ（2016）によると、東京都板橋区の保育園児1人当たりにかかる月額経費は0歳児41万1324円、1歳児20万7158円、2歳児18万5637円である。対して保護者が負担する保育料の月額平均は0歳児1万9084円、1歳児2万375円、2歳児2万4246円であり、経費のそれぞれ4.6%、9.8%、

13.1%である。

参考文献

- 朝日新聞 (2009) 「認可保育所『使いたい』85万人潜在的なニーズ 厚労省調査で推計」『朝日新聞』2009年4月8日付朝刊。
- 板橋区内保育園パーフェクトデータ (2016) 「ほいくガイド7.保育料」http://www.hoiku.net/s/hoiku_guide/hoiku_guide_07 (2017年4月20日アクセス)
- 河端瑞貴 (2010a) 「仕事と子育ての両立と保育所アクセシビリティに関するアンケート調査報告書」『CSIS Discussion Paper』No.102, 1-39頁。
- 河端瑞貴 (2010b) 「待機児童と保育所アクセシビリティ；東京都文京区の事例研究」『応用地域学研究』第15巻、1-12頁。
- 厚生労働省 (2009) 「(参考1) 新待機児ゼロ作戦に基づくニーズ調査結果」第3回社会保障審議会少子化対策特別部会保育第二専門委員会 参考資料1、14頁。<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/10/s1005-8.html> (2017年4月20日アクセス)
- 厚生労働省 (2016) 『保育所等関連状況取りまとめ(平成28年4月1日)』厚生労働省。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2016) 『第15回出生動向基本調査結果の概要』国立社会保障・人口問題研究所。
- 鈴木亘 (2010) 『社会保障の「不都合な真実」子育て・医療・年金を経済学で考える』日本経済新聞出版社。
- 瀬川祥子・貞広幸雄 (1996) 「GISを利用した保育施設計画立案支援システムの開発」『GIS—理論と応用』第4巻1号、11-18頁。
- 日本労働研究機構 (2003) 『育児や介護と仕事の両立に関する調査報告書』日本労働研究機構。
- 宮澤仁 (1998) 「東京都中野区における保育所へのアクセス可能性に関する時空間制約の分析」『地理学評論A』第71A巻12号、859-886頁。
- Blau, D. M. (2001) *The Child Care Problem: An Economic Analysis*. Russell Sage Foundation.
- Del Boca, D., and D. Vuri (2007) "The Mismatch Between Employment and Child Care in Italy: The Impact of Rationing." *Journal of Population Economics*, Vol. 20, pp. 805-832.
- Harris, B. (2001) "Accessibility: Concepts and Applications," *Journal of Transportation and Statistics*, Vol. 4 (2/3), pp. 15-30.
- Kawabata, M. (2012) "Access to Childcare and the Employment of Women with Preschool-aged Children in Tokyo," *CSIS Discussion Paper* No.114, Center for Spatial Information Science, The University of Tokyo, pp. 1-33.
- Kawabata, M. (2014) "Childcare Access and Employment: The Case of Women with Preschool-aged Children in Tokyo," *Review of Urban & Regional Development Studies*, Vol.26(1), pp.40-56.
- Kreyenfeld, M., and K. Hank (2000) "Does the Avail-

- ability of Child Care Influence the Employment of Mothers? Findings from Western Germany," *Population Research and Policy Review*, Vol. 19, pp. 317-337.
- Luo, W., and F. Wang (2003) "Measures of Spatial Accessibility to Health Care in a GIS Environment: Synthesis and a Case Study in the Chicago Region," *Environment and Planning B: Planning and Design*, Vol. 30, pp. 865-884.
- OECD (2007) *Babies and Bosses Reconciling Work and Family Life: A Synthesis of Findings for OECD Countries*. OECD.
- OECD (2016) "LMF1.2: Maternal Employment Rates, Chart LMF1.2.D. Maternal employment rates by number of children, 2014 or latest available year," OECD Family Database.
- Unayama, T. (2012) "The Possibility of Pursuing Both Marriage/Childbirth and Employment, and the Development of Nursery Schools," *The Japanese Economy*, Vol. 39(1), pp. 48-71.
- Zhou, Y., and A. Oishi (2005) "Underlying Demand for Licensed Childcare Services in Urban Japan," *Asian Economic Journal*, Vol. 19(1), pp. 103-119.

相続が不動産市場に及ぼす影響の実証分析

植杉威一郎・清水千弘・水田岳志

はじめに

高齢化や人口減少が不動産市場に及ぼす影響は、実務家や政策担当者のみならず、経済学者にとっても重要な関心事である。高齢化や人口減少が資産価格を低下させる現象は、「アセットメルトダウン」とも呼ばれており、特に日本のように人口減少が始まった経済では、こうした現象がより顕著になる可能性がある。

人口の年齢構成が資産価格、特に不動産価格に影響するとの議論の端緒となった論文は、Mankiw and Weil (1989) である。彼らは、米国のベビーブーム世代が引退する期間中に不動産への需要が減退し、不動産価格が大幅に低下することを予測した。世代重複モデルに基づけば、理論的には人口減少と不動産供給一定の前提の下で資産需要と価格がそれぞれ低下すると予測される。一方で、人口の年齢構成変化が不動産価格に及ぼす影響を実証する研究では、予測と整合的な結果とそうではない結果の両方が混在している。

このようにアセットメルトダウン仮説の妥当性を検証する実証分析の結果がまちまちである背景には、高齢化・人口減少が不動産価格に影響する経路が必ずしも明確ではないことが挙げられる。誘導形による推計で、不動産価格を被説明変数、人口の年齢構成を説明変数に用いる場合には、人口要因が不動産需要と供給のいずれに影響するのか、もしくはどのように影響するのかという点が必ずしも明らかではない。

需要と供給の識別は、高齢化・人口減少の影響を考える際だけではなく、不動産市場における価格決定メカニズムを解明するうえでも重要な課題であり、これまでもさまざまな識別戦略が提案されてきた。具体的には、貸出市場における規制緩和 (Favara and Imbs 2015)、不動産の差押え (Campbell, Giglio, and Pathak 2011)、可住地面積などの地理的な居住制約 (Saiz 2010)、国際的な資金フロー (Miyakawa, Shimizu, and Uesugi 2016) を用いて、不動産市場における外生的な需要もしくは供給の変動を特定し、これらが不動産価格に及ぼす影響を計測する試みがなされてきた。しかしながら、不動産市場における高齢化・人口減少に関連する変数を外生的な需要もしくは供給の変動を表すものとして用いる研究は、Campbell, Giglio, and Pathak (2011) といった例外を除くと限られている。

こうした背景を踏まえて本稿では、日本において高齢化・人口減少が不動産市場に影響を及ぼす経路を特定し、人口減少に伴う外生的な供給の増加が不動産価格を押し下げる程度を定量化する。まず注目するのは、地域や国における人口や高齢化率などの集計量ではなく、不動産保有者の死亡とそれに伴う相続という個別の事象である。人々の死亡とそれに伴う相続発生は時点の予測が難しく、個別の不動産取引にとっては外生的な事象である。同時に注目するのは、相続資産と譲渡所得益に対する日本特有の課税の仕組みである。現行の課税体系の下では、不

動産を保有する高齢者のいる家族にとっては、高齢者の生前に不動産を売却して金融資産での相続を行なうよりも、高齢者の死亡時に不動産で相続した後すみやかに売却するほうが、納税額が少ないというメリットがある。本稿は、死亡や相続時点の予測は困難である点と、高齢者が不動産を保有する家族にとっては相続前より相続後に不動産を売却することに経済的なメリットがある点に基づき、不動産保有者の死亡と相続に伴って、短期的に不動産市場に正の供給ショックが生じる点を識別戦略として採用する。

この識別戦略の下で第1に、所有者が死亡して相続された不動産が短期的に売りに出される傾向にあるかどうかを検証する。第2に、相続に伴い外生的に発生する不動産の売却圧力が、実際の不動産取引価格を押し下げるかどうかを検証する。以上2つの取り組みを通じて、不動産需要曲線の傾きもしくは不動産需要の価格弾力性を計測することができる。これらを行なうために、2000年から2014年にかけての東京23区における登記変更情報と不動産取引情報に関する2つの大規模なデータを組み合わせて用いる。

分析によって得られた結果は、以下の2つである。第1に、不動産の相続件数の増加は相続が生じた地区における不動産供給圧力を短期的に増加させる。第2に、相続件数増加に起因する不動産供給圧力の増大は、その地区における不動産価格の低下をもたらす。これらの結果は、高齢化・人口減少が資産価格の下落につながるというアセットメルトダウン仮説と整合的であると同時に、不動産保有者の死亡やその後の相続を通じて資産価格が下落するメカニズムを新たに示したものと言える。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では不動産の相続に係る制度的な背景を説明する。第2節では実証分析手法とデータについて説明する。第3節では集計統計量と分析結果を示し、第4節では結論を述べる。

1 制度的な背景

1.1 相続税

日本における相続税は、被相続人の資産を相続した者に対して課税される。相続税の対象となる正の経済的価値を持つ資産の中で、不動産は最も頻繁に相続される資産である。相続税計算の対象となる資産額は、相続対象資産価値から被相続人の負債や葬儀代などの必要経費を差し引いたものである。相続人全体で支払うべき相続税総額は、相続税対象資産額から3000万円の基礎控除額+600万円×法定相続人数を引いたものに、10%から55%まで可変の相続税率を掛けたものである。実際の相続人による相続割合に応じて税総額を按分し、各相続人が支払う相続税額を決定する。相続人は、決定された税額を、被相続人が死亡したことを知ってから10カ月以内に支払う義務がある。

相続税の計算に用いられる資産価値は、相続時点における市場価格で計測されるのが普通だが、不動産が相続資産の場合には、実際の取引価格ではなく鑑定評価額で計測される。不動産のうち土地については、相続税路線価における鑑定評価額が用いられる。相続税路線価は国土交通省による公示地価の約8割であるとされており、公示地価は実際の取引価格を下回ることが多いとされる。不動産のうち建物は、市区町村の固定資産税課税時における評価額が用いられ、土地の場合と同様に実際の取引価格を下回ることが多いとされる。これらを踏まえると、相続税計算に用いられる不動産の資産価値は、市場価格を相当程度下回っている場合が多いと推測される。

1.2 譲渡所得税と相続税との関係

次に、資産を売却する際に生じるキャピタルゲインに対する課税の仕組みと、納付された相続税額と譲渡所得税の対象となるキャピタルゲインとの関係について説明する。キャピタルゲインは、株式、債券や不動産を取得価額と諸経

(著者写真)	(著者写真)	(著者写真)	うえすぎ・いいちろう (左) 1969年兵庫県生まれ。東京大学経済学部卒、UC San Diego Ph.D. (Economics)。現在、一橋大学経済研究所教授。 しみず・ちひろ (中) 1967年岐阜県生まれ。東京工業大学大学院理工学研究科博士課程中退。東京大学博士 (環境学)。現在、日本大学スポーツ科学部教授。 みずた・たけし (右) 1981年兵庫県生まれ。東京大学大学院農学生命科学研究科博士課程中退。東京大学博士 (農学)。現在、一橋大学経済研究所機関研究員。
--------	--------	--------	---

費の合計を超える価格で売却した場合に生じる。不動産売却によるキャピタルゲインは、それ以外の所得とは切り離されて譲渡所得税や住民税の対象となる。税率は売却時点における保有期間によって変化する。保有期間が長期（5年超）であれば所得税率、住民税率はそれぞれ15%、5%、短期（5年以下）であれば30%、9%となる。

