

研究ノート

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

白川 慧一
大越 利之

1. 背景と目的

本格的な人口減少時代を迎えた日本においては、既存の住宅ストックの活用、そのための既存住宅流通市場の活性化が求められている。住宅取引を活性化するためには、売主、買主、仲介業者との間に存在する情報ギャップを克服し、マッチングを促進することが重要である。

住宅取引におけるインターネット利用がますます拡大する中で、近年、ITを用いて不動産業の新たなサービスを提供する「不動産テック (Real Estate Tech、ReTech)」が広がりつつある。不動産テックによる物件情報・取引の透明化や、物件査定・業者選定・契約等の自動化、売主と買主のマッチングの促進は、住宅取引の活性化、とりわけ既存住宅流通の活性化に貢献することが期待されるものの、その効果は十分に検証されていない。

本研究では、アンケート調査をもとに、インターネット利用が住宅取引にもたらす影響を明らかにするとともに、今後不動産テックの普及がもたらす影響を推測することを目的とする。

2. 住宅取引におけるインターネット利用

2-1. 米国における先行研究

米国では1990年代後半から、インターネットが住宅取引における情報コスト、取引コストを下げ、迅速な取引と仲介サービス需要低減による低い手数料率を実現すると論じられていた。例えば Baen and Guttery(1997)は、テクノロジーの導入により

住宅の権利移転に必要な人員は最低16名から4～5名に、\$125,000の住宅の売買のモデルケースで仲介手数料は\$7,500(6%)から\$4,375(3.5%)に、総取引費用は\$11,000から\$4,900になると推計している。

住宅取引におけるインターネット利用の定量的な影響評価を行う最初期の実証研究の一つである Zumpano, Johnson and Anderson(2003)は、NAR(National Association of Realtors:全米不動産協会)が1999年に行った売主・買主へのアンケート調査をもとに、インターネット利用が、買主による物件探索時間を短縮しない代わりに、物件ごとの探索時間を短縮することで、買主がより多くの物件を探索可能とすることを明らかにしている。

Ford, Rutherford and Yavas(2005)は、テキサス州ダラス、フォートワース周辺MLS(Multiple Listing Service)の48,280件の住宅売買データをもとに、インターネット上の物件は売れるまでに6日程度余計に時間がかかること、また平均で\$2,900ほど高値となることを明らかにしている。

Richardson and Zumpano(2012)は、上述のNARの1999年調査に加えて、2006年調査、2009年調査の3時点で、インターネット利用が買主探索の効率性に与える影響の有意性の変遷を比較検証している。その結果、(1)物件探索の時間は、売り手市場の時に比べて買い手市場の時により長くなること、(2)高齢者や初取引の買主は、市況に関わらずインターネットを使わない傾向にあること、(3)

高額物件の買主、転勤時の買主、遠距離の買主がよりインターネットを使う傾向にあることを明らかにしている。

いずれの実証研究¹も、住宅取引におけるインターネット利用が、単に探索時間の短縮をもたらすのではなく、探索する物件の増加、探索する範囲の拡大など、探索の質の向上をもたらすことを示している。しかしながら、日本の住宅市場においてこれを検証した研究は見られない。

2-2. インターネット利用と不動産テックの違い

住宅取引におけるインターネット利用は、日本においても 1990 年代後半から既に進んでいた。例えば不動産流通経営協会 (FRK) が立ち上げた不動産の検索サイト Homenavi (1997 年～) 以外にも²、週刊賃貸 (CHINTAI) (1996 年～)、HOME ADPARK (1996 年～)、SUUMO (1996 年～; 当時は住宅情報、ISIZE)、HOME'S (1997 年～)、at home (1999 年～) などの民間の物件検索サービスや、マザーズオークション (2000 年～) などの物件をオンラインで直接取引する不動産オークションサイトが存在していた³。不動産流通研究所 (2001) によると、2001 年時点で、不動産情報サイトは 3000 以上立ち上がっており、人工知能 (A. I.) を使った不十分な・疑わしい物件情報をチェックするシステムや、ユーザーの希望条件に応じた自動マッチングシステムを導入している企業も存在した⁴。

不動産テックは、2000 年代後半から米国を中心に拡大し、国内においても 2015 年頃から、IT 企業を中心とした異業種からの参入、スタートアップ

企業の誕生が相次いでいる。日本における不動産テックの類型化の試みとしては、サービスの便益で分類する谷山 (2016a, 2016b) や中川 (2017)、川戸 (2017)、佐久間 (2017)、取引段階ごとに分類する西尾 (2017)、収益確保の方法で分類する河本 (2016) などがある。しかしながら、これら整理においては、不動産テックという言葉自体に厳密な定義がされている訳ではなく⁵、既存のインターネットを利用した住宅取引サービスとの違いは明らかではない。

そこで、既存のレポートや新聞雑誌記事、スタートアップ企業の検索サイト⁶をもとに、日本において不動産テックと呼ばれる事例を、平成 28 年 8 月から 9 月にかけて 26 事例収集し、従来からのサービスと比較した (表 1)。その結果、不動産テックの新しさは次の 3 点に整理できる。

