## 特集 公的不動産活用のための契約制度改善

# 空き家問題の解消に向けた情報プラットフォームの役割\* - 「空き家・空き地バンク」の活用を念頭に-

武蔵野大学 教授/慶應義塾大学 名誉教授 瀬古 美喜 せこ みき 慶應義塾大学 教授 直井 道生 なおい みちお

# 1 はじめに

少子高齢化と人口減少を背景とした空き家の増加は、周辺環境への悪影響に対する懸念などを背景に、住宅市場における主要な政策課題として認識されている。空き家問題の解消のための方策の一つに空き家バンクの活用がある。空き家バンクとは、住民から提供された空き家の登録情報をインターネット上で公開し、利用希望者への情報提供と空き家のマッチングを促すプラットフォームである。

当初、空き家バンクは各地方自治体が個別に運営する地域的な取り組みであったが、更なる情報提供の充実を目指し、平成29年10月からは各自治体の空き家登録情報を集約した「全国版空き家・空き地バンク」の運用が開始されている。しかしながら、これによって提供される空き家情報は、現時点でもなお十分な水準にあるとはいえず、空き家問題の解消に向けた有効な方策とはなりえていない。実際、本稿執筆時点での登録物件数は、全国で5,531件(売買4,440件、賃貸1,091件)、関東一都三県では134件(売買91件、賃貸43件)に過ぎず、十分な情報提供がなされているとはい

しかしながら、こうした現状は必ずしも空き家バンクの制度としての重要性を否定するものではない。図1は「平成21年空き家実態調査」に基づいて、空き家継続期間ごとにその累積構成比と利用意向、腐朽・破損の有無を示したものである3。継続期間についてみると、東京都心部では87.0%の空き家が継続期間6か月未満となっているのに

いがたい<sup>2</sup>。また、空き家バンクの運営について市町村に調査を行った結果からは、空き家バンクの運営上の課題として、全体の81.1%の市町村が「物件の空き家バンクへの登録数が少ない」という点を挙げており、また66.8%は「居住希望者のニーズにマッチした物件が少ない」という点を挙げている(移住・交流推進機構,2018)。こうした結果は、空き家バンクに十分な情報が集まっておらず、結果としてマッチングを促すためのプラットフォームとしての役割を果たせていないことを示している。

<sup>\*</sup> 本研究は、JSPS 科研費 17H00988, 21K01447, 22H00065 による助成を受けている。

<sup>1</sup> 全国版空き家・空き地バンクは、公募によって選定された2つの民間事業者(株式会社LIFULL、アットホーム株式会社)によって運営されている。

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> アットホーム株式会社によって運営されているサイト (https://www.akiya-athome.jp/) の情報に基づく (2022 年 5 月 7 日現在)。一都三県の内訳は、東京都 0 件 (売買 0 件、賃貸 0 件)、神奈川県 58 件 (売買 28 件、賃貸 30 件)、千葉県 35 件 (売買 27 件、賃貸 8 件)、埼玉県 41 件 (売買 36 件、賃貸 5 件) であった。

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> 空き家実態調査(令和元年からは空き家所有者実態調査)は、これまで5年に一回実施されており、平成26年および令和元年の調査結果も公表されている。しかし、直近2回の調査は地域区分が平成21年度とは異なっており、直接の比較はできない。

