

住宅における事故

井上俊之

一般財団法人ベタリービング理事長／公益財団法人日本住宅総合センター理事

不慮の事故と言え、かつては交通事故が最も多く、ピーク時には事故死が年間1万6000人を超えたが、現在では5500人程度まで減っている。交通戦争とまで言われた社会問題に対し、警察行政、道路・交通行政、自動車メーカー等がさまざまな取り組みを行ない、効果をあげてきた。現在では、窒息死が9200人、転倒・転落死及び溺死がいずれも約7500人で交通事故を上回っている（厚生労働省人口動態統計）。これらはいずれも高齢化の進展とともに増える傾向にある。また、溺死の6割程度、転倒等の3割程度は家庭、すなわち住宅内で起こっているとされている。このほか救急車で運ばれた患者数から推計した入浴中の事故死（病死を含む）は1万9000人にもものぼるとのデータもある。

例えば窒息死について、新しい食品であるこんにやくゼリーは製造者責任を厳しく問われているが、伝統的食品であり最も危険とされる餅について切り刻んで売らざるべきであるとの声は聞いたことがない。社会通念に守られ、せいぜい「餅をのどに詰まらせないように注意しましょう」という啓発が行なわれる程度である。転倒・溺死等についても従来は不注意または健康上の問題として済まされることが多かったのではないか。しかし、例えば転倒事故については、利用者の不注意では済まされなくなっており、滑りやすい状況を放置した管理者の責任が問われるようになってきている。

問題は管理責任が自己責任に帰する住宅である。高齢社会対応として段差解消は新築住宅では常識になったが、既存住宅の改善はままならない。浴室周りの温熱環境を良好に保てば入浴中の事故を減らせることが明らかになりつつあるが、断熱等が不十分な住宅が一般的である。耐震化には国を挙げて取り組んでいるが、平成5年以降20年間の地震による死者・行方不明者は約2万5000人、1年あたり1250人である。何倍にも及ぶ住宅内の事故死は、高齢化の進展に伴いこのままでは増え続ける一方であろう。行政も、住宅産業界も、そして消費者も、自己責任として片づけしないで、もう少しこの問題に向き合っているのではないか。

目次●2017年秋季号 No.106

[巻頭言] 住宅における事故 井上俊之 ——1

[特別論文] 証券化と不動産市場の変化 植松 丘 ——2

[論文] 日本のマンション市場におけるインフレとバブル 永易 淳 ——10

[論文] 中途解約可能な賃貸借契約の賃料期間構造

吉田二郎・瀬古美喜・隅田和人 ——20

[紹介] パソコン対応型資料集『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』

クロニクル&データ事務局 ——30

[海外論文紹介] 土地利用規制と土地および住宅の価値 小谷将之 ——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

証券化と不動産市場の変化

不動産証券化から20年、外れた不動産市場変化予測の検証

植松 丘

はじめに

日本の上場不動産投資信託（J-REIT）の市場規模は、2015年、時価総額でオーストラリアを抜き世界第2位となった。2017年3月末における世界のREIT33カ国の時価総額は約186兆円で、そのうち日本の市場規模は11兆9000億円となっている¹⁾。

現在のわが国における不動産投資商品は、モーゲージREITとCMBSというデット商品を除いて、品揃え、市場規模ともに欧米並みに整っている。わが国の不動産証券化元年が何年かについては諸説あるが、金融市場の土俵に乗るデットとエクイティの商品が登場したのは1998年であり、それから20年を経ずして、わが国の不動産に関わる金融環境は着実に変化をしたといえる。

欧米の投資家にとってわが国の不動産市場はFar Eastで情報も乏しく、投資対象の考慮外にあったが、欧米間だけではリスク分散効果が薄れてきた90年代の後半に、Far Eastではあるが経済先進国で制度的に安定しているわが国の不動産市場は、バブル崩壊後の低迷により国際比較で割安感があり、投資先として妙味が生じつつあった。

しかし、不動産は保有財で投資財としての認識が乏しかったわが国の不動産市場は、欧米投資家の眼からは異質であり、さまざまな改善要求がなされた。それらは、わが国の不動産市場構造そのものに関するもの、取引制度や慣行に

関するもの、不動産市場のデータの充実度に関するもの、不動産ビジネスの構造に関するものなど多岐にわたったが、不動産が保有財から投資財となることは、いずれわが国の不動産市場の構造やあり方に相当の影響を与えるであろうと予測された。当時予測された不動産市場の変化は、実現しているものもあれば外れているものもある。

本稿では、不動産証券化の黎明期に市場で活動していた者の一人として、当時予測した不動産市場の変化で4点の外れた予測を検証し、今後のわが国不動産市場を考察する手がかりとしたい。

1 外れた黎明期における予測

①ビル名からオーナーの名前が消える

日本のビルでは、名称に所有者名を冠することが非常に多い。これは不動産保有が信用力の裏付けであった土地本位制時代の象徴ともいえる現象で、不動産価格の右肩上がりを前提としているから成り立ってきた不動産戦略でもある。しかし、不動産が投資財となり、株や債券と同じように、値が上がれば売られ下がれば買われるという資産になろうというのである。このことは一定期間が経過すれば所有者も転々と変わっていくことを意味する。加えて、不動産証券化において特別目的事業体（Special Purpose Vehicle；SPV）の介在は必須条件とされている²⁾。証券化された不動産では、「投資家の顔が見えなくなっている」のである。投資財とな

った不動産では投資家利益の最大化を目指した運用が求められるのであるから、収益増に寄与しないSPVの名前を投資物件に冠することはまったく意味を持たないはずである。したがって、投資家利益最大化の観点からは、建物の命名権売買による収益増を図ることが選択されるはずであると予測した。

2004年には、「箱根ターンパイク」が、オーストラリアの機関投資家 Macquarie グループに取得された後、命名権売買により「TOYO TIRES ターンパイク」と名前が変わり³⁾、予測的中を予感させたが広がらず、サッカー場の「味の素スタジアム」（東京スタジアム）やプロ野球場の「京セラドーム大阪」（大阪ドーム）など、スポーツ競技施設には普及しているが東京都心のクラス A といわれるオフィスビルなどにはほとんど普及していない。逆にJ-REITでは、所有者である投資法人のアルファベットの頭文字を冠することが定着してきている。こうした投資物件にSPVの名前を冠するという現象は、REIT先進国のアメリカやオーストラリアにはまったく見られない日本独特の現象である。

②デュー・ディリジェンスの普及で瑕疵担保責任は買主責任になる

わが国の商業不動産の売買において、契約前にデュー・ディリジェンスを実施することは一般的となり定着している。デュー・ディリジェンスは、瑕疵の存在を前提にした「買主による瑕疵の確定手続き」ともいうべきもので、本年（2017年）6月2日の改正前の民法における瑕疵担保についての売主責任原則の買主責任への転換を可能にする手続であった。改正前民法では、瑕疵がないことを前提にして、取引後に見つかった場合に売主が負担するという原則である。しかし、現実の取引において、引渡し後に発見された瑕疵について、買主からの要求をすんなり認めて責任を履行する売主は皆無に近い。投資意志決定プロセスにおいては、リスク対比

(著者写真)

うえまつ・たかし
1949年東京都生まれ。慶應義塾大学法学部卒。野村不動産ビルディング事業部長、専務取締役、東京海上不動産投資顧問代表取締役社長などを経て、現在、政策研究大学院大学客員教授、PAGジャパン（株）シニアアドバイザーなど。

でリターンが見合っていることが重要な要素となっているが、伝統的な瑕疵担保責任の考え方ではリスク量が確定できないということになる。加えて、投資対象の不動産の所有者（売主）はSPVである。SPVは目的（投資）が終了すれば解散する運命にある。そのため、瑕疵担保責任の履行を求めた時点では、すでに売主が存在していない可能性もある。

このように、売主責任原則の下においては、買主は投資後も追加投資によるリスク量の増大可能性を考慮しなければならない。したがってデュー・ディリジェンスの実施によってリスク量が確定され、消費者保護の法理による制約がない限り、買主責任が原則となると予測した。現在の商業不動産取引市場では、デュー・ディリジェンスは定着したが、売買契約の瑕疵担保についての売主責任条項は従来のまま残されているのが一般的である。

③定期借家権は急速に普及する

わが国の借地・借家法制は、特に1941年の正当事由制度導入以降、「存続保護」のための法制となってきた。どちらも存続保護を目的としているが、借地権と借家権とではその保護法益が異なる。前者においては、建物建設に借地権者が投下した資本の回収保障に重点が置かれるのに対して、後者においては借家人の居住の利益を保護法益としている。したがって、借家法制は「財産法的色彩の弱い法制」⁴⁾で「契約自由の原則の適用は大幅に制限されるべきである」⁵⁾との考えの下、立ち退きに対する正当事由要件や借主の減額請求権排除の特約無効など

人権保護的色彩の強い存続保護制度が構築されてきた。

この「家主＝強者、借家人＝弱者」という図式は、近代的なオフィスビルや投資運用対象となるような賃貸マンションの賃貸借関係では成り立たない。にもかかわらず、わが国の借家法制は一律に強行法規で存続保護の対象としている。

こうした法制上の特異性に加えて、①2～3年という短期の賃貸借期間契約、②短期にもかかわらず期間内解約を可とする慣行、③高額敷金問題など、わが国独特の契約慣行が、投資のリターンの源泉であるキャッシュフローの安定性を阻害しリスクプレミアムを高める要因として、90年代後半の海外投資家たちに買い叩きの格好の口実を与える結果となった。

そうしたなかで、定期借家法制の登場は、リスクプレミアムを減殺させる効果をもたらすもので、投資家は定期借家物件を選好し一気に普及すると期待した。しかし、導入から15年以上が経過した市場における普及状況は、2015年4月から2016年3月までの間に定期借家契約を利用した借家は2.2%に止まっている⁶⁾。J-REITに組み入れられている投資用不動産においても、住宅、非住宅を問わず定期借家契約物件は非常に限定的である。むしろ、賃料上昇に頭打ち観が出てきた東京都心のオフィスビル賃貸市場では、目先のキャッシュフローが上がるという理由で、定期借家契約を普通借家に切り替えるという先祖返りマネジメントも現れている。

④ディベロッパーのフィービジネス産業化

バブル経済崩壊後の地価下落が続くなか、「土地神話」に裏打ちされて、含み益が信用創造の源泉となってきたわが国企業の不動産戦略は、根本的な発想の転換が求められた。言うまでもなく、わが国の不動産も、株や債券と同じように値上がり値下がりを通じた繰り返す周期性をもった財となったからである。不動産が、日本経済において保有財から投資財へと脱皮したこ

とは、不動産を多く保有する事業会社の不動産戦略だけでなく、総合不動産会社の企業戦略も大きな転換を求められた。加えて、わが国の総合不動産ビジネスモデルは、利益相反の塊として、海外投資家から強い批判に晒された。スポンサーであるディベロッパーからの投資案件の購入だけでなく、運用のさまざまな局面でのスポンサーグループの介在等々、公正（Fair）を重視する欧米人の目から見るとわが国の不動産市場は伏魔殿のようであった。

ディベロッパーもビジネスモデルのグローバル対応が求められているなか、2002年、三井不動産は不動産の保有に依拠しない「ノンアセットビジネス」を経営の最重要課題の1つとして取り組むことを発表した。

欧米では、ディベロッパーは不動産を保有しないフィー・ディベロッパーであることは常識となっている。会社のバランスシートを使ってディベロッパー・ビジネスをすることは、市場の変化が激しい欧米ではリスクが大き過ぎるからである。アメリカは歴史的に、イギリスもサッチャー政権以来そのように変化した。日本の不動産も、上がれば売られ下がれば買われる普通の資産となった以上、不動産会社も欧米型のフィービジネス産業へと変貌していかざるをえないと予測され、三井不動産のノンアセットビジネス宣言は当を得たものと思われた。

2017年8月3日時点での世界の不動産会社の時価総額上位25社のランキング⁷⁾では、日本の三菱地所が第17位、三井不動産が第23位にランクされている。日本以外では、アメリカが第2位の American Tower を筆頭に11社、香港が第4位の Sun Hungkai Properties を筆頭に9社、ベネズエラ、中国、フランスが各1社である。

世界最大は、ベネズエラの Fondo de Valores Inmobiliarios で、スペイン語の「不動産証券ファンド」というシンプルな社名から業態は一目瞭然である。アメリカは Equinix というデータセンター運営事業会社以外はすべてが

REITである。ヨーロッパから唯一ランクされているフランスの会社は Unibail-Rodamco という仏蘭合併の不動産投資会社である。このように先進資本主義国の中では、日本の2社だけが巨大不動産ディベロッパーという点で異彩を放っているが、わが国の不動産業界では、依然としてこの2社をモデルとして今なおバランスシートを使ったビジネス展開をしている。

2 外れた予測の行方

以上に述べた予測が外れた理由については、以下のように考える。

①オーナー名が消えなかったビル名

命名権が普及しない理由としては、魅力ある良質の物件が少なく、対価を払って自社の社名を冠することの費用対効果を数値で示すことが難しいからと考えられる。加えて、わが国の金融における与信が、依然として不動産によって形成されていることも大きい。わが国の不動産もグローバル金融の中に位置づけられて、保有にはリスクを伴うことが明らかとなったにもかかわらず、J-REIT では投資法人の名前の英文頭文字を冠する戦略が採られるのは、スポンサーと投資法人のブランド力の方が命名権売買による収益増よりも高い価値増を見込めると考えられているからである。

②買主責任とならなかった瑕疵担保責任

今般の民法改正では、「瑕疵」という考え方がなくなり「契約不適合」という「債務不履行」の一つとして捉えられることとなった。これで買主は、瑕疵担保責任制度の下では認められなかった瑕疵修補請求など追完を求めることが可能となった。したがって、改正後の不動産取引実務においては「契約不適合」の判別が当事者間の論点となっていくと考えられる。その場合にデュー・ディリジェンスは今よりも重みを増すと思われる。

法改正後のデュー・ディリジェンスでは、契

約ごとにその適合、不適合の具体的判別についての当事者間の共通認識基準作りの役割を果たしていくことが必要になると予測される。すなわち、契約の不適合の具体的内容は、買主のデュー・ディリジェンスによって決定され、不適合箇所について適合するように契約引渡し前に治癒させるか、それとも売買代金に反映させるかの解決が可能となる。デュー・ディリジェンスで買主が見落とししたり、指摘し忘れていたりした不適合項目は、買主による適合の黙認と同等の効果を持つことになるのではないか。その結果、旧民法における瑕疵担保責任に相当する責任問題は、実質的に買主へと変わらざるを得なくなるのではないかと予測している。

③投資家が選好しなかった定期借家

定期借家の普及が低調な理由として、一般には、煩雑な手続きを求める制度設計に対して、家主、借主、宅建業者のメリットが理解しにくい制度となっていることが指摘されている。これらの指摘は、いずれもそのとおりであるが、投資マネーの流入が定期借家の普及促進につながらなかった最大の理由は、不動産証券化市場の拡大によってJ-REITをはじめとする投資ファンドが大きくなり、ポートフォリオ化が進んだことにある。ポートフォリオ化によって、キャッシュフローの安定性を阻害すると指摘された普通借家契約のリスクは分散され、キャッシュフローのボラティリティに与える影響はネグリジブルとなったのである。

加えて、定期借家制度導入反対論者が喧伝した「弱者追い出し法」的イメージ操作に対して、定期借家は普通借家よりも安い賃料で良質な賃貸スペース供給を可能にすることが強調された。そのため「定期借家は普通借家よりも賃料が低い」というイメージが市場に刷り込まれて、家主の導入意欲を減退させる結果を惹起したという戦術ミスもあったように思われる。

④遠のいたディベロッパーのノンアセットビジネス化

土地神話がなくなり、不動産の保有リスクの顕在化で厳しい経営環境にあった2000年代初頭のディベロッパーにとって、バランスシートを膨らませた不動産開発はリスク対比リターンが見合わない投資となっていた。前述したように、欧米では自社のバランスシートを使ってディベロッパー・ビジネスを行う者はいないといってもよい。日本の不動産も欧米と同じようなリスク資産となったのであるから、わが国のディベロッパーも、欧米型のノンアセットビジネスへと変態していくことは当然の選択と思われた。しかし、2003年頃の不動産市場の底打ちとともに、わが国のディベロッパーは再びバランスシートを使ったビジネスに回帰し、前述したように先進資本主義国の中で特異の市場構造となっている。

また、海外投資家から厳しく批判された利益相反問題については、利益相反によるデメリットよりも安定した投資案件のパイプライン確保による成長性やスポンサーの信用力を裏付けとする運用の安定性を選好していることもJ-REITの投資口価格の推移などから明らかとなった。

わが国では、ディベロッパー事業のリスクはスポンサーのバランスシートで負担し、J-REITや投資ファンドなどの不動産証券化市場を安定稼働物件の出口とするという独特のビジネスモデルの市場が形成されたといえよう。

3 結びに代えて——懸念

わが国の不動産市場は、グローバル市場の中では、ガラパゴス化していることを認めざるを得ない。しかし、これらのガラパゴス化によって日本の不動産のリスクプレミアムの上昇をもたらしている事実はない。分譲、賃貸ともに好調である。わが国の不動産市場に流入している海外からの投資マネーは、ハゲタカといわれたハイリスク・ハイリターンを狙うマネーに代わ

って年金資金等の長期安定を求める資金へと変質してきている。しかし、このような好調な不動産市場にも懸念はある。結びに代えて、好調な東京のオフィス市場に関する懸念と急速に拡大している私募REITに関する懸念を述べて本稿を終えることとする。

(1)好調な東京のオフィス市場に関する懸念

今、東京のオフィス市場は大変好調である。再開発が進む大手町・丸の内界隈のオフィスビル群は満床稼働状態が続いている。しかし、テナントはその大半が昔からの伝統ある日本の企業である。老舗企業のテナントが多いということは、ディベロッパーの懐の深さを示すもので大いに敬意を払うのであるが、不動産市場の成長を牽引していくべき高額賃料を払えるような新しいテナント企業が日本では育っていないことの証左でもある。そのために、好調であるにもかかわらず、サンフランシスコ、ニューヨーク、ロンドンのような力強さが市場に感じられないのである。これらの都市では、METI⁸関連の企業が、大層な勢いでオフィス需要を増やしてわれわれには想像もつかなかった新しいマーケットを産み出している。いずれの都市でも、起業家精神旺盛な業態が新しい需要を産み出し、従来は好立地といえない場所に活気を与えて非常に勢いがある。これらの都市と比較して、東京では、ソフトバンク、ユニクロ、楽天の起業から久しく、日本独自の起業をする会社が育っていない。このことは、東京の都市としての将来性、発展性に危惧を抱かせる事態である。そういう市場を眼前にしてもなお、日本のディベロッパーは、バランスシートを膨らませて開発をする道を進むのであろうか。