表 1 日本における不動産テックの事例

「Amazon リフォームストア」(アマゾンジャパン株式会社)
「IESHIL (イエシル)」(株式会社リブセンス)
「jetty」(株式会社 jetty)
「ウチコミ!」(株式会社アルティメット総研)
「ウチノカチ」(おうち研究所)
「おうちダイレクト」(ヤフー&ソニー不動産)
「ノマド」(イタンジ株式会社)
「VALUE」(イタンジ株式会社)
「カウル」(株式会社ハウスマート)
「Gate.」(リーウエイズ株式会社)
「コムるくん」(ハウスコム株式会社)
「GEEQ」(株式会社おたに)
「スマート内覧」(株式会社ライナフ)
「Smoola (スモラ)」(マンションリサーチ株式会社)
「TATERU (タテル)」(株式会社インベスターズクラウド)
「Do! BANK (ドゥ! バンク)」(株式会社ハウスドゥ)
「houzz (ハウズ)」
「ハウスログ」(株式会社 houselog)
「HowMa (ハウマ)」(株式会社コラビット)
「Bing 不動産」(マイクロソフト株式会社&株式会社リクルート住まいカンパニー)
「ふじたろう」(プロバティエージェント株式会社)
「HOME'S プライスマップ」(株式会社ネクスト)
「マンションマーケット」
「住まいサーフィン」(マンションマップ) (スタイルアクト株式会社)
「リノべる。」(リノべる株式会社)
「LIMIA (リミア)」

※順不同。社名、サービス名は調査時点のもの。

¹ この他にも、インターネットの普及が仲介業者の利益、取引費用などに与える影響に関する研究もいくつか存在する。Zietz et al. (2011) 参照。

² 浅見 (1997)、八木 (2001) もあわせて参照。なお、全国宅地建物取引業協会連合会 (全宅連) 会員の一部の宅建協会支部では、インターネットによる物件情報の公開の取り組みを行っていた。東京での取り組みは不動産流通研究所 (2001) を、関西での取り組みは不動産流通近代化センター (1998) を参照。

³ いずれも各運営会社ホームページの会社情報の沿革に基づく。

⁴ 営業支援向けの不動産価格査定サービスも当時から提供されていた。不動産流通研究所 (2002b) 参照。

⁵ 同様に谷山 (2016a) は、不動産テックには厳密な定義は未だ確立されておらず、IT を用いて不動産関連サービスを進化させようとするスタートアップ企業や新規サービスを指す幅広い概念となっていると指摘する。

⁶ Wantedly (<https://www.wantedly.com/>)、Creww (<https://creww.me/ja>) にて、「不動産」と「IT」をキーワードに検索した。

第一に、深層学習の発達により、地域に関わる莫大な情報、明文化されにくい経験と土地勘をA. I. が学習することで、それまで人間が行っていた物件査定・見積、マッチング、専門業者選定などを代替できるようになった。第二に、電子署名による契約のオンライン化や、スマートコントラクトが可能になった。第三に、自動価格推定、レコメンデーション、VRなどの遠隔サービス、スマートロック等のIoTを活用したセルフ内覧などにより、買主が物件の情報により迅速、安価かつ公正にアクセスしやすくなった。

以上のように、不動産テックは、住宅取引におけるインターネット利用の応用の一つではあるものの、従来からのサービスと異なり、利用者が仲介業者に頼まずとも不動産に関わる情報やサービスを直接受けられるようになることで、情報コストや取引コストの低下に加えて、売主が自ら物件を査定し売却の判断ができるようになるほか、買主が取引においてより有利となる情報を得られるようになると考えられる⁷。しかしながら、こうした影響を検証した実証研究はほとんど見られない。

2-3. 本研究のアプローチ

Zumpano, Johnson and Anderson (2003) が指摘するように、物件を探索する際にインターネットを利用した群の回答においては、インターネット利用以外の潜在的な物件探索スピードへの影響要因によるバイアスが生じている可能性がある。そこで彼らは、サンプル選択や内生性のバイアスを検証するため、Heckman の2段階推定を用いている。具体的には、第1段階でインターネット利用を被説明変数としたプロビット分析を行い、第2段階で買主による物件探索時間、または平均物件訪問数を被説明変数としたOLS推定を行っている。そ

の際、第2段階の説明変数にはインターネット利用を追加すると同時に、バイアスの有無を検証するために逆ミルズ比を追加している⁸。

そこで本研究も、アンケート調査をもとに、第1段階では物件探索時のインターネット利用の有無を被説明変数としたプロビット分析を行い、第2段階では物件の探索範囲または取引にかけた時間を被説明変数としたOLS推定を行うという2段階推定により、日本においてインターネット利用が住宅取引に及ぼす影響を明らかにする。その上で、不動産テックがもたらす影響を分析する。