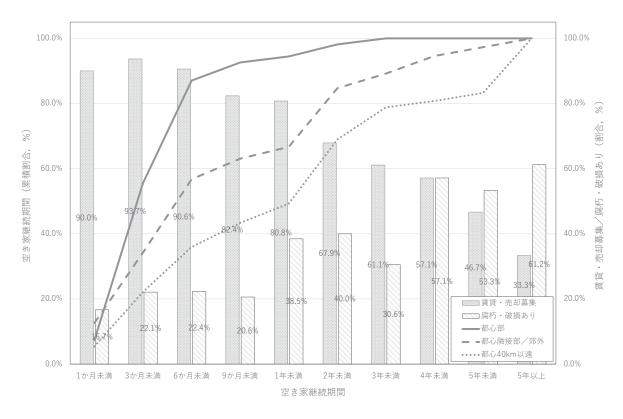


図1:空き家の継続期間別にみた構成比、賃貸・売却募集、腐朽・破損の有無

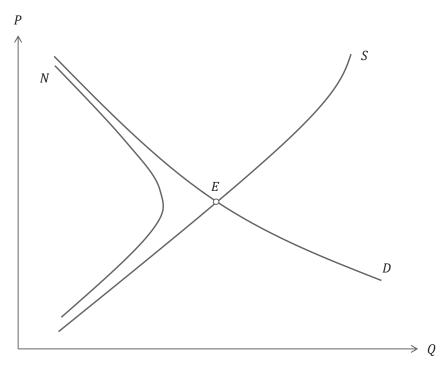
注:「平成 21 年度空き家実態調査」(国土交通省)に基づき筆者作成。グラフの横軸は空き家継続期間。累積割合は、それぞれの継続期間より短い物件の構成比を示す。一方、賃貸・売却募集および腐朽・破損ありの両項目については、継続期間別にサンプルを分けた場合の平均値を示す。

対し、同じ指標は都心隣接部/郊外では 56.8%、都心 40km 以遠では 36.0%であり、都心から離れるにしたがって長期化する傾向にある<sup>4</sup>。一方で、継続期間が1年未満の物件ではいずれも80%を超える割合の所有者が売却・賃貸意向を示している。いま、継続期間が1年未満の物件は、都心部では空き家全体の約95%、都心40km 以遠でも約50%を占めており、売却あるいは賃貸を円滑に進めるためのプラットフォームの意義は大きい。また、腐朽・破損がある物件の割合は、空き家継続期間が9か月を超えたあたりでやや上昇する傾向にあるが、継続期間1年未満や2年未満の物件であってもその割合は40%以下であり、多くは居住可能

な水準を保っている可能性が高い。

労働市場における失業の議論を援用し空き家の 類型化を行った行武(2019)によれば、住宅市場 における空き家は、市場性のある空き家と市場か ら退出した空き家に大別される。さらに、市場性 のある空き家は、空き家発生のメカニズムという 観点から、需要不足空き家と均衡空き家に分類さ れる。ここで、需要不足空き家は、都市の縮退な どを背景としたマクロ的な超過供給によって生じ た空き家であるとされる。一方で、均衡空き家は、 市場における需給がバランスした状況下で生じる 空き家であり、マッチングに時間がかかるために 生じる摩擦的空き家と、立地や質に関する需給の ミスマッチに起因する構造的空き家からなる。こ のような分類を踏まえると、所有者が売却・賃貸 意向を持ち、比較的継続期間が短いような前述の 空き家は、均衡空き家(摩擦的・構造的空き家)

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> 調査では、「都心部」は特別区のうち都心8区、「都心 隣接部」はそれ以外の15区、「郊外」は東京都の市部、 「都心40km以遠」は神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城 県の都心から40km以遠の地域としている。



## 図2:市場の取引曲線 N

注: Hagen and Hansen (2010), Exhibit 1 に基づいて作成。

として位置づけられる。

住宅取引のマッチング過程の中で生じる均衡空き家は、個別住宅の情報が不十分であること(情報の非対称性)や、市場に存在する住宅の情報が不足していることで、その水準が変化する可能性がある(新倉他,2020;瀬古,2021)。本稿では、空き家バンクの活用を通じた空き家解消を念頭に、新たな情報技術の活用や取引情報の開示などが住宅取引におよぼす影響を検討した既存研究を紹介する。