相続した不動産を売却することに伴うキャピタルゲインの計算に際しては、2つの特別な取り扱いが存在する。第1は、キャピタルゲインへの税率を決定する際に用いられる売却時点における保有期間は、被相続人と相続人両方の保有期間の合計とされている点である。相続直後の不動産売却であっても被相続人が長期保有していれば、長期保有とみなされて低い所得税率、住民税率が適用される。第2は、相続税納付後3年以内の不動産売却に伴うキャピタルゲインの計算に際しては、支払われた相続税分がキャピタルゲインから控除されるという点である。

1.3 相続関連税制が不動産売却時点に及ぼす影響

これまでに紹介した制度の下で、高齢者と若年者の2人からなる家族による、保有不動産の売却時点に関する意思決定を定式化する。ここでは、不動産を保有する高齢者が近い将来死亡して若年者が財産を相続するなかで、高齢者と若年者ともに相続後に家族が保有する資産額を最大化するように行動すると仮定する。その際に重要になる日本の相続関連税制に係る制度は、(1)相続税額計算時に、金融資産は市場価格で評価される一方で、不動産は市場価格を下回る鑑

定額で評価される、(2)相続税支払後3年以内に相続資産を売却する場合には、キャピタルゲインから相続税分が控除される、の2つである。これらの制度により、高齢者が存命時に不動産を売却して金融資産を相続するよりも、高齢者が死亡時まで不動産を保有し若年者が相続した不動産を売却することで、相続後の資産額を最大化できる。

高齢者の保有不動産の市場価値を1、相続税率をa、譲渡所得税率をb、不動産の市場価格に対する相続税評価額の比率をcと置く。高齢者が死亡前に不動産を売却して若年者が金融資産を相続する場合の税引き後資産額 R_1 、相続後3年超を経てから若年者が不動産を売却する場合の税引き後資産額 $R_{2_Late_Sale}$ 、相続後3年以内に若年者が不動産を売却する場合の税引き後資産額 $R_{2_Early_Sale}$ は、それぞれ以下のように表すことができる。

$$R_1 = (1-b)(1-a) \quad (1)$$

$$R_{2_Late_Sale} = 1 - ac - b \quad (2)$$

$$R_{2_Early_Sale} = (1-ac)(1-b) \quad (3)$$

(2)式から(1)式、(3)式から(1)式を引いた結果はそれぞれ以下のとおりである。

$$D_{Late_Sale} = a(1-b-c) \quad (4)$$

$$D_{Early_sale} = a(1-b)(1-c) \quad (5)$$

(4)式の符号は税率の大小によって正と負いずれにもなり得る一方で、(5)式の符号は常に正である。この仮想的な家族においては、高齢者の死亡まで不動産を所有し続け、相続後短期間のうちに売却することで税引き後の資産価値の最大化を達成できる。また、(5)式をa, b, cそれぞれで偏微分すると、相続後短期間のうちに不動産

を売却することによる資産価値の増分と税率などとの間には以下の関係がある。

$$\partial D/\partial a > 0, \partial D/\partial b < 0, \partial D/\partial c < 0 \quad (6)$$

相続税率が高く、譲渡所得税率が低く、市場価格に比しての相続税評価額比率が低いほど、相続後に不動産を売却することによる資産価値の増分が大きい。

以上を踏まえると、相続が発生して後3年以内に不動産の売却意向が増加すること、その増加程度は、相続税と譲渡所得税の実効税率によって変化することが予想される。さらに、不動産の売却意向が増加する地域では、供給圧力が高まるために不動産の取引価格が低下すると予想される。以下の節では、登記変更情報と不動産取引情報に基づいて、これらの予想が実際に成り立っているかどうかを検証する。

2 実証分析の手法と用いるデータ

2.1 実証モデル

本節では、相続が不動産供給に及ぼす影響を考慮したうえで、不動産供給と不動産価格との関係を調べるための実証モデルを定式化する。まず(7)式で示すのは、被説明変数に不動産価格の対数値、説明変数に不動産の供給量の対数値を用いたものである。

$$\ln(\text{PRICE}_{it}) = \gamma + \eta \ln(\text{FOR_SALE}_{it}) + X_{it}\xi + \varphi_j + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$\ln(\text{PRICE}_{it})$ は物件 i の t 年における取引価格の自然対数値、 X_{it} は物件 i の t 年における属性のベクトル、 φ_j は東京23区に属する区 j における地域固定効果、 φ_t は年ダミー、 ε_{it} は誤差項である。ここで最も注目する係数は、供給曲線のシフト幅を表すFOR_SALEが価格に及ぼす影響を計測する η である。まずは、この変数が外生的に与えられていると考えて、OLSで推計する。

しかしながら、reverse causality や、供給量や価格と相関する omitted unobservables が存在する場合には、 η が供給量の増加が価格に影響する因果関係を示しているとは言えない。例

えば、不動産所有者が高値で売れると予想される物件を供給するという reverse causality が存在すれば、 η の推定量には正の方向のバイアスが生じる。こうした問題に対処するために、ここでは FOR_SALE に対する操作変数を用いる。第1節における議論に基づき、一定面積を持つ地区内における相続件数ならびに、その相続件数と地区内の平均不動産価格との交差項を操作変数として採用する。

相続件数は以下に示す理由から、FOR_SALE の操作変数として妥当である。まず、人々の個別の死亡は事前に予測することが難しく、所有している不動産の価格に応じて死亡という事象やその時点が影響を受けるとは考えにくい。例えば、Kopczuk and Slemrod (2003) は、税のインセンティブによって人々の死亡時期がどの程度変化するかを検証し、最大でも2~3週間死亡が報告される時点が変化するとどまることを報告している。

次に、資産を所有する者の死亡が相続に結びつく場合が大多数である。死亡者から相続人に資産が受け継がれない場合としては、(1)受け継ぐべき資産が存在しないケース、(2)相続放棄のケースを考えることができる。(1)には、生前贈与が行なわれて被相続人の死亡時には相続すべき資産が残っていない場合も含まれる。しかしながら、2013年度における贈与資産額は相続資産額の15%に留まっており、贈与よりも相続で資産が引き継がれる場合ははるかに多い¹⁾。(2)の場合は、相続放棄件数が実際の相続件数に占める比率は5%程度と推測することができる²⁾。加えて、日本における相続関連税制により、被相続人から相続人への資産を受け継いだ家族では、相続税支払後3年以内に受け継いだ財産を売却する経済的なインセンティブが存在する。これらの結果として、資産保有者の死亡を契機とする相続件数の増加は、不動産の売却を増加させることが予想される。

高齢者から不動産を相続して短期的に売却するインセンティブの大きさ、すなわち減らすこ

とのできる支払税額の大きさは、相続税と譲渡所得税の実効税率に依存する。この影響を捕捉するために、地域ごとの公示地価平均を用いて相続件数との交差項を作成し、追加的な操作変数とする。相続税率は課税対象金額に応じて累進的であること、地価水準が高いほど取得価額からの上昇分が大きいと予想されることを踏まえると、公示地価水準が高いほど、実効相続税率や実効譲渡所得税率も高いと見込まれる。ただし、この交差項が不動産供給に及ぼす影響の符号については、(6)式に見られるように相続税率と譲渡所得税率とで売却するインセンティブに与える方向が逆なので、正負いずれとなるかの予測はできないことに留意する必要がある。以上の議論に基づいて、OLS 推計と操作変数推計を定式化した上で、3節でその結果を示す。

2.2 データ

本稿の分析に用いるデータセットは、登記変更情報と不動産取引情報の2種類のデータから作成されている。前者は、登記に変更が生じた不動産についてその地点と変更内容、変更日時を記録したデータである。変更の具体的な例としては、売買に伴う所有権移転、相続、贈与、差し押え、分筆・合筆、抵当権設定・抹消がある。これらの情報は、株式会社 JON によって収集されている。今回は、2000年から2014年の東京23区を対象としたデータを利用した。

後者は、リクルートによる住宅用不動産の取引データである。対象は、最終的に販売成約した不動産のみならず、売却の意思表示があった不動産も含む。不動産の売却希望価格、最終成

表1 変数の定義

変数名	定義
PRICE	不動産の取引価格。上位と下位1%を超える観測値は除いている。単位千円
FOR_SALE	1年間に当該丁目内で新たに売却希望された不動産の面積/当該丁目の面積。土地の場合には、不動産面積には土地面積を用いる。一戸建てとマンションの場合には、不動産面積には床面積を用いる。丁目全体の床面積は、丁目の土地面積×公示地価地点の情報から計算される丁目の平均容積率
INHERIT	丁目内における過去3年間の相続不動産物件数/当該丁目内の同時期における登記変更不動産物件数
APPRAISAL_AVG	丁目内における公示地価平均値。単位千円
AGED	丁目内における65歳以上住民比率
BUILDING_AGE	築年数
FLOOR_AREA	床面積。単位㎡
LAND_AREA	敷地面積。単位㎡
DISTANCE_STATION	最寄地下鉄駅までの徒歩時間。単位分
HEIGHT	建物階数
ROOMS	部屋数
DISTANCE_TOKYO	最寄駅から東京駅までの時間。単位分
CONCRETE	鉄筋コンクリートダミー
BUILDING_RATIO	建蔽率
FLOOR_RATIO	容積率
ROAD_WIDTH	前面道路幅。単位m
SOUTH	南向きダミー
FLOOR_UNIT	物件所在階数

約価格に加えて、土地、一戸建て、マンションそれぞれについて異なる種類の不動産属性情報が記録されている。土地であれば、面積、最寄り地下鉄駅からの徒歩所要時間、最寄り駅から東京駅までの所要時間、建蔽率、容積率、前面道路の幅員が記録されている。一戸建てとマンションでは、築年、床面積、建物の高さ、部屋数、建築方法についても記録されている。データの対象地域と対象年は、前者と同様に2000年から2014年の東京23区である。

今回は、これら2種類のデータを丁目レベルで接合している³⁾。東京23区には3132の丁目が存在しており、1つの丁目の平均面積は0.20km²、平均人口は2959人である。丁目レベルの変数としては、相続の発生頻度 (INHERIT)、売却意向不動産の密度 (FOR_SALE)、高齢者比率

(AGED)、平均公示地価(APPRaisal_AVG)を作成する。INHERITは、過去3年間に相続による所有権移転のあった不動産件数を同時に登記内容に変更のあった不動産件数で割った比率である。3年という期間は、相続後にキャピタルゲインから相続税納税分を控除できる売却時期の上限を反映している。FOR_SALEは、売却意向不動産の面積を用いた変数であり、土地、一戸建て、マンションごとに若干定義が異なる。土地の場合は、当該年に新たに売却意向が示された土地面積を丁目面積で割ったもの、一戸建てとマンションの場合は、それぞれ当該年に新たに売却意向が示された床面積を丁目全体の床面積で割ったものである。AGEDは65歳以上人口比率、APPRaisal_AVGは国土交通省が公表する

公示地価の平均値である。これら分析に用いる変数の定義を表1に示す。

3 結果

3.1 集計統計

最初に、分析に用いるデータセットの集計統計を、土地、一戸建て、マンションという3つの区分ごとに、それぞれ表2のパネル(a)(b)(c)で

表2—集計統計量

(a) 土地

	n	Mean	S.D.	Min.	Median	Max.
Year	25677	2007	3.389	2002	2007	2013
PRICE	25677	628.5	247.3	6.132	593.8	1741
FOR_SALE	25677	0.017	0.014	0	0.013	0.128
INHERIT	25677	0.052	0.017	0	0.052	0.136
AGED	25677	0.186	0.032	0.054	0.184	0.402
APPRaisal_AVG	25677	560.7	358.2	147	515	10000
LAND_AREA	25677	116.9	84.37	1	99.22	6164
DISTANCE_STATION	25677	8.642	4.407	0	8	36
DISTANCE_TOKYO	25677	30.31	7.259	5	31	126
BUILDING_RATIO	25677	0.547	0.135	0	0.6	1
FLOOR_RATIO	25677	1.61	0.834	0	1.5	9
ROAD_WIDTH	25677	4.887	3.541	0	4	72