3. 日本の物件探索におけるインターネット利用

アンケート調査は、2017年1月に(株)インテージのオンライン調査モニターを対象に、インターネットを通じて行った。全国の20歳以上の不動産取引経験者（住宅用の不動産に限定し、事業用不動産（倉庫、店舗、工場等）を除外）を対象とするため、事前調査（スクリーニング）を実施した。1583名に調査依頼し、有効回答数は1082名（回収率68.4%）であった。そのうち、家を売買したのは535名、家を借りたのは547名であった。

表2 回答者の属性

<性別>

	度数	%
男性	597	55.2
女性	485	44.8
計	1082	100.0

<年齢>

	度数	%
20-29 歳	48	4.4
30-39 歳	241	22.3
40-49 歳	359	33.2
50-59 歳	267	24.7
60-69 歳	138	12.8
70 歳以上	29	2.7
計	1082	100.0

⁷ 不動産テック登場以前においても、インターネットの普及が消費者をより有利な立場にする側面があるとの指摘が見られる。北村(2002)は、例えばバイヤーエージェントなど、インターネットによりユーザーが自由に物件を探すことが出来るようになることで、「売り手>買い手」、「貸し手>借り手」と偏っていた力関係が、顧客側に傾く動きが加速していると指摘する。

⁸ Ford, Rutherford and Yavas (2005) は、第1段階で物件のWeb掲載の有無を、第2段階で掲載期間または売却価格を被説明変数として、同様の分析を行う。Richardson and Zumpano (2012) は、Zumpano, Johnson and Anderson (2003) と同一の被説明変数を用いて分析している。

表3 物件の探索方法（複数回答）

	合計 (N=1082)	家を買った (N=535)	家を借りた (N=547)
不動産業者の店舗に直接出向く	584 (54.0%)	228 (42.6%)	356 (65.1%)
インターネットで探す	489 (45.2%)	161 (30.1%)	328 (60.0%)
新聞等の折り込み広告を見る	233 (21.5%)	185 (34.6%)	48 (8.8%)
住宅情報誌・雑誌で探す	216 (20.0%)	123 (23.0%)	93 (17.0%)
家族・友人・知人の紹介で	216 (20.0%)	123 (23.0%)	93 (17.0%)
以前からつきあいのある業者からの紹介で	92 (8.5%)	55 (10.3%)	37 (6.8%)
現地を通りかかって	158 (14.6%)	103 (19.3%)	55 (10.1%)
その他	29 (2.7%)	18 (3.4%)	11 (2.0%)

表4 他の物件探索の方法との併用関係

	インターネット で探した(N=489)	インターネットで探 さなかった(N=593)
不動産業者の店舗に直接出向く	324 (55.5%)	260 (44.5%) ***
新聞等の折り込み広告を見る	113 (48.5%)	120 (51.5%)
住宅情報誌・雑誌で探す	136 (63.0%)	80 (37.0%) ***
家族・友人・知人の紹介で	51 (23.6%)	165 (76.4%) ***
以前からつきあいのある業者からの紹介で	29 (31.5%)	63 (68.5%) ***
現地を通りかかって	62 (39.2%)	96 (60.8%)

(Fisher's Exact Test) ***: p<0.01, **: p<0.5, *: p<0.1

調査の結果を表3に示す。不動産を探すとき、インターネットで探すと回答したのは45.2%であった⁹。もっとも、本調査はインターネットを通じて行われているため、普段インターネットを用いない人の物件探索の方法までは明らかに出来ない。インターネットで物件を探すという回答の割合にはバイアスが含まれる可能性に注意が必要である。

米国での調査結果¹⁰と比較すると、新聞や雑誌といった従来型のメディアについては、新聞が米国20%に対し日本22%、雑誌が米国13%に対し日本20%と、日米でほとんど違いがない一方で、インターネットの利用率は米国92%に対し日本45%

⁹ 不動産流通経営協会(FRK)の2016年度不動産流通業に関する消費者動向調査では、インターネットの利用率は住宅購入者の81.1%となっている。この調査は、1都3県の住宅を購入した世帯を対象に、郵送にて行われており、調査対象、調査方法の違いが本調査とのインターネット利用率の違いをもたらしていると考えられる。当該調査結果は、https://www.frk.or.jp/suggestion/2016shouhisha_doukou.pdfを参照。

¹⁰ Real Estate Tech Trends - Annual Report 2016 <http://propertiesonline.com/Reports/annual-real-estate-trends-report.pdf>

米国での調査結果における、家を探す際に利用した情報源（複数回答）は、インターネット92%、仲介業者87%、道路脇の広告51%、オープンハウス48%、モバイルアプリ57%、モバイル検索54%、動画サイト29%、新聞20%、雑誌13%。

と大きな差がある。

なお、家を買った人より家を借りた人の方が、インターネットを利用した割合が高い。

表4は、インターネット利用と他の物件探索の方法との併用関係を見たものである。インターネットで物件を探した人は、同時に「店舗に直接出向く」「雑誌で探す」可能性が有意に高い。反対に、同時に「家族・友人・知人の紹介で」「つきあいのある業者の紹介で」物