## 2 情報技術と自然空き家率

住宅市場には、情報の非対称性・不完全性や取引費用、契約期間の存在といった取引上の摩擦(market frictions)が存在するため、常に一定の需給の不一致が存在する。既存研究では、長期的な均衡状態における需給の不一致としての空き家を「自然空き家」あるいは「均衡空き家」と呼び、様々な分析が行われてきた(Smith, 1974)。自然空き家率に関する実証分析の多くは、実際の空き

家率と自然空き家率の乖離が住宅市場における価格調整圧力として働くという想定のもとで、空き家率と価格・賃料調整の関係を分析している(Eubank and Sirmans, 1979; Rosen and Smith, 1983; Gabriel and Nothaft, 2001)<sup>5</sup>。

ここでは、インターネットの普及が、住宅市場における情報の非対称性の緩和やサーチコストの低減を通じて自然空き家率を低下させるという仮説を検証した Hagen and Hansen (2010)の研究を紹介する。以下では、この研究の分析枠組みを簡略化して説明したうえで、分析結果の概要を示す。

#### 2.1 超過需要と空き家率

取引摩擦が存在するような賃貸住宅市場の単純なモデルを考える。この市場における需要と供給が、図2のように与えられたとしよう。いま、取引摩擦が全くなかったとすれば、所与の価格 Pのもとで、実際に賃貸される住宅ストックの取引

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> 駒井 (1999) は、日本における均衡空き家率の推計を 行っている。

量は需要と供給の少ない方で決まる。したがって、 実現した価格(賃貸料)が均衡価格(点 E)より も高い場合には取引量は需要 D と一致し、均衡 価格よりも低い場合には取引量は供給 S と一致 することになる。また、均衡価格のもとでは需給 が一致するため、市場に空き家は存在しない。

しかしながら、現実の住宅市場では、いかなる時点においても、空き家(満たされていない供給)と、現住居に不満があって家探しを行う個人(満たされていない需要)が同時に存在しており、上記の理論的な枠組みは経験的事実と合致しない。摩擦が存在するような市場における取引量の決定をより現実的に描写するために、住宅の取引量が図2のNで与えられるものとしよう。いま、取引量Nは常に供給量Sよりも少ないので、この市場には常に空き家が存在する。同時に、NはDよりも少ないので、家探しを行う人の数もまた常に存在する。

このような取引関数 N のもとで、所与の価格 水準における空き家数 V は

$$V = S - N \tag{1}$$

によって与えられる。ここで取引量 N は居住者 のいる物件数である。他方、家探しを行う人の数 H は

$$H = D - N \tag{2}$$

となる。このとき、超過需要の水準 D-S は、(1)式および(2)式から

X = D - S = (D - N) - (S - N) = H - V (3) のように書ける。これにより、住宅ストックの供給量 S に対する超過需要の割合は

$$x = \frac{D-S}{S} = \frac{H-V}{S} = h - v \tag{4}$$

となる。ここで、 $v \equiv V/S$  は空き家率、 $h \equiv H/S$  は住宅供給に対する家探しを行う人の数の比率である。

図 2 からは、市場価格の変化に応じて、空き家率 (v) と家探しを行う人の割合 (h) は逆方向に動くことがわかる。このことを確認するために、市場価格が均衡水準から下落する場合を考えよう。いま、価格の下落に伴って N は S に近づくため、

空き家率 v は低下する。他方、需要 D は大きくなるために、h は上昇する。市場価格が均衡から上昇した場合にはこれと逆のことが起きるため、v と h は逆方向に動くことがわかる。

図2の一般的な N の形状のもとで、v と h の関係は、非線形で下から凸であると予想される。また、定義より v と h はいずれも正の値しか取らない。これらの条件を満たす関数形は数多く存在するが、自然な定式化として

$$vh = m \tag{5}$$

を仮定しよう。ここで、m は曲線の位置を表わす 定数で、マッチング過程の効率性を反映している。 後ほど見る通り、パラメータ m は実際のデータ を用いて容易に推定できるため、特に時間を通じ てのマッチング過程の効率性の変化を識別しよう とする際には、このような定式化は有用である。 (5)式は、労働市場における求人と失業(求職)の 関係を表したベヴァリッジ・カーブと考えること ができる。