(2)急拡大する私募REIT市場に関する懸念

わが国に私募REITが登場したのは2010年11月である。J-REITのように日々の値動きがないので、ドイツやアメリカでは長期安定運用を求める年金の運用対象として市場を形成してき

たオープンエンドファンドを、わが国では非市場 REIT という形で実現したものである。登場から6年半が経過し、2017年3月末時点で銘柄数22、運用資産残高は約2兆2000億円となっている⁹⁾。このように私募 REIT の市場も順調に拡大してきているように見えるが、投資資金の実態は必ずしも期待通りの市場が形成されているとはいえない。

期待された年金の出資は、2017年3月末時点で21%に過ぎない。出資者は地方金融機関が40%、中央金融機関が23%と金融機関が圧倒的シェアを占めている¹⁰⁾。

オープンエンドファンドという商品は、もともと長期安定運用を担保することと引き換えに流動性を犠牲にした商品である。したがって、ドイツやアメリカでは、パニック売りが起こったときに、狼狽することなく市場を支えるという役割を果たしてきている。それは、長期安定的運用を求める年金が投資しているから可能となっているのである。

そのようなドイツでも、2004~05年のオープンエンドファンドの危機では、換金要求が殺到し、償還凍結とファンドの一時閉鎖（Deucebank）や親銀行による流動性供給（Deuka-bank、HypoVereinsbank、Comertzbank）を余儀なくされた。1938年に世界で最初にオープンエンドファンドを組成したスイスでは、1991年に発覚した償還価格の不正に端を発した換金請求殺到に対して、実質的にクローズドエンドに転換することで乗り切らざるを得なくなった。オランダでは、Rodamco が80年代後半に世界最大の不動産投資ファンドをオープンエンドで運用していたが、90年の利上げで不動産価格が下落し、結果として裁定が働き買い戻し請求が殺到した。この事態に対処するためにやはりクローズドエンドへ転換せざるを得なかった。オーストラリアにおいても、1990年の金融引き締めによる不動産価格の下落をきっかけとする大量の換金請求に対して、やはりクローズドエンドへの転換を余儀なくされた。

金融機関は、現在でも3カ月ごとに時価会計と対峙しているが、IFRS 会計¹¹⁾対応でもう一段厳格な減損対応を求められる。私募 REIT の60%を保有しているわが国の金融機関、特に地方金融機関は、リーマンショックのような混乱期においても狼狽売りすることなく、年金とともに市場を支える覚悟をもって投資しているのか。

わが国の不動産投資市場の真価は、次に到来する不動産市場の調整局面における私募 REIT の対応が示すことになるとと思われる。

注

- 1) 一般社団法人不動産証券化協会『不動産証券化ハンドブック2017』（2017年）158頁。
- 2) 片岡隆「不動産の証券化」日本不動産学会編『不動産学事典』（2002年）436頁。
- 3) 現在は、NEXCO 中日本グループ所有で、「MAZDA ターンパイク」となっている。
- 4) 藤井俊二『借地・借家権の存続保護』（2006年）成文堂、2頁。
- 5) 同上、2~3頁。
- 6) 国土交通省住宅局「平成28年度住宅市場動向調査——調査概要」（2017年）10頁。
- 7) Bloomberg.com より作成
- 8) Media, Entertainment, Technology, Internet
- 9) 不動産証券化協会、前掲、156頁。
- 10) 同上、157頁。
- 11) International Financial Reporting Standards：国際会計基準

近年、日本の不動産取引価格データの整備が進み、多くの実証分析に利用されるようになってきている。永易論文（「日本のマンション市場におけるインフレとバブル」）は、日本のマンション市場におけるバブルの存在を、この不動産価格データを用いて検証したものである。

従来の分析では、単位根検定や共和分分析を利用して、定常性が棄却されるときにバブルが存在すると認識されてきた。しかし、そこで適用される検定は、統計的には左側だけの片側検定である。そのため、これらの検定では単位根がプラスとなる可能性についてはそもそも検定していないことになる。永易論文は、右側検定によってバブルを検証する手法を紹介し、それを従来の検定方法と並行して実施することで、日本のマンション市場におけるバブルの存在の有無を検証している。

2008年4月から2015年までの月次データを用いた分析の結果、マンション価格についてはいずれの検定においてもバブルの存在を示す証拠は見いだされていない。

また、通常の左側検定を用いたバブルの検証において、マンション価格の短期的な変動要因として、取引件数と住宅着工件数を説明変数に組み込む形での分析もなされている。永易論文では、その際に取引件数を売り手と買い手の属性（法人か個人か）に基づいて、合計4種類の取引形態に分類して分析し、それらの影響を捉えようとしている。分析結果では、買い手

が法人の場合の取引件数が増加するとマンション価格が有意に上昇することを見だしている。

この理由として永易論文では、企業のほうが個人よりもリーマンショックからの回復が早かったことや、企業のほうがより多くの関連情報を有していたことなどを挙げているが、あまり説得的なものとは思われない。税制など、個人と法人の行動原理に異なる影響を与えている要因を丁寧に検討することで、より有意義な議論が可能になると思われる。

●

日本の借家契約については借り手側のみ解約権がある法制度となっている。このことが賃料に与えている影響を検証することは、日本の賃貸市場の特殊性を理解するうえで不可欠とも言える。

吉田・瀬古・隅田論文（「中途解約可能な賃貸借契約の賃料期間構造」）は、現行の日本の定期借家契約を、法的に借り手側に契約期間中の解約権のオプションを与えるものとして捉え、定期借家の契約期間と賃料の間の関係、いわば、家賃の期間構造を理論的に説明し、検証したものである。

定期借家の契約期間が長いほど、解約権のオプション・プレミアムが高まるから、これを反映して決まる家賃は、このプレミアムを反映して高くなると考えられる。なお、日本の普通借家は事実上上限の定めのない賃貸契約と解釈することができるから、普通借家のオプション・プレミアムが最も高くなる。

他方で、定期借家において契約期間が短くなると、家主にとっては頻繁に借り手を探す必要があり、このための取引費用が大きくなる効果もあると考えられ、その分、賃料が高まる効果が存在する。これらの二つの効果を考慮すると、取引費用の大きくなる空き家率の高い地域では、短期にはむしろ普通借家より賃料が高くなり、契約期間が長くなると、この効果が低下する一方、上記の解約のオプション・プレミアムが高まる効果が働く。そのため、空き家率の高い地域では賃料の期間構造がU字型となり、逆に空き家率が小さく、取引費用が小さくなる地域では右上がりになるとの仮説を立てて実証分析している。

分析手順ではまず、物件ごとに普通借家で貸した場合の賃料関数を、ヘドニック分析を用いて導出する。そのうえで、これに基づいて定期借家として供給されている物件が普通借家として供給された場合の予測値を計算し、実際の定期借家契約の家賃が、この予測値に対してどれだけ割り引かれているかを算出する。そして、この算出された家賃割引が、契約期間によってどう変化しているかを観察している。

実証の結果、空き家率が低く、取引費用の小さくなる地域では、（統計的に有意ではないが）上記の割引が契約年数とともに小さくなるのに対して、空き家率の高い地域では、1年未満の契約期間の定期借家では、普通借家よりも高くなり、それよりも長い契約期間

も含めると、賃料の期間構造がU字型を描くとしており、この賃料の普通借家からの割引は、空き家率の低い地域と比較して有意に大きくなることを報告している。

全体としてみると家賃の期間構造の議論をしているが、吉田・瀬古・隅田論文の重要な貢献はむしろ、1年未満の定期借家契約の賃料が、特に空き家率の高い地域で、同地域の長期の契約とは異なる構造を有していることを明らかにした点にあると思われる。

吉田・瀬古・隅田論文では、この短期の賃料が高くなる理由を、家主による搾取ではなく、取引費用が高くなるためであるとし、その根拠として、一般に信用力の低い借り手が借りていることをデータから確認している。この説明に対する解釈はいろいろありうるだろう。例えば、1年未満の契約では敷金や礼金が免除され、それらが月々の家賃に合算された契約が提示されており、保有資産が低い借り手がそのような契約を選択している可能性を示しているかもしれない。また、シェアハウスのような居住形態において定期借家契約が利用されていることなどを反映している可能性も否定できない。一般にシェアハウスでは居住者間での採め事を回避するために、短期の定期借家契約を用いて、問題の多い借り手に立ち退きを求めるような対策を取っていると言われる。これらが取引費用を形成している点には違いないが、期間構造の議論としてオプション価値を正しく評価するためにも、これらの

契約形態についてより詳細な検証も必要のようにも思われる。

いずれにせよ、信用力の低い借り手や資産の少ない借り手であっても、契約期間を短縮することで(シェアハウスなどの多様な居住形態も含めて)、市場で借家が供給される状況が作り出されていることは、定期借家契約を評価するうえでの重要な見解とすることもでき、この可能性を検出したことは吉田・瀬古・隅田論文の隠れた重要な貢献と考えられる。

●

日本の住宅市場等を分析する際に、住宅政策や不動産関連税制が、景気対策などを理由に頻繁に修正・変更されていることが、しばしば障害となる。例えば、戦後日本の住宅取得促進政策では、旧住宅金融公庫による融資と住宅ローン減税などが主として用いられてきたが、その貸付対象や適用金利、税控除の対象などは、景気後退時等に頻繁な変更がなされている。それらを漏れなく網羅的に確認する作業が、政策効果や制度を研究する場合に、しばしば多大な労力や負担をかけている。

クロニクル&データ事務局編 (『パソコン対応型資料集『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』]) は、そうした住宅関連の政策や税制などについての、さまざまなデータや資料を時系列で整理し、さらにエクセルを用いて簡単に抽出できるようにまとめられたものである。

内容は、①昭和20(1945)年から平成28(2016)年までの太平洋

戦争後の年表、②その関連資料、③統計データ案内からなる。

①の年表はさらに「社会経済・政治」に関する年表と「住宅政策等」「税制」「金融」の4分野に分類され、その中もさらに詳細なサブカテゴリーに分類されている。これらのカテゴリーを使って年表抽出ができるほか、エクセルのキーワード検索機能を用いて、必要な情報を年表として抽出することもできる。収録されている年表情報はかなり詳細で、この抽出年表をまとめるだけでも、簡単な戦後経済史のレポートなら造作もなく書いてしまうのではないかとさえ思われる。

②の年表関連資料は、「住宅政策関連」「税制関連」「住宅金融公庫・支援機構関連」の関連するPDF資料やWebサイトへのリンクが設定されている。特に、「税制関連資料」には「住宅税制個別とりまとめ資料」「基本税制資料」「大綱・要綱・与党大綱・地方税改正案要旨」および「土地・住宅税制に大きな影響を持った大綱や答申」に関する資料が整理収録されている。このような詳細で網羅的な住宅税制関連資料集は、他に思いつかない。多くの実証分析では単なる期間ダミー変数などで拾い上げるしかなかった税制の違いを、この資料を使うことで、より詳細に検証できる仮説設定も可能になるだろう。

素晴らしい年表・資料集であるだけに、今回の編纂で終わらずに、継続的な改訂と定期的な機能拡充を期待したい。(H・S)

日本のマンション市場におけるインフレとバブル

永易 淳

1 序論

住居は生活必需品であることや、多くの消費者にとって生涯で購入する最も高価な財であるため、不動産の重要性は広く認知されている。特に、バブル崩壊のような価格の下落は、資産価値を大幅に減少させるため人々の生活や効用を悪化させる。そのため今日までに世界中で多くの研究が行なわれており、現在では伝統的なミクロレベルの分析だけでなく、金融危機や景気循環というテーマを対象としたマクロ研究でも不動産は重要な研究分野となっている。

先行研究は主に一戸建て住宅に着目し、一般的に価格が経済ファンダメンタルズから大きく乖離する現象をバブルと呼んでいる (Black, et al. 2006)。しかし、バブルは観測不可能であり、また経済ファンダメンタルズの定義も一様ではない。マクロ分析では住宅金利、所得、住宅在庫数などが経済ファンダメンタルズとして考えられている (Ashworth & Parker 1997, Meese & Wallace 2003)。他方で、ミクロ分析では人口や住宅所在地などが経済ファンダメンタルズとして頻繁に用いられる (Cameron, et al. 2006)。そして、バブル期には消費者の将来への期待など非経済ファンダメンタルズがより大きな影響力を持つと考えられている。

このように価格レベルを焦点とした研究がある一方、近年の研究は住宅価格インフレと取引件数に着目している。この関係を理論的に説明した研究として Stein (1995) や Ortalo-

Magne & Rady (2006) がある。そして、先進国の不動産データを用いてこれらの関係を実証している (例えば、フィンランド; Oikarinen 2012、イギリス; Andrews & Meen 2003、オランダ; de Wit, et al. 2013)。

これを背景に、本研究は近年の日本のマンション市場におけるインフレとバブルを検証する。多くの種類の住居が存在するが、本研究はマンションに着目する。その理由として第一に、日本では欧米に比べマンションを選択する傾向が強く、結婚や出産後もマンションに住み続けることが多い¹⁾。第二に、リーマンショック (2008年) 以降マンション価格は他の不動産価格と比べ異常に上昇し、2015年には平均価格が4600万円に達し記録を更新した。そのため、マンション市場にバブルが存在するのではないかと懸念されている。

そして本研究は二つの点において先行研究と異なる。まず、二種類のバブル (強弱バブル) を右側と左側検定を用いることで従来の単位根検定の手法の問題点を補う。従来の研究では、強バブルまたは定常 (バブルの不在) どちらか

ながやす・じゅん

福岡県生まれ。Scottish Graduate Programme in Economics (Ph.D. Economics)、英国・野村インターナショナル (野村総合研究所)、国際通貨基金、筑波大学社会学系を経て、現在、東北大学経済学研究科教授。論文: "Global and Country-specific Movements in Real Effective Exchange Rates: Implications for External Competitiveness, 2017, Journal of International Money and Finance (Vol. 76, pp. 88-105) ほか。

の状態を探求することを研究目的としていた。次節で説明するが、これには経済分析として潜在的に問題が残るため、本研究は現存する統計手法を活用しながら新しいアプローチを提案する。また、日本の不動産分析では初めて、価格インフレと取引件数の関係を検討する。特に、市場参加者別取引件数を用いることは世界で初めての試みである。取引件数は市場の効率性と関係しており、件数の上昇は関連情報がより多くの市場参加者に浸透していることを、ベイズの法則をもとに示すことができる²⁾。

2 理論的背景

バブルを定義することは難問である。事実、合理的・非合理的バブルなど数々の定義が存在する。しかし、実証研究では現在価値 (Present value) モデルをもとに、住宅価格が経済ファンダメンタルズから大きく乖離する現象をバブルと理解するが多い。その経済ファンダメンタルズの定義は研究者により異なり、簡単なものは一変数 (賃貸コスト; Meese & Wallace 1994, Phillips & Yu 2011、住宅金利; McGibany & Nourzad 2004, 住宅地価格; Ooi & Lee 2006, 家計所得; Gallin 2006) のみを考慮している。賃貸コストは住宅購入の代替的選択コストであり、住宅金利は需要要素の一つである。また、住宅地価格は国土や土地利用に制限がある場合、特に住宅価格に影響力があると考えられている。最後に、住宅価格・所得の割合は消費者の住宅購入の困難度を示す有名な指標である。

このように多くの変数が考えられるが、住居の需給要素を両方取り入れたモデルを経済ファンダメンタルズとして用いるのが一般的である。所得の増加や低住宅金利は住宅需要と住宅価格インフレを促し、供給要素として考えられる住宅在庫の増大は住宅価格上昇を抑える効果がある。しかし、これらの経済ファンダメンタルズは住宅市場の定常 (均衡) 状態を説明するものか、定常状態への過渡期の価格変動を説明する

ものか理論的に明確ではない場合が多い。本研究では、単位根や共和分にもとづきバブルの存在を検証するため、データの定常性によりこの問題の解決を見出す。

3 バブルの統計モデルと検定方法

ここでは単位根や共和分概念を応用しバブルとインフレを分析する。本稿が称する弱バブルは従来これらの手法で検証されてきた (Meese & Wallace 2003, McGibany & Nourzad 2004, Gallin 2006, Oikarinen 2012, de Wit et al. 2013)。住宅価格は非定常過程に従うという先行研究の報告から、説明変数との間に共和分関係が存在する可能性がある。この場合、価格と経済ファンダメンタルズ間に長期的関係が成り立つため経済が均衡状態にあることを意味する。反対に共和分が不在の場合、弱バブルが存在することになる。

(1)式は、具体的な統計モデルとして誤差修正モデル (Error Correction Model; ECM) で表示した住宅価格 (y_t) と経済ファンダメンタルズ (x_t) の線形関係を記している。

$$\Delta y_t = a + b\Delta x_t + c(y_{t-1} + dx_{t-1}) + fz_t + u_t \quad (1)$$

ここで t ($t=1, \dots, T$) は時間を、 a, b, c, d, f は係数を示している。誤差項 ($u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$) は経済ファンダメンタルズで説明不可能な要素、つまり非経済ファンダメンタルズによる価格変動と解釈できる。また、 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ であるため y_t がランダムウォーク過程 (I(1)) に従う場合 Δy_t は定常 (I(0)) となる。括弧内 ($y_{t-1} + dx_{t-1}$) は ECM と称され、I(0) であるとき、市場が均衡状態にあることを示唆するため、弱バブルが不在という結論となる。この時、 c は $-1 < c < 0$ の値をとり、 d はスーパーコンシスタントとなる (Engle & Granger (1987))。 c の値がこの範囲外の時、括弧内が非定常であるため住宅価格と経済ファンダメンタルズ間に長期的関係 (共和分) がない、つまり弱バブルが存在すると一般的に解釈されてきた。また(1)式には取引

件数や住宅着工数など価格変動の過渡期を説明する定常変数 (z_t) が組み込まれている。

括弧内の定常性の検証は共和分検定でなくても、括弧内を一変数として取り扱い単位根検定で行なうことも可能である。その場合、ADF (Augmented Dicky-Fuller) 単位根検定式は(2)式ように表すことができ、 g の値によりデータ e の定常性を分析することができる。

$$\Delta e_t = \alpha + g e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta e_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