件を探している可能性は有意に低い。インターネット利用は、店舗や雑誌などの既存のサービスを代替するものではなく、補完する関係にある可能性が示唆される。

2-2. で収集した日本の不動産テック26事例のうち、いずれかを知っている人は194名(17.9%)、うち実際に利用したことがある人は22名(11.3%)、全体に対する比率は2.0%であった。回答がわずかであるため、不動産テックの利用の有無を被説明変数とした直接推定は困難である。そこで本研究では、今後不動産テックによって変化が予想される項目を通じて、不動産テックがインターネット利用、住宅取引に与える影響を間接的に推測する。

前出の議論に従えば、不動産テックは、今まで仲介業者頼みであった不動産に関わる情報やサービスを直接受けられる点が異なると考えられる。それゆえ、住宅取引において、(1)買主・借主が、売主・貸主の方がより有利だと思っているほど、(2)営業マンから入手した物件情報を信用していないほど、あるいは(3)公開情報を信用しているほど、不動産テックを利用する傾向が強まるという仮定のもと、これら変数の物件の探索範囲、取引にかけた時間への影響を検証する。

表 5 変数の概要

変数名	データの形式
ネット利用	不動産探索時にインターネットを利用＝1、利用せず＝0。
<直近の不動産取引経験>	
Ln 売買価格	家を売った価格、または買った価格（売買両方を行った場合はその平均価格）の対数（単位：円）。
Ln 賃貸価格	家を借りた価格の対数（単位：円）。
取引時間	取引にかけた時間。1～5 の順に長い時間をかけている。
探索範囲	物件の探索範囲。1～5 の順に遠くまで探索。その他＝0 扱い。
時期	取引の時期が昔になればなるほど 1～6 まで増加。
戸建てダミー	取引した物件の種類が一戸建て＝1、共同住宅・その他＝0。
物件の規模	取引した物件の規模。各回答を中間値の 25 m ² 、63 m ² 、88 m ² 、113 m ² 、138 m ² 、151 m ² と変換。
自宅目的ダミー	取引の目的が自宅目的＝1、自宅以外＝0。
ローンダミー ^{a)}	資金調達の方法が、ローン利用＝1、全額自己資金・その他＝0。
直接取引ダミー	直接取引＝1、仲介業者を利用・その他＝0。
<不動産テックによる影響の推計のために追加した変数>	
売り手有利(情報) ^{a)}	売買では、その物件を元々よく知っている売り手の方が買い手より有利（そう思う＝5～思わない＝1）。
売り手不利(処分) ^{a)}	売買では、その物件を最終的には処分しなければならない売り手の方が買い手より不利（そう思う＝5～思わない＝1）。
貸し手有利(情報) ^{b)}	賃貸では、その物件を元々よく知っている貸し手の方が借り手より有利（そう思う＝5～思わない＝1）。
貸し手不利(収益) ^{b)}	賃貸では、その物件を最終的には誰かに貸さないと収益が得られない貸し手の方が借り手より不利（そう思う＝5～思わない＝1）。
売り依頼有利 ^{a)}	不動産業者は、売り依頼、買い依頼のどちらに熱心に対応するか（売り熱心＝2～買い熱心＝－2）。
友人ダミー(価格)	特に 1 番参考にした意見（いずれも、参考にした＝1、それ以外＝0）。 ・ 情報 3 分類 [価格について／住宅の機能・設備について／物件の建っている場所について] ・ 主体 3 分類（家族を基準とする） [友人・知人ダミー、営業マンダミー、公開情報ダミー（書籍、新聞雑誌、不動産業者のホームページの情報、国・自治体ホームページの情報、インターネット上の匿名の情報、その他）]
友人ダミー(設備)	
友人ダミー(場所)	
営業ダミー(価格)	
営業ダミー(設備)	
営業ダミー(場所)	
公開ダミー(価格)	
公開ダミー(設備)	
公開ダミー(場所)	
<FS 項目>	
大都市圏ダミー	居住地域が三大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県）＝1、それ以外＝0。
年齢	回答者の年齢の実数（単位：歳）。
世帯年収	回答者の世帯年収。各回答を中間値の 50 万円、150 万円、250 万円、350 万円、450 万円、550 万円、650 万円、750 万円、850 万円、950 万円、1250 万円、1750 万円、2000 万円と変換。わからない、答えたくないという回答は、一番回答の多かった「500 万円未満」と同じ 450 万円に変換。

a) 売買でのみ説明変数に加える。b) 賃貸でのみ説明変数に加える。

4. インターネット利用が住宅取引に与える影響

4-1. 作業仮説

変数の概要は表 5 の通りである。直近の住宅取引において、家の売買を行ったサンプルと、家を借りたサンプルを分け、売買価格・賃貸価格の回答のあったサンプル（売買 521 件、賃貸 524 件）を抽出して分析を行う¹¹⁾。

住宅取引におけるインターネット利用を高める理由の第一は、情報コスト、取引コストの削減である。第 1 段階では、引っ越しの距離が遠いほど、より沢山の物件に直面する大都市圏や小規模な物件、共同住宅の場合ほど、より沢山の物件を探索する高額物件の買主ほど、あるいは同時に住宅ロ