# 2.2 価格調整プロセスと自然空き家率

この市場における価格調整は、超過需要あるいは超過供給の水準のみに依存することを仮定する。 具体的には、上記の想定のもとで

$$r = ax = a(h - v) \tag{6}$$

が成り立つものとしよう。ここで、r は実質家賃変化率であり a は価格調整の速度を表す定数である。ここで、(5)式より h=m/v であるから、適切な誤差項を含めることで、(6)式は実証モデル

$$r_{t} = am\left(\frac{1}{v_{t-1}}\right) - av_{t-1} + u_{t} \tag{7}$$

を与える $^6$ 。ここで、t は時間を表す添え字である。 実質家賃変化率 r および空き家率 v に関する データを用いて(7)式を推定することで、パラメー タ m の推定値が得られる。いま、(6)式より h=v であれば r=0 となる。このような条件を満 たす空き家率を、自然空き家率  $v^*$  と定義すれば、

<sup>6 (7)</sup>式の推定に当たっては、空き家率に対する価格の 反応には時間的な遅れがあることを考慮して、1 期前の 空き家率の値を用いている。

	(1)		(2)	
	係数	(t値)	係数	(t値)
$1/v_{t-1}$	3.821***	(8.328)	4.231***	(9.140)
$v_{t-1}$	-0.155***	(-11.833)	$-0.133^{***}$	(-9.551)
$W_t v_{t-1}$			$-0.148^{***}$	(-4.064)
Adj. R <sup>2</sup>	0.192		0.217	
N	4	95	495	
				1 ( ) ) 1 - 1 - 1 - 1

表1:実質家賃変化率に関する推定結果

注: Hagen and Hansen (2010, Exhibit 4 および 5) をもとに作成。\*\*\* は推定された係数が 1%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

(5)式より

$$v^* = m^{0.5} \tag{8}$$

が得られる。したがって、(7)式によって m を推定することで、自然空き家率  $v^*$  の推定値が得られる。

## 2.3 データと分析結果

実証分析では、ワシントン州シアトルと周辺のキング郡における家賃および空き家率の調査結果が用いられる。これは、当該地域にある20戸以上の物件を持つような集合住宅のおおよそ70%をカバーするような調査であり、年に2回実施される。実際の分析においては、国勢調査区の設定に基づいて当該地域を5つの小地域に分割し、そのそれぞれについて典型的な3つのタイプの住宅の平均家賃の変化率および空き家率の集計データが用いられる7。分析データの観測期間は1988年9月から2005年9月までの計35期であり、サンプルサイズは495となる8。

表 1 の(1)列は、上記のデータを用いた(7)式の 推定結果である。これによれば、係数は予想され る符号条件を満たし、いずれも 1%水準で有意で ある。また、この推定結果から自然空き家率を求 めると  $v^* = 4.97\%$  が得られる $^9$ 。

(7) 式で与えられている家賃変化率の式で、パラ メータ *m* は、家探しを行う人と、空き家の間の マッチング過程の効率性を反映している。より小 さい m は、効率的なマッチング過程と、その結 果生じる低い自然空き家率を意味する。Hagen and Hansen (2010)は、インターネットの普及に伴って 住宅市場における情報探索のコストが低下し、そ の結果マッチング過程の効率性が高まったという 仮説を検証している。インターネットの普及は、 家主に対しては、ある一定の支出でより質の高い 情報を提供できるという効果を持つ。一方、家探 しを行う人は、インターネットによって地図、物 件の概観・写真、間取りなどの質の高い情報に、 より低費用でアクセスできることになる。より安 く、より良い情報は、家探しを行う人が物理的に 探索しないといけない物件数を減らすことになる ので、サーチ期間を減らすことにつながる。