(b) 一戸建て

	n	Mean	S.D.	Min.	Median	Max.
Year	77747	2007	3.57	2002	2007	2013
PRICE	77747	585	150	0.538	579.3	1081
FOR_SALE	77747	0.012	0.01	0	0.009	0.087
INHERIT	77747	0.050	0.016	0	0.049	0.136
AGED	77747	0.187	0.034	0.054	0.186	0.402
APPRaisal_AVG	77747	468.5	193.9	138	446	4100
BUILDING_AGE	77747	3.508	7.864	0	0.25	87.92
FLOOR_AREA	77747	102.1	46.76	21.06	94.77	7535
LAND_AREA	77747	87.47	50.27	2	80.36	8060
DISTANCE_STATION	77747	9.51	4.913	0	9	63
HEIGHT	77747	2.351	0.704	0	2	25
ROOMS	77747	3.447	0.88	0	3	45
DISTANCE_TOKYO	77747	31.15	7.695	4	31	48
CONCRETE	77747	0.023	0.151	0	0	1
BUILDING_RATIO	77747	0.546	0.145	0	0.6	2.64
FLOOR_RATIO	77747	1.628	0.782	0	1.5	8.4
ROAD_WIDTH	77747	4.533	2.427	0	4	99.9

(c) マンション

	n	Mean	S.D.	Min.	Median	Max.
Year	52789	2009	3.599	2002	2010	2013
PRICE	52789	529.6	173	3.516	503.2	1198
FOR_SALE	52789	0.007	0.007	0	0.005	0.071
INHERIT	52789	0.045	0.015	0	0.045	0.136
AGED	52789	0.176	0.036	0.054	0.176	0.402
APPRaisal_AVG	52789	647.2	463.6	166	520	10000
BUILDING_AGE	52789	21.00	12.15	0	21.42	68.33
FLOOR_AREA	52789	60.96	22.48	12.01	59.08	877.8
DISTANCE_STATION	52789	7.055	4.25	0	6	96
HEIGHT	52789	9.058	4.931	0	8	143
ROOMS	52789	2.211	0.887	0	2	51
DISTANCE_TOKYO	52789	26.65	8.136	1	26	48
CONCRETE	52789	0.595	0.491	0	1	1
SOUTH	52789	0.343	0.475	0	0	1
FLOOR_UNIT	52789	6.832	3.544	0	6	80

示す。それぞれの観測数は、土地で2万5677件、一戸建てで7万7747件、マンションで5万2789件であり、期間中に東京23区で取引された住宅用不動産の件数に対応している。

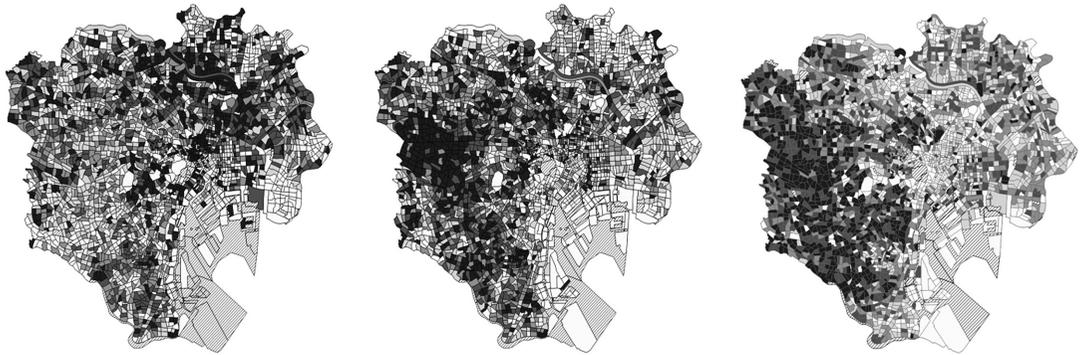
平方メートル当たりの不動産価格であるPRICEは、それぞれの不動産種類ごとにばらついている。土地の場合には、最も低い価格で6000円/m²、最も高い価格で170万円/m²であ

図1—東京23区における丁目ごとの高齢化率・相続件数・売却不動産の密度

(a) 高齢化率 (2005年時点)

(b) 相続件数 (2008年時点を起点として過去3年間)

(c) 売却意向不動産の密度 (2005年時点)



る。平均と中位値がそれぞれ62万9000円と59万4000円と比較的近いことを踏まえると、分布が右や左に極端に偏ってはいないことが推測できる。地区・年ごとに計測された売却意向不動産の密度である FOR_SALE は、土地の場合0から0.13の間に分布している。これは、土地の売却希望がまったくなかった丁目がある一方で、最大で面積の13%に相当する土地が売却希望された丁目もあることを示している。FOR_SALE の範囲は、一戸建てでは0から0.09、マンションでは0から0.07である。相続件数を示す INHERIT の範囲は、0から0.14であり、丁目・年レベルまで細分化することにより、相続の発生の仕方に一定のばらつきが生じていることがわかる。これは被相続人になるような高齢の不動産保有者の比率は丁目間でかなりのばらつきがあることを示している。高齢化率を示す AGED の範囲は、0.05から0.40である。

高齢化・人口減少の程度をそれぞれ計測する AGED と INHERIT の異同、これら変数と売却意向不動産の密度である FOR_SALE との関係を知ることは、不動産市場と相続・高齢化との関係を理解するうえで重要である。図1のパネル(a)(b)(c)をみると、住民の高齢化率を示すパネル(a)と相続件数を示すパネル(b)では、地理分布に大きな差異がある。住民の高齢化率が高いのは東京23区東側の地域である一方で、相続件数が多いのは西側の山の手地域である。また、

売却意向不動産密度を示すパネル(c)と同様の地理分布を示すのは、居住人口の高齢化程度を示すパネル(a)ではなく、相続件数を示し不動産保有者の高齢化程度を表していると考えられるパネル(b)であると言える。

3.2 OLS に基づく推計結果

最初に示す結果は、OLS に基づき不動産取引価格 ($\ln(\text{PRICE})$) を被説明変数とするものである。ここでは、3種類の不動産ごとの結果を表3に示す。注目するのは $\ln(\text{FOR_SALE})$ の係数であり、売却意向不動産の増大が、不動産の取引価格にどのような影響を及ぼすかを計測する。いずれの不動産種類においても、係数は正で有意である。被説明変数と説明変数ともに対数値であることから、(1)列の土地の場合では、1%の売却意向不動産の増大は0.016%の不動産価格の上昇をもたらしていると解釈することができる。(2)(3)列の一戸建てとマンションの場合における $\ln(\text{FOR_SALE})$ の係数も同様に正であり、それぞれ、1%の売却意向不動産の増大が、0.005%と0.007%の不動産価格の上昇をもたらす。経済的な影響程度は小さいが、OLS によって得られた係数は、不動産供給の増加が価格下落につながるという予想とは逆の結果を示している。

地区における高齢化の程度を示す AGED の変数の係数は、負で有意 (一戸建て) もしくは

表3—OLS推計の結果

Variable	被説明変数: ln(PRICE)		
	(1) 土地 OLS	(2) 一戸建て OLS	(3) マンション OLS
ln(FOR_ SALE)	0.0157*** (0.00184)	0.00474*** (0.000754)	0.00694*** (0.000883)
AGED	0.0584 (0.0502)	-0.0741*** (0.0189)	0.0177 (0.0216)
BUILDING_ AGE		-0.00733*** (8.03e-05)	-0.0147*** (6.86e-05)
FLOOR_ AREA		-0.000827*** (1.60e-05)	0.000457*** (4.04e-05)
LAND_ AREA	-0.000470*** (1.82e-05)	0.000887*** (1.47e-05)	
DISTANCE_ STATION	-0.00946*** (0.000354)	-0.00262*** (0.000128)	-0.00755*** (0.000185)
HEIGHT		-0.0490*** (0.00125)	0.00337*** (0.000206)
ROOMS		-0.0105*** (0.000761)	0.00411*** (0.00106)
DISTANCE_ TOKYO	-0.0109*** (0.000315)	-0.00395*** (0.000120)	-0.00753*** (0.000157)
CONCRETE		0.0819*** (0.00430)	0.0130*** (0.00172)
BUILDING_ RATIO	0.00537 (0.0173)	0.176*** (0.00780)	
FLOOR_ RATIO	0.0153*** (0.00315)	-0.0532*** (0.00141)	
ROAD_ WIDTH	0.00773*** (0.000443)	0.00514*** (0.000271)	
SOUTH			0.00127 (0.00152)
FLOOR_ UNIT			0.00735*** (0.000260)
Constant	7.434*** (0.0337)	7.222*** (0.0383)	6.811*** (0.0126)
Number of observations	25,677	77,747	52,789
R-squared	0.633	0.619	0.751
Year dummies	YES	YES	YES
Ward dummies	YES	YES	YES

非有意（土地、マンション）である。一戸建ての場合には、高齢化率の1%ポイントの上昇が、0.0007%の価格下落をもたらすことから、アセットメルトダウン仮説とは符号は整合的だが、経済的な影響程度は小さいと言える。それ以外の不動産属性に係る変数の係数を見ると、築年

が小さい、鉄筋コンクリート構造である、最寄地下鉄駅から近い、最寄駅が東京駅に近い、前面道路が広い、高層階にある場合に取引価格は高くなる、といった傾向があることがわかる。

3.3 操作変数を用いた推計結果

次に示す結果は、表4で示されるように、ln(FOR_ SALE) に対して相続件数 (INHERIT) と相続件数×平均公示地価 (INHERIT*APPRaisal_AVG) を操作変数に用いたものである。まず(1)(3)(5)列で、それぞれの不動産種類ごとに、相続件数や交差項がln(FOR_ SALE) に及ぼす影響をみる。相続件数は正の有意な係数、交差項は負の有意な係数を得ていることがわかる。地区における相続の発生は、同一地区における売却意向不動産の量を増やす傾向にある。INHERIT の1%ポイントの増加は、地区全体の土地面積で標準化された売却意向土地面積を0.05%増加させる。同様に一戸建てやマンションについても、INHERIT の1%ポイントの増加に伴い、地区全体の床面積で標準化された売却意向一戸建てやマンションの床面積を、それぞれ0.10%、0.06%増加させる。

一方で、交差項の係数が負であることから、地区における平均的な公示地価が高いほど、相続件数の増加が売却意向不動産の量を増やす傾向は弱くなる。地価の高い地域の不動産を所有する家族ほど、高い譲渡所得税率が適用されるのを避けるために、相続後の不動産売却を少なくしていると解釈することができる。

次に(2)(4)(6)列では、不動産取引価格を被説明変数に用いた結果を示しており、注目するのはln(FOR_ SALE) の係数である。それぞれの不動産種類において負で有意な係数を得ており、OLS で得られた係数符号とは反対である。係数の大きさはそれぞれ、-0.246、-0.301、-0.159である。例えば土地の場合には、相続増加に起因する売却意向土地の1%の増加は、その地区における土地取引価格を0.246%引き

