

[巻頭言]

# 2025年、さらにその先を展望した 大都市と住生活について

木村恵司

一般社団法人不動産協会理事長  
三菱地所株式会社取締役会長

わが国は、少子化・高齢化、生産年齢人口の減少等、社会構造の変化が本格化するなか、今後の社会をどう支えていくか、国を挙げて考えていくべき重要な時期を迎えている。国民一人ひとりが真に豊かさを実感でき、将来に希望が持てる社会を目指し、誰もが活躍できる一億総活躍社会の実現に向けて、都市再生や住環境の整備に取り組み、都市と地方が交流・連携して地方創生に取り組むなど、国全体の成長に向けた行動を今こそ始める必要がある。

大都市は経済成長の重要な原動力だ。都市の国際間競争が激化するなか、国際競争力のある大都市の創造に向け、都市再生をこれまで以上にスピーディに実現し、世界中から人材・企業・資金・情報が集まり、さまざまな交流が生みだされるような、世界で最もビジネスのしやすい都市の構築が不可欠となる。

また、人口減少等の課題解決に、まちづくりを通じて貢献することも必要だ。若い世代が家庭を築き、高齢者が安心して暮らすことのできるまちづくりや、コミュニティを形成して地域で支え合うまちづくりを推進していかなければならない。

住宅は量から質への転換が必要な一方、既存の住宅ストックの質は未だ不十分となっている。利活用できる優れたストックの形成に向けて、今まで以上に高い性能水準を備えた安心・安全な住宅を供給するとともに、建替えや改修を促進していくことが求められる。

2020年の東京五輪の開催も控えるなか、不動産業界も日本経済の牽引役として、国民生活の向上と持続的な成長に貢献できるよう努めて参りたい。

---

## 目次●2016年夏季号 No.101

---

[巻頭言] 2025年、さらにその先を展望した大都市と住生活について	木村恵司	—1
[特別論文] 空き家資産論	三橋博巳	—2
[論文] 住宅市場と住宅投資の動向	宇南山卓	—10
[論文] 長屋と共同住宅の規制の違いが地域環境に与える影響	高田班	—19
[調査報告] 中古住宅流通と住宅金融公庫	原野啓・瀬下博之	—28
[海外論文紹介] キャピタライズ効果は支払い意思額を表すのか	菅原理美	—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

# 空き家資産論

## 空き家を資産として考える

### 三橋博巳

#### はじめに

日本の経済はフローからストックの時代となり、人口減少と少子高齢化の進むなか、既存住宅の老朽化、過疎化等の社会動向の変化等により、全国で空き家の増加が大きな社会問題となっている。全国の空き家は、平成25年住宅・土地統計調査によると約820万戸、空き家率は約13.5%になっており、今後も増加することが予想されている。

空き家については、建物の倒壊や屋根・外壁の落下、火災発生の危険性、犯罪の誘発や景観の悪化等、多くの問題の発生が指摘されている。また、空き家は戸建て住宅だけではなく、集合住宅においても増加しており、分譲マンションや団地などでも出ている。

このため、国は「空き家等対策の推進に関する特別措置法」を施行し、各地方自治体は空き家条例の制定や空き家バンク、建物改修の助成金や家賃補助等、さまざまな対策を講じている。また、不動産事業者をはじめとする多くの民間企業が新しい空き家の利活用の方法を提案し、民泊などビジネスとしても出ている。しかし、空き家の利活用については、地域の状況や特性を踏まえた対策が必要であり、行政の多様な施策だけではなく、民間企業やNPO等の各団体、学会等の連携と人材育成が必要不可欠となっている。

また、近年、所有者不明の土地も問題となっており、空き家と同様大きな問題である。

本稿では、空き家の現状と利活用の状況、また国や各自治体の法制度と取り組み状況を紹介し、今後の空き家対策と利活用のあり方について、空き家を問題としてだけでなく、社会的な資産、地域の資産として考え、空き家の利活用のあり方について論ずる。

#### 1 空き家問題とは

空き家の種類には、別荘などの二次的住宅や、賃貸用または売却用の住宅（新築・中古）、その他、人が住んでいないなど、上記に該当しない、例えば長期不在や取り壊し予定などもある。これら空き家の問題点として、防災上の安全性や防犯性の低下、ごみの不法投棄による悪臭や、蚊・ねずみの発生など衛生の悪化、樹木の越境や雑草の繁茂、落ち葉の飛散による近隣への迷惑や景観の悪化など、管理不全の問題が挙げられる。

そこには、制度的な理由も関係しており、建物を取り壊すと固定資産税が6倍になることや、人口減少と高齢化による過疎化、それに伴う相続の問題、また賃貸や売却も難しい現実がある。空き家や空き店舗がまさにデッドストックとなることで、犯罪の温床となるなどマイナスの危険性も孕んでいる。

基本的な問題としては、少子高齢化など時代の変化の対応、既存ストックの問題、管理の問題、安全性の問題、環境衛生の問題、住宅問題、地域の問題等である。これらの問題とともに空き家問題も考えていかなければならない。

## 2 空き家の現状と法制度

### 2-1 空き家の現状

#### (1) 全国の空き家の推移

平成25（2013）年住宅・土地統計調査によると、日本の総住宅数は6063万戸であり、5年前と比較すると304万戸増加しており、増加率は5.3%であり、平成10年からの15年間では総住宅数が1000万戸以上増加している。

住宅のうち空き家についてみると、空き家数は820万戸となり、5年前に比べて63万戸（8.3%）増加している。総住宅数に占める空き家率は、平成10（1998）年に初めて1割を超えて11.5%となり、平成25年には13.5%と、20年に比べ0.4%上昇し、空き家数、空き家率ともに過去最高となった。

#### (2) 都道府県別の空き家の推移

平成25年住宅・土地統計調査によると、別荘等の二次的住宅を除いた空き家率は、山梨県の17.2%が最も高く、次いで四国4県が続いており、いずれも16%台後半である。

空き家率が最も低いのは宮城県の9.1%で、次いで沖縄県が9.8%、山形県、埼玉県、神奈川県および東京都がいずれも10%台である。

#### (3) 住宅の建て方別にみる空き家

平成25年住宅・土地統計調査によると、5年前と比較して空き家は62.8万戸増加したが、建て方別にその内訳をみると、一戸建の空き家が49.6万戸で79.0%を占めており、長屋建が3.9万戸（6.2%）、共同住宅が8.9万戸（14.2%）、その他<sup>1)</sup>が0.4万戸（0.6%）と、一戸建の空き家の増加が著しい。

建て方別、空き家の種類別に増減数の内訳をみると、一戸建の空き家は、増加した49.6万戸のうち、49.4万戸（99.6%）

(著者写真)

みつはし・ひろみ

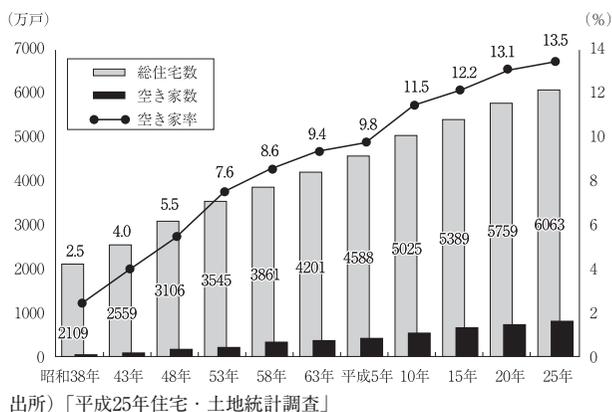
1942年東京都生まれ。日本大学理工学部建築学科卒。日本大学大学院理工学研究科修士課程修了。博士（工学）。第19次日本南極地域観測隊越冬隊に参加（1977-1979年）2012年3月まで日本大学理工学部教授。同年4月・非常勤講師。資産評価政策学会会長。元日本不動産学会会長。著書：『ECO シティ』（共編著、中央経済社）ほか。