この仮説を検証するために、具体的には以下の 家賃変化率の式を推定する。

$$r_t = am\left(\frac{1}{v_{t-1}}\right) - av_{t-1} - bW_t v_{t-1} + u_t \tag{9}$$

ここで、W はインターネットの普及率を代理する変数である<sup>10</sup>。(9)式に基づく推定の結果を用い

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> 3 つの住宅タイプは、1 寝室の物件、2 寝室+1 浴室の 物件、2 寝室+2 浴室の物件である。

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> 被説明変数の家賃変化率については、前年からの変化率を計算しているため、実質的な分析期間は 1989 年 9 月から 2005 年 9 月までの計 33 期となる。そのため、集計 データのサンプルサイズは 5 地域×3 タイプ×33 期間 = 495 となる。

 $<sup>^9</sup>$  (7)式より、 $1/v_{t-1}$  の係数は am、 $v_{t-1}$  の係数は -a となるので、m=am/a=3.821/0.155=24.7 となる。 さらに(8)式より、 $v^*=\sqrt{m}=4.97\%$  となる。

 $<sup>^{10}</sup>$  具体的に、W は 1994 年まではゼロを取り、それ以降は  $W=1-1/e^{0.05t}$  によって与えられる。ここで、t は 1994 年からの経過時間(半年単位)であり、2005

ると、自然空き家率は W = 0 の場合には  $v^* = (am/a)^{0.5}$ 、W > 0 の場合には  $v^* = [(am/(a + bW))]^{0.5}$  によって与えられる。

表1の(2)列は、この推定結果を示したものである。インターネット変数の係数は予想される符号条件を満たし、1%水準で有意である。推定結果によれば、インターネット普及率がゼロである1994年9月よりも前には自然空き家率は5.64%となる。それ以降、自然空き家率は減少し、2005年9月には自然空き家率は4.25%まで低下する。

# 3 取引情報の開示と住宅取引

情報技術の活用と住宅取引の関連については、 インターネット上での取引情報の開示に着目した Eerola and Lyytikäinen (2015)による研究もある。 住宅市場の透明性を確保するために、フィンラン ド政府は2007年7月に過去の個別取引情報をイン ターネット上で開示する決定を行った。これは、 地域(市町村・郵便番号など)、住宅種別(アパー ト・戸建ての別)、間取り、広さなどの条件を指定 することで、該当する過去の個別取引の詳細が表 示されるというものである。開示される情報は、 実際の取引価格に加え、各物件の立地、築年数、 間取り、広さ、所在階、管理状態や土地所有形態 など多岐にわたる。Eerola and Lyytikäinen (2015)は、こうした個別取引の詳細がインターネ ット上で開示されたことが、その後の取引価格や 取引成立までの期間(市場滞留期間)におよぼす 影響を検討している11。

Eerola and Lyytikäinen (2015)は、取引情報の開示がその後の平均的な取引価格を上昇させるとともに、取引成立までの期間を短縮させることを見出している。以下では、この結果の背後に存在するメカニズムに関する経済学的な直観を説明したうえで、具体的な分析内容について解説する。

## 3.1 取引情報の開示による影響

過去の取引情報は、住宅市場における売り手と 買い手の双方にとって有益な情報であるが、中で も Eerola and Lyvtikäinen (2015)は売り手が直 面する不確実性に着目した議論を行っている。い ま、既存住宅の売主は、所有する物件に対してど の程度の需要が見込めるかを判断して売出価格を 決定する。ところが、個別の物件に対する需要は しばしば不確実であり、相場に比べて過度に高い 売出価格をつける売り手がいる一方で、逆に過度 に低い売出価格をつける売り手も存在する。売出 価格が高すぎる場合、買い手が現れないために価 格を事後的に引き下げざるを得ない。そのため、 売り手は事後的に物件に対する潜在的需要を学習 する機会を持つことになる。一方で、売出価格が 低すぎる場合、すぐに買い手が見つかるため、本 来はより高値で売却ができるにもかかわらず、そ うした価格改定(および潜在的需要の学習)の機 会は存在しない。