表4—操作変数を用いた推計結果

Variable	(1) 土地		(3) 一戸建て		(5) マンション	
	First stage	IV	First stage	IV	First stage	IV
ln(FOR_SALE)		-0.246*** (0.0316)		-0.301*** (0.00862)		-0.159*** (0.00615)
INHERIT	4.541*** (0.377)		9.843*** (0.290)		6.189*** (0.310)	
INHERIT*AP- PRAISAL_AVG	-0.00295*** (0.000341)		-0.0194*** (0.000447)		-0.0104*** (0.000241)	
AGED	2.773*** (0.173)	0.867*** (0.118)	0.831*** (0.0914)	0.234*** (0.0345)	-0.331*** (0.109)	-0.0133 (0.0279)
BUILDING_ AGE			-0.0109*** (0.000376)	-0.0109*** (0.000173)	0.00592*** (0.000333)	-0.0138*** (9.48e-05)
FLOOR_AREA			0.00108*** (7.52e-05)	-0.000546*** (2.93e-05)	0.00477*** (0.000195)	0.00121*** (5.90e-05)
LAND_AREA	0.000749*** (6.11e-05)	-0.000274*** (3.38e-05)	0.000550*** (6.92e-05)	0.00107*** (2.65e-05)		
DISTANCE_ STATION	0.0283*** (0.00119)	-0.00213** (0.000999)	0.0208*** (0.000602)	0.00464*** (0.000303)	0.0337*** (0.000892)	-0.00138*** (0.000328)
HEIGHT			-0.0771*** (0.00588)	-0.0726*** (0.00230)	0.00330*** (0.00100)	0.00355*** (0.000266)
ROOMS			0.0199*** (0.00358)	-0.00457*** (0.00135)	0.000126 (0.00515)	0.00577*** (0.00137)
DISTANCE_ TOKYO	0.00740*** (0.00107)	-0.00888*** (0.000483)	0.00332*** (0.000575)	-0.00159*** (0.000222)	0.0213*** (0.000755)	-0.00349*** (0.000250)
CONCRETE			0.0412** (0.0202)	0.0924*** (0.00759)	0.0685*** (0.00834)	0.0264*** (0.00228)
BUILDING_ RATIO	0.437*** (0.0582)	0.124*** (0.0271)	0.772*** (0.0366)	0.406*** (0.0152)		
FLOOR_ RATIO	-0.245*** (0.0105)	-0.0498*** (0.00888)	-0.269*** (0.00657)	-0.135*** (0.00337)		
ROAD_WIDTHH	-0.00802*** (0.00150)	0.00542*** (0.000654)	0.0154*** (0.00127)	0.00985*** (0.000497)		
SOUTH					0.00230 (0.00738)	0.00191 (0.00197)
FLOOR_UNIT					-0.00276** (0.00126)	0.00702*** (0.000337)
Constant	-5.204*** (0.111)	6.023*** (0.175)	-5.006*** (0.180)	5.389*** (0.0847)	-7.086*** (0.0537)	5.527*** (0.0494)
Number of observations	25,677	25,677	77,747	77,747	52,789	52,789
R-squared	0.251	0.344	0.313	-0.188	0.365	0.585
Year dummies	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ward dummies	YES	YES	YES	YES	YES	YES

下げており、経済的にも意味のある大きさの効果であると言える。

さらに、それ以外の変数のうち、地区住民の高齢化程度を測る AGED の係数をみると、OLS の時とは異なり正で有意な場合が多い。

高齢化する地区ほど不動産価格の水準が高いという結果を踏まえると、丁目レベルの高齢化率には、その地区に所在する不動産に対する需要以外の要素が含まれている可能性がある。

最後にそれ以外の変数の係数をみると、ほぼすべてで OLS を用いた場合の符号と一致する。例外は、一戸建ての場合の地下鉄駅からの距離、土地の場合の建蔽率、容積率の係数である。

4 結論

本稿では、相続が不動産供給に影響する操作変数であることに注目し、相続発生に伴う不動産供給によってどの程度取引価格が下落するかを、取引価格情報や不動産登記変更情報といったマイクロデータを用いて検証した。その結果、相続増加は売却意向不動産の量を増やし、不動産価格を低下させる方向に働くことがわかった。

高齢化や人口減少が進む日本では相続件数が増加を続けている。今回のマイクロデータを用いた結果は、相続増加に象徴される高齢化や人口減少の進展が、不動産供給を増やす経路を通じて不動産価格を低下させるというマクロ的なインパクトを持つ可能性を示している。これは高齢化に伴い不動産価格が長期的に下落することを示す点で、アセットメルトダウン仮説とは整合的な結果である。

本研究は、いくつかの点で分析手法・内容を拡張することが望ましい。第1に、現行の相続税関係の制度をそれが無い状態と比較すると、相続後に不動産が売却されることに伴い供給が増加するのみならず、金融資産に比して相続資産としての評価額が低いことを反映して不動産需要が高まる効果も存在する。今回は、相続が発生した時点後3年に限った検証を行ない前者の効果のみを計測しているが、効果をより明確に検証するためには、2015年以降に導入された実効相続税率の増加などの制度変更に注目することが望ましい。第2に、相続に伴い対象不動産がより低い価格で売却されるだけでなく、近隣物件の不動産価格も低下するスピルオーバーが生じることが予想される。しかしながら、現在の分析ではスピルオーバーは狭い区域に限られると仮定されている。これについては、相続物件と売却物件とを1対1でマッチさせるようデータセットを改良するとともに、スピルオーバーの範囲を広げた実証モデルを設定する必要がある。第3に、相続時に多くの不動産が売却されることの影響を、価格面だけでなく不動産利用の効率性の面からも分析することが望ましい。効率的な不動産利用のためには、より望ましい用途が生じた時点で不動産売買や用途変更が行なわれるべきである一方で、現在の制度の下では、相続という予測が難しい事象に依存して不動産の売買時点や用途が決まっている可能性がある。現在の不動産利用の非効率性程度を何らかの形で計測することができれば、望ましい不動産関連税制のあり方に関する議論も可能になると思われる。

謝辞

本稿は、Mizuta, Shimizu, and Uesugi (2016) に基づき執筆した。住宅経済研究会における発表に対して、金本良嗣先生、山崎福寿先生、瀬古美喜先生、中川雅之先生、倉橋透先生、浅田義久先生、瀬下博之先生、森田学先生、三善由幸氏、行方憲史氏、原野啓氏などから貴重なコメントをいただいたことに感謝する。本稿が基づく研究は、科研費基盤研究#25220502の助成を受けている。

注

- 1) 国税庁2013年統計年報によると、2013年中に開始された相続による取得財産価額は12.55兆円に上る一方で、贈与による同時期の取得財産価額は1.86兆円である。ただし、これらの額は、申告義務を有する者による申告額の合計である点に留意する必要がある。
- 2) この数字は、複数の政府統計データを組み合わせで算出した。2013年における相続件数(延べ相続人数)は、厚生労働省人口動態統計の死亡者数である126万8436人に、国税庁統計年報における被相続人1人当たりの法定相続人数2.97人を掛けした約380万件と見込まれる。一方で、最高裁判所司法統計年報では、同年における相続放棄申述受理が17万2936件にのぼることがわかる。これら2つから、相続放棄される件数比率は5%程度と推測できる(172,936/3,800,000=0.05)。
- 3) 本来であれば、これら2つのデータは物件レベルで接合されるべきであるが、現時点では登記変更の位置情報が地番表記、不動産取引の位置情報が住居表示表記であるために、接合することができない。

参考文献

- Campbell, J. Y., S. Giglio, and P. Pathak (2011) "Forced Sales and House Prices," *American Economic Review*, Vol. 101(5), pp. 2108-2131.
- Favara, G. and J. Imbs (2015) "Credit Supply and the Price of Housing," *American Economic Review*, Vol. 105(3), pp. 958-992.
- Kopczuk, W. and J. Slemrod (2003) "Dying to Save Taxes: Evidence from Estate-Tax Returns on the Death Elasticity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85(2), pp. 256-265.
- Mankiw, N. G. and D. N. Weil (1989) "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19(2), pp. 235-258.
- Miyakawa, D., C. Shimizu, and I. Uesugi (2016) "Geography and Realty Prices: Evidence from International Transaction-Level Data," *HIT-REFINED Working Paper Series*, No.52, Hitotsubashi University.
- Mizuta, T., C. Shimizu, and I. Uesugi (2016) "How Inheritance Affects the Real Estate Market in an Aging Economy: Evidence from Transaction and Registry Data," *HIT-REFINED Working Paper Series*, No. 62, Hitotsubashi University.
- Poterba, J. (2001) "Estate and Gift Taxes and Incentives for Inter Vivos Giving in the US," *Journal of Public Economics*, Vol. 79(1), pp. 237-264.
- Saiz, A. (2010) "The Geographic Determinants of Housing Supply," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125(3), pp. 1253-1296.

借地借家法による空き家期間と機会費用の推定

鈴木雅智・浅見泰司

はじめに

日本では、内需拡大策としての役割もあり、新築戸建て住宅の購入を促進する住宅政策が長く続けられてきた。その結果、近年の人口・世帯数の減少等を背景として、戸建て持ち家を中心に空き家の増加が顕著になってきており、全国の空き家率は13.5%に達している（平成25年度住宅・土地統計調査）。賃貸住宅市場ではファミリー向けの賃貸住宅の供給が不足していることから、空き家として放置することは社会的に非効率である。さらに、管理水準の低下した空き家は近隣に負の外部性をもたらすこともある。相続意向や心理的要因、経済環境等から空き家の売却は容易ではないが、将来手元に戻ることを条件に少なからず賃貸意向はみられ、一定期間内での賃貸活用を促進する動きがある（国土交通省「個人住宅の賃貸流通の促進に関する検討会報告書」）。

しかしながら、一定期間内での賃貸活用には課題も多い。2000年より導入された定期借家契約は十分に普及しておらず（国土交通省「平成27年度住宅市場動向調査」によれば、当該年度に民間賃貸住宅に住み替えた世帯のうち、定期借家契約を利用した世帯は1.5%にとどまる）、依然として多くの住宅は借地借家法の影響を受けている。賃借人の居住権保護を目的とした借地借家法の下では、家主都合での立ち退きには正当事由が必要であり、賃借人は（膨大な額にのぼる可能性のある）立ち退き料を支払う必要

がある。

こうした立ち退きリスクが存在することで、賃貸住宅の規模や品質が借地借家法により過小になっていることが指摘されてきた（岩田2006）。Iwata（2002）等、既往研究の多くは、賃貸人都合での立ち退きが完全に禁止されている場合を考えている。賃借人に居住期間の不確実性や家賃滞納リスク等がある場合には、自発的に退去してもらう可能性を高めるため、賃貸住宅の投資水準が過小になってしまうとの結論が導かれている。

一方、賃貸人都合での立ち退きを明示的に取り入れた研究として、瀬下（1996）、Seshimo（2003）がある。それらの研究では、賃借人は、居住期間内に過大な住宅投資を行なうことで、立ち退き交渉において有利な立場をとろうとする。この結果、賃借人は将来時点での転用が阻害されるため、賃貸住宅の供給水準が過小になってしまうとの結論が導かれている。

戸建て持ち家住宅を一定期間内で賃貸活用する状況では、賃貸住宅の投資水準ではなく、既存住宅ストックが有効に活用されているかを分析に取り入れることが必要である。そこで、賃貸人都合での立ち退きを明示的に取り入れ、賃貸活用の終盤に空き家期間が生じる現象に着目する。本稿では、鈴木・浅見（2016）に基づき、賃借人の居住期間に不確実性が存在するとき、借地借家法の下では一定期間内での賃貸活用が阻害されることを理論的に整理し、その際に生じる空き家期間と機会費用の推計結果を紹介す