が「その他の住宅」である。

#### (4) 東京都の空き家の推移

東京都では、平成25年において住宅ストック数は約735万戸、総世帯数は約650万世帯となっている。空き家数は約82万戸であり、空き家率

図1—総住宅数、空き家数および空き家率の推移（全国：昭和38年～平成25年）



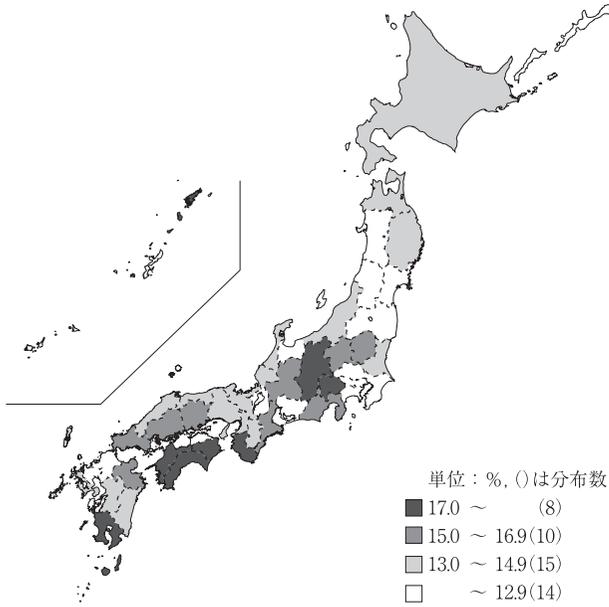
出所)「平成25年住宅・土地統計調査」

表1—都道府県別の空き家率（二次的住宅を除く）（平成20年、25年）

順位	〈空き家率の高い都道府県〉		〈空き家率の低い都道府県〉	
	平成25年	平成20年	平成25年	平成20年
1	山梨県 17.2%	16.2%	1 宮城県 9.1%	13.2%
2	愛媛県 16.9%	14.5%	2 沖縄県 9.8%	9.8%
3	高知県 16.8%	15.7%	3 山形県 10.1%	10.6%
4	徳島県 16.6%	14.5%	4 埼玉県 10.6%	10.3%
5	香川県 16.6%	15.1%	5 神奈川県 10.6%	10.0%
6	鹿児島県 16.5%	14.8%	6 東京都 10.9%	10.8%
7	和歌山県 16.5%	16.5%	7 福島県 11.0%	12.4%
8	山口県 15.6%	14.6%	8 滋賀県 11.6%	11.6%
9	岡山県 15.4%	14.2%	9 千葉県 11.9%	12.0%
10	広島県 15.3%	13.7%	10 愛知県 12.0%	10.7%

出所)「平成25年住宅・土地統計調査」

図2 一都道府県別空き家率（平成25年）



出所)「平成25年住宅・土地統計調査」

表2 一建て別空き家数（全国：平成20年、25年）

	総数	一戸建	長屋建	共同住宅	その他
平成20年	756.8	250.4	41.6	462.3	2.6
平成25年	819.6	299.9	45.5	471.2	3
増加数	62.8	49.6(79.0%)	3.9(6.2%)	8.9(14.2%)	0.4(0.6%)

出所) 総務省報道資料「統計からみた我が国の住宅（「平成25年住宅・土地統計調査（確報集計）」の結果から）」統計トピックス No.86。

表3 一建て方、空き家の種類別増減数（全国：平成25年－平成20年）

	総数	一戸建	長屋建	共同住宅	その他
空き家総数	62.8	49.6	3.9	8.9	0.4
二次的住宅	0.1	0.9	0	-0.9	0.1
賃貸用の住宅	16.5	-1.5	2.7	15.3	0
売却用の住宅	-4.1	0.8	-0.2	-4.8	0.1
その他の住宅	50.3	49.4	1.4	-0.7	0.2

出所) 総務省報道資料「統計からみた我が国の住宅（「平成25年住宅・土地統計調査（確報集計）」の結果から）」統計トピックス No.86。

は平成10年からほぼ横ばいで11.1%ある。

## 2-2 国の空き家対策の法令

平成27（2015）年2月20日に「空家等対策の推進に関する特別措置法」が公布され、同年2月26日に施行された。この法律では、「適切な管理が行われていない空家等が防災、衛生、景

観等の地域住民の生活環境に深刻な影響を及ぼしていることに鑑み」、地域住民の生命・身体・財産の保護、生活環境の保全、空家等の活用のため対応が必要として、空家対策の推進を促している（1条）。

現在、空家は全国約820万戸（平成25年）、401の自治体が空家条例を制定している（平成26年10月）。

また、「空家等」とは、建築物またはこれに附属する工作物であって居住その他の使用がなされていないことが常態であるものおよびその敷地（立木その他の土地に定着する物を含む）をいうが、国または地方公共団体が所有し、または管理するものを除く（2条1項）。

「特定空家等」とは、①倒壊等著しく保安上危険となるおそれのある状態、②著しく衛生上有害となるおそれのある状態、③適切な管理が行なわれないことにより著しく景観を損なっている状態、④その他周辺の生活環境の保全を図るために放置することが不適切である状態にある空家等をいう（2条2項）と、定義している。

## 2-3 地方自治体の空き家対策に関する条例

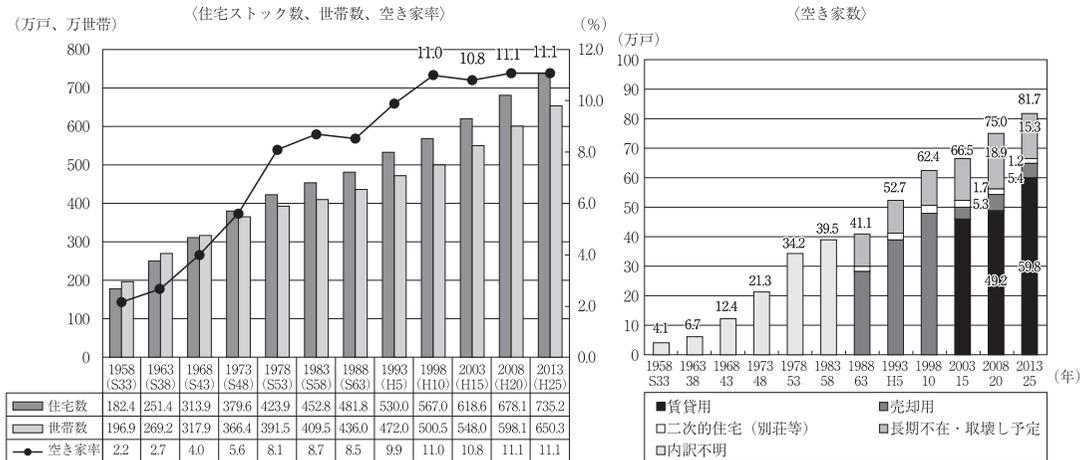
平成27年4月1日現在、全国431の自治体で空家等の適正管理に関する条例（空家条例）が制定・施行されている（国土交通省による都道府県への調査結果）。空家条例の例を、表4に示す。

## 3 空き家の利活用の事例

国および地方自治体の空家対策と、地方自治体および民間企業等による空家利活用の取り組み状況をいくつか紹介する。

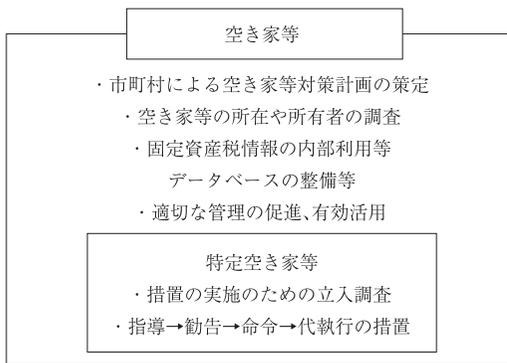
・空家を壊さずに再生している取り組みでは、シェアハウスに改修した例や、文京区での空家跡を防災に活用し避難所として活用した例がある。また、豊島区では空家を「家守」が再

図3—住宅ストック数、世帯数、空き家率、空き家の推移（東京都）



注) 2013 (平成25) 年は速報値。  
出所) 平成25年住宅・土地統計調査 (速報集計) 結果の概要 (東京都)

図4—「空家等対策の推進に関する特別措置法」による空家への対応



生し、民間主導で行政の後押ししている例や、台東区では空き店舗をアート拠点にして若い才能を呼び込むことがなされている。

・地域の取り組みでは、長野県飯嶋町では定住促進のため田舎暮らしを自治体が応援している例。また、長野県長野市善光寺では、見学会を経て、空き家店舗への入居を希望する人たちをマッチングして、設計施工から運用まで含めて関わり、まちの再生・活性化に寄与している。リノベーション工事は入居者が負担し、瑕疵担保責任なし、原状回復なし等としている。

・高齢者向けの拠点に改修した取り組みでは、東京都世田谷区における、木造賃貸アパートの1階を、カフェを備えたデイサービスに改修し、地域の畑・人、高齢化した団地住人が収穫体験

イベントで繋がった例。また、大阪府堺市の、泉北ニュータウンでは、少子高齢化するニュータウンの高齢者に対して、賃貸住宅を高齢者施設にし、空き店舗に配食サービスとレストランを入れ、高齢者向け拠点ができたことで多世代交流ができて例がある。

・企業での取り組みでは、二つの企業が共同で、地方移住を希望する中高年層に再就職先と住居をセットで紹介する事業を始めた例。また、不動産会社では所有者にかわって「空き家」を管理するサービス、建物管理会社では、月1回の換気や簡易清掃などのサービス、警備会社では見回りを代行するサービスなどがある。

・NPOやベンチャー企業の取り組みでは、空き農地を再生し市民農園にしている例、空き家問題に特化した支援団体や、空き家問題のスペシャリスト育成、空き家管理士資格等もある。