ーンを利用する場合ほど、インターネットを利用すると考えられる。また、世帯年収が高いほど、自宅用ではない場合ほど、機会費用を削減するためにインターネットを利用すると考えられる。

インターネットへの慣れ親しみも要因の一つである。若年層ほど、また物件を最近取引した場合ほど、インターネットを利用すると考えられる。

一方で、仲介業者を用いない直接取引であれば、インターネットを利用しなくなると考えられる。

第 2 段階では、先行研究に倣えば、インターネット利用は物件探索の範囲、取引にかけた時間に対し正に作用すると考えられる。

逆ミルズ比が有意であれば、モデルに含まれない探索範囲・取引時間に影響を与える要因が存在することを意味する。

¹¹⁾ 分析には R 3.4.0 を用いた。

表 6 分析結果 (売買データ)

	(第1段階)プロビット			(第2段階)OLS推定						VIF
	被説明変数: ネット利用			被説明変数: 取引時間		被説明変数: 探索範囲				
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	係数	標準誤差			
切片	1.159	0.546	**	2.732	0.441	***	1.717	0.454	***	
Ln売買価格	0.012	0.054		0.093	0.044	**	0.007	0.044		1.031
時期	-0.297	0.051	***							
戸建てダミー	-0.359	0.144	**	0.379	0.138	***	0.018	0.142		1.277
物件の規模	0.003	0.002		0.007	0.002	***	0.001	0.002		1.167
自宅目的ダミー	0.141	0.137		0.002	0.127		0.239	0.130	*	1.046
ローンダミー	0.138	0.191		0.020	0.153		0.397	0.173	**	1.048
直接取引ダミー	-0.133	0.180		-0.005	0.170		-0.145	0.161		1.044
大都市圏ダミー	0.236	0.134	*	-0.019	0.131		0.217	0.128	*	1.136
年齢	-0.019	0.008	**							
世帯年収	0.187	0.322		-0.498	0.224	**	-0.160	0.301		1.017
ネット利用				0.302	0.134	**	0.408	0.145	***	1.202
逆ミルズ比				-0.015	0.159		0.265	0.164		1.381
N	521			521			521			
log likelihood	-274.12									
R2				0.083			0.047			
修正R2				0.065			0.028			
F値				4.601		***	2.488		***	

係数と標準誤差は、Huber-White の頑健標準誤差による。***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$

表 7 分析結果 (賃貸データ)

	(第1段階)プロビット		(第2段階)OLS推定						VIF
	被説明変数: ネット利用		被説明変数: 取引時間		被説明変数: 探索範囲				
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差			
切片	0.221	0.509	1.355	0.474 ***	2.642	0.665 ***			
Ln賃貸価格	0.099	0.090	0.216	0.073 ***	-0.043	0.113		1.056	
時期	-0.194	0.039 ***							
戸建てダミー	-0.461	0.154 ***							
物件の規模	0.001	0.002	0.006	0.002 ***	0.000	0.002		1.235	
自宅目的ダミー	0.353	0.162 **	-0.171	0.161	0.130	0.189		1.305	
直接取引ダミー	-0.358	0.193 *	-0.112	0.178	-0.036	0.228		1.185	
大都市圏ダミー	-0.041	0.120	-0.055	0.105	0.093	0.121		1.037	
年齢	0.000	0.006	0.005	0.005	-0.005	0.006		1.297	
世帯年収	0.579	0.381	-0.283	0.260	-0.261	0.414		1.158	
ネット利用			0.223	0.103 **	0.126	0.132		1.130	
逆ミルズ比			0.139	0.254	0.649	0.312 **		1.892	
N	524		524		524				
log likelihood	-318.60								
R2			0.064		0.015				
修正R2			0.048		-0.003				
F値			3.907	***	0.847				

係数と標準誤差は、Huber-White の頑健標準誤差による。***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$

なお、Zumpano, Johnson and Anderson(2003)は、Wooldridge の方法に従い、第1段階と第2段階で説明変数は同一とはせず、少なくとも第2段階では変数を1つ以上外さなければならないと指摘しており、本研究もこれに倣い、第2段階では、第1段階では有意で第2段階では有意にならなかった説明変数を外していく。加えて、第2段階での逆ミルズ比による不均一分散を考慮するため、以下では頑健標準誤差を用いている。

4-2. 分析結果 (売買データ)

家の売買を行ったサンプルの分析結果を表6に

示す。なお、第2段階では、「時期」と「年齢」を説明変数から外した。

ネット利用には、いずれも仮説通り、時期が負に、戸建てダミーが負に、大都市圏ダミーが正に、年齢が負に、それぞれ10%有意で作用した。

取引時間を被説明変数としたOLS推定では、売買価格が正に、戸建てダミーが正に、物件の規模が正に、世帯年収が負に、ネット利用が正に、それぞれ10%有意で作用した。価格の高い物件ほど、物件の規模が大きいほど、また戸建ての方が、取引に時間がかかっている。また、世帯年収が高いほど時間をかけない傾向にある。逆に、ネット利用は取引時間を有意に増やしている。なお、逆ミルズ比は有意ではなかった。