誤差項 $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ で e_t が定常の場合 $-1 < g < 0$ となる。また、 e_{t-1} が(1)式の標記で $e_{t-1} = y_{t-1} + dx_{t-1}$ と定義され定常の場合、住宅価格は経済ファンダメンタルズと長期的関係があることを意味する。つまり一般的な単位根検定手法は統計分布の左側に着目した片側検定(対立仮説が $g < 0$) を基礎としている。

しかし近年の計量経済理論研究 (Phillips, et al. 2011; 2014) は左側検定手法の問題点を指摘している。Phillips 教授らの一連の研究は一般的な単位根検定と異なり、Bhargava (1986) のように統計分布の右側に着目した片側検定にもとづく (対立仮説が $g > 0$)。そして、複数の手法 (右側検定 ADF、Rolling ADF (RADF)、Supremum ADF (SADF)、Generalized SADF (GSADF) を提案している。バブルが異常な高価格現象であることを考慮すると、これらの強バブル単位根検定 (Explosive unit root test) を提案した意図を理解することができる。

RADF は強バブル (Explosive bubble) を検証する手法で、固定された期間 (window size) を1期ごとにずらしながら期間ごとの統計値を求める。このRolling手法はモデルの安定性を検証する時に用いられる一般的な方法である。他方、SADFは逐次的手法にもとづき初期を固定し最終期を1期ごとずらすことにより統計値を求める。最後に、GSADFは期間の最初と最後の期間の異なる組み合わせから統計値を求めるため、この四種類の手法の中で最も一般化された手法である。そのため、GSADFは複数

	検定タイプ	帰無仮説	対立仮説
Step 1	Explosive (右側) 検定	弱バブル	強バブル
Step 2	通常の単位根・共和分検定	弱バブル	定常 (均衡) 状態

のバブルにも対応できる方法として提案された。

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_2}$$

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_1]}} ADF_{r_1}^{r_2}$$

ここで r は観測値の位置 (日付) を示す。推定初期値は r_1 、推定期間の最後の観測時は r_2 となる ($0 < r_1 < r_2 < 1$)。これらの検定はデータが非定常であることを仮定しているため、通常の統計分布を検定に用いることができない。そのため、シミュレーションにより棄却域を求める必要がある。これらの手法は従来の左側検定の手法の潜在的問題を克服することができるため、近年株式や絵画価格のバブルの検定に用いられている (Phillips, et al. 2011, Phillips & Yu 2011, Phillips, et al. 2014, Kraussl, et al. 2016)。

しかし、強バブル単位根検定がすべての問題を克服しているわけではない。これらのテストは強バブルを分析することに長けているが、市場が多くの時間を費やしていると考えられる均衡状態について何も言及していない。そのため本研究は、従来の左側と強バブル (右側) 検定を両方用いることにより、より頑強性の高い結果を求めることを推奨する。具体的には、右側検定で強バブルを確認することができなかった場合、市場に弱バブルが実際に存在したのか通常の共和分検定を用い再検証する。

4 データと初期分析

本研究は近年構築された日本の不動産データを用いる。日本の不動産マイクロデータと異なり、研究に用いることができるマクロデータの利便性は著しく低かった。そのため、不動産に関する国際研究を行なった論文では日本を除いた先進国を研究対象とすることが頻繁にある。これ

表1—主なデータの概要

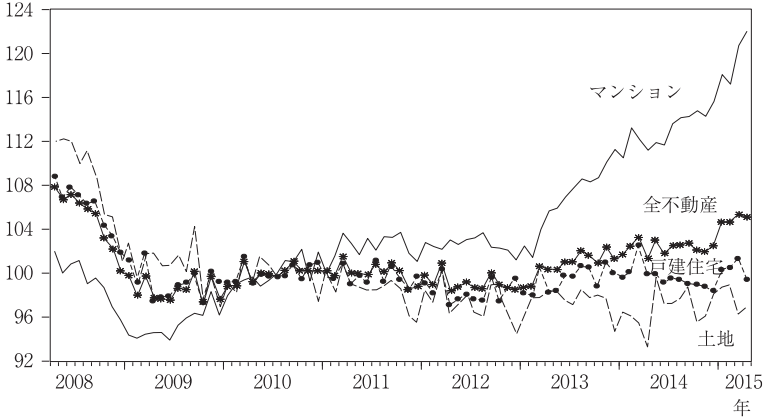
	平均	標準偏差	単位	出所
名目マンション価格				
全国	103.690	6.561	Index	MLIT
北海道	111.930	14.100	2010=100	MLIT
東京	102.356	6.498		MLIT
愛知	102.842	6.612		MLIT
大阪	103.785	5.774		MLIT
消費者物価指数 (CPI)				
全国	100.894	1.465	Index	Datastream (JPCONPRCE)
北海道	101.567	1.905	Index	e-Stat
東京	100.390	1.332	2010=100	e-Stat
愛知	100.959	1.525		e-Stat
大阪	100.970	1.563		e-Stat
マンション取引件数				
全国	12787.740	230.873	Unit	MLIT
北海道	403.000	73.282		MLIT
東京	3796.753	628.371		MLIT
愛知	578.494	108.427		MLIT
大阪	1511.741	260.745		MLIT
マンション取引件数 (個人から個人)				
全国	6343.976	132.836	Unit	MLIT
北海道	234.459	47.570		MLIT
東京	1523.141	339.595		MLIT
愛知	332.918	75.980		MLIT
大阪	762.365	146.764		MLIT
マンション取引件数 (個人から企業)				
全国	2297.282	52.034	Unit	MLIT
北海道	70.753	16.958		MLIT
東京	740.588	163.263		MLIT
愛知	104.835	19.221		MLIT
大阪	286.588	87.552		MLIT
マンション取引件数 (企業から個人)				
全国	3740.694	88.437	Unit	MLIT
北海道	88.28235	25.41073		MLIT
東京	1355.718	312.6904		MLIT
愛知	128.4118	31.91779		MLIT
大阪	416.3294	91.36483		MLIT
マンション取引件数 (企業から企業)				
全国	395.188	9.320	Unit	MLIT
北海道	9.471	5.277		MLIT
東京	174.741	51.179		MLIT
愛知	12.318	5.701		MLIT
大阪	46.082	19.703		MLIT
人口増減 (net)				
北海道	-744.356	1458.6	People	e-Stat
東京	5257.598	8699.782		e-Stat
愛知	583.6092	1123.271		e-Stat
大阪	53.86207	1039.758		e-Stat
全国人口	1.28E+08	246185.6	People	e-Stat
所得	247901.1	4316.898	Billion yen	Datastream (JPCOMEMPB)
住宅着工数	9706.667	2933.417	Unit	Datastream (JPHOUSAPP)
住宅金利	2.516379	0.118667	%	Datastream (JPFHOUSE)

注) 国土交通省 (MLIT)。The e-Stat は総務省が管理している国内データを提供している。Datastream のコード番号は括弧に記している。所得データは四半期から月次に Eviews 8 の関数 (cubic-match last) で変換。サンプル期間は2008M4 - 2015M4。

を背景に、国際通貨基金の下、国土交通省が不動産価格インデックスと取引件数を作成するようになった。本研究はこのデータを用い、日本

全体 (全国) と地域 (北海道、東京、名古屋、大阪) のマンション価格を分析する。全国データの作成時に全都道府県の情報を用いているが、

図1 一名目不動産価格



きかなどそれぞれ特徴を持っているため、ヘドニック手法を用いている。住宅地(land)や戸建住宅(house)と比較し、マンション(condominium)市場におけるインフレが異常に高いこと(図1)がわかる。

マンション価格データその他、本研究では国土交通省からマンション取引件数も入手した。この取引件数は上記で説明した地域別のデータで、また取引者のタイプ別データであることが特徴である。具体的には、マンション売りに携わったのが個人なのか法人企業なのか、また、どちらが売り手(買い手)なのか区別することができる。

その他、本研究では先行研究をもとに人口変動、所得、住宅金利、新規住宅着工件数(表1)、および在日中国人数を用いる。日本においても中国人在住者が増加しており、2007年に韓国人を抜き中国人が最も多い外国人となった。2015年の在日外国人の比率は、中

表2 一般的単位根検定

変数	レベル	階差		
	統計値	p値	統計値	p値
全国				
名目マンション価格	2.025	1.000	-2.781	0.066
実質マンション価格	1.128	0.998	-3.036	0.037
マンション価格・住宅価格比率	0.458	0.984	—	—
北海道				
名目マンション価格	1.869	1.000	-2.435	0.137
実質マンション価格	1.313	0.999	-5.609	0.000
マンション価格・住宅価格比率	-0.024	0.953	—	—
東京				
名目マンション価格	1.736	1.000	-0.970	0.761
実質マンション価格	1.171	0.998	-2.898	0.050
マンション価格・住宅価格比率	-1.610	0.473	—	—
愛知				
名目マンション価格	0.909	0.995	-2.811	0.062
実質マンション価格	-1.529	0.515	-3.515	0.010
マンション価格・住宅価格比率	-1.098	0.714	—	—
大阪				
名目マンション価格	0.422	0.983	-3.070	0.033
実質マンション価格	-0.190	0.935	-4.733	0.000
マンション価格・住宅価格比率	-1.176	0.682	—	—

注) Augmented Dicky-Fuller (ADF) 単位根検定の統計値。検定には切片が含まれており、ラグの長さは Akaike 情報基準により決定。

都道府県別データはこの4地域のみ開示されている。そして、この4地域の中で北海道だけが三大都市に含まれておらず、人口減少を経験した唯一の地域である(表1参照)。

このデータは月次で2008年4月から利用可能である。不動産価格は主に民間部門で取引された中古住宅の契約価格で、毎月3000から6000のアンケートの情報をもとに作成されている。住居は、住宅面積、所在、築年数、改装済か南向

中国人(30%)、韓国人(20%)、フィリピン人(10%)となっている。所得や在日中国人数の月次データが不在のため統計的手法により頻度を変換したデータを用いる。世界の大都市(ニューヨーク、ロンドン、シドニー)ではチャイナマネーが不動産バブルを生んでいると指摘されているため、国境間住宅投資統計が不在のなか、本変数は中国本土からの住宅資金移動の代理変数として考えることができる興味深い変数

表3—マンション価格と住宅地価格の因果関係

帰無仮説	F統計	p値
マンション価格変動は住宅地価格変動をもたらさない	1.912	0.066
住宅地価格変動はマンション価格変動をもたらさない	0.937	0.523

注) 全サンプル。F検定は2変数（年次マンション上昇率と住宅用土地価格の上昇率）とVAR(12)にもとづく。

表4—マンション実質価格と経済ファンダメンタルズの長期的関係

説明変数	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
	全国 ^a			全国 ^b		
切片	3.698	16.544	0.824	-20.344	24.220	0.403
実質所得	-0.463	2.120	0.828	0.753	1.707	0.660
実質住宅金利	-0.025	0.008	0.002	-0.032	0.007	0.000
在日中国人数	—	—	—	1.087	1.055	0.306
	北海道			愛知		
切片	22.038	13.542	0.108	-6.572	10.436	0.531
実質所得	-2.806	1.738	0.110	0.848	1.336	0.527
実質住宅金利	-0.029	0.013	0.036	-0.014	0.009	0.103
	東京			大阪		
切片	-2.611	6.878	0.705	-6.887	4.580	0.137
実質所得	0.345	0.882	0.697	0.891	0.585	0.132
実質住宅金利	-0.027	0.013	0.038	-0.019	0.008	0.024

注) Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) 標準誤差は Bartlett kernel と Newely-West bandwidth (4) を用いて計算した。

である。

マンション価格変動を理解するため、まず通常の単位根検定を行なう。ここでは左側検定 ADF テストにより、マンション価格とマンション・住宅地価格の比率を分析している（表2）。実質価格は総務省が提供している消費者物価指数（CPI）を用いて統計値を求めた。検定に用いるラグ数は赤池情報基準により決定し、帰無仮説（単位根）vs 対立仮説（定常）を検定した結果、二つの興味深い点を報告している。

第一に、図1からも明らかのように、マンション価格と住宅地価格には長期的関係がないことがわかった。これは、マンション・住宅地価格比率が定常でないという結果にもとづく。住宅地とマンション（建物部分）は補完的關係であるというのが一般的な認識で、他国ではこれらの価格間に長期的関係があることを示した論文もある（Ooi & Lee 2006）。Granger テストによる因果関係テストにおいて、マンション価格上昇率から住宅地価格上昇率への因果関係は

見つかったが、その反対の証拠は見つけることができなかった（表3）。これは、シンガポール（Ooi & Lee 2006）やフィンランド（Oikarinen 2013）を対象とした先行研究と同様の結果である。Oikarinen（2013）は住宅価格のほうに経済ファンダメンタルズの変動を早く反映させるからだと論じている。これらの結果にもとづき、本研究では住宅地をマンション価格の決定要素として考えていない。

第二に、名目マンション価格と異なり、実質価格は単位根過程（I(1)）に従い変動している結果を ADF

検定は報告している。これは、名目価格のほうに爆発的（explosive）要素を含んでいると理解することができる。実質価格は CPI を用いて作成したため、マンション価格は一般的な財サービスの価格とは異なる変動していることを意味する。

5 マンション価格のトレンドと強バブル

前節で解説した強バブル単位根検定を用い、マンション価格と経済ファンダメンタルズの長期的関係を検証する。特にここではマンション市場が強バブルを経験したのかという点に着目し、経済ファンダメンタルズ（実質所得、実質住宅金利、在日中国人数）を用い分析する。本稿が取り扱う強バブルテストは単位根検定であるため、Engle-Granger 手法のようにマンション価格式の誤差項を求めることから始める。

OLS で求めたこれら変数の係数は表4にまとめられている。多くの場合、経済理論通りの関係が存在することがわかる。つまり、所得と

表5—強バブル検証

	全国 統計値	北海道 統計値	東京 統計値	愛知 統計値	大阪 統計値	棄却域	
						99%	95%
名目マンション価格と経済ファンダメンタルズ (切片のみ)							
ADF	0.519	-1.052	-0.490	-1.980	-1.080	0.475	0.017
RADF	0.301	-0.713	0.662	-0.741	-1.080	0.777	0.068
SADF	0.219	-0.853	-0.490	-1.715	-1.499	1.851	1.211
GSADF	0.790	-0.509	0.789	-0.76	-1.098	2.648	2.062
実質マンション価格と経済ファンダメンタルズ (実質所得、実質住宅金利、在日中国人数)							
ADF	-0.721	-4.562	-1.335	-2.471	-2.388	0.475	0.017
RADF	0.022	-1.533	0.881	-1.163	-1.086	0.777	0.068
SADF	-0.788	-1.534	0.757	-1.263	-1.105	1.851	1.211
GSADF	0.022	-1.305	0.888	-0.911	-1.057	2.648	2.062
マンション価格・住宅地比率							
ADF	-0.792	-2.803	-3.303	-2.765	-3.468	0.475	0.017
RADF	0.153	-0.908	-1.158	-1.134	-1.202	0.777	0.068
SADF	-0.936	-0.908	-1.533	-1.938	-2.166	1.851	1.211
GSADF	0.166	-0.908	-1.158	-0.931	-1.202	2.648	2.062

注) 棄却値は Monte Carlo simulation (1000回) により求めた。ADF は右側単位根検定。

中国人居住者数はマンション価格と正の関係を持ち、住宅金利はマンション価格と負の関係を持っている。例外として、北海道においてマンション価格と所得に負の関係があることが示された。これは、三大都市圏と比較しリーマンショックからの景気回復が遅かったことが要因ではないかと考える。

この係数をもとにマンション価格の誤差項を求め、その誤差項に強バブル検定を応用した。一般的な分布を検定に用いることができないため、棄却値を1000回の抽出のモンテカルロ法により求めた。結果は検定方法により多少異なるが(表5)、より頑強と考えられる手法であるSADFやGSADFによると帰無仮説が棄却できないことから、どの地域においても強バブルは存在しなかったと結論付けることができる。

このように強バブルの不在を確認することができたが、この右側検定は帰無仮説で弱バブルを、そして対立仮説で強バブルを仮定しているため、経済が定常にある状態を想定していない。市場は大半定常状態にあると考えられるため、バブル状態のみを現実として捉え検証することには無理がある。そのため、次節では弱バブル vs 定常(非バブル)という仮説を検証する。

6 マンション市場における弱バブル

強バブルが存在しなかったという結果から、ここでは(1)式にもとづきマンション市場が弱バブルを経験したのか、平常(非バブル)であったのか検証する³⁾。ECMの符号が負であることは価格と経済ファンダメンタルズの間に関係が存在するため経済が定常状態にあることを示唆する。反対に、この対立仮説を支持できない場合は弱バブルの存在を確認することになる。(1)式の z には取引件数、人口増減、住宅新規着工件数、マンション取引件数が含まれ、これらの追加された変数は、マンション価格変動、つまり短期的な価格の動きを説明するために用いられる⁴⁾。

不動産における価格と取引件数の研究は株式の研究と比較すると稀であるが、Stein (1995)は理論的に取引件数が増えると住宅価格も上昇することを報告している。そして、この関係はリピーター購入者が多いほど強くなることがわかっている。しかし、Follain & Velz (1995)は住宅購入時に必要な頭金が消費者に大きな負担となるため、負の関係になる可能性があることを論じている。同様に Ortalo-Magne & Rady