以上のように、多様な取り組みがなされており、今後、各地域や空き家の特性に応じた多様な再生と利活用が考えられる。

#### 4 空き家の利活用の方策と在り方

空き家の利活用については多様な取り組みがなされているが、第一にはセーフティネットの住宅や避難場所としての活用を提案したい。災害列島である日本において、災害時に備えて避

表4 一自治体の条例による規制措置の例

契機		条例の制定事例	処分等の内容				
			勧告	命令	公表	罰則	代執行
放置空き家全般	空き家の放置による外壁落下や倒壊事故、犯罪、火災発生を防止	所沢市空き家等の適正管理に関する条例(H 22.10.1 施行)	●	●	○	-	-
生活・環境保全	ゴミ屋敷など、周辺の生活環境阻害状態の解消や防止	下仁田町環境美化に関する条例(H 17.10.1 施行)	●	●	○	-	-
火災予防	火災の発生防止、空き家への侵入防止	ふじみ野市空き家等の適正管理に関する条例(H 23.4.1 施行)	●	●	○	-	-
景観保全	廃屋など地域の景観形成に著しく支障がある建築物等の除去など、景観支障状態の解消と防止	和歌山県建築物等の外壁の維持保全および景観支障状態の制限に関する条例(H 24.1.1 施行)	●	○	-	-	-
突風等による外壁落下、倒壊防止	突風等による老朽家屋、空き家の外壁等の落下、倒壊事故などの防止	足立区老朽家屋等の適正管理に関する条例(H 23.11.1 施行)	●	-	-	-	-
防犯	都市環境健全化の促進と防犯性の高いまちづくり(空き家への不審者の侵入防止等)の推進	新潟市犯罪のない安心・安全なまちづくり条例(H 19.4.1 施行)	-	○	○	-	-
豪雪による倒壊防止	豪雪による雪・氷の落下事故、倒壊事故の防止	大仙市空き家等の適正管理に関する条例(H 24.1.1 施行)	●	●	○	-	●
まちなか居住	魅力あるまちづくりとまちなか居住の促進(空き家の適正管理も含む)	松江市空き家を生かした魅力あるまちづくりおよびまちなか居住促進の推進に関する条例(H 23.10.1 施行)	●	●	●	○	○

注) ○：条例に規定されている処分等 ●：実績あり(平成26年度末出所) 国土交通省資料「空き家に関する地方公共団体の取組み事例」より作成

難場所や避難住宅として、仮設住宅や復興住宅にも活用できるよう、日頃から空き家を整備しておく。そのためには整備のための法制度や財源、各専門家や産官学の連携と協力が必要である。平常時は、地域の集会施設や体育施設あるいは緑地などとして利用するなどが考えられる。また、高齢者に対しての医療施設や介護施設として活用する。その際には耐震性能を向上させ震度7にも耐えるような建物に改修することが不可欠である。空き家を再生するには建物のみならず、地域の再生とまちづくりを考慮して地域計画が必要である。それらを実施することで地域再生が可能となる。

このように空き家再生から地域再生・都市再生につながるにより、都市や地域の安全性や環境性能の向上を計り、事業継続計画(BCP)やマンション生活継続計画(MLCP)と同様に、高耐震継続計画(ULCP;アーバンライフ継続計画)の都市を創成することができると考えている。

これらを実現するためには、建築と不動産の融合の推進と産官学民の連携と協働が不可欠である。また、ハード・ソフト・ハートの総合的

なアプローチも必要である。そして、都市や地域のマネジメント、既存建物のストックマネジメント、コミュニティマネジメント、空き家のマネジメント等、さまざまなマネジメントがなければならない。

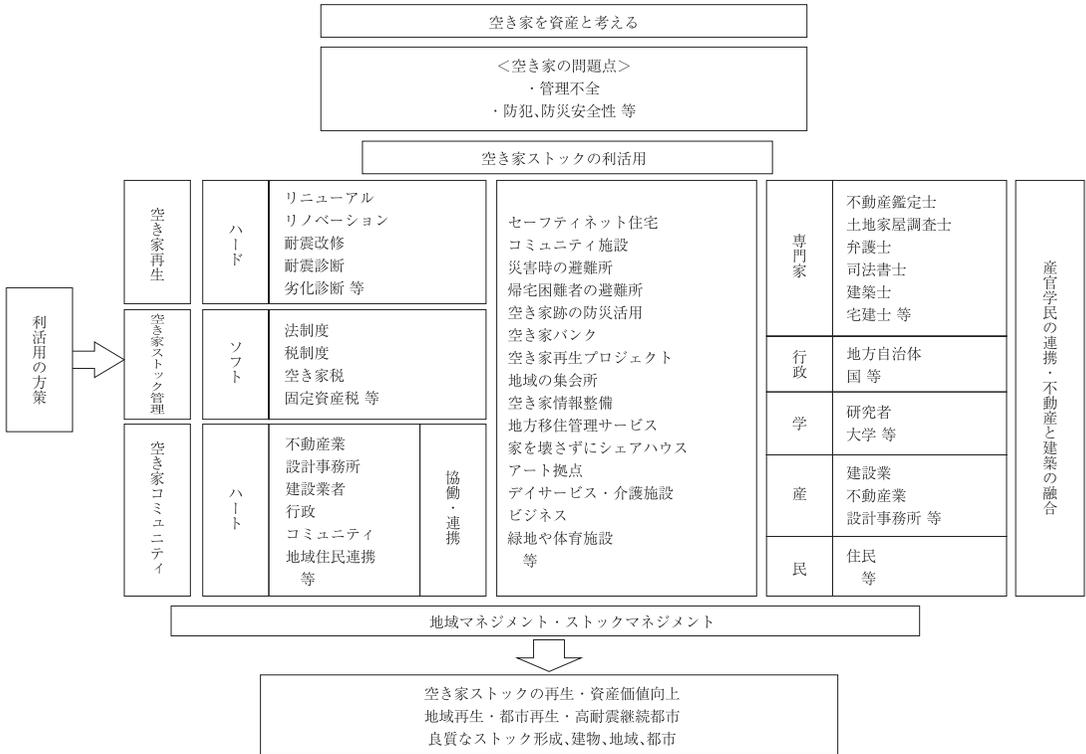
空き家を契機として、建物の安全性の向上と、生活環境の向上を図り、資産価値を向上させ良好なストックを形成し、地域の再生、都市再生が実現可能と考えている。

### まとめ

以上、空き家の増加に対応して、国および地方自治体においてさまざまな法制度がつくられ、自治体や民間企業、そして各種団体により新たな空き家利活用の取組み例を紹介した。利活用のあり方については多様な取り組みがなされているが、今後は空き家・空き地を貴重な資産として捉え、建物を再生し、資産価値を向上させ、地域や都市のリノベーションにより、良好な地域や都市を創成していかなければならない。

そのためには、空き家を単に使用されなくなった古い住宅ストックとしてみるのではなく、今後の人口減少、少子高齢化社会における貴重

図5—空き家の利活用



な地域の資産・財産として捉え直したうえで利活用することで、まちや地域を再生し、資産価値を高めて良いまち、地域や都市を目指す必要がある。日本の成熟した地域の中で空き家がどのような役割を担えるのかを考え、「空き家」を「資産」と捉えることで、空き家の所有者や地域の人々、社会にとって有効な利活用につながる。

また、近年問題となっている所有者不明の土地についても、資産として利活用が必要であり、空き家と同様に考えていかなければならない。所有者不明の土地は、国の大切な資産であり、不動産である。今後、利活用の方策と、利活用が可能な制度設計について、空き家問題とともに取り組んでいかなければならない。

空き家資産とは、「空き家を資産として位置づけ、空き家を再生し利活用することにより、資産価値を向上し、良好な地域や都市ストックを形成する空き家・空き地である」と定義する。よって、空き家資産の利活用の役割は大きく、

良質な建築ストックと都市の形成が実現されることを期待している。

注

1) 空き家の「その他の住宅」とは、「賃貸用の住宅」「売却用の住宅」「二次的住宅」以外の住宅で、例えば、転勤・入院などのため居住世帯が長期にわたって不在の住宅や建て替えなどのために取り壊すことになっている住宅のほか、空き家の区分の判断が困難な住宅などを含む。

参考文献

公益社団法人日本不動産学会「平成27年度空き家の利活用に関する調査研究報告書」平成28年3月。  
 国土交通省「空家等対策の推進に関する特別措置法の概要」空家等対策の推進に関する特別措置法関連情報。  
 国土交通省「空家等に関する施策を総合的かつ計画的に実施するための基本的な指針」平成27年2月26日付け総務省・国土交通省告示第1号  
 総務省統計局「平成25年住宅・土地統計調査速報集計結果の概要」平成26年7月。  
 東京都「平成25年住宅・土地統計調査（速報集計）結果の概要」平成26年3月。  
 三橋博巳「資産としての建築ストックの利活用について」『LIXIL eye』No.2、株式会社 LIXI、2013年4月。