過去の取引情報は、売り手にとって個別の物件 に対する潜在的な需要を判断する材料となる。そ のため、こうした情報の開示は、相場から大きく 外れた価格付けを行う売り手を減少させるはずで ある。このとき、相場と比べて低すぎる価格付け を行う売り手が減少することは取引価格を上昇さ せる影響を持つが、同時に高すぎる価格付けを行 う売り手が減少することは取引価格を下落させる 影響を持つ。ところが、前述の通り、相場に比べ て高めの価格付けを行った場合、(過去の取引情報 という追加の材料がなかったとしても)、売り手は 価格を引き下げざるを得ず、最終的な取引価格は 相場付近まで下落するはずである。そのため、過 去の取引情報は、主として相場に比べて低すぎる 価格付けを行う売り手の行動の変化(売出価格の 上昇)を通じて、平均的には取引価格を上昇させ る影響を持つことになる。

一方、取引成立までの期間は、初期の売出価格の設定がどのように変化するかによって決まる。 初期の売出価格が高くなると、買い手が見つかり づらくなるために取引成立までの期間は長期化す

年時点での全米のインターネット普及率 (68.1%) とおおれる一致するように成長率を設定している。

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> 関連する日本を対象とした研究として、インターネットの利用が買主/借主の物件探索の期間や範囲に与える影響を検討した白川・大越 (2017) および白川・大越 (2019) などがある。

る。一方で、売出価格が低くなると取引成立までの期間は短縮される。前述の通り、過去の取引情報の開示は、相場よりも低い価格付けを行っていた売り手を減少させる(=取引成立までの期間を長期化させる)効果と、高い価格付けを行っていた売り手を減少させる(=期間を短期化させる)効果の双方を持つ。両者のいずれがより大きな影響を持つかは一般には明らかでないため、その影響は実証的に判断される必要があるが、分析の結果は後者の方が相対的に大きい影響を持つ(平均的な取引成立までの期間は短期化する)ことを示唆している。

## 3.2 データと分析結果

上記の経済学的な直観を踏まえて、以下では分析の内容をやや詳しく紹介する。実証分析では、2003年7月から2011年6月までに成約した集合住宅の取引物件に関するデータが用いられる。これは2007年7月の取引情報の開示の前後を含む。分析の対象地域はヘルシンキ大都市圏であるが、後述する理由によって実際にはその一部にサンプルを限定している。

実証分析では、差の差推定 (Difference-in-Differences) に基づく以下のモデルが推定されている。

$$Y_{it} = \alpha_t + \beta_1 Treat_i + \beta_2 After_t \times Treat_i + X'_{it} \lambda + u_{it}$$
 (10)

ここで、添え字のiおよびtはそれぞれ物件および取引時点を表す。また、 $Y_{it}$ は(対数変換を行った)取引価格あるいは取引成立までの日数、 $Treat_i$ は 2007年の情報開示の対象地域か否かを表すダミー変数、 $After_t$ は情報開示後に1を取るダミー変数、 $X_{it}$ はその他のコントロール変数、 $u_{it}$ は誤差項を表す $^{12}$ 。

いま、(10)式の係数  $\beta_2$  は、情報開示後  $(After_t = 1)$  の対象地域  $(Treat_i = 1)$  での  $Y_{it}$  (例えば取引価格) の変化と、非対象地域

 $(Treat_i = 0)$  での変化の差分をとらえる。そのため、情報開示がなかった場合には、対象地域における  $Y_{it}$  の変化は非対象地域における変化と等しい、という仮定 (平行トレンドの仮定) の下で、 $\beta_2$  は情報開示による政策効果を測定することになる。