表6—非集計取引件数を用いたマンション実質価格インフレ式の推定

説明変数	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
	全国 ^a	全国 ^b				
切片	-0.256	0.139	0.072	0.006	0.167	0.972
実質所得 (t-1)	5.221	2.347	0.030	4.660	2.374	0.054
実質住宅金利 (t-1)	-0.017	0.003	0.000	-0.016	0.004	0.001
取引件数 (個人→個人) (t-1)	-0.008	0.024	0.741	-0.011	0.028	0.694
取引件数 (個人→法人) (t-1)	0.035	0.020	0.090	0.027	0.018	0.133
取引件数 (法人→個人) (t-1)	0.020	0.023	0.374	0.027	0.024	0.259
取引件数 (法人→法人) (t-1)	-0.002	0.008	0.781	-0.004	0.008	0.639
住宅着工件数	-1.780	1.541	0.253	0.068	1.808	0.97
人口増加率	0.002	0.010	0.863	-0.024	0.011	0.042
ECM (t-1)	-0.709	0.167	0.000	-0.533	0.205	0.012
	北海道	愛知				
切片	-0.346	0.466	0.461	0.114	0.465	0.807
実質所得 (t-1)	4.615	4.237	0.280	16.993	3.616	0.000
実質住宅金利 (t-1)	-0.004	0.005	0.473	-0.008	0.005	0.118
取引件数 (個人→個人) (t-1)	-0.012	0.043	0.773	-0.007	0.027	0.791
取引件数 (個人→法人) (t-1)	0.071	0.030	0.022	0.084	0.028	0.004
取引件数 (法人→個人) (t-1)	-0.042	0.032	0.195	-0.037	0.025	0.134
取引件数 (法人→法人) (t-1)	0.024	0.008	0.005	0.003	0.011	0.776
住宅着工件数 (t-1)	0.003	0.004	0.465	-0.003	0.005	0.558
人口増加率 (t-1)	0.000	0.000	0.565	0.000	0.000	0.273
ECM (t-1)	-0.202	0.155	0.196	-0.845	0.158	0.000
	東京	大阪				
切片	0.487	0.262	0.068	-0.399	0.321	0.219
実質所得 (t-1)	11.734	2.681	0.000	11.443	1.752	0.000
実質住宅金利 (t-1)	-0.015	0.005	0.002	-0.017	0.004	0.000
取引件数 (個人→個人)	0.005	0.039	0.891	0.012	0.022	0.574
取引件数 (個人→法人)	0.053	0.032	0.102	0.027	0.025	0.279
取引件数 (法人→個人)	-0.015	0.025	0.551	-0.014	0.019	0.471
取引件数 (法人→法人)	-0.018	0.017	0.300	0.024	0.010	0.015
住宅着工件数 (t-1)	-0.007	0.002	0.002	0.002	0.003	0.557
人口増加率 (t-1)	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.010
ECM (t-1)	-0.910	0.194	0.000	-0.998	0.201	0.000

注) HAC 標準誤差を Bartlett kernel と Newly-West (4) を用い求めた。全国^aには実質所得と実質住宅金利が、全国^bには実質所得、実質住宅金利、在日中国人数が ECM に含まれている。

(2006) は一般的に裕福でない若年層の所得と住宅価格の間に負の関係が発生する可能性を指摘している。

ECM の符号が負で大半が有意あることから(表6)、本研究は近年のマンション市場には一般的に弱バブルは存在しなかったことを示している。ECM に中国在住者数を含むモデルからも同様の結論を導くことができる。つまり、前節の強バブル検定結果も考慮すると、強弱に関わらず近年の日本のマンション市場においてバブルは存在しなかったということになる。これは強バブル検定だけでは導くことができなかつ

た結果である⁵⁾。

7 インフレと取引件数

最後に、市場参加者の情報量と深く関連していると考えられている取引件数と価格インフレについて検証する。本研究が使用しているマンション取引件数データはマンション価格と同じく民間部門の売買に関連している。そして、個人と法人企業に分類されている。つまり、4種類の取引タイプ(①個人から個人、②個人から企業、③企業から個人、④企業から企業)の取引件数が記録されており、個人間の取引が件数

としては最も多く全体の50%ほどを占めている。

これらの市場参加者別マンション取引件数のデータを用いてインフレを分析した結果も表6に記されている。興味深い点は、取引件数の符号や有意性が取引ペアにより異なることである。具体的には、法人企業が取引に関連しているとき特に理論的に予想される正で有意な関係が見られる。企業は一般的に家計よりリーマンショックからの経済的回復が早かったことや、より多くの関連情報を保有していることが予想される。そのため、個人と企業との間で情報の非対称性が存在したのではないかと考えられる。土地価格の研究では売手と買手の間に情報の非対称現象が存在すると論じられている (Pope 2008)。住宅市場においても原野ほか (2012) は、住宅市場においても改築情報が買手に十分伝わっていないことを日本のデータを用い示している。これらの研究を補完するように、本研究は、個人企業間での情報の非対称性をマンション市場のデータから報告している。株価や為替レートの研究分野で取引件数と投資家の情報の関係が実証されているが、これらの金融資産と異なり取引頻度が極度に低い不動産において取引件数の重要性が実証されたことは特筆すべき点である。

以上の結果は、日本の住宅市場の不完全性を異なる点から再確認したことになる。金融市場の発展と深く関連しているが、従来住宅ローンの利便性や多額の頭金の負担により、日本の消費者は流動性制約に直面しており、住宅購入時期が西欧諸国と比べ遅いことが指摘されてきた。また、住宅購入は投資として考える傾向も消費者に浸透していない。そのため、わが国の中古住宅市場は今後大いに発展する余地があることを裏付ける。

8 結論

本研究は、日本のマンション市場における価格変動とバブルについて、近年開示されたデータを用いて検証した。日本では欧米と比べマン

ションは人気の高い住居形式で、近年のマンション価格は他の不動産と比較しても大幅な上昇を記録しているため、注目されている。

まず、統計手法を用い二種類のバブルの定義(強弱バブル)を提案した。弱バブルとは価格が単位根過程で表現できる場合を示唆し、強バブルは価格の爆発的変動を意味する。この異なるバブルを区別することにより、従来の統計手法の問題点を克服することを試みた。そして、本研究の結論として、マンション市場にはいずれのバブルも存在しなかったことを実証した。また所得、住宅金利、中国人在住者数などの経済ファンダメンタルズによりマンション価格の長期的トレンドを説明できることも報告している。

短期的な価格変動は取引件数により説明することも証明した。金融資産と比べ取引頻度が低いことを考慮すると本研究結果は興味深い。しかし、特に企業を含む取引において有意で理論通りの結果を得たことから、個人と法人との間に情報の非対称があることを本研究結果は示唆している。これは、日本の中古マンション市場の不完全性を反映しているのではないかと考える。

謝辞

日本経済学会大会と日本住宅総合センター主催の研究会で発表し、多くの先生方(瀬古美紀、隅田和人、行武憲史、原野啓)から有益なコメントをいただいた。また、Gabriel Cordobaの研究補助や不動産流通経営協会から助成金をいただいたことに感謝する。データと分析を拡張した論文は“Bubbles and inflation in the Japanese condominium market”として公表している。

注

- 1) 国勢調査(2011)によると、日本の居住者のうち42%がマンションに住んでおり、マンション依存率は都市部ほど高い(東京68%、神奈川55%、大阪54%)。
- 2) この理論はマーケットマイクロストラクチャーという分野を確立し、株価や為替レートの変動を説明するために応用されている(Campbell et al. 1993, Lyons 1995)。
- 3) 多変量共和分検定(Johansen)によると、マンション価格と経済ファンダメンタルズには一つの共和

分が存在することがわかった。この継続として Vector Autoregression Model による弱バブルの検証も可能であるが、本論文での強バブルの分析方法との整合性を保つため本研究では(1)式を用いている。

- 4) スペースの関係で単位根検定結果は本論文に記載されていないが、 z に含まれる変数は定常である。
- 5) 本研究ではバブルとデータの構造変化を明確に区別していない。バブルは暫定的に存在する現象であるため、マンション価格インフレ式に構造変化があることは市場にバブルが存在したと解釈することができる。構造変化は単位根や共和分検定の帰無仮説を棄却する能力を低下させる (Perron 1989) ことを考慮すると、本研究結果であるバブルの不在は構造変化がなかったことを意味する。

参考文献

- Andrew, M. and G. Meen (2003) "House Price Appreciation, Transactions and Structural Change in the British Housing Market: A Macroeconomic Perspective," *Real Estate Economics*, Vol.31, pp.99-116.
- Ashworth, J. and S. C. Parker (1997) "Modelling Regional House Prices in the UK," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.44, pp.225-246.
- Bhargava, A. (1986) "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series," *Review of Economic Studies*, Vol.53, pp.369-384.
- Black, A., P. Fraser and M. Hoesli (2006) "House Prices, Fundamentals and Bubbles," *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.33, pp.1535-1555.
- Cameron, G., J. Muellbauer and A. Murphy (2006) "Was There a British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel" Department of Economics Discussion Paper Series, ISSN 1471-0498, University of Oxford.
- Campbell, J. Y., S. J. Grossman and J. Wang (1993) "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108 (4), pp.905-939.
- de Wit, E. R., P. Englund, and M. K. Francke (2013) "Price and Transaction Volume in the Dutch Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.43, pp.220-241.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp. 251-276.
- Follain, J. R. and O. T. Velz (1995) "Incorporating the Number of Existing Home Sales into a Structural Model of the Market for Owner-occupied Housing," *Journal of Housing Economics*, Vol.4, pp.93-117.
- Gallin, J. (2006) "The Long-run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets," *Real Estate Economics*, Vol.34, pp. 417-438.
- Kraussl, R., T. Lehnert, and N. Martelin (2016) "Is There a Bubble in the Art Market?" *Journal of Empirical Finance*, Vol.35, pp.99-109.
- Lyons, R. K. (1995) "Tests of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market," *Journal of Financial Economics*, Vol.39, pp.321-351.
- McGibany, J. M. and F. Nourzad (2004) "Do Lower Mortgage Rates Mean High Housing Prices?" *Applied Economics*, Vol.36, pp.305-313.
- Meese, R. and N. Wallace (1994) "Testing the Present Value Relation for Housing: Should I Leave My House in San Francisco," *Journal of Urban Economics*, Vol.35, pp.246-266.
- Meese, R. and N. Wallace (2003) "House Price Dynamics and Market Fundamentals: The Parisian Housing Market," *Urban Studies*, Vol.40, pp.1027-1045.
- Oikarinen, E. (2012) "Empirical Evidence on the Reaction Speeds of Housing Prices and Sales to Demand Shocks," *Journal of Housing Economics*, Vol. 21, pp.41-54.
- Ooi, J. and S-T. Lee (2006) "Price Discovery between Residential and Housing Markets," *Journal of Housing Research*, Vol.15, pp.95-112.
- Ortalo-Magne, F. and S. Rady (2006) "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints," *Review of Economic Studies*, Vol.73, pp.459-485.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol.57, pp.1361-1491.
- Phillips, P. C. B., S-P. Shi, and J. Yu (2014) "Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500," *International Economic Review*, forthcoming.
- Phillips, P. C. B., Y. Wu, and J. Yu (2011) "Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?" *International Economic Review*, Vol. 52, pp.201-226.
- Phillips, P. C. B. and J. Yu (2011) "Dating the Timeline of Financial Bubbles during the Subprime Crisis," *Quantitative Economics*, Vol.2, pp.455-491.
- Pope, J. C. (2008) "Do Seller Disclosures Affect Property Values? Bayer Information and the Hedonic Model," *Land Economics*, Vol.84, pp.551-572.
- Stein, J. C. (1995) "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-payment Effects," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, pp. 379-406.
- 原野啓・中川雅之・清水千弘・唐渡広志 (2012) 「中古住宅市場における情報の非対称性がリフォーム住宅価格に及ぼす影響」『日本経済研究』第66号、51-71頁。

中途解約可能な賃貸借契約の賃料期間構造

吉田二郎・瀬古美喜・隅田和人

はじめに

借地借家法は、制定された第2次世界大戦中の時代背景を反映し、借家人に契約更新と家賃改定の面で強力な保護を与えている。特に、借家人は理由によらず1カ月の予告で契約を中途解約することができるが、賃貸人である家主は中途解約のみならず契約更新を拒否するのにも正当事由が求められる（正当事由条項）。戦後の判例においても、家主の正当事由は限定的にしか認められてこなかった。この条項により、借家人は入居時と大きく変わらない家賃のまま賃貸契約を更新して長期間住み続けることができる。家主としては、望ましくない借家人に長期間居住しつづけることを避けるために、居住期間が総じて短い独身者や小家族向けの借家を中心に供給してきた。その結果、わが国では借家の規模や品質が劣る状況にある。

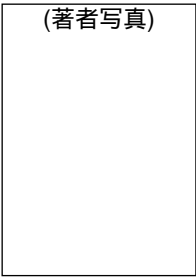
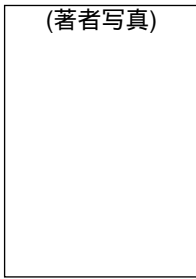
この問題を解決するために、2000年3月に借地借家法が改正され、新たな賃貸契約として定期借家契約が導入された¹⁾。この契約の下では、契約期間満了時に家主の正当事由がなくても契約が終了する。これにより、家主は望ましくない借家人が居座るリスクから開放されると同時に、家賃を市況に合わせて変更することができるようになった。しかし、借家人による契約の中途解約は、面積200㎡未満の居住用物件については一般借家と同様に認められている。

Yoshida, Seko, and Sumita (2016) は、わが国の借家契約のように中途解約が可能な賃貸契

約を理論および実証的に分析しており、本稿はそれを簡潔に紹介するものである。理論的には、家主の直面する取引費用（募集・空き家・契約などに係る費用）がない場合には、契約期間が長くなるに従い家賃が高くなる（賃料期間構造が右上がりになる）。つまり、定期借家家賃は一般借家家賃より低く、長期契約になるほど一般借家家賃に接近する傾向があることになる。これは、借家人のもつ解約権に対する対価が賃料に含まれるためである。言い換えると、中途解約可能な賃貸借契約の場合、賃借人と賃貸人の双方にとって、右下がりの期間構造は合理的ではない。

しかし、家主の取引費用が高い場合、短期契約を提供するには、より頻繁に生じる取引費用を埋め合わせるだけの高い家賃が必要となる。その場合、短期の定期借家家賃は一般借家家賃よりも高くなり、賃料期間構造は短期では右下がりに、長期では右上がりとなる。しかし、借家人にとっては右下がりの期間構造は合理的ではない。より長期の契約を結んでおいて中途解約すればよいからである。したがって、取引コストが高い場合には、短期の契約は観察されないか、または高い短期賃料が観察されるとすれば短期でしか契約できないような借家人がいることになる。例えば、信用力の低い借主には短期契約しか提示されないような場合である。

これらの理論予測は、日本の借家市場のデータと整合的である。空き家による取引費用の低い地域では、賃料期間構造は右上がり、定期



よしだ・じろう (左)

1970年岩手県生まれ。東京大学工学部卒、カリフォルニア大学バークレー校博士。現在、ペンシルベニア州立大学准教授。

せこ・みき (中)

1948年神奈川県生まれ。慶應義塾大学経済学部卒。慶應義塾大学博士(経済学)。現在、慶應義塾大学名誉教授、武蔵野大学経済学部教授。

すみた・かずと (右)

1973年神奈川県生まれ。慶應義塾大学総合政策学部卒。博士(経済学)。現在、東洋大学経済学部准教授。

借家の期間が長くなるにつれ家賃は一般借家賃に漸近していく。しかし空き家率の高い地域では、短期の定期借家契約は少なく、家賃も中長期契約より高くなっている。さらに、信用力の相対的に低い借家人が短期の契約を利用している。

Yoshida, Seko, and Sumita (2016) が焦点をあてた中途解約権と取引費用の期間構造への影響は、既存研究や不動産経済学の教科書では明らかになっていなかったものである。例えば、Geltner et al. (2014)²⁾は、契約費用、再開発の可能性、借家人の短期契約への選好、借家人の居座り問題などを反映し、賃料の期間構造は概して右下がりになるとしている。他の最近の研究も、賃借人の信用リスク、不完全競争、複数のオプションを導入しているものの、中途解約権の効果を明示的に分析しておらず、また現実の賃料を十分に説明できていない³⁾。

さらに、Yoshida, Seko, and Sumita (2016) の研究は、日本の定期借家と一般借家の賃料を、合理的な要因に基づき統一的に分析した数少ない研究である。特に、短期の定期借家賃料が高いのは空き家などの取引費用を反映した場合であり、家主が超過利潤を得ているためではないという結論は、わが国の賃貸住宅市場を分析するにあたって重要な視点となろう。

1 モデル

理論モデルは均衡賃料の標準的なモデル(例えば McConnell and Schallheim 1983, Grenadier 1995, および Clapham and Gunnelin 2003)に基づくが、中途解約権と契約の取引費用を盛

り込んだものである。賃借人は変動する市場賃料を前提に契約期間や中途解約の選択を行ない、賃貸人は将来の賃借人の選択を予想しながら当初の賃料を決定する。モデルの分析結果として、賃貸人にとっての取引費用がない市場では賃料に関して右上がりの期間構造が、取引費用がある市場ではU字型の期間構造が導かれる。

まずT期間の賃貸契約の当初賃料を、中途解約不能なものについて R_0^T 、中途解約可能なものについて \hat{R}_0^T で表す。賃借人の中途解約権の割引現在価値を O^C とし、時点tにおける確率的割引係数(Stochastic Discount Factor; SDF)を m_t とする。賃貸人にとって取引費用がない場合のリース契約の価値は、中途解約不能なものについては、

$$V_T = \sum_{t=0}^{T-1} R_0^T E_0[m_t] \quad (1)$$

中途解約可能なものについては、

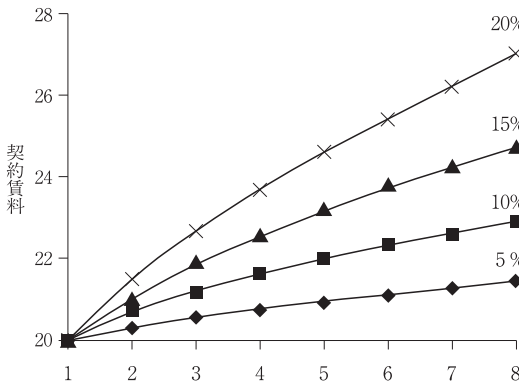
$$\hat{V}_T = \sum_{t=0}^{T-1} \hat{R}_0^T E_0[m_t] - O^C \quad (2)$$

で表される。賃貸人が合理的に賃料を設定するならこれらの価値は一致する： $V_T = \hat{V}_T$ 。しかし解約権の価値 O^C は非負であるため、解約可能な契約の賃料 \hat{R}_0^T は契約不能な契約の賃料 R_0^T よりも高く設定される。さらに、解約権の価値は長期間の契約ほど大きいため、中途解約可能な賃料は右上がりの期間構造を示す。また右上がりの程度(傾き)は、金利が低いほど、市場賃料の変動性と期待上昇率が高いほど、そして市場賃料と経済変動との相関が低いほど、大きなものとなる。