日本における住宅投資は1990年代の中頃をピークに減少傾向にある。住宅投資量は住宅産業規模に直結する指標であり、住宅政策上重要である。

**宇南山論文**（「住宅市場と住宅投資の動向」）は、国民経済計算年報のデータをもとに1996年以降の住宅投資の減少傾向の要因を分析した。まず、1戸当たりの投資額は比較的安定していることから、住宅着工戸数の落ち込みが住宅投資額の減少の主な要因であることを指摘している。そのうえで、着工戸数の落ち込みがなぜ起きているのかを統計的に解明している。

建設住戸数のモデルから、住宅の新規建設戸数が、住宅の償却率、世帯数の増加率、住宅の稼働率の3つで決まることを示している。償却率とは住宅ストックに対して一定の比率で目減りする資産分であり、住宅・土地統計調査で減失する住宅量から推計している。償却率の推計結果からは、一貫してその値は減少しており、その要因として非木造住宅・共同住宅へのシフトが原因と指摘している。建物の高寿命化は、毎年の償却率の減少につながるため、今後もこの傾向は続くであろう。

世帯数の動向は国勢調査から知ることができる。2010年までは世帯数は増加しているものの、その増加数は1995年以降減少傾向にあり、今後は世帯数自体が減少することが予想されている。よって、

世帯数の動向による住宅投資も減少していくことになる。

住宅の稼働率は、空家発生状況から知ることができる。宇南山論文では、住宅・土地統計調査の賃貸用もしくは売却用の空家を稼働していない住宅と見なして分析している。その結果、稼働率は1983年から2008年まで一貫して下がり続け、92%程度になったことを報告している。

住宅稼働率はどれだけ投資的な住宅建設が増えるかで決まる。投資環境が良くなれば、住宅が建設され、結果として空家が増えて稼働率は下がる。2000年以前は住宅の保有コストを下げる方向に変化していたため賃貸住宅の利回りが上昇し、賃貸住宅建設が刺激されたが、2000年代では保有コストのさらなる低下は期待できず、投資を刺激する要因にはならないとしている。

近年、大量にある空家問題がクローズアップされているが、以上の分析からは、少なくとも市場性のある住宅の空家化は沈静化するとの見通しとなっており、今後はむしろ住宅の「適正な償却」が重要になりそうである。

広義の住宅投資という意味では、住宅の改修なども含まれる。宇南山論文ではその面の分析はなされていないが、重要なテーマだけに、今後、住宅改修も含めた総合的モデルの分析がなされることを期待したい。



住宅の建築形式には、戸建て、長屋、共同住宅がある。戸建ては1棟に1住戸がある独立住宅であるのに対して、長屋と共同住宅は1棟に複数の住戸がある集合住宅である。長屋は各戸から別々に屋外に出る形式、共同住宅は各戸から共用の階段や廊下などを経て屋外に出る形式である。

建築基準法や地方自治体の条例では長屋と共同住宅での規制の扱いが異なり、長屋への規制が緩い。これは、災害時に長屋では自分の住戸から独立して屋外に避難できるのに対して、共同住宅では共用部分を通らねばならず、より安全性を確保する必要があるからである。

**高田論文**（「長屋と共同住宅の規制の違いが地域環境に与える影響」）では、長屋形式と共同住宅形式のどちらが選択されるのか、長屋や共同住宅があることで周辺の地価にどのような影響があるのかを分析している。

足立区および川口市のデータをもとに建築形式の選択確率モデルを推計している。東京都の建築安全条例（以下、都条例）は埼玉県と同条例よりも、共同住宅に対する規制が厳しい。特に、東京都では、共同住宅の場合には庭先空地を取らねばならず、接道長さについても制限が厳しい。

分析の結果、都条例の規制がかかることで、共同住宅よりも長屋

が選択される確率が12.4%上がることを示している。都条例は、共同住宅における避難容易性を高めるために規制を厳しくしているのであるが、結果として、条件上規制を満たすことが難しい敷地において長屋を選択せざるを得なくなっている可能性がある。

次に、中野区において、100m以内に長屋もしくは共同住宅が増えることで公示地価にどのような影響があるのかをヘドニック分析を用いて分析している。その結果、長屋が1棟増えることで地価が0.3%下がる一方、共同住宅が1棟増えることで地価が0.2%上がることを示した。さらに、その効果が建てづまり率の増加によることを定量的に示している。このことから、共同住宅において庭先空地をとらせる都条例の規制は、地域環境を改善する役割も果たしていることがわかる。

東京都では、共同住宅により厳しい規制を課しているために、長屋が選択されがちである。中高層住宅では共同住宅形式しか選択肢がないため、庭先空地の規制は有効であるが、低層住宅の場合には、長屋と共同住宅の規制の間での規制内容のバランスが適正かについては、今後検討していく必要があるだろう。

長屋の規制を強化すれば、外部不経済性は低下するが、その結果、大量なミニ戸建てに転じる可能性も否定できない。戸建て住宅も含

めてさらなる分析を進めることで、適正な施策のあり方が見えてくるように思われる。

●

日本住宅総合センターでは調査研究の結果を調査研究レポートとして公開している。**原野・瀬下論文（調査報告：「中古住宅流通と住宅金融公庫」）**では、その内容の一部を紹介している。

日本では、中古（既存）住宅の取引が欧米諸国に比較して少ない。中古住宅は、その性能が不確かであり購入者側に不安がある（情報の非対称性）こと、住宅に関する基準がしばしば改定されるため中古住宅では現行基準に合致しなくなり法制的な要因による「劣化」があること、日本では自然災害が多く住宅を「住みつぶす」消費財として認識されがちであることなどがしばしば指摘される。ただ、戦後の日本の住宅政策では、長らく新築住宅の建設を重視してきたこともその要因にあるのではないかということで、原野・瀬下論文では、それが顕著に表れている旧住宅金融公庫の貸出基準に着目した調査を行なっている。

住宅金融公庫の融資は、戦後の住宅市場の整備に大きな役割を担ってきている。そのなかで、中古住宅向けの融資は限定的であった。中古共同住宅向け融資は1976年度になって開始され、中古戸建て住宅に至っては1983年になってはじめて導入された。つまり、住宅金

融公庫融資は、基本的には新築住宅を対象に制度が構築されていたのである。

公庫融資が住宅取引に占める割合を調べると、新築住宅における利用割合は1980年代で4割程度であるのに対して、中古住宅では1992年度にやっと1割を超えた程度であり、中古住宅における融資比率は一貫して戸建て住宅よりも少ない。

中古住宅に対する融資条件を調べると、築年数に条件が付されており、築年数の浅いものだけに限定されている。また、当初は中古住宅に対する適用金利は新築住宅よりも高く、1990年代にやっとほぼ同水準の金利となる。償還期間も中古住宅のほうが新築住宅よりも短く、融資の選択行動に影響を及ぼしていた可能性がある。実際に公庫融資を利用して中古住宅を購入した個人の傾向を見ても、これらの融資条件に強く左右されていたことが判明している。

以上より、戦後の新築住宅重視の住宅政策の一環として、中古住宅に対する住宅金融公庫の融資条件の厳しさが、中古住宅選択に対して制約条件となり、中古住宅取引を減らすことにつながっていた可能性がある。ただし、著者らも指摘するとおり、これらの概括的なデータの分析では、因果関係を検証したことにはなっておらず、今後の精緻な分析が必要である。

(Y・A)

# 住宅市場と住宅投資の動向

宇南山 卓

## はじめに

日本の住宅投資は、1997年の消費税引き上げ直前をピークにほぼ一貫して減少してきた。本稿では、その住宅投資の低下の要因を考察する。

住宅投資の動向を、建設される住宅の戸数と住宅当たりの投資額に分解すると、2000年代の住宅投資の落ち込みの大部分は、建設された住宅戸数の減少によるものであることがわかる。1996年の住宅着工数は162万戸であったが、2013年は99万戸であり、建設戸数ベースの住宅投資の落ち込みは63万戸である。

住宅はストックであり、フローの住宅投資（すなわち新たに建設される住宅数）は、既存住宅の更新分と住宅ストックの純増分に分けられる。さらに、1家計は原則として1つの住宅に居住することから、住宅ストックの純増は、世帯数の純増と空家の純増に分解できる。

総務省統計局の公表する「住宅・土地統計調査」に基づき、償却された住宅数を計測すると、ピーク時の1990年前後には年間60万件であったが、2000年代に入り年間約30万件以下にまで減少していた。既存住宅との比率である償却率も1.5%程度から0.5%まで低下している。

住宅の償却ペースが低下したのは、非木造の共同住宅のシェアが高まったためである。非木造住宅は、住宅の材質や工法の特徴として住宅の耐久性が高い。また共同住宅は、建て替えの意思決定が困難である。こうした償却されにくい住宅が増加したことで償却ペースが低下し、