上記の仮定が成立するためには、情報開示の対象地域と非対象地域の物件が、同一の住宅市場に属しており、かつ情報開示の前後で異なる住宅市場におけるショックを受けていないことが求められる。こうした懸念を考慮して、実際の分析に用いられたサンプルは、ヘルシンキ大都市圏の北東部に位置する情報開示の地理的境界付近のサンプルに限定されている<sup>13</sup>。

分析の結果は表 2 にまとめられる。表 2 の上段(「A. 取引価格」)は、物件の取引価格を被説明変数として用いた場合の結果である。一方、下段(「B. 市場滞留期間」)は、物件が売りに出されてから、実際に契約が締結されるまでの日数(市場滞留期間)を被説明変数に用いた場合の結果である。いずれも(10)式の係数  $\beta_2$  のみを示しており、その他の結果は省略している。また、表の(1)~(3)列は、異なるコントロール変数を用いた場合の結果を比較したものであり、(1)列は年固定効果のみ、(2)列はこれに加えて前述の物件属性を、(3)列はさらに物件の緯度・経度を考慮した場合の結果である。

これによれば、過去の取引情報の開示は、その後の取引価格を有意に上昇させることが示される。 具体的に、物件の属性や立地要因を考慮しない場合、β2の推定値は統計的に有意ではないが、これらの要因を考慮した場合にはおおよそ 0.05 前後の推定値となり、統計的にも有意な結果となって

<sup>12</sup> コントロール変数としては、物件の築年数・居住室数・延べ床面積・管理状況(良否)・引き渡し時点で空室か否か・管理費などの要因が考慮されている。

<sup>13</sup> より具体的に、2007 年の取引情報の開示はヘルシンキ都市圏の中心部に位置する4つの市(Helsinki、Espoo、Kauniainen、Vantaaの各市)が対象となっている。このうち実際の分析対象となるのは北東部に位置するVantaa市の北側境界から5km以内の取引物件である。いま、Vantaa市内では2007年の情報開示によって過去の取引事例が参照可能である一方、市外ではこうした情報は得られない。

X2. HARMINITEO ON NON					
	(1)	(2)	(3)		
A. 取引価格					
政策効果 $(\beta_2)$	0.025	0.051***	0.055***		
B. 市場滞留期間					
政策効果 $(\beta_2)$	-0.220**	-0.218***	-0.222***		
年固定効果	Yes	Yes	Yes		
物件属性	No	Yes	Yes		
立地要因	No	No	Yes		
22	. (00.5 - 0.5 - 1)		400 12 12 1202 177		

表2:情報開示による政策効果

注: Eerola and Lyytikäinen (2015, Table 4) をもとに作成。\*\* および \*\*\* はそれぞれ推定された係数が 5%および 1%水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

いる。いま、被説明変数は取引価格の対数値を用いているため、これらの値は変化率として解釈できる。したがって、過去の取引情報の開示は、平均して約5%の価格上昇につながったといえる。

一方、表 2 からは情報開示が市場滞留期間にも有意な影響を与えたことが示されている。分析の結果からは、モデルの特定化によらず  $\beta_2$  の推定値はおおよそ-0.2程度となっており、かつ統計的に有意な結果が得られている。先ほどと同様、被説明変数は市場滞留期間の対数値となっているので、この結果は、情報開示によって取引成立までの日数がおおよそ 20%短くなったことを示している。いま、情報開示前の取引成立までの平均日数は <math>60 日弱だったため、日数にすると約 10 日前後の短縮となる。

# 4 おわりに

本稿では、空き家問題の解消に向けた空き家・空き地バンクの活用を念頭に、新たな情報技術の活用やそれによる情報提供の充実といった要因が住宅取引におよぼす影響を検討した。本稿で紹介した2つの研究は、こうした要因が住宅取引をより円滑にすることを示している。具体的に、Hagen and Hansen (2010)は、インターネットの普及が自然空き家率を低下させることを明らかにしている。これは、インターネットの活用による情報収集コストの低下が、住宅市場におけるマッチング過程の効率性を改善し、結果として摩擦的・構造的空