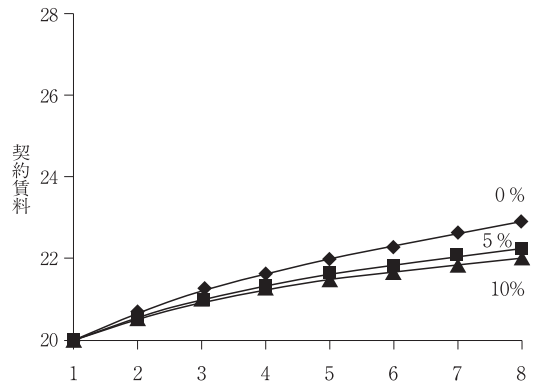
図1は、数値シミュレーションの結果を示し

図1—賃料期間構造のシミュレーション結果（取引費用がない場合）

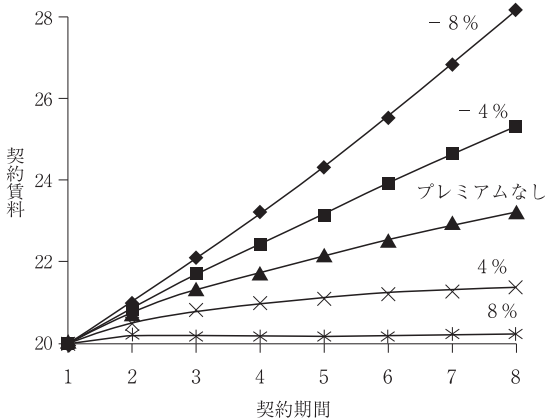
A. 賃料の変動性



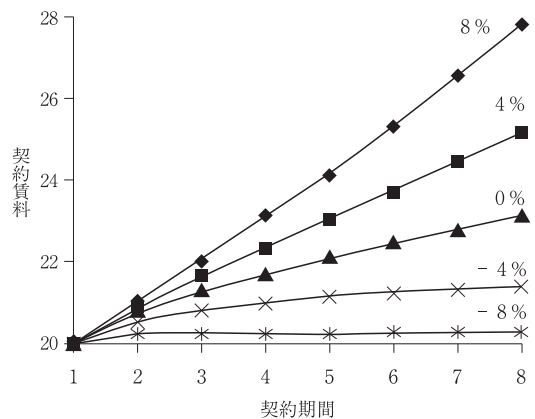
B. 安全利率率



C. リスク・プレミアム



D. 賃料期待成長率



注) 基準設定は、当初短期賃料が20、賃料変動制が年10%、安全利率率が0%、リスク・プレミアムが0%、賃料期待成長率が0%、契約費用がゼロである。

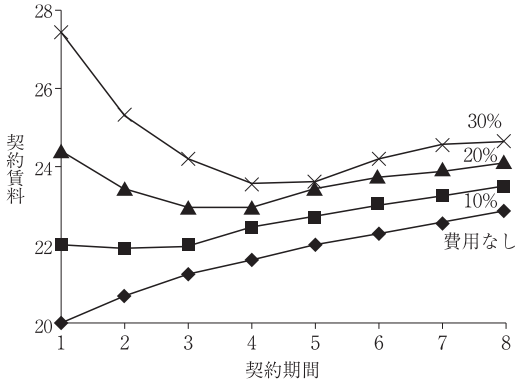
出所) Yoshida et al. (2016), Figure 2 より作成。

ている（正式な証明と数値シミュレーションの詳細については、Yoshida et al. 2016の Appendix A および B を参照されたい）。図1-Aは賃料の変動性（ボラティリティ）による影響を示している。変動性が高いほど、中途解約権の価値が増大するため、賃料期間構造の傾きが急になる。図1-Bは安全資産利率の影響を示している。安全資産利率が高いと、将来の賃料の影響が小さくなるため、傾きが緩やかになる。図1-Cは将来の賃料を現在価値に割り引く際のリスク・プレミアムが及ぼす影響を示している。リスク・プレミアムは安全利率と類似の効果を持ち、大きなリスク・プレミアムは傾きを緩やかにする。図1-Dは賃料の期待成

長率の影響を示している。期待仮説が示唆する通り、高い期待賃料は傾きを急にする。

次に、賃貸人に取引費用がある場合には、賃貸人としては、より頻繁な契約更新の費用を補償するべく、短期賃料を高く設定できなければ割に合わない。したがって、中途解約の問題がなければ賃料の期間構造は右下がりとなる。しかし先にみたように、賃借人の中途解約権の要素からは、逆に右上がりの期間構造が合理的となる。これらの競合する要因の正味の効果は、取引費用と市場賃料の変動特性に依存して決まる。図2は、取引費用が賃料期間構造に与える影響を示している。契約時の費用が10%より小さい時には右上がりの期間構造が見られる。

図2—取引費用が賃料期間構造に与える影響



出所) Yoshida et al. (2016), Figure 3 より作成。

10%の費用とは36日間の空き家に対応する。契約費用が大きくなるにつれて、賃料率はU字型の期間構造を示すようになる。このシミュレーションにより、取引費用が小さい場合には右上がりの期間構造が得られ、取引費用が大きい場合にはU字型の期間構造が見られることがわかる。

以上のような賃貸人の希望賃料が均衡賃料となるのはどのような場合であろうか。まず、賃貸人が均質であれば、すべての賃貸人の希望賃料関数が同一となり、これ以外の賃料は設定されない。第二に、市場が完備である場合、確率的割引率と中途解約権の価値はすべての賃貸人と賃借人に共通となる結果、一括均衡の賃料が決定される。第三に、個人のリスク回避に関する特性がRubinstein (1974) の条件を満たしていると、個人の資産保有量の違いによらず、確率的割引率や解約権の価値は一意に決まる。

分離均衡の場合は、Rosen (1974) が定式化したヘドニック均衡として理解することができる。この均衡では、ある属性(契約期間など)に係る均衡価格関数は、さまざまな賃貸人の希望賃料関数の包絡線であり、同時にさまざまな賃借人の希望賃料関数の包絡線でもある。仮にすべての賃貸人の希望賃料が期間に対して右上がりであれば、包絡線の傾きも右上がりとなり、U字型であれば包絡線もまたU字型となる。しかし、賃借人の希望賃料の包絡線については、

期間に対し右下がりの部分が生じることはない。短期の賃料より低い賃料で解約可能な長期契約を結ぶことができれば、そのほうが高い効用を得られるからである。

したがって、取引費用がない場合には、賃貸人と賃借人の両方の希望賃料が期間に対し右上がりなので、ヘドニック均衡賃料も右上がりとなる。しかし取引費用がある場合、賃借人の希望賃料の右上がりの包絡線は、賃貸人の包絡線の右下がりの部分とは乖離する。この場合、期間構造の右下がりの部分では取引が発生しないことになる。ただし市場が部分的に分断されている場合には、期間構造が右下がりの部分でも取引が発生しうる。ヘドニック均衡の条件の一つは、各人が異なる属性の賃貸物件・契約を比較検討できることだが、もし信用力の低い賃借人には短期の賃貸借契約しか提供されないとすると、その賃借人は長期の低い賃料の契約を比較検討することができないため、賃貸人の希望に沿って短期の賃料を受け入れる必要がある。この場合、期間構造の右下がりの部分でも均衡家賃が観察される。このときの高い短期賃料は、信用力の低い賃借人からの搾取を意味するのではなく、高い取引費用を補償するものである。

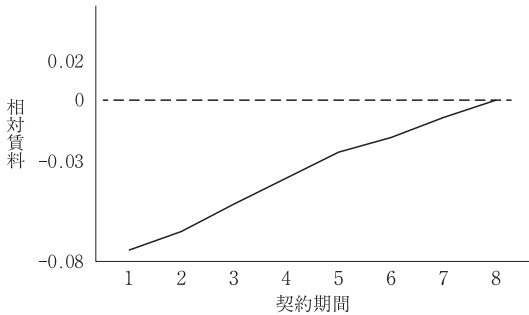
なお、右上がりの期間構造を生み出す仕組みとして、異なる可能性も存在する。賃借人の質が明らかでないとき、賃貸人としては、短期の定期借家契約であれば低い家賃でも合意するであろう。賃借人の質が低いことがわかった時には、契約更新をやめれば良いからである。逆に賃借人の立場からは、自分が賃借人として質が低いと知っていれば、安定した長期契約を望む。この場合、質の低い賃借人が長期契約を選択し、賃貸人は長期契約に賃料プレミアムを要求するという分離均衡がありうる。このときは、家賃および契約期間と賃借人の質との間に負の相関がみられるはずである。

2 日本の賃料期間構造の予測

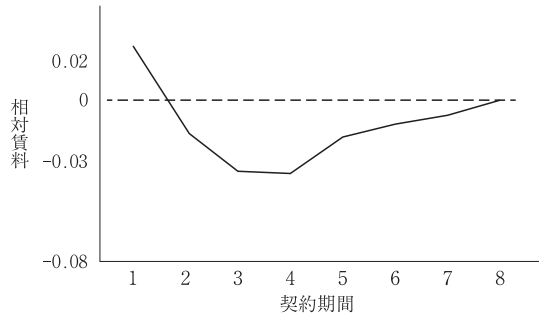
理論モデルを日本の賃貸住宅データに当ては

図3 一賃料の期間構造の予測

A：低空き家率地域



B：高空空き家率地域



注) 相対賃料とは、定期借家賃と一般借家賃の差である。
出所) Yoshida et al. (2016), Figure 4より作成。

めると家賃の期間構造はどうなるだろうか。図3は得られた日本の家賃の期間構造の予測値を示している⁴⁾。縦軸の相対賃料とは、定期借家賃と一般借家賃の差である。一般借家賃の賃料には期間8年の長期家賃を、契約時の取引費用には空き家になることによる逸失額を用いている。図3-Aは、取引費用の低い地域での賃料の期間構造の予測値を示している。中途解約権の価値を反映して、契約期間のすべてを通じて右上がりとなっている。図3-BのU字型の期間構造は、取引費用の高い地域での予測値を示している。短期の右下がりの部分は、大きな取引費用の影響である。一般借家の賃料は短期と中期の契約期間の中間に位置している。以上の分析から、日本の賃料期間構造について次の予測が導かれる。

〈予測〉

- (1)低空き家率地域では、短期の賃料は、一般借家の賃料よりも低く、期間構造は右上がりになる。
- (2)高空空き家率地域では、短期の賃料は一般借家の賃料よりも高く、期間構造はU字型になる。
- (3)高空空き家率地域の短期契約は信用の低い賃借人により選ばれている。

3 データ

実証分析には、日本家計パネル調査 (Japan

Household Panel Survey ; JHPS) を用いる⁵⁾。この調査は2004年1月より4005世帯を対象に始まった慶應家計パネル調査 (Keio Household Panel Survey ; KHPS) の2011年までの8波にわたるデータと2009年1月から始まり2011年までの3波のJHPSとを統合したデータである。前者が20歳から69歳までの個人を調査対象としていたのに対して、後者は調査対象とした個人の年齢が20歳以上と、両者は異なっているが、共通の調査対象者はおらず、共通の質問項目を含むため、統合した利用が可能である。

分析に利用しているのは、定期借家が導入された2000年3月以降に賃貸住宅に入居した世帯の入居時点のデータである。さらに2005年調査で質問している過去の情報を利用し、2000年から2002年の間に入居した世帯も分析に加えている。

表1は一般借家と定期借家の記述統計量と、参考として持ち家世帯の記述統計量を示したものである。ここで持ち家世帯の記述統計量は参考として含めている。定期借家の平均契約期間は2.8年であり、5年期間の場合が95%を占めている。ただし、契約期間が5年を超えるサンプルは数も少なく、その特徴が平均から大きく外れるので、分析から除くことにした。

いくつかの違いを除き、一般借家と定期借家は同じような特徴を示している。平均築年数は16年、部屋数は3部屋、住居のタイプの分布を

表1 一記述統計量

変数	(a) 定期借家		(b) 一般借家		(a)-(b) P値	(c) 持ち家	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差		平均	標準偏差
実質賃料率(千円/月・㎡)	1.72	0.82	1.52	0.87	0.00		
相対賃料率perror(千円/月・㎡)	0.046	0.657				316.364	237.881
専有面積(㎡)	50.8	45.4	55.2	47.4	0.24	129.2	202.3
敷金(家賃の倍数)	1.9	1.0	2.5	1.9	0.00		
平均空き家率(2003-2008%)	17.97	3.42	18.16	3.23	0.50	18.56	3.16
契約期間(年)	2.8	1.0					
築年数	15.5	10.2	16.2	11.0	0.42	8.2	9.9
部屋数	3.1	1.2	3.3	1.2	0.03	5.3	1.6
住宅の建て方ダミー変数							
一戸建て	0.09	0.28	0.13	0.34	0.07	0.84	0.37
連棟建て	0.04	0.19	0.04	0.20	0.91	0.002	0.048
マンション	0.57	0.50	0.61	0.49	0.30	0.16	0.36
木造アパート	0.30	0.46	0.22	0.41	0.02		
その他	0.01	0.10	0.00	0.06	0.45		
最寄り駅までの徒歩分	8.99	7.32	8.65	8.31	0.59	9.66	8.56
都市規模ダミー変数							
その他の市	0.04	0.19	0.07	0.25	0.09		
大都市	0.37	0.48	0.39	0.49	0.69	0.29	0.45
中都市	0.59	0.49	0.54	0.50	0.26	0.61	0.49
地域ダミー変数							
北海道地方	0.03	0.17	0.03	0.17	0.93	0.04	0.20
東北地方	0.04	0.20	0.06	0.23	0.46	0.05	0.22
関東地方	0.57	0.50	0.38	0.49	0.00	0.36	0.48
中部地方	0.12	0.33	0.13	0.33	0.81	0.16	0.37
近畿地方	0.10	0.30	0.18	0.38	0.00	0.22	0.42
中国地方	0.07	0.26	0.06	0.24	0.51	0.04	0.19
四国地方	0.03	0.17	0.02	0.15	0.73	0.04	0.19
九州地方	0.04	0.20	0.14	0.35	0.00	0.10	0.30
観測値数	207		495			1323	

出所) Yoshida et al. (2016), Table 1より作成。

みるとマンションが多く、最寄り駅までの時間距離は9分、大都市での割合は40%、その他の都市に居住している割合は55%となっている。一方、持ち家世帯は、平均で見ると築年数は8.2年、部屋数は5.3部屋、一戸建てが84%を占めており、借家世帯は持ち家世帯と比較して古く規模の小さな家に住んでいることがわかる。また、定期借家は関東地方に集中し、一般借家は近畿と九州地方に多いことがわかる。

空き家率は、賃貸人にとっての新規契約費用を示している。「土地住宅統計調査」の都道府県・政令指定都市のデータより求めた全国平均の賃貸住宅の空き家率19%をもとに、これを上回る地域を高空家率地域、下回る地域を低空き家率地域と分けた。定期借家と一般借家の

月・㎡当たり家賃(賃料率)を比較するにあたっては、まず一般借家サンプルを用い、空き家率の高い地域と低い地域のそれぞれに対してヘドニック・モデルを推定した。この推定結果が表2である。次に、これらの推定結果を定期借家サンプルに当てはめ、一般借家として貸し出した場合の予測賃料率 \widehat{frent}_{it} を求める。最後に、実際に観測された定期借家賃料率 $frent_{it}$ から、予測賃料を差し引くことにより、相対賃料率 $perror_{it}$ を求める($perror_{it} = frent_{it} - \widehat{frent}_{it}$)。

4 実証分析

4.1 実証分析に用いたモデル

相対賃料率 $perror_{it}$ を説明するために、全地域の定期借家契約のデータを用いて、次のモデ

表2 一般借家家賃モデルの推定結果

変数	高空き家率地域		低空き家率地域	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
築年数	-0.016 ***	0.003	-0.017 ***	0.005
部屋数				
1室	0.917 ***	0.229	1.036 ***	0.220
2室	0.318 **	0.154	0.355 **	0.142
3室	基準		基準	
4室	-0.256 ***	0.094	-0.140	0.119
5室	-0.148	0.147	-0.727 ***	0.196
6室以上	-0.611 ***	0.176	-0.204	0.237
住宅の種類				
一戸建て	0.123	0.147	0.258	0.169
連棟建て	-0.010	0.164	-0.105	0.174
マンション	基準		基準	
木造アパート	-0.055	0.122	0.089	0.120
その他			0.215	0.221
最寄り駅までの徒歩分数	-0.004	0.004	0.005	0.010
敷金(家賃の倍数)	0.008	0.011	-0.025	0.028
都市規模		Yes		Yes
地域固定効果		Yes		Yes
契約時点固定効果		Yes		Yes
定数項	1.489 ***	0.306	2.071 ***	0.247
自由度調整済決定係数	0.289		0.422	
残差標準誤差	0.587		0.718	
観測値数	222		273	

注) 従属変数は実質賃料率(円/m²)である。不均一分散一致標準誤差を計算している。***: 1%, **: 5%, *: 10%でそれぞれ、有意にゼロと異なることを示す。

出所) Yoshida et al. (2016), Table 3より作成。

ルを推定した。

$$perror_{it} = \alpha + \beta L'_{it} + \gamma X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで被説明変数は、t時点で観測されたi世帯の相対賃料率である。説明変数については、L_{it}が定期借家契約の契約期間である。非線形の関係を抑えるために、契約期間が、1年間を基準として、2年間、3年間、4年間、5年間のダミー変数を利用している。X_{it}は、部屋数、築年数、住宅の種類、最寄り駅までの時間距離、契約年や立地に係る住宅属性で、ε_{it}は確率的に変動する誤差項である。

さらに、取引費用(空き家率)の高低による賃料率の違いを見るために、契約期間と高空き家率ダミー-h_{it}との交差項を含むモデルも推定した。

$$perror_{it} = \alpha + \beta L'_{it} + \delta L'_{it} \times h_{it} + \theta h_{it} + \gamma X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

4.2 推定結果

表3は(3)式に対応する(i)と、(4)式に対応する(ii)、(iii)の3つの推定結果をまとめている。(i)の推定結果によれば、基準とした契約期間1年に比べて、2年の契約では月・m²当たりの賃料率が294円低くなる。それに対して、5年の契約では2年の契約よりも上昇しているが、1年契約と比べると15円だけ低くなっている。1年契約と2年契約との差、および2年と5年の契約の係数の差は10%水準で有意となり、図1-Bで示されたU字型の形状を見ることができる。