住宅投資が減少したのである。

世帯数の変化については、世帯に関する全数調査である国勢調査を観察した。人口は2007年頃をピークに減少が始まっているが、世帯数は最近まで増加傾向であった。

しかし、フローの住宅投資は同じくフローである世帯数の増加ペースに連動する。世帯数の増加ペースは低下しており、すでに住宅投資の低下要因となっている。1995年と2005年を比較すると、世帯数の増加ペースは年間60万世帯から40万世帯まで低下しており、他の状況を一定として年間約20万戸分の住宅投資の低下をもたらしている。

これまでの世帯数の増加は、核家族化・単身世帯化によってもたらされてきた。単身化は、未婚化による若年単身の増加と高齢化による寡婦の増加が主要因であり、今後は進展が鈍化すると考えられる。世帯構成が安定化すれば、人口の減少が表面化し、世帯数は純減に転ずると予想されるため、住宅投資のさらなる減少をもたらすと考えられる。

最後に、住宅投資の決定要因として空家の増加ペースについても住宅・土地統計を用いて観察した。空家は過去30年一貫して上昇してきたが、特に1993年から1998年の5年間に90万戸増加したことが突出している。2000年代には空家の増加ペースはバブル経済前の水準に戻っており、5年間で10万戸程度の増加となっている。つまり、1993年から1998年に年平均18万戸増加していた空家が、住宅投資のピークを形成する

一つの要因になったのである。現在の空家の純増は年2万戸程度であり、年15万戸程度の住宅投資の低下を説明できる要因となっている。

住宅の償却率の低下や世帯数の増加と異なり、空家の増加については、住宅市場の要因で決定されていると考えられる。本稿では住宅数の決定モデルを構築し、空家の増加の構造的な原因を考察した。

モデルから導出された空家数の決定要因は、家賃と住宅の保有コストの比率である。家賃よりも住宅の保有コストが低いほど、賃貸住宅が生む利潤が大きくなる。利潤率の高い投資機会が多ければ不動産企業の参入を通じて、住宅数が増加する。その増加は、世帯数を一定とすれば、空家の増加となる。

実際、空家が大幅に増加した1990年代半ばは、バブル経済の崩壊によって地価・金利は大幅に低下し、住宅の保有コストは大きく低下した。一方で、家賃はおおむね横ばいとなっていたため、賃貸住宅の供給が急増した時期であった。つまり、1990年代半ばの急激な地価と金利の低下が賃貸住宅急増の原因であり、地価・金利の低下止まりがその後の住宅投資の低下をもたらしたのである。

結局、住宅投資の落ち込みは、住宅の高寿命化・共同住宅化による更新投資の減少、核家族化・単身世帯化の飽和による世帯数の増加ペースの低下、地価・金利の低下に対する調整の終了、で説明できる。

この結果は、1997年の消費税引き上げが2000年代の住宅投資の落ち込みの主因であるという見方とは矛盾する。住宅投資の直近のピークが消費税引き上げ直前の1996年であったことから、2000年代の住宅投資の落ち込みが消費税の引き上げであるとする見方があった（例えば岩田・八田 2003）。消費税の引上げ前後には、耐久財などに大きな駆け込み需要と反動減があることは知られているが（Cashin and Unayama 2016）、2000年代を通じた長期的な住宅投資の低下は、より構造的な要因で説明されるのであ

## (著者写真)

うなやま・たかし

1974年生まれ。東京大学大学院博士課程修了。博士（経済学）。京都大学講師、神戸大学准教授、一橋大学准教授などを経て、現在、財務省財務総合政策研究所政策研究所総括主任研究官（出向中）。

る。

住宅の高寿命化は現在も進展中であり、世帯数は減少が予想されている。地価が下げ止まり、金利も最低水準となった現在、住宅市場への新規参入が期待できる状態ではない。こうしたことを考慮すれば、今後も住宅投資が大きく増加する可能性は低いと考えられる。

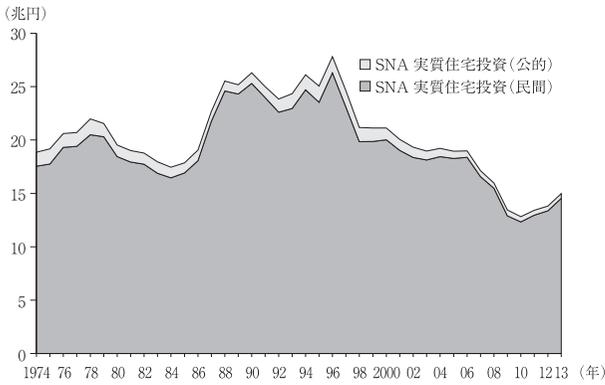
本稿の構成は次の通りである。第1節では、住宅投資の動向を概観して住宅投資の減少トレンドを確認する。第2節では、住宅市場内での住宅数の決定をモデル化した。第3節では、特定された決定要因の動向を観察した。第4節はまとめである。

## 1 住宅投資の動向

図1に、国民経済計算（SNA）の主要系列表・実質住宅投資（固定資本形成・住宅）の推移を示した<sup>1)</sup>。住宅投資は、1972年に発表された列島改造論によるブームで最初のピークを迎えた後、いわゆるバブル期に再び急増した。1996年に戦後のピークを迎え、民間住宅投資は25兆円を超えたが、その後に急減し、減少傾向が続いている。

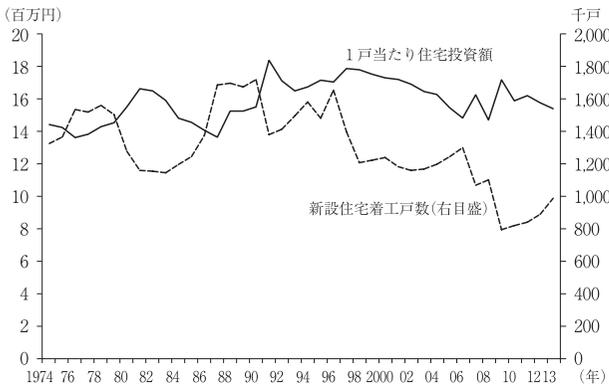
この住宅投資と新設住宅着工戸数の系列を使うと、住宅投資の総額の系列は「着工戸数」と「1戸当たりの投資額」に分解できる。国民経済計算の住宅投資の推計は、建築物着工統計に基づいている<sup>2)</sup>。建築物着工統計は、建築基準法第15条第1項の規定に基づく建築工事届を集計して作成されており、届出件数は新設住宅着工戸数として集計・公表されている。この住宅着工戸数でSNAの住宅投資を除いたものが

図1—SNAにおける実質住宅投資の推移



出所) 国民経済計算年報より筆者作成

図2—新設住宅着工戸数と1戸当たり住宅投資額



出所) 国民経済計算年報・建築物着工統計より筆者作成

「1戸当たりの投資額」である。

この分解の結果を示したものが図2である。新設住宅着工戸数は1970年から1996年までは大きく変動をしながらも横ばい程度を維持していたが、その後一貫して低下傾向を示している。それに対し、1戸当たりの住宅投資額は、過去40年にわたり相対的には安定している。すなわち、住宅工事の単価の低下ではなく、工事件数の減少が住宅投資の減少トレンドの原因である。

そこで、以下では住宅投資の動向を住宅数の動向とみなして分析する。議論を住宅数に集中することで、住宅の質の問題を無視することができる。住宅数で考えると、説明されるべき落ち込みは、1996年の162万戸と2013年の99万戸の差63万戸である。

## 2 住宅投資と住宅ストック

### 2.1 住宅投資の決定要因

住宅投資は、蓄積されて住宅ストックとなる。ストックである住宅は、経年などの理由によって一部は償却される。すなわち、フローで建設される住宅数は、住宅ストックの純変化分と償却された住宅の戸数の和となる。

$$I_t = (H_t - H_{t-1}) + \delta H_{t-1} \quad (1)$$

ただし、 $I_t$ はフローの住宅建設戸数、 $H_t$ は住宅ストック数、 $\delta$ は償却される住宅の住宅ストックに対する比率(すなわち住宅の償却率)である。

さらに、住宅ストックの純増は世帯数の純増と空家の純増に分解することができる。原則的に1家計が1戸の住宅に居住するため、世帯数とは居住者のいる住宅数であり、世帯数と空家数の和は住宅ストックになる。

ここで、世帯数を $N$ 、住宅数と世帯数の比率を住宅の稼働率 $\varphi$ とすれば、住宅数は $N/\varphi$ と書くことができる。

この関係を住宅投資の決定式である(1)式に代入すれば、

$$I_t = \left( \frac{N_t/N_{t-1}}{\varphi_t/\varphi_{t-1}} - 1 + \delta \right) \frac{N_{t-1}}{\varphi_{t-1}}$$

となる。

こうした同値変形で住宅投資の決定要因を整理すると、住宅の償却率、世帯数の増加率、住宅の稼働率の3つとなる。

住宅の償却率は、基本的には技術的な要因で決まる。もちろん、経済的なメリットがあれば構造的には使用可能な住宅をあえて除却するケースなどもあり、社会的・経済的な要因も影響するが、ここでは住宅市場の動向とは独立な要因とみなす。