探索範囲を被説明変数としたOLS推定では、自

宅目的ダミーが正に、ローンダミーが正に、大都市圏ダミーが正に、ネット利用が正に、それぞれ10%有意で作用した。自宅目的で物件やローンを探す場合の方が、また、大都市圏の居住者の方が、より広範囲を探索している。ネット利用は、探索範囲を広げる結果となった。なお、逆ミルズ比は有意であった。

4-3. 分析結果 (賃貸データ)

家を借りたサンプルの分析結果を表7に示す。なお、第2段階では、「時期」と「戸建てダミー」を説明変数から外した。

ネット利用には、時期が負に、戸建てダミーが負に、自宅目的ダミーが正に、直接取引ダミーが負に、それぞれ10%有意で作用した。戸建て賃貸の場合はインターネットがあまり使われない傾向にある一方で、自宅目的の賃貸の場合にはインターネットをより使う傾向にある。

取引時間を被説明変数とした OLS 推定では、賃貸価格が正に、物件の規模が正に、ネット利用が正に、それぞれ10%有意で作用した。価格の高い物件ほど、また物件の規模が大きいほど、取引に時間がかかる。ネット利用は、賃貸においても取引時間を有意に増やしている。なお、逆ミルズ比は有意ではなかった。

探索範囲を被説明変数とした OLS 推定では、逆ミルズ比のみ有意となったが、F 値が有意とはならなかった。

5. 不動産テックによる住宅取引への影響の推計

5-1. モデルの修正

追加した変数の概要は表5の通り。4.と同様、直近の住宅取引において家を売買したサンプルと家を借りたサンプルは別々に分析する。

3-3.での議論より、住宅取引において、売り手有利・貸し手有利と思っているほど、営業マンの情報を信用していないほど、あるいは公開情報を信用しているほど、不動産テックの利用を通じてインターネット利用が高まると考えられる。

5-2. 分析結果（売買データ）

家の売買を行ったサンプルの分析結果を表8に示す。なお、第2段階では、時期、戸建てダミーに加えて、売り依頼有利を説明変数から外した。

ネット利用では、変数追加前と比べて切片、大都市圏ダミーの有意性が消滅した。一方で、売り手有利(情報)が正に、売り依頼有利が正に、公開ダミー(価格)が正に、それぞれ10%有意で作用した。売り手有利と思う人ほど、また価格について公開情報を参考にする人ほど、インターネットをより使う傾向にある。

取引時間を被説明変数とした OLS 推定では、営

業ダミー(場所)が正に10%有意で作用した。場所について営業マンの意見に頼る人ほど、取引に時間がかかっている。なお、他の変数の有意性は不変であった。

探索範囲を被説明変数とした OLS 推定では、切片と大都市圏ダミーの有意性が消滅し、売り手有利(情報)が正に、営業ダミー(場所)が正に、公開ダミー(設備)が負に、それぞれ10%有意で作用した。売り手有利と考える人ほど、場所について営業マンの意見に頼る人ほど、探索範囲が広がる一方で、住宅設備について公開情報を参考にする人ほど探索範囲が狭まる。

5-3. 分析結果（賃貸データ）

家を借りたサンプルの分析結果を表9に示す。なお、第2段階では、時期、戸建てダミーに加えて、自宅目的ダミー、友人ダミー(価格)、営業ダミー(設備)、公開ダミー(価格)、公開ダミー(場所)を説明変数から外した。

ネット利用には、貸し手不利(収益)が負に、友人ダミー(価格)が負に、公開ダミー(場所)が正に、それぞれ10%有意で作用した。貸し手の方が有利と思う人ほど、価格について友人の意見に頼らない人ほど、場所について公開情報を参考にする人ほど、インターネットをより使う傾向にある。なお、他の変数の有意性は不変であった。

取引時間を被説明変数とした OLS 推定では、公開ダミー(設備)が正に10%有意で作用した。住宅設備について公開情報を参考にする人ほど探索時間がかかっている。

探索範囲を被説明変数とした OLS 推定では、公開ダミー(設備)が正に有意となったが、F 値が有意にはならなかった。

表8 分析結果 (売買データ)