空き家率の高低で分けて推定したのが(ii)と(iii)の推定結果である。しかしこれらのモデル推定に用いることができる標本数は多くないので、(4)式のように交差項を含む回帰式では、説明変数の数が増えると、自由度が減少する。この自由度の減少の推定結果に与える影響を確認するため、自由度を最大限確保するために最小限の説明変数のみを含んだ(ii)式と、自由度は小さくなるが、必要な説明変数を含む(iii)式とを推定した。その結果、契約期間の係数については、二つのモデルで同様な傾向が見られたので、(iii)の結果をもとに、議論を進める。

空き家率の高低で分けて推定した(iii)の結果によると、低空き家率地域での家賃の期間構造には、緩やかな右上がりの傾向が見られる。月・m²当たりの賃料率で見ると、1年と5年との差は256円であり、50m²の物件では月額1万2800円の差となる。他方、高空き家率地域では、まず、高空き家率地域を示すダミー変数の係数

表3—推定結果

変数	(i)		(ii)		(iii)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
契約期間						
1年以下	基準		基準		基準	
2年(1から2年以下)	-0.294	0.181	0.161	0.180	0.010	0.199
3年(2から3年以下)	-0.106	0.176	0.259	0.174	0.135	0.187
4年(3から4年以下)	-0.193	0.202	0.148	0.261	0.061	0.286
5年(4から5年以下)	-0.015	0.218	0.490 **	0.231	0.256	0.279
高空き家率地域			1.065 ***	0.227	0.738 ***	0.263
交差項						
2年×高空き家率地域			-1.319 ***	0.268	-0.907 ***	0.314
3年×高空き家率地域			-1.188 ***	0.271	-0.761 ***	0.288
4年×高空き家率地域			-1.041 ***	0.363	-0.759 **	0.376
5年×高空き家率地域			-1.303 ***	0.357	-0.805 **	0.355
築年数	0.016 ***	0.005			0.016 ***	0.005
敷金	0.028	0.053			0.012	0.054
最寄り駅までの徒歩分数	-0.009	0.005			-0.008	0.005
部屋数		Yes	No		Yes	
住宅の建て方		Yes	No		Yes	
都市規模		Yes	No		Yes	
地域固定効果		Yes	No		Yes	
契約時点固定効果		Yes	No		Yes	
定数項	0.685 **	0.271	-0.127	0.144	0.431	0.271
自由度修正済決定係数		0.153		0.043		0.160
観測値数		207		207		207
自由度		170		197		166

注) 従属変数は、相対賃料率(千円/月・㎡)である。***:1%、**:5%、*:10%でそれぞれ、有意にゼロと異なることを示す。その他に、部屋数、住宅の建て方、都市規模、地域、契約時点を示す変数が含まれている。

出所) Yoshida et al. (2016), Table 4より作成。モデル(i), (ii), (iii)は、それぞれTable4のモデル(a), (b), (e)に対応している。

は0.738と1%水準で統計的に有意である。このダミー変数と契約期間ダミー変数との交差項の係数は、有意水準5%以下ですべて有意である。これらの結果は、空き家率の高低によって家賃の期間構造が異なることを示している。低空き家率地域では、定期借家家賃は契約期間が長くなるにつれて上昇し、一般借家家賃に接近する傾向が見られる。高空き家率地域では、短期契約では家賃が一般借家よりも高く、中期契約では逆に低く、さらに長期の契約では上昇するというU字型の期間構造が見られる。この結果は、賃料率を対数変換したモデルの推定結果や、外れ値の存在に対して頑健な最小絶対偏差法による推定結果でも見られた。

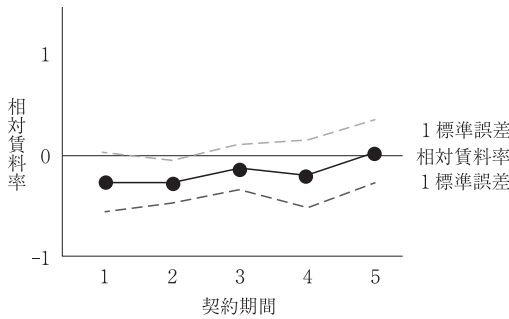
図4は空き家率の高低による家賃の期間構造の違いを示している。相対賃料率の計算に必要な賃料率予測には、中規模の都市における住宅

属性の平均値とダミー変数の最頻値を利用した。理論から示唆されたように低空き家率地域では、契約期間が長くなると相対賃料率は単調的に上昇するが、高空き家率地域では、短期の家賃は高いが中期の家賃は一般借家家賃よりも低く、5年の契約期間では一般借家家賃と変わらない水準となっている。

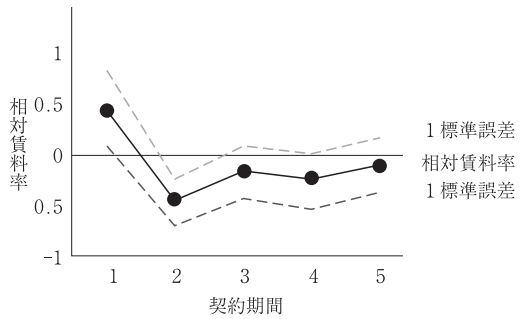
この空き家率による違いの説明として、数年後の家賃水準の予想が、高空き家率地域では低く低空き家率地域では高いという説明もありうる。これは、家賃や空き家率が時間とともに大きく変動する場合には適切な説明だが、日本の賃貸住宅市場では過去10年間にわたり市場は安定的に推移しており妥当ではない。例えば、都道府県の空き家率の順位相関係数は、5年間で0.85、10年間で0.65である。空き家率の地域差は、むしろ構造的な空き家率の地域差と考えら

図4 賃料の期間構造

A: 低空き家率地域



B: 高空き家率地域



注) 相対賃料率とは、定期借家賃料率 (円/月・㎡) と、予測一般借家賃料率 (円/月・㎡) の差である。

出所) Yoshida et al. (2016), Figure 5より作成。

表4 一定期借家の賃借人に関する記述統計量

(A) 高空き家率地域	(a) 契約期間: 1年間			(b) 契約期間: 2-5年			(a)-(b) P値
	観測 値数	平均	標準 偏差	観測 値数	平均	標準 偏差	
実質年間収入 (百万円)	5	3.95	2.64	74	4.90	3.18	0.48
実質金融資産 (百万円)	5	0.71	0.61	42	2.32	3.46	0.01
正規雇用 (= 1)	5	0.60	0.55	77	0.57	0.50	0.91
世帯主年齢	5	27.40	5.41	76	37.36	12.37	0.01
女性世帯主 (= 1)	5	0.40	0.55	77	0.27	0.45	0.63
大卒 (= 1)	5	0.00	0.00	77	0.22	0.42	0.00
既婚 (= 1)	5	0.40	0.55	77	0.27	0.45	0.63
大企業に勤務 (= 1)	5	0.00	0.00	74	0.03	0.16	0.16
持ち家取得予定あり (= 1)	1	0.00	-	28	0.21	0.42	-

(B) 低空き家率地域	(a) 契約期間: 1年間			(b) 契約期間: 2-5年			(a)-(b) P値
	観測 値数	平均	標準 偏差	観測 値数	平均	標準 偏差	
実質年間収入 (百万円)	9	5.89	2.48	114	5.12	4.18	0.42
実質金融資産 (百万円)	4	7.54	10.52	62	3.90	11.92	0.54
正規雇用 (= 1)	9	0.78	0.44	116	0.59	0.49	0.26
世帯主年齢	9	33.89	9.43	116	36.75	11.79	0.41
女性世帯主 (= 1)	9	0.33	0.50	116	0.13	0.34	0.26
大卒 (= 1)	9	0.11	0.33	116	0.26	0.44	0.24
既婚 (= 1)	9	0.22	0.44	116	0.19	0.39	0.83
大企業に勤務 (= 1)	8	0.00	0.00	105	0.06	0.23	0.01
持ち家取得予定あり (= 1)	4	0.00	0.00	51	0.18	0.39	0.00

注) 実質変数は2010年価格である。大企業は、従業員数1000人以上の企業を示す。「(a)-(b)」は、(a)-(b)が0と異なるかを検定した結果のP値である。(= 1)は該当する場合に1を示すダミー変数を示す。

出所) Yoshida et al. (2016), Table 5などより作成。

れる。

また理論分析によれば、もし短期契約があまり見られず、かつ賃借人の信用力が低ければ、短期の契約については賃貸人の希望賃料にそった市場が形成されていると考えられる。逆に短

期賃借人の信用力が高ければ、賃借人に係る情報の非対称性による分離均衡だと考えられる。定期借家の賃借人の特性を表した表4より、データでは、高空き家率地域では1年契約は少なく、1年の賃借人は中期契約の借家人よりも約20%低い所得、70%少ない金融資産、10歳低い年齢といった特徴を持つ。よって、賃料のU字型の期間構造は、賃貸人の空き家費用を考慮した希望賃料に沿ったものだと考えられ、本研究の理論モデルと整合的である。

5 結論

賃料の期間構造は、一般的には、将来の期待賃料とリスク・プレミアムが反映

されていると考えられている。この解釈では、右上がりの期間構造が見られるときは、将来の家賃は上昇すると期待される。しかしわれわれの分析では、賃借人が契約を中途解約できる場合には、そのオプション価値を反映して、右上がりの期間構造が将来の賃

料期待によらず見られることが明らかになった。さらに、空き家費用のような賃貸契約コストが大きい場合には、期間構造はU字型となることが示された。日本の住宅市場では、賃借人の中途解約権が法的に保障されており、賃料期間構造はわれわれの理論の予測とよく一致している。

これらの結果は、賃貸借契約の賃料期間構造を解釈する際には、内包されたオプション、契約コスト、市場空き家率などの要因を注意深く考慮する必要があることを示している。また日本の賃貸市場に関して、一般借家契約の本質は、中途解約権のついた無期限賃貸借契約であり、一般借家と定期借家の二種類の契約形態は同じ経済モデルで分析することが可能であることを示している。

注

- 1) 定期借家の住宅市場での評価については、瀬古・隅田 (2011) を参照されたい。
- 2) Geltner et al. (2014) p. 799.
- 3) 最近の研究は Grenadier (2005)、Ambrose and Yildirim (2008)、Agarwal et al. (2011)、Chang et al. (2012) など。実証面の評価は、Stanton and Wallace (2009) および Bond et al. (2008) など。
- 4) 予測には次のパラメータを用いた。安全利子率は、日本国債の2001年から2012年の月末の平均利回りに基づき1%とした。賃料率の成長率とボラティリティは、2005年から2012年の関東地方における「IPD/リクルート日本住宅指数」に基づき、年間成長率を1%、ボラティリティを8%とした。賃料率は安定していることから、短期賃料のリスク・プレミアムは1%とした。賃貸人の費用は、「2008年住宅土地統計調査」における賃貸住宅の平均空き家率に基づき、高空家率地域で19%、低空き家率地域で5%とした。
- 5) 日本家計パネル調査の詳細については、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター (<https://www.pdrc.keio.ac.jp/>) を参照されたい。

参考文献

- Agarwal, S., B. W. Ambrose, H. Huang, and Y. Yildirim (2011) "The Term Structure of Lease Rates with Endogenous Default Triggers and Tenant Capital Structure: Theory and Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.46, pp.553-584.
- Ambrose, B. W., and Y. Yildirim (2008) "Credit Risk

- and the Term Structure of Lease Rates: A Reduced Form Approach," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.37, pp.281-298.
- Bond, S., P. Loizou, and P. McAllister (2008) "Lease Maturity and Initial Rent: Is There a Term Structure for UK Commercial Property Leases?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.36, pp.451-469.
- Chang, C.C., H.W.Ho, H. Huang, and Y. Yildirim (2012) "Simultaneous Implication of Credit Risk and Embedded Options in Lease Contracts," Working paper.
- Clapham, E., and A. Gunnelin (2003) "Rental Expectations and the Term Structure of Lease Rates," *Real Estate Economics*, Vol.31, pp.647-670.
- Geltner, D.M., N.G. Miller, J. Clayton, and P. Eichholtz (2014) *Commercial Real Estate Analysis and Investments*, 3rd ed. OnCourse Learning.
- Grenadier, S. R. (1995) "Valuing Lease Contracts: A Real-options Approach," *Journal of Financial Economics*, Vol.38(3), pp.297-331.
- Grenadier, S. R. (2005) "An Equilibrium Analysis of Real Estate Leases," *Journal of Business*, Vol.78(4), pp.1173-1214.
- McConnell, J. J. and J. S. Schallheim (1983) "Valuation of Asset Leasing Contracts," *Journal of Financial Economics*, Vol.12(2), pp. 237-261.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* Vol.82, pp.34-55.
- Rubinstein, M. (1974) "An Aggregation Theorem for Securities Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol.1(3), pp.225-244.
- Stanton, R. and N. Wallace (2009) "An Empirical Test of a Contingent Claims Lease Valuation Model," *Journal of Real Estate Research*, Vol.31, pp.1-26.
- Yoshida, Jiro, M. Seko and K. Sumita (2016) "The Rent Term Premium for Cancellable Leases," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.52(4), pp. 480-511.
- 瀬古美喜・隅田和人 (2011) 「借地借家法改正後の居住形態選択と経済厚生の変化」『季刊住宅土地経済』2011年夏季号 (No.81)、26-38頁。
- 瀬古美喜 (2017) 「日本の住宅市場と家計行動——借家市場の流動化と整備：定期借家をめぐって」『既存住宅流通の活性化』(東洋経済新報社) 近刊所収 (『土地総合研究』第25巻1号、2017年冬、10-17頁を再録)。

パソコン対応型資料集『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』

クロニクル&データ事務局

はじめに

日本住宅総合センターでは、2017年6月に、『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』の発売を開始いたしました。『クロニクル&データ2017』は、住宅関連の調査や研究を行う際に必要となるさまざまな情報（年表、関連資料、および統計データなど）をエクセル形式の資料として一つにまとめ、USBメモリに収納した、パソコン対応型資料集です。年表の抽出や資料の確認等は、エクセルを用いて行なうため簡単な操作で実行できます。

今回は、この場を借りて『クロニクル&データ2017』の収録内容や利用方法についてご紹介いたします。

1『クロニクル&データ』の作成目的

戦後、住宅の絶対的不足の解消から出発したわが国の住宅政策は、昭和20年代後半にほぼ現在の体系に整備され、すでに半世紀以上が経過しています。この間、公的部門による住宅供給とともに、個人の持家取得の支援を基本とする住宅政策が展開され、高度成長期を通じて民間自力の住宅建設が推進されてきました。

日本の住宅政策は、8期におよぶ「住宅建設五ヵ年計画」とそれに続く「住生活基本計画」によって大きな枠組みが設定されてきました。住宅不足の解消、居住水準の改善、住宅ストック重視など、時代に応じた目標がそのつど設定されてきましたが、住宅投資の持つ高い経済波

及効果を内需拡大に寄与させるとの観点から、高度経済成長期以降は経済対策・景気対策としての側面も重視されてきました。

他方で、超高齢社会の中であって、空家は増加を続けており、住宅ストックへの対応が重要な課題になっています。さらに、足下では大規模な金融緩和が日銀によって実施されており、世界経済の変化も日本の住宅市場に大きな変化を及ぼす時代になっています。

このように、住宅市場に関する調査研究には、住宅市場をとりまく社会経済状況や多様な制度がどのように関連し、変化してきたかという複眼的な視点が必要であり、そのようなアプローチによって、より充実した研究成果が得られるものと考えられます。

『クロニクル&データ2017』は、こうした考えに基づき、住宅政策の変遷を社会経済や住宅市場動向を含めて調査することができる資料を目指して作成されています。

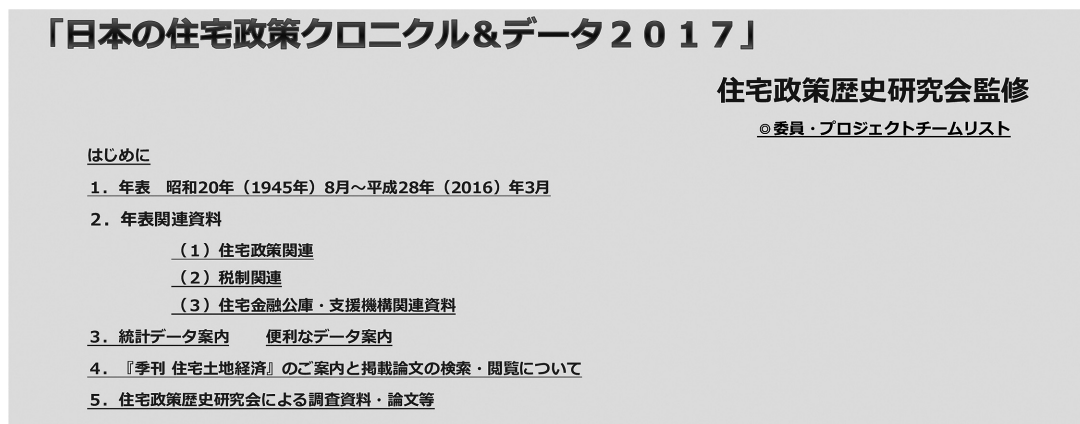
2『クロニクル&データ』の概要

『クロニクル&データ』は、大きく以下の3つのコンテンツに分かれています。

- ①年表
- ②年表関連資料
- ③統計データ案内

まず、①年表では、昭和20（1945）年8月から平成28（2016）年3月までの、住宅関連および社会経済・政治に関する情報が整理されています。

図1 「クロニクル&データ2017」表紙



次に、②年表関連資料では、住宅政策・住宅税制および住宅金融公庫・支援機関に関連する資料が整理されています。

最後に、③統計データ案内では、住宅関連統計データが、どのようなサイト等に掲載されているのか、新築住宅や中古住宅等に分類したうえで、各サイトの内容やリンク先および各データのサンプルなどを紹介しています。

また、これら以外にも、本誌『季刊 住宅土地経済』の案内や『クロニクル&データ2017』を制作する過程で制作した調査資料などについてもまとめています。

2.1 「年表」について

USB を接続し、エクセルファイル「クロニクル&データ2017」をクリックすると、図1のような「表紙」画面が開きます。

「表紙」画面には、収録コンテンツが列挙されており、各コンテンツにはリンクが張ってあります。したがって、利用したいコンテンツをクリックすれば、該当ページに移動することができます。まずは、「1.年表 昭和20年…」について紹介いたします。

「1.年表 昭和20年…」を選ぶと、図2の「年表中表紙」頁が開きます。『クロニクル&データ2017』では、昭和20年8月から平成28年3月までの間にあった、住宅関連のさまざまな出来事を年表として整理しています。ただし、年