また、世帯の形成についても、住宅市場にと

って外生と考える。こちらも三世同居をするか、核家族を構成するか、単身世帯となるか等は、住宅市場の状況によって変化する可能性はあるが、その影響は小さいと考えられる<sup>3)</sup>。

これら2つの要因に対し、住宅の稼働率はより経済的な要因で決まると考える。そこで、以下では住宅の稼働率を決定するモデルを構築し、構造的な住宅投資の決定要因を明らかにする。

住宅の稼働率は、基本的に住宅に対する需要と供給のバランスによって決定する。しかし、吉田(2008)が指摘するように、住宅には「消費財」としての需給と「資産」としての需給という二重性が存在しており、どちらの側面かで考えるかによって、考慮すべき要因は異なる。

以下のモデルでは「消費財」としての側面に注目して住宅ストック数の決定モデルを考える。住宅によって生み出される「住居サービス」こそが「資産」としての住宅の価値を裏付けるファンダメンタルズと考えられるからである。

## 2.2 モデル

ここでは、家計と不動産企業が1対1にマッチングされる住宅市場を考える。これは、住宅市場の一つの特徴が住宅サービスの非対称にあり、価格での競争が困難であることを反映した仮定である。

企業は住宅を1戸ずつ所有しており、不動産企業数を  $R$  とする。不動産企業数が世帯数より大きい場合(すなわち  $R > N$ ) には、 $R - N$  の不動産企業は家計とはマッチされず、保有する賃貸住宅は空家となる。逆に、世帯数が不動産企業数を上回るケースでは、マッチされなかった家計は持家を建設することになる。定義により、持家では空家は発生しない。

家計とマッチされた不動産企業は独占的に家賃  $\pi$  を提示する。家計は提示された家賃と、持家の保有コストを比較して住居の所有形態(持家か賃貸か)を選択する。ここで住宅の保有コスト( $C$ )を、

$$C = (r + \delta)(P^H + P^L)$$

とする。ただし  $P^H$  は住宅の建設費用、 $P^L$  は土地の取得費用、 $r$  は金利である。ここでは、住宅・土地の価格は変化しないと仮定する。

家計は、住宅の所有形態を決めた後に、転居しなければならない可能性がある。持家を選択すると、転居には固定的なコスト  $\alpha$  がかかる。また、転居リスクの発生確率  $\mu_i$  は家計ごとに異なるとして、その分布を  $F(\mu_i)$  とする。

このとき、家計がリスク中立的であれば、住宅の所有形態は、賃貸住宅の家賃と転居リスク込みの持家の期待保有コストの大小

$$\pi \geq C + \alpha \mu_i \quad (2)$$

で決まる。左辺が大きければ持家を選択し、右辺が大きき場合には賃貸を選択する。

不動産企業は、自らのコストで住宅を建設し、家計とマッチングされた場合には潜在的な入居者に家賃を提示する。ただし、家賃を提示する時点で、不動産企業は転居リスクの分布は知っているが、マッチされた家計の転居リスクは観察できないとする。

家計は提示された家賃が(2)式の右辺で示される期待保有コストの範囲であれば賃貸住宅を選択するので、その範囲では家賃が高いほど利潤も多い。しかし、家賃が転居リスクを上回れば世帯は持家を選択する。持家が選択されれば、不動産企業は物件を遊休させることになる。

不動産企業についてもリスク中立性を仮定すれば、家計とマッチされた不動産企業の利潤最大化問題は、

$$\max \pi(1 - G(\pi)) - C$$

となる。ただし、 $G(\pi) = F((\pi - C)/\alpha)$  であり、 $\pi$  を提示したときに持家を選択する世帯の割合であり、第1項は全体として期待家賃収入となる。第2項は住宅の保有コストであり、入居者の有無によらず必要なコストである。

この最大化問題の一階条件から最適家賃は、

$$\pi^* = \alpha \frac{(1-G^*)}{G^*}$$

を満たす。ただし、 $G^* = G(\pi^*)$ であり、最適家賃の下での持家率であり、 $G^* = G'(\pi^*)$ である。

### 2.3 均衡における住宅数

不動産企業にとって入居者がいる確率は、家計とマッチされる確率 ( $N/R$ ) と、マッチされた家計の転居リスクが最適家賃よりも高くなる確率の積となる。そのため、一階条件に応じて最適な家賃水準を提示したとしても、入居者がなく賃貸住宅が遊休する可能性がある。空家になった場合でも一定のコストがかかるため、不動産企業の期待利潤は負になる可能性がある。

そこで、不動産企業の参入・退出について考える。参入・退出によって不動産企業数が調整されれば、家計と不動産企業がマッチされる確率が変化し、期待利潤も変化する。そのため、均衡においては、不動産企業の期待利潤がゼロとなると考えられる。

この自由参入・退出条件は、

$$\frac{N}{R}(1-G^*)\pi^* = C$$

となり、均衡における不動産企業数  $R^*$  は

$$R^* = \frac{\pi^*}{C}(1-G^*)N \quad (3)$$

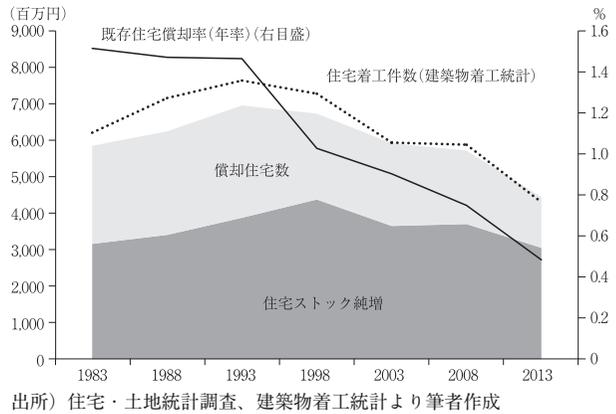
となる。さらに、持家数  $O^*$  が均衡家賃で決まり  $O^* = G^*N$  と書けることから、持家と（空家も含む）賃貸住宅数の合計である住宅ストック数は、

$$H^* = R^* + O^* = \left(1 + \frac{\pi^* - C}{C}(1-G^*)\right)N \quad (4)$$

となる。このとき、住宅の稼働率は、

$$\phi = \left(1 + \frac{\pi^* - C}{C}(1-G^*)\right)^{-1}$$

図3—住宅投資と住宅の償却



となる。

モデルの結果をまとめれば、住宅の保有コストが相対的に低いときほど賃貸住宅の利潤率が高くなり、新たな不動産企業の参入をもたらすというものである。均衡では、不動産企業の新規参入は、世帯数を所与として、空家を増加させ、住宅の稼働率を下げる。つまり、家賃と比べ住宅の保有コストが高いときほど、ここでのモデルでいえば地価・住宅価格・金利が高いほど、空家が増加するのである。

結局、住宅投資の決定要因は、住宅の償却率、世帯数、住宅の稼働率の3つである。住宅の稼働率については、さらに家賃・金利・住宅の保有コスト動向によって決定されていた。次節では、これらの決定要因が住宅投資に与えた影響を、データに基づき評価する。

## 3 住宅投資の減少の要因

### 3.1 住宅の償却率

住宅の第1の決定要因として、住宅の償却率の動向を観察する。住宅ストックの償却については、住宅・土地統計調査を活用することで推計できる。

住宅・土地統計調査は、総務省統計局によって5年に一度実施される調査である。統計表のうち「建築の時期別」を用いると、「5年前以前に建設された住宅数」が把握できる。その住宅数を、5年前の調査における「住宅総数」と

表1 一建て方・構造別の住宅償却率

年	住宅 総数	建て方別				構造別					
		木造		非木造		一戸建て		長屋建て		共同住宅	
		償却率	シェア	償却率	シェア	償却率	シェア	償却率	シェア	償却率	シェア
1983	1.7%	2.1%	77%	-0.3%	23%	2.0%	62%	2.3%	9%	0.9%	29%
1988	1.6%	2.0%	72%	0.6%	28%	1.6%	59%	3.4%	7%	1.3%	33%
1993	1.6%	2.2%	67%	0.2%	33%	1.8%	56%	3.9%	6%	1.0%	37%
1998	1.2%	1.7%	63%	0.2%	37%	1.4%	54%	3.2%	5%	0.6%	40%
2003	1.0%	1.6%	60%	0.1%	40%	1.0%	53%	5.3%	4%	0.5%	43%
2008	0.9%	1.3%	58%	0.3%	42%	1.0%	52%	3.7%	3%	0.6%	44%

出所) 住宅・土地統計調査より筆者作成。

比較すれば、過去5年に存在しなくなった住宅数を知ることができる<sup>4)</sup>。推計された「直近5年間で除却された住宅数」に、住宅総数の純増数を足したものが、概念的には、過去5年に新規に建設された住宅数、すなわち戸数ベースでの住宅投資となる。