る。

1 理論モデル

借地借家法により生じる空き家期間およびその機会費用を分析するため、普通借家契約の下で、今後 T 年間賃貸住宅として供給可能な空き家を所有する賃貸人の意思決定をモデル化¹⁾する。賃貸住宅として供給するためには、 0 時点において改修費用 C が必要である。賃借人はただちに見つかるとする。

賃借人の居住期間は、指数分布²⁾の確率密度関数に従う、すなわち、これまでの居住期間によらず、各瞬間の転居割合は常にハザード m で一定であるとする。賃借人が $t_0 \in [0, T]$ に入居したとき、 $t (\geq t_0)$ 時点で転居する確率密度は、 $me^{-m(t-t_0)}$ で与えられる。同様に、 $t (\geq t_0)$ 時点で居住を続けている確率は $e^{-m(t-t_0)}$ である。

賃貸人が賃借人の立ち退きを強制する場合、立ち退き料 G が必要となる。最後の賃借人が実際に転居／退去する時点を u とすると、次の2つの場合が生じる。

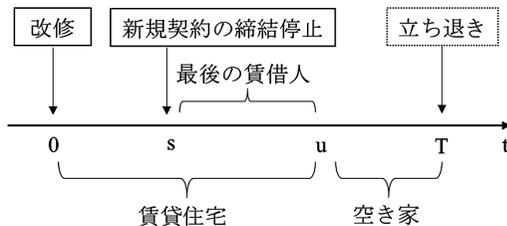
- ・ T 時点で最後の賃借人が既に転居しており ($u < T$)、 $T - u$ の空き家期間が生じる。
- ・ T 時点で最後の賃借人が居住を続けており ($u \geq T$)、賃貸人は立ち退き料 G を支払い立ち退きを強制する。

毎期の家賃は r で一定とし、その他の費用は無視できるとする。利子率を i とする。

ここで、賃借人が T 時点以前に転居した場合には、立ち退き料の支払いを避けるため賃貸人は賃貸活用を止めて空き家としておくことができる。なお、賃貸人にとっては、新規の賃貸契約を締結しなくても、最後の賃借人が転居／退去するまで賃貸契約は終了しない。このとき、 0 時点において賃貸人は次のいずれかの戦略をとる。

- ・ 当初より空き家としておく。
- ・ 当初は賃貸住宅として貸し出し、その後空き家としておく。この場合、賃貸人は新規の賃貸契約の締結を停止する時点 $s \in [0, T]$ を選択

図1 一時系列の関係



する。 s 時点までは、賃借人の転居に伴い、随時他の賃借人と新規賃貸契約を締結する。しかし、 s 時点以降は、賃借人が転居しても新規賃貸契約を締結せず空き家としておく。特殊ケースとして立ち退き料が 0 のとき、賃貸人は $s = T$ を選択する。以上の関係を図1に示す。

新規賃貸契約の締結を停止する時点の決定

賃貸人は、賃貸を開始した後、新規賃貸契約の締結を停止する時点を逐次的に決定する。すなわち、 s 時点で停止する場合と $s+v (\leq T)$ 時点まで停止を延期する場合を比較するとする。 $P(s, s+v)$ を、新規賃貸契約の締結を $s+v$ 時点で停止する場合の s 時点における現在価値とする。

$$\begin{aligned}
 P(s, s+v) = & \int_{s+v}^T m \cdot e^{-m(u-s-v)} \left\{ \int_{s+v}^u r \cdot e^{-i(t-s)} dt \right\} du \\
 & + e^{-m(T-s-v)} \left\{ \int_{s+v}^T r \cdot e^{-i(t-s)} dt - G \cdot e^{-i(T-s)} \right\} \\
 & + \int_s^{s+v} r \cdot e^{-i(t-s)} dt \quad (1)
 \end{aligned}$$

(1)式第1項は、最後の賃借人が $u \in [s+v, T]$ 時点で転居する際の期間 $[s+v, u]$ における家賃収入の和を、第2項は、 T 時点で賃借人が居住を継続している際の期間 $[s+v, T]$ における家賃収入の和および立ち退き料を、第3項は、期間 $[s, s+v]$ における家賃収入の和を示す。

このとき、新規賃貸契約の停止時点をさらに遅らせると現在価値が低下する時点 s^* が、最適な停止時点である。すなわち、任意の $v > 0$ において条件(2)が不等号で成立し、 $v = 0$ においては、条件(2)が等号で成立する。

(著者写真)

すずき・まさとも
 1991年岐阜県生まれ。東京大学工学部卒。東京大学大学院工学系研究科修士課程修了。修士(工学)。現在、東京大学大学院工学系研究科博士課程在学中、日本学術振興会特別研究員。論文：「住宅地における空閑地の農的活用の評価とその空間配置の適正化に関する考察」(共著)『都市計画論文集』2014年、ほか。

(著者写真)

あさみ・やすし
 1960年東京都生まれ。東京大学工学部都市工学科卒業。ペンシルヴァニア大学大学院地域科学専攻、Ph.D.。東京大学助手、講師、助教授、東京大学空間情報科学研究センター教授・センター長を経て、現在、東京大学大学院工学系研究科教授。著書：『住環境：評価方法と理論』(編著、東京大学出版会)ほか。

$P(s^*, s^*) \geq P(s^*, s^* + v), \forall v \geq 0$ (2)
 $v^*(s)$ を s が与えられたときの最適な v とし、 $v^*(s^*) = 0$ とする。(1)-(2)式より $\frac{\partial P(s, s+v)}{\partial v} \Big|_{v=0} = 0$ の条件を課すことで、新規賃貸契約の締結の最適な停止時点 $s^* \in [0, T]$ が求まる。

$$s^* = T - \frac{1}{m+i} \ln \left[1 + \frac{G}{r} (m+i) \right] \quad (3)$$

すなわち、賃貸住宅として貸し出す場合、賃貸人は新規賃貸契約の締結を s^* 時点で停止する。賃貸人都合で借入人を退去させる場合に立ち退き料の支払いが必要となる場合 ($G > 0$)、賃貸人は T 時点より前もって新規の賃貸契約締結を停止する ($s^* < T$)。一方、立ち退き料の支払いが不要の場合 ($G = 0$)、賃貸人は T 時点まで新規賃貸契約の締結を継続する ($s^* = T$)。

期待空き家期間

借入人は、 $t \in [s^*, T]$ 時点において確率密度 $m e^{-m(t-s^*)}$ で退去し、この場合の空き家期間は $T-t$ となる。一方、 T 時点で居住を継続している確率は $e^{-m(T-s^*)}$ であり、この場合の空き家期間は 0 となる。 $[s^*, T]$ において、空き家期間と確率(密度)の積をとると、賃貸活用を行なうときの期待空き家期間は、

$$\begin{aligned} \Delta T &= \int_{s^*}^T (T-t) m e^{-m(t-s^*)} dt + 0 \cdot e^{-m(T-s^*)} \\ &= \frac{1}{m+i} \ln \left[1 + \frac{G}{r} (m+i) \right] \\ &\quad - \frac{1}{m} \left[1 - \left\{ 1 + \frac{G}{r} (m+i) \right\}^{-\frac{m}{m+i}} \right] \quad (4) \end{aligned}$$

となる。すなわち、賃貸人が賃貸住宅を供給す

るとき、終期 T の直前に平均して ΔT 年間空き家となる。

(3)式で表される最適な新規賃貸契約の締結の停止時点をふまえ、賃貸人は、 0 時点において賃貸住宅を供給するかどうかを選択する。 $P(0, s^*) > 0$ のとき、 0 時点より賃貸住宅として貸し出され、期待空き家期間は ΔT となる。

$$\begin{aligned} P(0, s^*) &= \int_0^{s^*} r \cdot e^{-it} dt - C + P(s^*, s^*) \cdot e^{-is^*} \\ &= \int_0^{T-\Delta T} r \cdot e^{-it} dt - C > 0 \quad (5) \end{aligned}$$

一方、 $P(0, s^*) \leq 0$ のとき、 0 時点より空き家となり、期待空き家期間は T となる。よって、(4)式、条件(5)より、期待空き家期間 T_v は(6)式で表される。

$$T_v = \begin{cases} \Delta T & \text{if } P(0, s^*) > 0 \\ T & \text{if } P(0, s^*) \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

東京23区で生じる機会費用

賃貸人が T 時点で売却や土地利用転換を予定している場合には、借地借家法により(6)式の空き家期間が生じており、この機会費用を推計する。 G, m, i は所与とする。

まず、家賃水準 r の住宅の機会費用 $\varphi(r)$ (評価期間を T とし 0 時点の現在価値に割り引く) を導出する。 \underline{r} (\bar{r}) を借地借家法が存在しない(する)場合に賃貸住宅として供給するのに必要な家賃の閾値とする (T, G の関数である) と、次の3つの場合に分類される。

$$\varphi(r) = \begin{cases} 0 & \text{if } r \in [0, \underline{r}] \\ \int_0^T re^{-rt} dt - C & \text{if } r \in [\underline{r}, \bar{r}] \\ \int_{T-\Delta T}^T re^{-rt} dt & \text{if } r \in [\bar{r}, \infty) \end{cases} \quad (7)$$

$r \in [0, \underline{r}]$ のとき、借地借家法の有無によらず当初より空き家として放置されることから、機会費用は0である。 $r \in [\underline{r}, \bar{r}]$ のとき、借地借家法がない場合には賃貸住宅として供給されるが、借地借家法のもとでは当初より空き家として放置される。機会費用は、空き家期間に賃借人が居住していた場合に得られた家賃収入の総和から、改修費用を差し引いて得られる。 $r \in [\bar{r}, \infty)$ のとき、借地借家法の有無によらず賃貸住宅として供給され、機会費用は、空き家期間に賃借人が居住していた場合に得られた家賃収入の総和となる。

東京23区では賃貸活用による家賃収入が比較の見込まれるため、空き家所有者は賃貸活用を行なう動機を有する。すなわち、現在自己利用されている住宅は、将来の賃貸活用に伴い空き家期間が発生すると考えられる。また、機会費用の推計にあたっては期間の設定が必要であること、次節で用いる住宅・土地統計調査では1時点の住宅の状態を調査していることをふまえ、本稿では賃貸住宅と自己利用の住宅を関連付け、建設から解体までの一連の流れとして扱う。

具体的には、東京23区で生じる機会費用を推計するにあたり、次の仮定をおく。すべての住宅所有者は上述の意思決定を行ない、現在の住宅ストック（居住世帯のある持ち家、空き家、賃貸活用されている住宅）は、次のプロセスを経て建物の寿命（ T_0+T ）を全うする。 $[-T_0, 0)$ の期間に所有者に自己利用された後（ T_0 は0時点における建物の築年数を表す）、 T 時点に売却や他用途への転換を予定しており、 $[0, T)$ の期間内に賃貸住宅として活用できる。築年数と賃料は経年的に一樣に分布している。

以上より、(7)式および T_0 を用いて、東京23区全体において1年間で生じる機会費用OCを推計する。

$$OC = \frac{1}{T_0+T} \int_0^{T_0+T} \left[\int_0^\infty N(r)\varphi(r)dr \right] e^{-rt} dt \quad (8)$$

ここで、 $N(r)$ は家賃 r の住宅の数である。(8)式は、建物寿命 T_0+T における建物単体の機会費用を算出した後、東京23区全体において1年間で生じる機会費用を算出することを示す。