表に掲載されている内容は6000件以上と膨大なため、年表全体を見るだけでは必要な情報を得るのは困難です。

そこで、『クロニクル&データ2017』では年表の中で必要な部分だけを抽出できるよう、図2のような「年表中表紙」を設けています。「年表中表紙」では、年表に収められているさまざまなデータを4種類のメインカテゴリ（社会経済・政治、住宅政策等、税制、金融）に分類し、各メインカテゴリをさらにサブカテゴリに分類し、サブカテゴリをさらにテーマへと分類しています。「年表中表紙」では、これらの分類をクリックすると、該当する情報だけを年表として抽出することができる仕組みとなっています。このように、特定の分類から必要な年表情報だけを抽出することができる点が、『クロニクル&データ2017』の大きな特徴のひとつとなります。

2.2 「統合年表」から年表を抽出

次に、年表中表紙を用いずに年表から必要な部分だけを抽出する方法をご紹介します。

「年表中表紙」から「統合年表」をクリックすると、年表全体が開きます（図3）。図に示されているとおり、年表は右列から順番に「和暦」、「西暦」、「月」、「メインカテゴリ」、「サブカテゴリ」、「事項・政策」、…といった内容が表示されています。

図2 「クロニクル&データ2017」年表中表紙

社会経済-政治		住宅政策等		税制				金融				
サブカテゴリ	テーマ	サブカテゴリ	テーマ	サブカテゴリ	テーマ	サブカテゴリ	テーマ	サブカテゴリ	テーマ			
社会経済	イベント	基本方針	方針	税制改正	国金融向	土地税制	譲渡課税	公的住宅金融	政策制度			
	商 外		白書・調査		内閣金融		保有課税		組織団体	①		
	外 交		審議会・答申		審議会等		地価対策		公的融資	②		
	建設施設		公的住宅供給	公営住宅整備	住宅減税	取得減税	贈与特例	基本原則	民間住宅金融	課 券 化		
	建設施設			民間供給		リフォーム		5分5厘		課 券 化	③	
	建設施設			公団公社住宅		認定住宅		積算課税		直系尊属	課 券 化	④
	建設施設		住宅供給	建築基準等	居住用財産	互換特例	不動産取得税	基本原則	国内金融	政策制度		
	建設施設			品質・性能向上		特例控除		不課税取得		住宅特例	組織団体	①
	建設施設			借地借家法		譲 与 特 例		居住特例		地価特例	住宅減價	②
	建設施設		住宅ストック対策	住宅流通	登録免許税	基本原則	消費税関連	国金融向	国際金融	政策制度		
	建設施設			宅 建 業		基本原則		消費税率		内閣金融	金融市場	①
	建設施設			マンション対策		課 税 特 例		消費税率		審議会等	課 券 化	②
建設施設	消費名義譲-住宅セーフティネット	空き家対策	固定資産税	基本原則	消費税率	与党税調	国際金融	課 券 化				
建設施設		品質・性能担保		基本原則		消費税率		社会経済	日債金融政策	③		
建設施設		消費名義譲-住宅セーフティネット		居住特例		消費税率		社会経済	金利自由化	④		
建設施設	宅地政策	都市計画法等	固定資産税	居住特例	消費税率	社会経済	国際金融	国 債				
建設施設		土地取引規制		地価特例		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	①		
建設施設		地価公示		リフォーム		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	②		
建設施設	官庁・業界動向	宅地整備	固定資産税	評価制度	消費税率	社会経済	国際金融	破綻・不良債権				
建設施設		その他法令・制度		負担増		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	③		
建設施設		その他法令・制度		負担増		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	④		
建設施設	政治	その他法令・制度	固定資産税	負担増	消費税率	社会経済	国際金融	破綻・不良債権				
建設施設		その他法令・制度		負担増		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	④		
建設施設		その他法令・制度		負担増		消費税率		社会経済	破綻・不良債権	④		

※基本税制(所得税・相続税・贈与税)の税率等改正等はこちらを参照

例えば、1列目の「和暦」と2列目の「西暦」を見ると「s20」および「1945」とあり、掲載内容の年が確認できます。また、3列目の「月」を見ると「8」とあり、8月にあった出来事だと確認できます。それ以降の掲載内容は、「メインカテゴリ」が「01社会経済・政治」、「サブカテゴリ」が「01社会経済」、「事項・政策」として「太平洋戦争終結（15日）」とあり、1行目全体の年表情報が確認できます。

「メインカテゴリ」の2行目以降を見ると、「04金融」、「01社会経済・政治」、および「04金融」と続き、年表情報がテーマ毎に分類されていることが確認できます。前節で紹介した分類は、こうしたカテゴリごとにフィルタを掛けることで該当する情報だけを抽出していることとなります。

この「統合年表」から必要な部分を抽出するには、複数の方法がありますが、ここではフィルタ機能を利用する方法について紹介します。

例えば、フィルタ機能を利用して、「2007年」「8月」でソートすると、図4のような年表が表示されます。2007年8月の出来事として、複数の情報が掲載されていますが、上から2行目に、「04金融」、「04国際金融」、「仏 BNP パリバ傘下のファンドが資産凍結。サブプライムロ

ーン問題がクローズアップされる（9日）」といったサブプライム問題の内容が見られます。また、一番下の11行目には、「01社会経済・政治」、「01社会経済」、「米サブプライムローンの不良債権が急増し、米株式市場は暴落、世界同時株安」という記述もあり、この時期にサブプライム問題が顕在化したことが確認できます。

このように、フィルタ機能を利用することで必要な時期だけを年表として抽出することが可能です。また、知りたい情報の年月がわからない場合は、エクセルのキーワード検索機能を利用することで、該当する年表情報を調べることも当然可能です。

2.3 「年表関連資料」について

「2.年表関連資料」は、「(1)住宅政策関連」、「(2)税制関連」、「(3)住宅金融公庫・支援機構関連資料」が、それぞれ整理されています。各頁には、関連する PDF 資料および Web サイトへのリンクなどが設定されており、必要に応じて閲覧することができます。また、資料の一部は、年表上にもリンクを設定しているため、そこから開くこともできます。

「2.年表関連資料」の「(1)住宅政策関連」では、「基本計画」と「国土交通白書」に関する

図3—統合年表（一部を抜粋）

年表表紙に移動		▼最下部へ移動			
和暦	西暦	月	メインカテゴリ	サブカテゴリ	事項、政策
S20	1945	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	太平洋戦争終結(15日)
S20	1945	8	04 金融	03 国内金融	蔵相、預金の無制限支払いを発表(15日)
S20	1945	8	01 社会経済・政治	02 政治	東久邇宮稔彦王内閣成立(17日)
S20	1945	8	04 金融	03 国内金融	共同融資銀行、資金統合銀行に営業を譲渡し解散(21日)
S20	1945	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	商工省(第2次)発足(26日)
S20	1945	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	連合国総司令部(GHQ)設置(28日)
S20	1945	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	マッカーサー厚木到着(30日)
S20	1945	9	01 社会経済・政治	01 社会経済	ミズーリ号上で降伏文書に調印(2日)
S20	1945	9	02 住宅政策等	02 公的住宅供給	「戦災都市応急簡易住宅建設要綱」閣議決定(4日)
S20	1945	9	01 社会経済・政治	01 社会経済	マッカーサー、非軍事化と民主化を中心とした対日管理方針 声明(9日)
S20	1945	9	01 社会経済・政治	01 社会経済	枕崎台風(17~18日)
S20	1945	9	04 金融	03 国内金融	政府、金融統制団体に解散命令(20日)
S20	1945	9	01 社会経済・政治	01 社会経済	米国政府、「降伏後における米国の初期の対日方針」を発表 (22日)
S20	1945	9	04 金融	03 国内金融	(社)東京銀行協会設立(25日)
S20	1945	9	04 金融	03 国内金融	6大都市に銀行協会設立(26日)
S20	1945	9	01 社会経済・政治	01 社会経済	内務省 国土計画基本方針発表(27日)

図4—「2007年」「8月」でフィルタリング

年表表紙に移動		▼最下部へ移動			
和暦	西暦	月	メインカテゴリ	サブカテゴリ	事項、政策
H19	2007	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	路線価、全国平均2年連続上昇、8.6%(1日)
H19	2007	8	04 金融	04 国際金融	仏BNPパリバ傘下のファンドが資産凍結。サブプライムローン 問題がクローズアップされる(9日)
H19	2007	8	02 住宅政策等	07 官庁・業界動向	首都圏マンション平均価格、バブル時以来最高値((株)不動 産経済研究所調査)(13日)
H19	2007	8	02 住宅政策等	03 住宅供給	住宅性能表示制度、設計住宅性能評価受付が100万戸突破 (国交省発表)(21日)
H19	2007	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	猛暑で東京電力が17年ぶりに節電要請(22日)
H19	2007	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	大阪で世界陸上選手権大会開催(25日)
H19	2007	8	04 金融	01 公的住宅金融	(独)住宅金融支援機構、マンション管理組向け債券「マン ションすまい債」募集開始(27日)
H19	2007	8	01 社会経済・政治	02 政治	財務：額賀福志郎(27日)
H19	2007	8	02 住宅政策等	04 住宅ストック対策	不動産プライベートファンドの市場規模、8兆4522億円に (株)不動産経済研究所調査)
H19	2007	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	国税庁、平成19年分路線価前年比8.6%上昇(全国平均)、三 大都市圏で大幅に上昇、都道府県別では下落している地域 が多いと発表
H19	2007	8	01 社会経済・政治	01 社会経済	米サブプライムローンの不良債権が急増し、米株式市場は暴 落、世界同時株安

情報を掲載しています。「基本計画」には、戦後から現在までの住宅建設五箇年計画と住生活基本計画のPDF資料が掲載されています。また、各計画における項目の変遷については、「住宅建設五箇年計画及び住生活基本計画の項目別記述の変遷」に別途整理しています。

「国土交通白書」については国土交通省のWebサイトにリンクを貼っているため、該当ページを開くことができます。

「(2)税制関連資料」には、「住宅税制個別とりまとめ資料」、「基本税制資料」、「大綱・要綱・与党大綱・地方税改正案要旨」、および「土地・住宅税制に大きな影響をもった大綱や答申」が掲載されています。いずれの項目にも、

関連する資料が整理・掲載されていますので、必要に応じてPDF資料を開くことができます。

掲載している資料として、例えば「住宅税制個別とりまとめ資料」の「住宅ローン減税入居年別経緯」をクリックすると表1のようなPDFファイルが開き、住宅ローン減税制度の制度変遷に関する資料が閲覧できます。

税制については、以下のようなさまざまな資料が整理されています。

- ・既存住宅特例の変遷
- ・床面積要件の変遷
- ・流通税の税率等の改正経緯
- ・土地譲渡益重課制度の変遷 など

表1—住宅ローン減税入居年別経緯（一部を抜粋）

入居年	控除額の計算方法	年間最高	控除期間	最高限度	主な改正事項（床面積要件等の政令事項を除く）
昭47.1.1～昭48.12.31	(床面積×標準取得単価)×1% (※標準取得単価：10万円/3.3㎡)	2万円	3年間	6万円	住宅取得控除制度の創設
昭49.1.1～昭50.12.31	〃	3万円	〃	9万円	年間最高限度額の引上げ(2万円→3万円)
昭51.1.1～昭52.12.31	床面積×1,000円/3.3㎡	〃	〃	〃	控除額算定方式の変更(標準取得単価方式→千円/3.3㎡)
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
平26.4.1～平29.12.31	※「特定取得」について 全期間：ローン残高4000万円以下の部分×1% ※「特定取得」とは、当該住宅取引に係る消費税率が8%、10%であるものをいい、仲介による個人間売買は含まれない。	40万円	10年間	400万円	消費税率の引上げ(8%、10%)に伴い、住宅ローン年末残高の限度額を引き上げ(2000万円→4000万円) ただし、「特定取得」以外は2000万円
～平31.6.30	〃	〃	〃	〃	消費税率引上げの延長に伴い期限延長(平31.6.30まで)

出典)『日本の住宅政策クロニクル&データ2017』より一部を抜粋

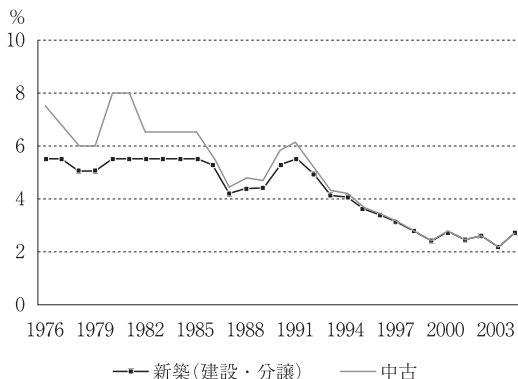
同様に、「(3)住宅金融公庫・支援機関関連資料」には、「住宅ローン新規貸出額・貸出残額の推移」、「公庫借入基準に関する資料」、および「借入基準の推移比較」が掲載されており、必要に応じてPDFファイルの資料が閲覧できます。例えば、「借入基準の推移比較」には、住宅金融公庫融資において、新築住宅と中古住宅に対する貸出金利がどの程度異なっていたのか整理した図が掲載されています(図5)。その他にも、最長償還期間の比較、住宅別の表示登記の比較(=築年数条件の比較)などが整理されています。

2.4 [3. 統計データ案内] について

このコンテンツでは、住宅・土地関連のさまざまな統計情報および関連サイトについて整理をしています。

住宅・土地関連の統計データは、さまざまな主体によって公表されています。例えば、新築住宅のデータであれば、『住宅着工統計』、『住宅・土地統計調査』、および『レイズ 年表マーケットウォッチ』などが挙げられます。た

図5—公庫融資の貸出金利の推移(住宅別)



だし、各データには特徴があり、必ずしも同じ数値が掲載されているわけではありません。また、初学者の場合、どのようなデータが、どこにあるのか、ということ調べることも難しいものです。

そこで、「3. 統計データ案内」では、統計データの内容ごとに、どのようなデータがあるのか「出典」を列挙し、それぞれの統計データの「内容」と、入手方法などの「補足情報」を整理しています。また、それぞれのデータを用いて入手・作成できる図表のサンプルと、データ

図6 『クロニクル&データ2017』統計データ案内（一部を抜粋）

統計データ案内	出典	内容	補足情報	サンプル図表等		
1. 新築住宅関係	『住宅着工統計調査』	建築動態統計調査の一つ。全国の建築物の動態を明らかにし、建築および住宅に関する基礎資料を得ることを目的とする。新設住宅関連の建築（新築住宅、リフォーム等設住宅、リノベーション新設住宅）は住宅着工統計調査において、住宅の着工状況（戸数、床面積の合計）を構造、建て方、利用関係、資金等に分類して集計している。	E-Statから統計データ入手可能。月次、年次、年度次、および利用関係別・構造別・都道府県別など多様なクロス表が掲載されている。	図1-1	図1-2	表1-1
	『レインズ 年報マーケットウォッチ』	公益法人東日本不動産流通機構は事業者向け不動産物件情報の登録と提供を行う「レインズシステム」を運営している。そのシステムに登録された首都圏の成約物件や登録物件、在庫物件の動向などについてまとめた統計集。	2008年以降、CD-ROMにWindows版エクセル形式で収録された統計が毎年発行されている（2008年のみCD-ROM付書籍、以降完全電子資料化）。戸建住宅の面積・面積帯に中古・新築別データが追加されたのは2009年度以降。			
	『住宅・土地統計調査』	総務省・統計局によって実施される基幹統計の一つ。日本の住宅とそこに居住する世帯の居住状況、世帯の保有する土地等の実態を把握し、その現状と推移を明らかにする調査である。調査の結果は、住生活基本法に基づいて作成される住生活基本計画、土地利用計画などの諸施策の企画、立案、評価等の基礎資料として利用されている。	調査は5年毎に実施される。建築時期別、住宅の種類別など多様なクロス表が掲載されている。E-Statを用いて、必要な情報だけを取り出すことが可能。	表1-3	表1-4	表1-5
2. 既存住宅関係	『住宅土地統計調査』	総務省・統計局によって実施される基幹統計の一つ。日本の住宅とそこに居住する世帯の居住状況、世帯の保有する土地等の実態を把握し、その現状と推移を明らかにする調査である。調査の結果は、住生活基本法に基づいて作成される住生活基本計画、土地利用計画などの諸施策の企画、立案、評価等の基礎資料として利用されている。	調査は5年毎に実施される。既存住宅としては、「持家として取得した中古住宅数」のデータが掲載されている。E-Statを用いて、必要な情報だけを取り出すことが可能。	図2-1	表2-1	
	『道府県税の課税状況等に関する調査』	総務省自治体税務局が道府県税課税を、全都道府県を対象に道府県税の課税状況等について調査を行い、その報告を集計編さんしたもの。その中に「不動産取得税に関する調査」があり、そのデータから既存住宅のおおよその取引件数を把握することが可能。	『不動産取得税に関する調査』の「家屋」・「専用住宅」・「承継分」は、既存住宅取引件数の代理変数とみなすことが可能。一部データはWeb上で閲覧できる。	図2-2	表2-2	
	『民事・訟務・人権統計年報』	法務省が毎年発行している。『民事・訟務・人権統計年報 II』による登記の種類別件数（不動産の表示に関する登記、不動産の権利に関する登記、商業・法人登記、動産譲渡登記、債権譲渡登記、成年後見登記、その他の登記）、また、『民事・訟務・人権統計年報 II』により、登録免許税・登記等手数料に関する件数及び納付額等を調べることができる。	E-Statから統計データ入手可能。不動産登記の「種類別」建物に関する登記の件数および「買取」・「売買」による所有権の移転は、既存住宅取引件数の代理変数とみなすことが可能。一部データはWeb上で閲覧できる。	図2-3	表2-3	

入手先のリンクを設定することで、利用者の利便性を高めています。例えば、「1. 新築住宅関係」、「住宅着工統計調査」にサンプルとして掲載している図は、「住宅着工戸数推移（利用関係別）」（図7）等となっています。

なお、「3. 統計データ案内」では、以下のような統計情報について整理しています。

- ・ 新築住宅関係
- ・ 既存住宅関係
- ・ 賃貸住宅関係
- ・ 価格水準の変化（価格指数他）など

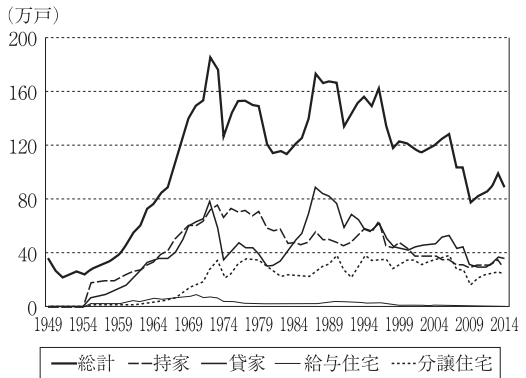
3 購入方法・価格について

以上、「クロニクル&データ2017」について簡単に紹介しました。ここではすべての内容について紹介することができませんので、詳細はご購入後にお確かめいただければ幸いです。

『クロニクル&データ2017』の購入をご希望の方は、当センターHPのトップページ右上にあるアイコンから「購入申込書」をダウンロードして、お申込みください。

また、下記メールアドレスに直接、お問い合わせ

図7 一住宅着工戸数推移（利用関係別）



わせいただければ、センターより折り返しご連絡いたします。

センター HP : <http://www.hrf.or.jp/index.html>

お問合せ先 : chro@hrf.or.jp

定価 : 9800円+税 送料 : 510円

土地利用規制と土地および住宅の価値

大都市圏内における分析

Kok, N. P. Monkkonen, and J. M. Quigley (2014) "Land Use Regulations and the Value of Land and Housing: An Intra-metropolitan Analysis" *Journal of Urban Economics*, Vol.81, pp.136-148.