図3は、推定された戸数ベースの住宅投資を、住宅の純増分と償却された住宅分に分けて示したものである。住宅投資の戸数は1988年から1993年調査までの5年間でピークであり、5年間で700万戸程度であった。住宅の償却数もピークは1993年までの5年間で約300万戸であった。しかし、その後、住宅投資も償却も減少に転じ、2013年調査では、住宅投資戸数は440万戸、償却戸数が約140万戸となっている。

つまり、1993年前後と現在を比較すると、年換算で60万戸程度だった住宅の償却が、30万戸程度にまで落ち込んでいるのである。これは、説明すべき住宅投資戸数の落ち込みである63万戸の約半分を占める大きな変化である。

本稿の目的は、SNAでの住宅投資の落ち込みを説明することであるが、ここで観察した住宅投資の動向は住宅・土地統計調査に基づく数値である。そこで、データの妥当性を検証するために、新設住宅着工戸数の動向も図3に示した。両統計は、概念的には完全に一致するものではないが、おおむね整合的に推移している。その意味で、図3はSNAの住宅投資の動向を住宅の純増と償却に分解したものとみなすことができる。

住宅の総数が増加する一方で償却数が減少してきたということは、住宅の償却率が低下してきたことを意味する。図3には、年率に換算した既存住宅の更新率も示しているが、1.5%程度で安定していた更新率は、1998年以降急激に低下し、2013年には0.5%にまで低下している。

その理由を見るために、表1では、住宅の建て方・構造別の償却率とシェアを示した。木造住宅の償却率が年率1.5から2%程度であるのに対し、非木造住宅は0.5%以下である。一方で、1983年に23%であった非木造住宅の比率は2008年には42%まで上昇している。また建て方別に見れば、共同住宅の償却率は一戸建て・長屋建てよりも低く、一方で共同住宅の比率も上昇している。

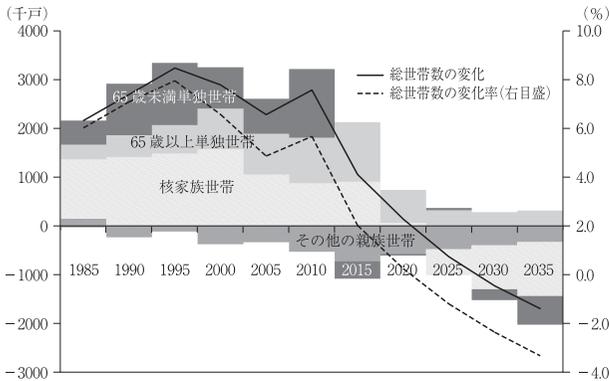
すなわち、平均的な償却率の低下は、より償却率の低い非木造住宅・共同住宅へのシフトが原因と考えられる。イメージとしては、木造一戸建てのシェアが減り、マンション（非木造共同住宅）が増加したということである。

今後も、住宅の材質や工法の変化、高性能化によって住宅が高寿命化することが予想される。また、現在でも都市部に大規模なマンションの建設が続いており、共同住宅の比率がさらに高まると予想される。そのため、住宅の償却率の低下は今後も継続すると考えられる。

### 3.2 世帯数の動向

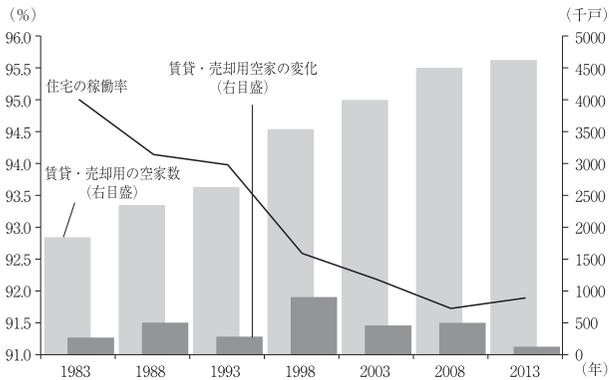
次に、住宅投資の第2の決定要因として、世帯数の動向を考察する。世帯数とは「居住者の

図4 一世帯の種類ごとの世帯数の変化



出所) 2010年までは国勢調査各年版、2015年以降は社会保障・人口問題研究所「将来人口推計」を用いて筆者作成。

図5 賃貸・売却用の空家と住宅の稼働率



出所) 住宅・土地統計調査より筆者作成。

いる住宅数」であり、その「純増」は比例的にフローである「住宅投資」を増加させる。

世帯数については、総務省統計局が実施する家計に関するセンサス調査である「国勢調査」を活用する。図4は、国勢調査の世帯の種類ごとに前回調査からの世帯数の純変化をとったものである。また、2015年以降について、国立社会保障・人口問題研究所による予測も示した。

世帯数そのものは、2010年調査まで増加を続けている。近年、人口は減少傾向にあることが知られているが、世帯数は依然として増加している。ただし、増加ペースでみれば、1995年をピークに減少傾向にある<sup>5)</sup>。さらに、2025年以降には総世帯数そのものの純減が予想されている。

世帯の種類別にみると、1995年までの世帯数

の増加は、基本的に核家族と単身世帯の増加によるものである。特に、単身世帯の増加は、未婚化による若年単身世帯の増加、高齢化による寡婦の増加が理由と考えられる(内閣府 2001)。

この効果による住宅投資の減少は、1995年と2005年を比較すると、年換算約20万戸分である。これは、戸数ベースの住宅投資の落ち込みの3分の1程度に相当する。2010年の世帯数は宇南山(2013)が指摘するように、統計的な問題があると考えられるため、2005年の世帯数と2015年の世帯数の予測の中間にあるとすれば、落ち込み幅は30万戸程度となる。

個人の同居・別居の選択は大部分が経済外的な要因で決定するため、世帯数は住宅市場にとってはほぼ外生的である。そのため、世帯数の増加ペースが鈍化することは、住宅数を増加させる圧力を弱め、住宅投資を低下させる<sup>6)</sup>。世帯数の純減は今後も加速すると予測されるため、住宅投資はさらに低下すると考えられる。

### 3.3 住宅の稼働率の動向

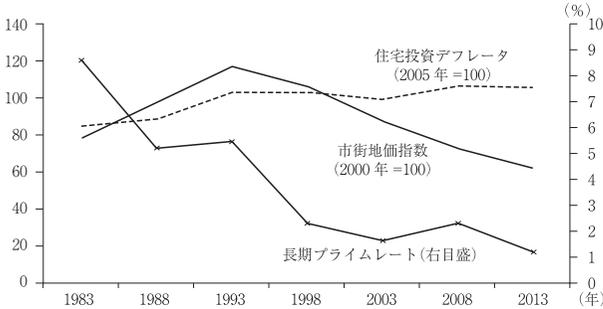
住宅投資の第3の決定要因として、住宅の稼働率の動向を観察する。第2節のモデルで見たように、賃貸住宅では一定の空家が発生する。住宅の稼働率が低く(空家率が高く)になると、他の状況を一定として住宅投資は増加する。

図5は、住宅・土地統計調査を用いて、住宅の稼働率の動向を示したものである。ただし、ここでは市場内の空家、すなわち統計的に言えば賃貸・売却用の空家だけを「稼働していない住宅」としてカウントした。賃貸・売却用の空家数は、1983年には200万世帯程度であったが、2013年には450万世帯まで増加している。稼働率も95%から92%まで低下している。

住宅投資の動向に影響を与えるのは空家の水

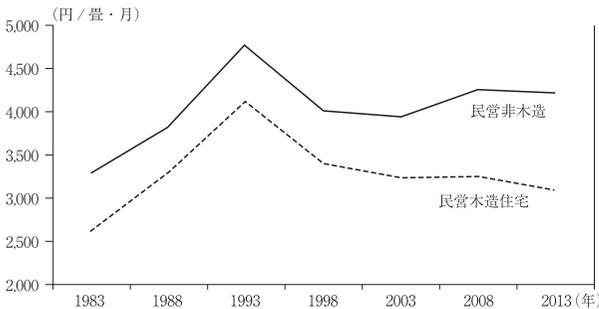
図6 一家賃と住宅の保有コスト

〈パネルA：賃貸住宅の家賃水準〉



出所)「住宅・土地統計調査」築年数5年以内の民営賃貸住宅の1畳・月当たり平均家賃。

〈パネルB：住宅投資デフレーター・地価・金利〉



出所)住宅デフレーター：国民経済計算・主要系列表、地価：日本不動産研究所・全国主要140都市の市街地地価指数、金利：日本銀行・長期プライムレート。

準ではなく、その変化である。そこで図5では、空家数の5年ごとの変化も示した。1993年から1998年の5年間に90万戸増加したことが大きな変化であったことがわかる。2000年代には空家の増加ペースは低下し、5年間で10万戸程度の増加となっている。

空家とはいえ、建設されれば住宅投資を喚起することから、賃貸・売却用の空家の増加が止まったということは住宅の純増が減少したことを意味する。言い換えれば、1993年から1998年にかけての空家の増加は住宅投資を年換算で18万戸程度押し上げていたことになる一方、現在ではその効果は2万戸程度なので、空家の増加がとまったことで年間15万戸程度の住宅投資の低下が説明できる。