2 東京23区における空き家期間と機会費用の推計

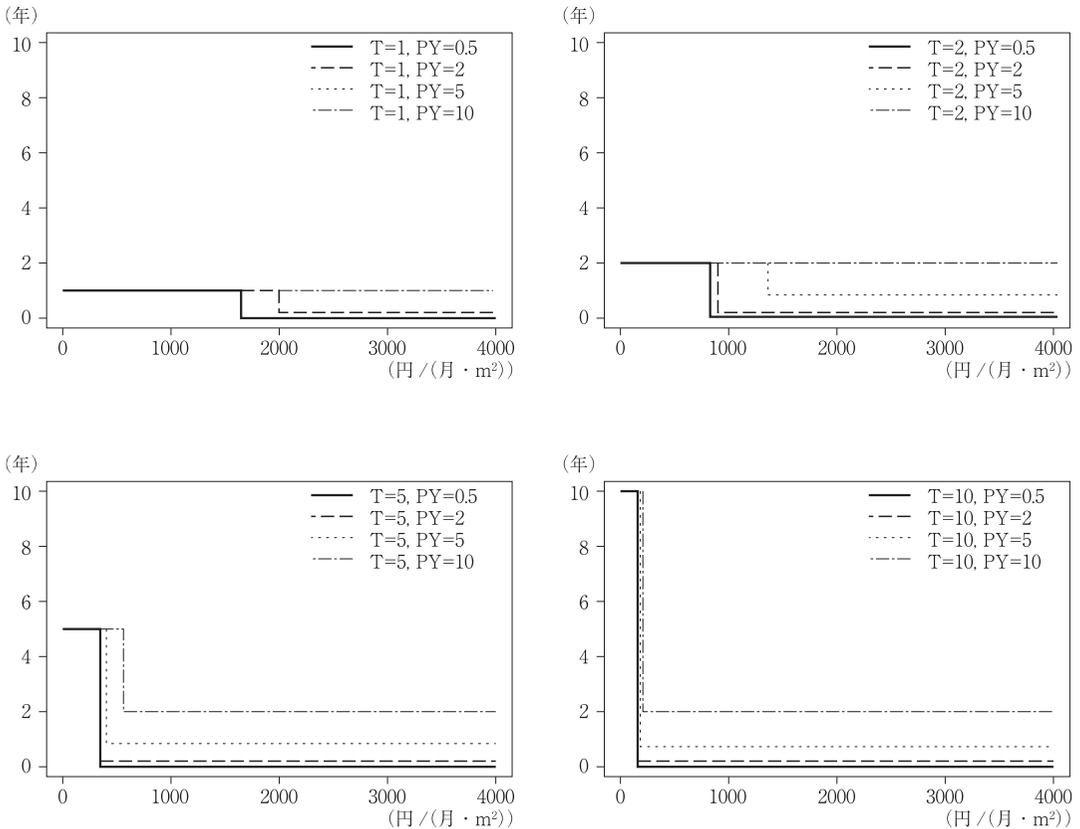
本節では、東京23区を対象とし、空き家期間と機会費用を計測する。各種データや分析を通してパラメータを設定し、前節で定式化した空き家期間と機会費用について数値計算を行なう。

パラメータの設定

家賃（ r ）：期待空き家期間の推計においては、家賃水準（円／（月・ m^2 ））を与え、東京23区における3階建て以下の戸建住宅の平均床面積³⁾108.4 m^2 を乗じることで家賃（円／月）を算出する。東京23区で生じる機会費用の推計においては、次の手順で家賃（円／月）を算出する。まず、東京23区における3階建て以下の戸建賃貸住宅を対象に、立地要因等の変数を用いてヘッドニック家賃関数を構築する。なお、アットホーム株式会社より提供を受けた2011年7月-2012年6月の家賃データを用い、東京23区における3階建て以下の戸建住宅の賃貸市場の平均家賃単価は2245円／（月・ m^2 ）であった。次に、このヘッドニック家賃関数を用いて、住宅・土地統計調査個票（平成20年）の各物件について賃貸住宅としての期待家賃（円／月）を推計する。なお、東京23区における3階建て以下の戸建住宅について、全住宅ストックを対象とした平均家賃単価⁴⁾は1428円／（月・ m^2 ）であった。

賃借人の居住期間（ハザード m ）：指数分布パラメトリックモデルを用いて生存時間分析を行ない、賃借人の居住期間を表現するハザード m を推定する。東京23区における民営の賃貸住宅（一戸建・長屋建）について、住生活総合

図2 一期待空き家期間の推計結果



注) 利用転換までの期間 T、立ち退き料 PY の組み合わせに応じて、横軸に家賃水準 (円/(月・m²))、縦軸に期待空き家期間 (年) を示す。

調査 (平成20年、個票) の従前住宅についての調査項目を利用し、 $m=0.1238$ と推定された。

利用転換までの期間 (T)：自己利用が終了した後に利用転換まで住宅を保有しておく期間については、明確なデータが得られないため、 $T \in \{1, 2, 5, 10\}$ として外生的に与える。特に、定期借家契約の契約期間は2年が多いことから、 $T=2$ を中庸のケースとして議論する。

立ち退き料 (G)：社団法人住宅生産団体連合会による立ち退き料調査 (住宅生産団体連合会1997) によれば、一戸建て住宅の場合、居住年数の増加に従い、平均して家賃1-9年分程度の立ち退き料が必要となっている。本稿では簡便のため、立ち退き料を家賃で基準化し、家賃換算した際の相当年数 (PY) で表す ($G=r \cdot PY$ とする)。立ち退き料は所有者の予想に基づくものであり、予想値にはばらつきがあ

ると考えられるため、 $PY \in \{0.5, 2, 5, 10\}$ として与え、空き家期間と機会費用の推計区間に幅をもたせる。特に、利用転換までの期間を2年程度と考えるため、住宅生産団体連合会 (1997) における居住期間が短い事例を参考に $PY=2$ を中庸のケース、 $PY=10$ を極端な (立ち退きリスクを過大に予想する) ケースとして議論を進める。なお、引越費用、裁判に持ち込まれた場合の費用等もすべて家賃に換算して扱う。

利率 (i)：岩田 (2002) にならない、日本銀行の銀行定期預金新規受入平均金利 (預入金額300万円未満 (3年以上4年未満)、2008年時点) として年0.499%を用いる。

改修費用 (C)：戸建住宅のリフォーム資金総額の全国平均値である212万円 (国土交通省「平成20年度住宅市場動向調査」) を用いる。

期待空き家期間の推計

以上で設定したパラメータを(6)式に代入し、期待空き家期間を推計する。推計結果は図2の通りであり、利用転換までの期間 T 、立ち退き料 PY を与えたときの期待家賃 r の住宅に生じる空き家期間の期待値を示している。期待家賃が \bar{r} (賃貸住宅経営を行なうのに必要となる最低家賃水準) 以下のときは、賃貸経営がなされないため期待空き家期間が T に一致し、 \bar{r} を上回るときは、賃貸経営の終盤に空き家期間 $\Delta T (< T)$ が生じる。また、利用転換までの期間 T が短くなるに従い、 \bar{r} は増加する。特に、利用転換までの期間 T が限られ、住宅が低い家賃水準の地域に位置する場合、住宅所有者にとっては改修費用を投資せず空き家としておくことが合理的である(図2の表示区間外に \bar{r} が存在する)。また、所有者が賃貸経営を開始した場合でも、立ち退き料 PY の予想額が大きいと、期待空き家期間は増加することがうかがえる。

$T=2$ 、 $PY=2$ (中庸のケース) のとき、 \bar{r} が戸建住宅の平均家賃単価 (1428円/月・㎡) より小さくなっており、平均的な所有者は賃貸活用を行なうが賃貸経営の終盤に数カ月程度の空き家期間が生じる。一方、 $T=2$ 、 $PY=10$ のとき、 \bar{r} が戸建住宅の平均家賃単価より大きくなっており、平均的な所有者は賃貸活用を行なわず2年間の空き家期間が生じる。借地借家法の下では、高額な立ち退き料を請求する賃借人が居住する可能性を排除できず、空き家期間の存在は無視できないといえる。

東京23区で生じる機会費用の推計

(8)式を用いて、東京23区における3階建て以下の全戸建住宅について1年当りに生じる機会費用を推計する。 $T_0=25.2$ (年) と設定⁵⁾し、平成20年住宅・土地統計調査個票のうち欠損項目のあるサンプルを除いた99.1% (4万1015件中4万644件) の各住宅について、乗率を掛けることで推計した。推計結果は表1の通りであり、利用転換までの期間 T 、立ち退き料 PY に

表1—東京23区で生じる機会費用の推計結果

T	PY	東京23区で生じる機会費用(億円/年)		
		合計	(賃貸住宅)	(放置空き家)
1	0.5	4.97	4.91	0.05
	2	54.38	43.60	10.77
	5	106.23	1.00	105.24
	10	107.76	2.52	105.24
2	0.5	8.95	8.94	0.01
	2	112.81	110.67	2.14
	5	439.72	346.92	92.80
	10	623.44	0.00	623.44
5	0.5	8.64	8.64	0.00
	2	110.60	110.57	0.02
	5	480.22	479.75	0.47
	10	1209.75	1196.54	13.21
10	0.5	7.15	7.15	0.00
	2	91.55	91.55	0.00
	5	397.80	397.80	0.00
	10	1005.58	1005.55	0.03

注) 利用転換までの期間 T 、立ち退き料 PY の組み合わせに応じた機会費用(億円/年)を示す。その内訳として、賃貸住宅として活用される物件、当初より空き家として放置される物件から生じる機会費用を示す。

ついて機会費用を示している。その内訳として、賃貸住宅として活用される物件、当初より空き家として放置される物件から生じる機会費用を示す。

$T=2$ 、 $PY=2$ (中庸のケース) のとき、東京23区における機会費用は主に賃貸活用終盤に生じ、年間100億円に達している。これは、定期借家契約の契約期間は2年が一般的であること、所有者は家賃の2年分程度の立ち退き料を予想しうること(住宅生産団体連合会1997)から十分に想定されるケースである。一方、 $T=2$ 、 $PY=10$ のとき、機会費用は主に当初より空き家として放置される物件によりもたらされ、年間600億円に達している。こちらは少々極端な例であるが、借地借家法が賃貸活用の制約となり空き家の発生に顕著に寄与していることを示唆している。

おわりに

借地借家法の下では、賃貸人の都合で賃貸契約を終了させるには正当事由が必要である。現時点では、定期借家契約が十分に普及しておら

ず、普通借家契約が広く利用されている。そこで、賃貸人は立ち退き料を支払うことで、賃借人に対し自発的な退去を促すことになる。立ち退き料には上限が明確に定められておらず、なかには訴訟にまで発展する場合もある。こうした立ち退きリスクが存在するため、住宅所有者は、将来に利用用途の転換や売却を想定しておりそれまでの一定期間内での賃貸活用が可能であっても、早めに賃貸活用を切り上げるか、当初より空き家としておくことが最適な選択となりうる。

本稿では、以上の賃貸人の意思決定を定式化し、空き家期間と家賃水準、立ち退き料の期待値との関係を示した。そのうえで、中庸のケースとして、最大2年間の賃貸活用が可能である賃貸人が、家賃2年分相当の立ち退き料を予測する際に生じる空き家期間と機会費用を推計した。東京23区の平均的な戸建住宅では、賃貸経営が行なわれ、賃貸経営の終盤に数カ月程度の空き家期間が生じる。また、東京23区において借地借家法により発生する機会費用は、中庸のケースで年間100億円にのぼるとの推計結果を得た。

定期借家契約が十分に普及しない理由として、①普通借家規約に比べ契約時の説明事項等の負担が大きいこと、②賃借人による中途解約が認められており長期割引の家賃が提供されないこと、③すでに入居している賃借人に対して定期借家契約への切り替えが認められていないこと等が挙げられる。こうした点を改善していくことで一時的な賃貸活用が促進され、既存の住宅ストックが必要とする世帯によって有効に活用されることが望ましい。