	(第1段階)プロビット			(第2段階)OLS推定				VIF
	被説明変数: ネット利用			被説明変数: 取引時間		被説明変数: 探索範囲		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	係数	標準誤差	
切片	0.366	0.754		2.089	0.597 ***	0.507	0.610	
Ln売買価格	-0.007	0.059		0.089	0.043 **	0.008	0.044	1.056
時期	-0.286	0.055 ***						
戸建てダミー	-0.339	0.153 **		0.409	0.134 ***	0.067	0.140	1.288
物件の規模	0.003	0.002		0.008	0.002 ***	0.001	0.002	1.190
自宅目的ダミー	0.138	0.139		0.009	0.126	0.226	0.126 *	1.050
ローンダミー	0.222	0.196		0.100	0.154	0.441	0.169 ***	1.104
直接取引ダミー	-0.218	0.186		0.012	0.171	-0.118	0.160	1.098
大都市圏ダミー	0.186	0.142		-0.043	0.128	0.202	0.125	1.145
年齢	-0.021	0.008 ***						
世帯年収	0.196	0.358		-0.490	0.234 **	-0.128	0.291	1.027
売り手有利(情報)	0.267	0.082 ***		0.110	0.085	0.239	0.086 ***	1.272
売り手不利(処分)	-0.060	0.077		0.002	0.076	0.053	0.077	1.061
売り依頼有利	0.134	0.059 **						
友人ダミー(価格)	-0.434	0.322		-0.085	0.275	-0.206	0.269	1.410
友人ダミー(設備)	0.251	0.289		-0.036	0.269	0.151	0.209	1.419
友人ダミー(場所)	0.266	0.250		0.167	0.270	-0.140	0.273	1.280
営業ダミー(価格)	0.035	0.179		0.154	0.163	0.091	0.167	1.669
営業ダミー(設備)	-0.180	0.204		-0.177	0.166	-0.171	0.176	1.868
営業ダミー(場所)	0.124	0.195		0.503	0.178 ***	0.447	0.174 **	1.731
公開ダミー(価格)	0.576	0.217 ***		0.251	0.221	0.292	0.223	1.953
公開ダミー(設備)	-0.090	0.274		-0.188	0.261	-0.530	0.244 **	1.886
公開ダミー(場所)	-0.018	0.256		0.296	0.231	0.020	0.239	1.919
ネット利用				0.242	0.135 *	0.367	0.144 **	1.274
逆ミルズ比				0.003	0.149	0.295	0.157 *	1.909
N	521			521		521		
log likelihood	-258.98							
R2				0.111		0.089		
修正R2				0.074		0.051		
F値				2.965	***	2.328	***	

係数と標準誤差は、Huber-White の頑健標準誤差による。***: p<0. 01, **: p<0. 5, *: p<0. 1

表9 分析結果 (賃貸データ)

	(第1段階)プロビット			(第2段階)OLS推定					VIF
	被説明変数: ネット利用			被説明変数: 取引時間		被説明変数: 探索範囲			
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	係数	標準誤差		
切片	0.621	0.614		1.431	0.521 ***	2.627	0.734 ***		
Ln賃貸価格	0.086	0.088		0.205	0.069 ***	-0.054	0.112	1.047	
時期	-0.196	0.041 ***							
戸建てダミー	-0.478	0.160 ***							
物件の規模	0.001	0.002		0.006	0.002 ***	0.001	0.002	1.275	
自宅目的ダミー	0.336	0.164 **							
直接取引ダミー	-0.395	0.191 **		-0.183	0.176	0.026	0.216	1.111	
大都市圏ダミー	-0.038	0.126		-0.048	0.104	0.085	0.120	1.050	
年齢	0.000	0.006		0.002	0.005	-0.006	0.006	1.311	
世帯年収	0.540	0.377		-0.162	0.232	-0.326	0.390	1.064	
貸し手有利(情報)	0.055	0.077		0.031	0.066	0.116	0.085	1.097	
貸し手不利(収益)	-0.181	0.083 **		-0.071	0.075	-0.070	0.103	1.128	
友人ダミー(価格)	-0.621	0.260 **							
友人ダミー(設備)	-0.182	0.268		-0.077	0.253	0.135	0.246	1.625	
友人ダミー(場所)	0.417	0.258		0.036	0.238	0.117	0.250	1.584	
営業ダミー(価格)	0.028	0.210		-0.028	0.123	-0.025	0.171	1.330	
営業ダミー(設備)	-0.279	0.213							
営業ダミー(場所)	0.224	0.211		-0.191	0.121	0.097	0.163	1.398	
公開ダミー(価格)	0.301	0.263							
公開ダミー(設備)	-0.055	0.297		0.397	0.147 ***	0.349	0.186 *	1.236	
公開ダミー(場所)	0.568	0.265 **							
ネット利用				0.177	0.105 *	0.116	0.130	1.219	
逆ミルズ比				0.204	0.222	0.451	0.237 *	1.971	
N	524			524		524			
log likelihood	-300.39								
R2				0.084		0.022			
修正R2				0.057		-0.007			
F値				3.100	***	0.770			

係数と標準誤差は、Huber-White の頑健標準誤差による。***: p<0. 01, **: p<0. 5, *: p<0. 1

6. 結論と今後の課題

住宅の売買においてインターネット利用は、取引時間を有意に増やすと同時に、探索範囲を有意に広げる。賃貸においては、取引時間を有意に増やす一方で、探索範囲には有意な影響を与えていない。米国同様、日本においても、住宅取引におけるインターネット利用が、探索時間（探索する物件）の増加、探索する範囲の拡大（ただし売買のみ）など、探索の質の向上をもたらすことが確認できた。