はじめに

土地利用規制は、都市の形態や開発の空間的パターン、居住者の住宅・交通費用および厚生水準に関する重要な決定要因の一つであり、土地の利用方法を限定することをつうじて直接的に、また周辺環境や特定の特徴をもった都市を形成することをつうじて間接的に、土地価格に影響を与える。

今回紹介する Kok, Monkkonen and Quigley 論文(以下、本論文)は、米国で市および郡の自治体が土地利用規制の権限を行使するために生じる、都市圏内での規制の厳しさのばらつきを利用して、サンフランシスコ・ベイエリアにおける110の行政区における土地利用規制と地価の関連を調べている。また、戸建て住宅の販売に関する大規模なサンプルを用いて、地価と住宅価格を関連づけ、土地利用規制が住宅市場に与える影響についても分析を行っている。

都市の地価の決定要因について

人口統計および地形

都市の地価を決める要因(仕事へのアクセシビリティ、アメニティ、地形など)はすでに先行研究により理論的枠組みが完成しているものの、データの不足のために実証的な研究はほとんどなされていない。とくに都市における空き地の取引は珍しい。土地の異質性、重要情報の欠落、取引頻度の少なさ、高い取引コスト、複雑な商習慣などに加えて、空き地に付与されている開発オプションなども、不確実性の高い資産市場においては価格を左右すると考えられる。

土地利用規制

土地利用規制の地価への影響については、いくつ

かの経路が考えられる。土地利用規制がデベロッパの利益を毀損するために、地価を下落させる可能性があるが、同じ都市圏内の他の自治体に代替財がなければ、土地利用規制によるアメニティ改善が、地価を上昇させる効果をもつことも考えられる。

また、土地利用規制が住宅や土地の価格に与える影響をモデル化する際に、規制と価格の内生性が生じる可能性がある。いくつかの研究では、操作変数法を用いてこの問題に対応しているが、いわゆる除外制約を満たすことは難しい。本論文では、人口構成や都市の特徴に関する包括的な変数を OLS 回帰に含めることで内生性による問題を減少させ、また頑健性の確認のため、二段階最小二乗法の結果を併せて確認している。

地価とその決定要因に関するデータ

地価

地価データについては、取引の仲介業者および市場参加者によって報告された2010年1月1日現在のサンフランシスコ・ベイエリアにおける9郡の各地区画の所有者一覧を用いている。この一覧には各地区画の住所、面積および売却価格が含まれている。データは1990年から2010年までの同都市圏における7358の土地取引に関するデータセットとなっている。

不動産代理店から報告される各地区画の現況については、4つのカテゴリーに分類した(「更地」、「粗い整地」、「完全に改良された土地」、「あらかじめ開発された土地」)ほか、各地区画の今後の計画用途についても8つに分類している(「開発のため保持」「戸建て住宅」「商業用」「工業用」「集合住宅」「用途混在」「公共空間」「公共施設」)。

仕事へのアクセス

本論文では、2つの方法により、「仕事へのアク

セシビリティ」を計測している。1つは、中心ビジネス業務地区（CBD）への近接性である。もう1つが、重力モデルによる雇用へのアクセスについての指標である。これは各区画が大都市圏のすべての仕事にアクセスしうるが、距離減衰関数によってアクセシビリティが割引かれる変化量として定義され、(1)式で求められる。

$$A_i = \sum_{j=1}^N E_j / d_{ij}^2 \quad (1)$$

ここで A_i は区画 i の近接性に関する指標、 E_j は j 業務地区における仕事の数、 d_{ij} は区画 i から j 業務地区までのマンハッタン距離であり、利便性のため2乗している。

地形および地理

サンフランシスコ・ベイエリアのひとつの特徴である地理的な差異については、地理情報システム（GIS）を用いて、各区画の局所的な環境に関する地理的特質の差異について計測している。勾配や標高は、開発コストを上昇させることが知られている一方、快適なアメニティも提供する。本論文では、各区画の標高を計測し、各区画の半径1マイル内における傾斜5%以上の土地面積のシェアを計算している。

また、海岸の位置、および自然災害リスクについても計測している。前者については、各区画を中心とした半径1マイルの円における水面積の割合を計算する。後者については、地震断層線の近接性を用い、各区画からヘイワード断層もしくはサンアンドレアス断層への距離を計算している。

人口統計および地域の公共サービス

本論文では、各区画が属する人口調査標準地域（census tract）を特定し、1990年における人種や大卒以上の人口の割合を含む人口統計的な特徴を記録しているほか、2000年以降の学業成績指数（API）スコアを用いて計測された高校の質を付け合わせている。また、各区画から半径1マイルにある公園の近接性についても計測している。

地価と経済地理的要因の関係

まず、地価と仕事へのアクセシビリティ、土地の現況および計画用途との関係を、1990年から2010年までの四半期ごとの固定効果を含めてOLS回帰で分析している。その結果、1平方フィート当たり地価は、ロットサイズ、CBDまでの距離、およびBART（通勤用高速鉄道）までの近接性で約半分の変動を説明できている。土地の現況や計画用途も考慮すると、説明力は60%にまで高まる。

土地の現況は、整備が進んでいるほど高値がついている。また、計画用途も、何らかの開発が予定されているほうが高く売却されていることから、計画用途がその区画のゾーニングを示唆しているとすれば、規制が地価と強く関連している可能性を示す。

CBDまでの距離は、1km増加すると地価が2.4%下がり、CBD距離の代わりに重力モデルに基づく変化量を用いると、モデルのフィットがわずかながら改善した。

続いて、上記分析モデルに、地形および人口統計の値を含めてOLS回帰を行なっている。地形も地価と強い相関を示し、標高が高く丘陵地帯のほうが高い価格で売却されていた。一方、標高と丘陵地帯の交差項は価格と有意に負の相関があった。また、人口統計的な特徴を考慮すると、丘陵地帯の効果は有意でなくなった。これは丘陵地帯の地価に対する影響がソーティング効果に起因するためと考えられる。

地震断層からの距離は、1マイル近づくごとに地価は約2%下がるほか、公園への近接性は、アメニティの価値と、ソーティング効果を反映し、高地価につながっている。水資源への近接性も関連しており、海岸沿いの区画は有意に高い地価となっている。

人口統計の重要性も確認できる。黒色人種のシェアが大きい地域は価格が低く、大卒者の割合が多い地域では、有意ではないものの、高い価格がつけられている。また、APIで計測された質の高い学校が提供されている区画の価格も高地価につながっている。

地価と土地利用規制の関係

本論文では、前節までに構築した回帰モデルに、

規制に関する以下4つの変数を含めて、規制の地価に与える効果の分析を行なっている。Glickfield and Levine (1992) で作成された自治体ごとの規制の「厳しさ (restrictiveness)」と「優遇 (hospitality)」に関する指標、および土地利用規制の厳しさに関する2つの計測値 (建設許可発行前に自治体から要求された独自調査および申請の数、およびゾーニング変更の認可のために必要な地元自治体による第三者調査の数) を、それぞれ平均1、標準偏差0に基準化したものである。

そして、4つの規制に関する計測値と土地の売買価格の関連性を、単純なOLS回帰で分析している。この推定戦略は、規制が外生的であることを前提としており、内生性の問題に対処するため、地形や社会経済的指標といった各決定要因など包括的なコントロール変数を含めている。

また、操作変数法を用いた頑健性の確認も行なっている。操作変数にはカリフォルニア州で1978年に行なわれた Proposition 13 (固定資産税に関する投票) に対する住民投票の結果および1980年の大統領選におけるレーガン (カーター大統領の対立候補) への投票率を、投票区ごとに用いている。

OLS回帰の結果によると、規制の厳しさは、地価に対して、地理的・人口統計的な特徴を考慮しても、プラスの効果をもっている。建設許可の取得およびゾーニングの変更にかかる調査および申請の数は、どちらも地価の上昇につながっている。もし建設プロジェクトの認可に必要な独自調査の数が1標準偏差増加した場合、平均的に8%地価が上昇する。同様に、もしゾーニングの変更のために要求される自治体による第三者調査が1標準偏差上昇する場合、地価は平均的に4%上昇する。

規制の「厳しさ」指標の1標準偏差の増加は約3%の地価上昇につながり、「優遇」指標の1標準偏差の増加は地価を1%下落させる。

なお、操作変数モデルの結果はわずかながらOLSモデルと異なっている。4つの規制指標のうち、3つの係数は同じ符号を示しており、OLSのそれよりも大きい値を示している。ゾーニング変更のための申請の数の係数は統計的には有意ではなくなった。

土地利用規制と地価および住宅価格

都市圏内のエビデンス

前節の回帰分析をもとに、サンフランシスコ・ベイエリアにおける地価の決定要因とこれらの要因が住宅価格に与える効果について考察している。

ここで、各住宅価格 (V_i) を名目価格で価格付けされたその住宅の物理属性の価値 ($p_k K_i$) および属する土地の物理属性の価値 ($p_l L_i$) の合計として(2)式のように定式化する。

$$V_i = p_k K_i + p_l L_i \quad (2)$$

1990-2010年の期間におけるベイエリアの9郡に属する110の市について、四半期ごとに戸建て住宅の売買に関する件数、売却価格、ロットサイズのデータを入手した。また各市の四半期ごとの地価を回帰結果から推定し、その推定地価と平均ロットサイズを掛け合わせることで、戸建て住宅に供される土地の平均価格を推計している。そして、(2)式より、戸建て住宅価格から土地価格を差し引くことで、住宅資産の価値 $p_k K_i$ を計算した。

その結果、同都市圏における住宅の平均売買価格のうち、土地価格は約32%を占め、この割合は経年で大きくなっている。1990-95年における取引では土地価格の割合は約31%であったが、2005-10年には平均的に43%を占めるようになった。

この土地の価値の上昇は、人口および所得の増加に加え、上述した地形や規制による制約を反映していると考えられる。

また、地理や人口統計、土地利用規制が各地域の住宅価格にどの程度の影響を与えるかを知るために、回帰分析の結果と(2)式を使って、仮想的な経済状況の下、住宅価格の変化を計算している。例えば、地震の脅威が減少した (断層線からの距離が1%遠ざかる) ときの、平均住宅価格に与える影響は、地域によって-6%から+3%の幅がある。また、仕事の立地が分散すると、たとえば仕事が集中するパロアルトやサンフランシスコのような都市の住宅価格は大きく下がり、サンタローザやフェアフィールドのような郊外の住宅価格は上昇する。

住宅価格に対する、土地利用規制の厳しさについ

ては、ベイエリアにおける開発プロジェクトの認可に必要な独自調査の数を1標準偏差減らすと、住宅価格は4-8%減少する。ゾーニング変更のための独自調査を1標準偏差減らすと、住宅価格は1~2%減じる。

経年的な地価と住宅価格の関係

最後に、本論文では、地価と住宅価格、および資本コストの経年的な関係について論じている。まず、取引実績に基づいて独自に作成した地価指数(KMQ指数)と、Davis and Palumbo (2008)で提案された住宅価格からの推計に基づく地価指数(DP指数)を比較している(図1)。また、KMQ指数と、戸建て住宅価格を用いたリピートセールス法に基づくベイエリアのCase-Shiller指数および商務省経済分析局(BEA)による建設費用指数とも比較している(図2)。

図1に示されるように、取引ベースのKMQ指数は、推計に基づくDP指数に対し、時間的な遅れを伴っている。この違いはDP指数が住宅価格に依拠するためである。また、図2が示すように、KMQ指数は近年の住宅バブルが始まるまではCase-Shiller指数と似た動きをしており、住宅価格の大幅な上昇後も、地価は数年の間、比較的落ち着いていた。このラグは住宅購入に限定された低利融資の急速な普及によるものだろう。

DP指数の変動性がKMQ指数に比べて低いのは、短期的には、KMQ指数が取引の比較的少ない土地売買のデータに依拠しているのに対し、DP指数は緩慢に変化する資本コストと、四半期ベースで滑らかに動く住宅価格指標に依拠しているためである。

長期的には、地価は住宅価格よりも価格変動が大きくなる。DP指数のような住宅価格は、土地と構造物のまとまりを含んでおり、この結果から、住宅用地の価格は、住宅そのものの価格よりも変動が大きくなることが明らかになった。

結論

今回紹介したKok, Monkkonen and Quigley論文では、都市の土地取引に関するデータを利用し、土地の価格と土地利用規制の関係にまつわる仮説を検

図1—KMQ指数およびDP指数の推移

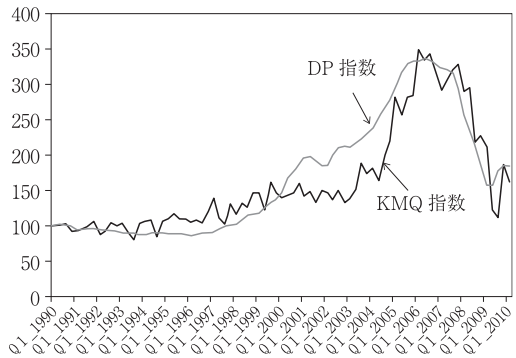
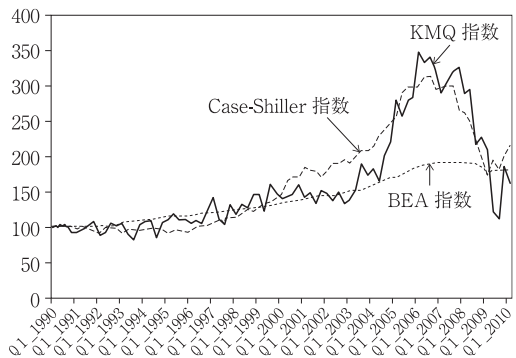


図2—KMQ指数、Case-Shiller指数およびBEA指数



証している。OLS回帰分析の結果、地域の人口や環境要因をコントロールしたうえでも、建築許可やゾーニングの変更に必要な申請の数で計測される法律や規制の厳しさは、明確に地価に影響を与えていた。また、住宅の価値の大部分を地価が占めていることを示すことで、土地利用規制が住宅価格に影響を与える新たな経路があるという証拠を提供した点が、本論文の貢献である。

参考文献

- Davis, M. A. and M. G. Palumbo (2008) "The Price of Residential Land in Large US Cities," *Journal of Urban Economics*, Vol.63(1), pp.352-384.
- Glickfield, M., and N. Levine (1992) *Regional Growth, Local Reaction: The Enactment and Effects of Local Growth Control and Management Measures in California*, Cambridge, MA.

小谷将之

日本大学大学院経済学研究科後期博士課程

◎調査研究成果のご案内

「定期借地権事例調査」

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

公益財団法人 日本住宅総合センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（<http://www.hrf.or.jp/>）上で紹介しており、2017年7月末現在、最新の調査成果として2016年度における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住

宅取得ニーズとの関連性を追究する視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼としているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2017年3月31日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6354件、5万4242区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5669件3万1867区画、マンション685件2万2375戸）。

以下、通年度で取れる最新年度である2016年度（2016年4月～2017年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2016年度における戸建て住宅の供給は、58件82区画で、前年度同期（51件93区画）と比べ11区画の減少となっている。都道府県別の戸建て住宅発売区画数は、第1位は愛知県の66区画、第2位は静岡県、第3位は兵庫

県、奈良県の3区画で、収集された事例の約80%が愛知県になっている。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える区画を含む事例は58件中14件あり、全体の24%に達し、前年度同期（24%）とまったく同じであった。

一方、マンションの発売数は14件1193戸であり、前年度は8件236戸であるので、1件当たり戸数が多くなっており大規模なマンションが増えていることがわかる。都道府県別マンション発売戸数は、第1位が東京都の561戸、第2位が大阪府の350戸、次いで第3位が神奈川県177戸となっており、大都市圏を中心に供給されていることが示されている。

本調査は調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体像を把握するための資料としては制約が伴うものの、分譲住宅事例の地域分布および建物の種別や規模等の実態を検証する上で有用なデータセグメントであると考えられる。

編集後記

私は、つくばエクスプレス(TX)に乗り通勤しているのだが、最近、車両がボックスシートからロングシートに移行してきていることにふと気が付いた。調べてみると、混雑緩和対策として、ロングシート化を進めており、朝のラッシュ時の供給輸送力を14～15%増加する計画とのことだった。

ボックスシートから景色を眺めることが好きな私にとっては、残念なお知らせだが、混雑緩和のためならしょうがない。それにしても、車両から見える風景は、TX開業当時（2005年8月）からだいぶ変わった。殺風景だったところに、ショッピングモール、マンションが立ち並び、

ちょっとした買い物をするのには大変便利になった。その一方で、守谷～つくば間は、依然としてきれいな田園風景が広がっており、旅行気分を味わえる。

秋葉原～つくば間を最短45分で結ぶTXは、沿線の人々の生活を大きく変えた。進学、就職、結婚など人生の重要な分岐点を、どこで過ごすのか、その選択肢の幅を広げたとする。私も、これからTXと共に人生を歩んでいくのかと思うと、妙な親近感が湧き、ますます地元から離れられなくなるな…。などと考えていると、あっという間につくばに着いていた。 (S・Y)

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年秋季号（第106号）

2017年10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 一公益財団法人

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。