*本稿の執筆にあたり、住宅経済研究会では多数の有益なコメントを頂いた。本研究は、JSPS 科研費 26590036、16J03877の助成を受けたものである。

注

1) 現在価値化による意思決定分析を空き家問題へ応用した例として、Bender (1979)、White (1986)は、

保有税負担の観点から維持管理への投資を停止し放棄に至る時点を導き、O'Flaherty (1993)は、経済環境の不確実性により建て替えの最適時点が遅れることを示している。

2) 居住期間の確率密度分布に指数分布を用いて実証分析を行なった例として、Gronberg and Reed (1992)がある。

3) 4) 平成20年住宅・土地統計調査個票のうち、欠損項目のあるサンプルを除いた99.1% (4万1015件中4万644件)のサンプルを用いて算出した。

5) 平成15・20年住宅・土地統計調査より、建物取り壊し時点での平均築年数は27.0年と推定されており(国土交通省「平成26年度住宅経済関連データ」)、このとき $T_0+T=27.0$ が成立する。また、東京23区においては全戸建住宅(自己利用物件および賃貸物件からなるとする)のうち自己利用物件が93.3%を占める(平成20年住宅・土地統計調査)。よって、 $T_0/(T_0+T)=0.933$ となり、 $T_0=25.2$ (年)、 $T=1.8$ (年)と推定した。

参考文献

- Bender, B. (1979) "The Determinants of Housing Demolition and Abandonment." *Southern Economic Journal*, Vol.46(1), pp.131-144.
- Gronberg, T. J. and W. R. Reed (1992) "Estimation of Duration Models Using the Annual Housing Survey." *Journal of Urban Economics*, Vol.31(3), pp.311-324.
- Iwata, S. (2002) "The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length." *Journal of Housing Economics*, Vol.11(2), pp.125-151.
- O'Flaherty, B. (1993) "Abandoned Buildings: A Stochastic Analysis." *Journal of Urban Economics*, Vol.34(1), pp.43-74.
- Seshimo, H. (2003) "Optimal Tenant Protection." *Regional Science and Urban Economics*, Vol.33(1), pp.59-92.
- White, M.J. (1986) "Property Taxes and Urban Housing Abandonment." *Journal of Urban Economics*, Vol.20(3), pp.312-330.
- 岩田真一郎 (2002) 「借地借家法の正当事由条項が借家人の付け値家賃に与える影響」『季刊住宅土地経済』第45号、20-27頁。
- 岩田真一郎 (2006) 「住宅・土地税制と借地借家法」『季刊住宅土地経済』第60号、30-38頁。
- 住宅生産団体連合会 (1997) 「『借家制度等に関する論点』についての見解」
- 鈴木雅智・浅見泰司 (2016) 「借地借家法による空き家期間と機会費用の推定」『都市住宅学』第92号、67-76頁。
- 瀬下博之 (1996) 「借地借家法とその改正が土地の転用や供給に及ぼす影響」『都市住宅学』第16号、115-126頁。

破壊による利益：都市成長の障壁と1872年ボストン大火災

Hornbeck, R. and D. Keniston (2016) "Creative Destruction: Barriers to Urban Growth and the Great Boston Fire of 1872," NBER WP, No.20467 (forthcoming in AER)

はじめに

19世紀から20世紀初頭のアメリカでは、都市における火災が頻繁に発生していた。その原因は、おもに暖房と照明による小さな火災であった。この小さな火災は、燃えやすい建物が密集していたこともあり、中心市街地まで燃え広がることもあった。このような、都市の大火災後には、急速な復興があり、短期的には損失が発生するかもしれないが、長期的には利益を生むことがわかっている (Rosen 1986)。

1872年11月、ボストンで大火災が起こり、776の建物が延焼した。この大火災で20人が死亡し、約7500万ドルの損害が発生した。Hornbeck and Keniston (2016) は1872年のボストン大火災を対象に、火災が本当に利益を生み出したかどうか、もしそうであれば、どのような経路を通して利益を生み出したのかを分析している。以下では、ボストン大火災で燃えてしまった地域を燃焼地域、燃えなかった地域を未燃焼地域とする。

モデル

ベンチマークモデル

建物の建設は、フォーワードルッキングの動学的最適化問題であり、それぞれの土地所有者は建替える最適な時期を考える。建物の品質 (q)、都市の生産性 (w_t) とし、土地所有者が q の建物を建てる場合、コスト $c(q)$ がかかるとする。この場合、建物の賃料は $r(q, w_t)$ とし、確率 d で災害等が起こることで、建物は必ず建て替わるとする。ここでは、 $\partial^2 r(q, w_t) / \partial q \partial w_t > 0$ を想定する。土地所有者は、以下のベルマン方程式に従い、建物を建て替える。

$$V(q, w_t) = \max \begin{cases} r(q, w_t) + \beta E_{w_{t+1}}[V(q, w')] \\ r(q^*, w_t) + \beta E_{w_{t+1}}[V(q^*, w')] - c(q^*) \end{cases}$$

この場合、土地所有者は、①家賃 $r(q, w_t)$ を受け

取り、品質 q の古い建物を維持する、②高い品質 q^* の建物を建設するためにコスト $c(q^*)$ を払い、高い家賃を受け取るというトレードオフに直面する。特に、災害等が起こった場合、土地所有者は次の期に品質 q^* で建て替えを選択する。最適な建て替え行動として、土地所有者は現状の建物の品質がある下限に達すると建て替えを行ない、その後は一定期間建て替えを行なわないという行動をとる。

数値例として、 $r(q, w) = q^{0.5} w^{0.5}$ 、 $c(q) = 5q^2$ 、 $d = 0.01$ 、 $\beta = 0.9$ 、都市の成長率を 0.06 とする。3000個の建物のサンプルを生成し、定常状態に達するまでモデルをシミュレートする。図1は0期に大火災を経験した都市の建物分布の定常状態を示している。燃焼地域の建物品質を破線で表し、未燃焼地域の建物品質を実線で表す。火災によって、燃焼地域のすべての土地所有者は建て替えを選択せざるを得ないため、燃焼地域の建物品質の平均は0期で向上する。

拡張モデル

次に上記のモデルを拡張し、近くの建物の品質が上昇すると、賃料が上昇するという状況を考える。 Q を近くの建物の品質とすると、賃料関数は $r(q, Q, w_t)$ となり、以下のベルマン方程式が成り立つ。

$$V(q, w_t) = \max \begin{cases} r(q, Q, w_t) + \beta E_{w_{t+1}}[V(q, Q', w')] \\ r(q^*, Q, w_t) + \beta E_{w_{t+1}}[V(q^*, Q', w')] - c(q^*) \end{cases}$$

数値例として、 $r(q, Q, w) = q^{0.5} (Q^{0.8} w^{0.2})^{0.5}$ 、その他はベンチマークモデルと同じとする。図2は大火災後の建物の質の変化を示している。破線は、燃焼地域の変化を示し、実線は、火災がない場合の変化を示す。拡張モデルでは、同時に再建する乗数効果があり、一時的に火災がない場合の最高品質を上回る。この拡張モデルから、短期的には燃焼地域で地価が上昇し、長期的には、未燃焼地域と比べて下落

図1—ベンチマークモデル：大火災後の燃焼地域と未燃焼地域

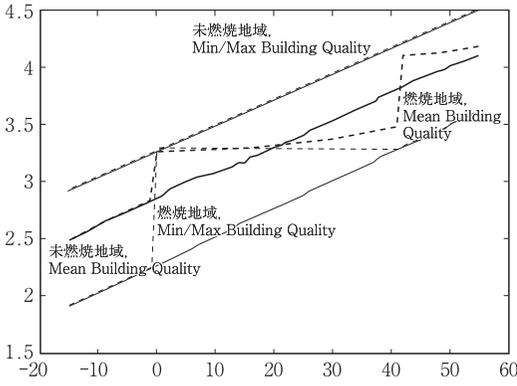
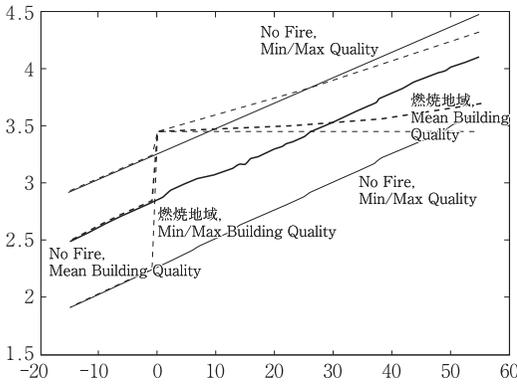


図2—拡張モデル：大火災後の燃焼地域



することが予想される。

データ

ボストンでは、不動産と個人財産税に関する情報を収集するために、税金の査定者を各建物に派遣しており、各建物について、通りの名前、建物評価額、土地評価額、区画サイズ、商業の占有者については、業種、事業資本の価値、居住者については、個人所有資産の価値が記録されている。Hornbeck and Keniston (2016) では、大火災で燃えた地域、またその周辺の地域をカバーする1867年、1872年、1873年、1882年、1894年のデータをデジタル化して分析している。

実証分析の方法

Hornbeck and Keniston (2016) では、燃焼地域の変化と未燃焼地域の変化を比較し、火災による影

表1—燃焼地域における地価と建物価格への影響

	Log Value of Land per Square Foot		Log Value of Building per Square Foot	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1867年×燃焼地域	0.174 *** (0.041)	-	-0.182 (0.120)	- ()
1873年×燃焼地域	0.149 *** (0.020)	0.172 *** (0.018)	-1.803 *** (0.161)	-2.016 *** (0.168)
1882年×燃焼地域	0.157 *** (0.043)	0.144 *** (0.042)	0.401 *** (0.067)	0.511 *** (0.055)
1894年×燃焼地域	-0.102 * (0.056)	-0.145 ** (0.060)	0.174 ** (0.078)	0.410 *** (0.080)
コントロール:				
Year Fixed Effects	○	○	○	○
Year FE × Pre-Fire Block Average		○		○
Year FE × Pre-Fire Neighbor Value		○		○
R-squared	0.153	0.938	0.108	0.788
Number of Plots	31302	31302	30198	30198

注) () 内はロバスト標準誤差。***, ** はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

響を分析している。

最初の実証モデルでは、アウトカム Y_{it} を、年次固定効果 (α_t)、燃焼地域ダミー (Π_i^{Fire})、燃焼地域ダミー×年次ダミー (1872年を除く) に回帰している。

$$Y_{it} = \alpha_t + \rho \Pi_i^{Fire} + \beta_{1867} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1867} + \beta_{1873} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1873} + \beta_{1882} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1882} + \beta_{1894} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1894} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで推定された β_{1873} は、未燃焼地域と比較して、燃焼地域の1872年から1873年への変化を捉えている。

次に、火災の前の区画の特性の変化をコントロールする。具体的には、1967年と1872年の同じ都市内のすべての区画に対して、火災前の平均値を割り当てる。また、各区画の1867年と1872年の最も近い区画の特性を割り当てる。

$$Y_{it} = \alpha_t + \eta_t \bar{Y}_{i,1867}^{block} + \gamma_t \bar{Y}_{i,1872}^{block} + \mu_t \bar{Y}_{i,1867}^{near} + \kappa_t \bar{Y}_{i,1872}^{near} + \beta_{1873} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1873} + \beta_{1882} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1882} + \beta_{1894} \Pi_i^{Fire} \times \Pi_t^{1894} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