売り手有利、貸し手有利と思う人ほど、住宅取引において有意にインターネット利用が増える。買主・借主を有利にする不動産テックは、インターネット利用を通じて探索の質の向上をもたらすと考えられる。また、売買取引では、探索範囲を拡大させる直接効果も期待できる。

公開情報を参考にする人ほど、住宅取引において有意にインターネット利用が増える。公開情報を得やすくする不動産テックもまた、探索の質の向上をもたらすと考えられる。ただし、売買取引では、住宅設備に関する公開情報については、価格や場所と異なり、参考にするほど探索範囲が狭まる直接効果が見られた。

営業マンの意見に頼る人ほど、住宅取引においてインターネットを利用する有意な傾向は確認出来なかった。他方、売買取引では探索時間の増加と探索範囲の拡大の有意な効果が見られた。インターネット利用が仲介業者の店舗利用を削ぐものではないという表4の考察と併せると、探索の質の向上のため、インターネットと実店舗の両方が活用されている可能性が示唆される。

今回の調査では、(1)インターネット調査への回答スキルがもたらすバイアスの検証（インターネットでの物件探索によるバイアスは検証済）、(2)築年数など、住宅性能に関わる情報の不確かさの違いがもたらす影響の検証、(3)内覧回数、店舗訪問件数など、買主が直面する取引費用の違いによる影響の検証、(4)インターネット利用、不動産テックによる売主、仲介業者への影響の検証が出来ていない。これらはいずれも今後の課題となる。

〔謝辞〕本研究の内容は、平成28年度国土政策関係研究支援事業の成果の一部に基づくものである。

＜参考文献＞

- Baen, J.S. and Guttery, R.S. (1997) "The Coming Downsizing of Real Estate: Implications of Technology", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 3(1), pp.1-18.
- Ford, J.S., Rutherford, R.C. and Yavas, A. (2005) "The Effects of the Internet on Marketing Residential Real Estate", *Journal of Housing Economics*, 14, pp.92-108.
- Richardson, H. and Zumpano, L. (2012) "Further Assessment of the Efficiency Effects of Internet Use in Home Search", *Journal of Real Estate Research* 34 (4), pp.515-548.
- Zietz, E.N. and Sirmans, G.S. (2011) "Real estate brokerage research in the new millennium", *Journal of Real Estate Literature*, 19(1), pp.5-40.
- Zumpano, L.V., Johnson, K.H. and Anderson, R.I. (2003) "Internet use and real estate brokerage market intermediation", *Journal of Housing Economics*, 12(2), pp.134-150.
- 浅見貞男(1997)「住宅・不動産業のインターネット対応戦略」*土地総合研究* 5(2), pp.39-55.
- 川戸温志(2017)「“不動産テック”(ReTech: Real Estate Tech) カオスマップ 2017 年版 考察レポート」NTT データ経営研レポート、<http://www.keieiken.co.jp/monthly/2017/0601/>
- 河本敏夫(2016)「Real Estate Tech は既存不動産業界にとって脅威となるか」NTT データ経営研レポート、<http://www.keieiken.co.jp/monthly/2016/0401/>
- 北村勝利(2002)「ネットはすでに一般ツール。BB の普及で第二の大変革が」*月刊不動産流通* 21(1)『特集 不動産業最新インターネット戦略(1)』, pp.48-50.
- 佐久間誠(2017)「不動産業へのブロックチェーンの応用可能性～不動産テックの動向とブロックチェーンの応用例～」ニッセイ基礎研究所『研究員の眼』2017-06-08、<http://www.nli-research.co.jp/report/detail/id=55924?site=nli>
- 谷山智彦(2016a)「人工知能とビッグデータが変える不動産投資市場」*金融ITフォーカス* 2016年6月号、野村総合研究所、http://fis.nri.co.jp/~media/Files/publication/kinyu-itf/2016/06/itf_201606_4.pdf

- 谷山智彦(2016b)「不動産と情報技術の融合：不動産テック」人と国土 21, 42(3), pp. 24-25.
- 中川雅之(2017)「不動産業者の役割とテクノロジー」土地総合研究 25(1), pp. 18-29.
- 西生建(2017)「実務的観点からの既存住宅流通市場活性化提言」土地総合研究 25(1), pp. 30-47.
- 不動産流通近代化センター(1998)「特集 不動産流通業の現状と展望」住まいとまち 97, pp. 5-41.
- 不動産流通研究所(2001)「特集 インターネット時代の不動産情報オープン化」月刊不動産流通 19(7), pp. 10-26.
- 不動産流通研究所(2002a)「特集 不動産業最新インターネット戦略(1)」月刊不動産流通 21(1), pp. 47-71.
- 不動産流通研究所(2002b)「特集 不動産業最新インターネット戦略(2)」月刊不動産流通 21(2), pp. 11-41.
- 八木秀隆(2001)「インターネットによる不動産情報サービスはこれからが正念場」住生総研レポート 13(7), pp. 17-22.

[しらかわ けいいち]

[(一財)土地総合研究所 研究員]

[おおこし としゆき]

[麗澤大学経済学部准教授・(一財)土地総合研究所 客員主任研究員]