き家を減少させる可能性を示唆している。一方、 取引情報の開示が賃貸住宅市場における価格水準 と取引成立までの期間におよぼす影響を検討した Eerola and Lyytikäinen (2015)による分析結果は、 情報提供の充実が取引期間を短縮化し、市場の流 動性を高めることを示唆している。これらの研究 は、いずれも空き家バンクを直接に扱ったもので はないが、そもそも空き家バンクの目的の一つが 自治体による空き家情報の提供にあり、かつ現状 では必ずしもその情報提供機能が十分に発揮され ていないということを踏まえると、登録物件数の 増加や提供される情報の充実などを通じて、今後 空き家バンクが摩擦的・構造的空き家の解消手段 として有効に機能する余地があることが示唆され る。

一方で、空き家バンクに登録されていない、いわゆる市場から退出した空き家とでも呼ぶべき空き家が、深刻な問題をもたらしていることも事実である。こうした空き家に関しては、空き家バンクを通じた情報提供の強化といった、市場を活用した解消方策は必ずしも有効でないかもしれない。しかしながら、行武(2019)が指摘するように、市場性のある空き家と市場から退出した空き家は密接に関係していて、完全に独立したものではない。空き家バンクの機能強化に伴いマッチング過程の効率化が進み、空き家の取引可能性が高まれば、現在市場から「退出」した空き家であっても、その一部分を市場に取り込む可能性があるかもし

れない。そのような意味で、官民が連携して所有者に空き家バンクへの登録を促すような取り組みは、重要な政策的意義を持つものと考えられる。

## 参考文献

- Eerola, E., and T. Lyytikäinen (2015) "On the Role of Public Price Information in Housing Markets," *Regional Science and Urban Economics*, 53, 74-84.
- Eubank Jr., A.A. and C.F. Sirmans (1979) "The Price Adjustment Mechanism for Rental Housing in the United States," *Quarterly Journal of Economics*, 93(1), 163-168.
- Gabriel, S.A. and F.E. Nothaft (2001) "Rental Housing Markets, the Incidence and Duration of Vacancy, and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Urban Economics*, 49(1), 121-149.
- Hagen, D.A. and J.L. Hansen (2010) "Rental Housing and the Natural Vacancy Rate," *Journal of Real Estate Research*, 32(4), 413-434.
- Rosen, K.T. and L.B. Smith (1983) "The Price-Adjustment Process for Rental Housing and the Natural Vacancy Rate," *American Economic Review*, 73(4), 779-786.
- Smith, L.B. (1974) "A Note on the Price Adjustment Mechanism for Rental Housing," *American Economic Review*, 64(3), 478-481.
- 移住・交流推進機構 (2018) 『平成 29 年度 空き家バンクに関する調査研究報告書』(http://www.iju-join.jp/f-join/JOIN\_report\_201804\_3.pdf)
- 駒井正晶 (1999)「日本の大都市における借家市場の価格調整と自然空家率」,『日本不動産学会誌』, 13(2), 72-80.
- 白川慧一・大越利之 (2017)「インターネット利用、不動産テックが住宅取引に与える影響」,『土地総合研究』, 25(3), 164-173.
- 白川慧一・大越利之 (2019)「インターネット利用,不動産テックが住宅取引に与える影響―オンライン調査からの知見」,『日本不動産学会誌』,32(4),130-139.
- 瀬古美喜(2021)「住宅市場における住み替えの促進に 向けて」,『月刊不動産流通』,40(6),8-9.
- 新倉博明・直井道生・瀬古美喜(2020)「持ち家取得時の情報収集行動と住宅満足度」、『日本不動産学会誌』,34(3),93-100.
- 行武憲史(2019)「空き家発生メカニズムと空き家タイプ―経済学的な視点から」,『都市住宅学』, 104 号, 12-16.