図3—1872年から1873年の地価の推定された変化

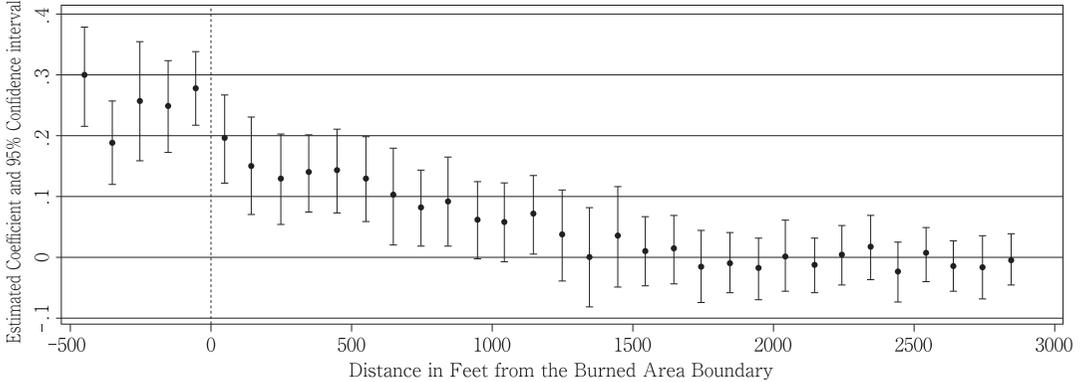


表2—1873年における地価への火災の影響

	Impact in \$1000's of 1872 Dollars:				Ratio of (4) to Burned Building Value
	Distance Cutoff	Burned Area	Un-burned Area	Total Impact	
	(1)	(2)	(3)	(4)	
Panel A : Estimated Cutoff	1,394 (125)	5,545 (536)	9,666 (1150)	15,211 (1632)	1.18 (0.13)
Panel B : 1149 Foot Cutoff	1,149 ()	5,305 (502)	8,039 (728)	13,343 (1229)	1.03 (0.10)
Panel C : 1639 Foot Cutoff	1,639 ()	5,735 (535)	11,133 (994)	16,869 (1529)	1.31 (0.12)

注) () 内はロバスト標準誤差。

この定式化は、(1)式と似ているが、ブロック平均 ($\bar{Y}_{i,1867}^{block}$ と $\bar{Y}_{i,1872}^{block}$)、nearest neighbor ($\bar{Y}_{i,1867}^{near}$ と $\bar{Y}_{i,1872}^{near}$) と年次固定効果の交差項を含む。

主な推定結果

地価への影響

表1の列1、列2は、未燃焼地域の区画と比較して、燃焼地域の地価への影響を示している。列1から、燃焼地域において地価は1867年から1872年にかけて減少し、1872年から1873年にかけて増加していたことがわかる。列2は、最も近い区画とブロック平均の火災前の値をコントロールしている。これより、1872年から1873年にかけて土地価値が約15%から18%上昇すると推定され、火災からの再建によって、経済的利益が発生していることがわかる。

表3—火災の影響：大火災 VS 個別の建物火災

	Log Value of Building per Sqr.Ft.	Log Value of Land per Sqr.Ft.
	(1)	(2)
1873年×燃焼地域	-19.50 *** (0.173)	0.170 *** (0.018)
1882年×燃焼地域	0.514 *** (0.059)	0.142 *** (0.042)
1894年×燃焼地域	0.413 *** (0.083)	-0.156 *** (0.060)
建物火災後7か月	-0.127 (0.131)	-0.054 (0.062)
建物火災後10年	0.346 ** (0.152)	0.084 (0.102)
建物火災後22年	0.012 (0.085)	-0.210 (0.269)
コントロール： Year Fixed Effects	○	○
Year FE × Pre-Fire Block Average	○	○
Year FE × Pre-Fire Neighbor Value	○	○
R-squared	0.788	0.938
Number of Plots	30128	31219

注) () 内はロバスト標準誤差。***, **, * はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

図3は、1872年から1873年までの推定された地価の変化を、燃焼地域境界までの距離でグループ化して示したものである。これによると、地価の増加は、燃焼境界までの距離が増加するにつれて小さくなり、約1500フィートで水平になる。ここで、図3に示す

空間的関係をパラメータ化することで、地価への影響の合計を推定する。火災の影響を連続的な線形関数でモデル化する。燃焼地域内では一定で、燃焼地域からの距離(dist_{it})とともに減少し、距離 c でゼロになるため、以下の式で表現できる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \max \left\{ \frac{c - \text{dist}_{it}}{c}, 0 \right\} + \mu_1 \bar{Y}_i^{\text{near}} + \eta_1 \bar{Y}_i^{\text{block}} + \varepsilon_{it}$$

土地価値への総影響を推定するために、これらの影響をすべての区画にわたって合計し、すべての金額を1872年ドルに換算した。表2のパネルAは、燃焼地域(列1)から1394フィートの推定カットオフ値についてのこれらの推定値を報告している。火災によって、燃焼地域では550万ドル(2列目)、未燃焼地域では970万ドル(3列目)、土地価値が増加すると推定された。また、推定された総インパクトは1520万ドル(第4列)で、燃焼地域の建物の1872年価値の1.18倍(第5列)となった。これより、地価への全体的な影響は、延焼した建物の価値に匹敵し、さらにそれ以上に大きくなった可能性がある。

建物価格への影響

表1の列3、列4は、未燃焼領域と比較して、燃焼領域における建物価値への火災の影響を推定している。これによると、1873年×燃焼地域の係数がマイナスであることから、建物の価値は、火災の破壊とともにただちに減少したことがわかる。しかし、1882年以降はプラスになった。

大火災 VS 個別の建物火災

次に、大火災の影響と個別の建物火災の影響を比較する。これによって、広範な復興からの追加的な乗数効果があったかどうかを調べることができる。ベンチマークモデルと拡張モデルの両方とも、個別の建物火災では高品質の建物に建て替えられると予測している。ベンチマークモデルでは、大火災からの再建による品質の向上は同じであるが、拡張モデルでは、近隣の建物がより高品質に建設されたことで、建物価値の大きな上昇を予測している。前述の推定式を、大火災の影響と個々の建物火災の影響が含まれるように拡張する。1873年、1882年、1894年の大火災の影響との直接的な比較のために、個々の

建物火災から約1年、10年、および22年経過した後の個別の建物火災の影響を分析する。 Π_i^F をもし個別の建物火災を経験していれば1となる変数、 Π_i^τ を約 τ 年前の火災データであれば1となる変数とすると、

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \alpha_1 + \eta_1 \bar{Y}_i^{\text{block}} + \gamma_1 \bar{Y}_i^{\text{block}} + \mu_1 \bar{Y}_i^{\text{near}} + \kappa_1 \bar{Y}_i^{\text{near}} \\ & + \beta_{1873} \Pi_i^{\text{Fire}} \times \Pi_i^{1873} + \beta_{1882} \Pi_i^{\text{Fire}} \times \Pi_i^{1882} \\ & + \beta_{1894} \Pi_i^{\text{Fire}} \times \Pi_i^{1894} + \delta_1 \Pi_i^F \times \Pi_i^1 \\ & + \delta_{10} \Pi_i^F \times \Pi_i^{10} + \delta_{22} \Pi_i^F \times \Pi_i^{22} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

ここで、 $\Pi_i^F \times \Pi_i^\tau$ は τ 年前に個別の火災を経験したかどうかを示す。 δ_1 は、個々の建物火災からの1年間の影響を表しており、1873年の大火災の影響(β_{1873})と比較することができる。同様に、 δ_{10} と δ_{22} はそれぞれ β_{1882} と β_{1894} と比較できる。

表3は、大火災と個別の建物の両方の影響を推定したものである。個別の火災後の建物価格は10年後と22年後に高くなるが、大火災後の建物価格の上昇よりも小さい。地価に関しては、大火災による土地価値の上昇とは対照的に、個別の建物火災による土地価値への影響はなかった(表3、列2)。よって、火災が地価の評価とは関連していないことが示唆された。

おわりに

1872年のボストン大火災によって、地価は大幅に上昇したが、個別の建物火災は、地価に影響しなかった。この地価の増加は、大火災からの復興による利益があったことを示唆するものである。

参考文献

Rosen, C. (1986) *The Limits of Power: Great Fires and the Process of City Growth in America*, Cambridge University Press.

安田昌平
慶應義塾大学大学院博士課程

●新商品のご案内

『用途地域の例外許可に関する調査研究Ⅱ——世田谷区と大田区におけるケーススタディ』

調査研究レポート No.14315

平成29年3月

定価：本体価格1400円＋税

成熟社会を迎えたわが国では、人々の生活スタイル・生活サイクルの多様化や、高齢社会の進展等に伴い、歩ける範囲で多様なサービスをいつでも享受できるまちづくりへの要請が高まっている。さらに、地球温暖化の抑制に向け低炭素社会の実現が必要とされており、今後の都市においては、生活に必要な諸機能がバランスよく配置された、効率的で持続可能なまちづくりが目指すべき方向性であると考えられる。

建築基準法は、国民の生命、健

康及び財産の保護を図り、もって公共の福祉の増進に資する観点から、用途規制について定めている。現行の業態と外形基準を主とした用途規制は、事前明示性の高さや法適合の判断のわかりやすさなど一定の合理性があると考えられる。しかし、国民の多様なニーズに応える形で出現した従来の用途基準では明確に位置付けられていない建物用途が出現した場合においては、その取扱いに苦慮する場面が見受けられる。また、こうした新しい用途に基づいた建物は、建物による周辺市街地の状況や新規立地施設の公害防止対策等によって、周辺環境に与える負の影響がほとんどないと想定される施設であっても、その立地が認められない場合がある。このように、従来の基準では必ずしも対応ができない状況は、求められるまちづくりへの障害となる可能性があることから、

より柔軟な対応の検討が必要となってきた。

こうした状況を踏まえ、用途規制の例外許可の柔軟な運用を念頭に置き、その運用の円滑化に資する知見を得ることを目的として調査研究を行なった。具体的な調査目的は、以下の2点である。

①住宅地における騒音等環境に対する評価を把握する

②各種用途施設が住宅地に与える影響を把握する

なお本調査研究は、平成26年6月発行の「用途地域の例外許可に関する調査研究—騒音と土地価格に関する実証分析」(調査研究レポート No.11308)に引続き実施した研究成果を報告書としてまとめたものである。

本調査が、今後のまちづくりに必要となる用途規制の弾力的な適用可能性に関する基礎資料となれば幸いです。

編集後記

先日、某オーディオ雑誌2014年1月号を古本で入手した。新刊発売時に購入したものが手元に1冊あったが、同号付録のデジタルアンプをもう一台手に入れるのが目的だった。

書店では、一時より下火とはいえ、「豪華付録」付雑誌が目につく。

豪華付録競争の火付け役は、女性ファッション誌『Sweet』とされ、ブレイク前のブランド品等の付録で人気を得て部数を伸ばした。当時の情報番組で、同誌編集者が、そもそも付録目当ての購入を想定し商品提供している、購入後に雑誌記事にも興味を持ってもらえるならなおよい

との趣旨のコメントをしていた。

豪華付録ブームは、材質などの規制が緩和された2001年以降。また、2007年の景品の上限額引上げで男性誌や趣味分野の雑誌にも拡大した。

小中学生向け漫画誌『ちゃお』本年4月号では付録にミニおそうじロボが付き、発売2週間で53万部を完売している。付録目当ての子ども、漫画に興味を持つきっかけとなるか。

雑誌離れが進む中、読む以前にまずは手に取ってもらうための工夫の一つが豪華付録なのだろう。

(T・N)

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年夏季号(第105号)

2017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(株)

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。