第2節のモデルでは、住宅の稼働率は住宅市場の要因によって決定することを指摘していた。特に、家賃と持家の住宅コストの比率が高まり、

住宅投資の利回りが高まると、不動産企業の参入が発生し、稼働率が低下することを示した。

ここで示した稼働率の変動が、このロジックで説明できるかを見るために、家賃と持家の保有コストを観察したものが図6である。パネルAは住宅・土地統計調査の全賃貸住宅の平均1畳当たりの家賃、パネルBは持家の保有コストの構成要素を、それぞれ示している。

バブル経済崩壊後も、賃貸住宅の家賃水準は10%程度しか低下していない。それに対し、地価の指標(日本不動産研究所・市街地価格指数)、住宅建設費用の指標(SNA・住宅投資デフレーター)、金利(長期プライムレート)は、すべて住宅の保有コストを引下げる方向に変化している。

これらの変化により賃貸住宅の利回りが大幅に上昇したと考えられる。もともと住宅市場の参入障壁は高くはな

く、賃貸住宅の利回りの高まりは、不動産企業の参入を促進すると考えられる。実際、同時期に賃貸住宅数もおおむね100万戸増加しており、不動産企業の大規模な参入が観察されている。

しかし、2000年代に入り、地価は下げ止まり、ゼロ金利政策がとられるようになった。つまり、追加的な住宅保有コストのさらなる低下は期待できない。すなわち、空家が増加する可能性は少なく、住宅投資を刺激する状況にはないと考えられる。

#### 4 まとめとインプリケーション

本稿では、1996年をピークとした住宅投資の低下の要因について考察した。住宅投資を低下させる3つの要因(住宅の償却率の低下、世帯の増加ペースの低下、住宅の稼働率の下げ止まり)を指摘し、その動向を観察した。

住宅の償却率の低下は、住宅の耐久性の向

上・集合住宅化によるものであった。年平均で償却される住宅数は1988年から1993年にかけてのピーク時には約60万戸であったものが2008年から2013年には28万戸まで低下しており、年換算にして30万戸以上の住宅投資の減少をもたらした。

世帯数の増加については、1990年代までは核家族化・単身世帯化によって世帯数が増加してきたが、2000年に入りその増加が鈍化したことを示した。増加数が停滞するだけで、フローの住宅投資は減少する。1995年と2005年を比較すると、世帯数増加のペースの低下は年換算で約20万戸分に達しており、住宅投資の落ち込みの30%程度を説明できた。

住宅の稼働率については、1993年から1998年にかけて賃貸住宅の空家が急増したことが、1990年代後半の住宅投資のピークを形成した原因であった。その背景は賃貸住宅への投資機会の発生と消滅が関連している。バブル崩壊後も賃貸住宅の家賃水準がそれほど低下しなかったが、地価・金利が大幅に低下した。この変化が、1990年代前半の賃貸住宅建設ブームを生んだのである。しかし、その調整が終わったため、1998年以前の5年間と比較して年換算15万戸程度の住宅投資の減少が発生した。

ここで指摘した3つの要因によって、ほぼすべての落ち込みが説明できる。言い換えれば、それ以外の要因は住宅投資の動向に大きな影響を与えていないのである。

減少トレンドの始まった1997年は消費税率が引き上げられた年であり、住宅投資の低迷はその影響とされることもあった(例えば、岩田・八田2003)。しかし、ここで示した要因は、消費税引き上げ主因説を否定するものであり、ここでの結果の重要なインプリケーションとなる。

また、ここで指摘した住宅投資の決定要因は、現状を前提とすれば、いずれも住宅投資を増やす方向に変化するとは考えられないものばかりである。住宅投資の規模を維持するためには、ここでは考察をしなかった、1戸当たりの投資

額の動向に注目する必要があると考えられる。

\*本研究の一部は、独立行政法人経済産業研究所のプロジェクトの成果である。本研究の一部は科学研究費補助金(15H03357・15H01943)の助成を受けている。吉川洋教授(東京大学・当時)、住宅経済研究会の参加メンバーから有益なコメントをいただいた。データ整理を神戸大学の荒木恵氏にいただいた。記して感謝したい。

## 注

- 1) 1980年以前は旧基準である68SNA(1995年基準)の固定基準実質値をリンク係数法で接続したものである。
- 2) SNAでの詳細な推計方法については作成基準(平成23年11月18日内閣府告示第282号)を参照。
- 3) 世帯形成に住宅価格が与える影響については、Axel(1986)、石野(2009)などで論じられている。
- 4) 推計の詳細については、本稿のDPバージョンである宇南山(2015)を参照されたい。
- 5) 2010年には世帯数の増加が観察されているが、宇南山(2013)でも指摘しているように、2010年国勢調査の性質によるものと考えられる。
- 6) 西村(2014;2015)は、人口動態が不動産バブルの原因となりうることを論じている。

## 参考文献

- 石野卓也(2009)「日本の若年成人の独立と住宅需要：住宅市場の質と政策評価」樋口美雄他編『日本の家計行動のダイナミズム5』慶応義塾大学出版会、第8章。
- 岩田規久男・八田達夫(2003)『日本経済には「痛み」はいらない』東洋経済新報社。
- 宇南山卓(2013)「仕事と結婚の両立可能性と保育所：2010年国勢調査による検証」RIETI DP 13-J-039。
- 宇南山卓(2015)「住宅市場と住宅投資の動向」RIETI DP 15-J-013。
- 内閣府(2001)『国民生活白書——家族の暮らしと構造改革』
- 西村清彦(2014)「不動産バブルと金融危機の解剖学」『季刊住宅土地経済』第93号、10-19頁。
- 西村清彦(2015)「不動産バブルと金融危機の解剖学(2)欧州金融危機の背景」『季刊住宅土地経済』第95号、16-25頁。
- 吉田二郎(2008)「ファイナンスにおける不動産の意味」CARFワーキングペーパー、CARF-J-047。
- Axel, B. (1986) "Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts," *Journal of Public Economics*, Vol. 30, pp.145-164.
- Cashin, D. B. and T. Unayama (2016) "Measuring Intertemporal Substitution: Evidence from a Consumption Tax Rate Increase in Japan," *Review of Economics and Statistics*, (forthcoming).

# 長屋と共同住宅の規制の違いが地域環境に与える影響

高田 班

## はじめに

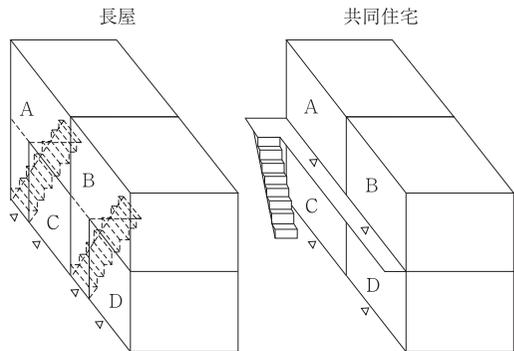
近年、都内では、共同住宅と同規模の重層長屋と呼ばれる集合住宅が増えており、消防活動における防災上、通風・採光などの衛生上での近隣住民の不安や苦情が生じている。その原因は、集合住宅であり構造上は共同住宅と変わらない長屋に対して、建築関係法令を分けて規制したことが考えられる。

建築関係法令上、共同住宅と長屋（図1参照）の明確な定義の違いはなく、一般的には複数の住戸が水平方向、上下方向に壁、床を共有し、それぞれの住戸から共用の階段や廊下を通り道路まで行けるものを共同住宅とし、住戸から共用する階段や廊下がなく、道路まで行けるものを長屋として扱っている。また、長屋形式の中で上下に重なり合う形式のものは重層長屋と呼ばれている。

長屋と共同住宅は、どちらも集合的に住む用途であり、世帯数・床面積が同等であれば、外部環境に対する影響（人口、世帯数、発生交通量、上下水道等インフラ負荷の増加）も同じである。しかし、長屋は建築関係の法令および条例上の用途の扱いが共同住宅とは違うため、使用上は共同住宅と同じであるのに、共同住宅に適用される安全上、防火上および衛生上の制限が適用されないことから、建てづまり<sup>1)</sup>等により、地域の住環境の悪化、防災性の低下などを引き起こしていると考えられる。

本稿では、長屋と共同住宅について、外部性

図1—長屋と共同住宅



出所) 筆者作成。

に着目し、共同住宅は法令および条例上の規制により外部性を抑える構造であるが規制の緩い長屋は、外部不経済を及ぼし続けていると考え、長屋と共同住宅との外部性の違いを検証する。

## 1 長屋と共同住宅と一戸建住宅；法令と条例による規制の違い

東京都における長屋、共同住宅、戸建て住宅についての主な法規制の違いを表1にまとめている。表1から、戸建て住宅に比べ共同住宅は、多数の者が生活の本拠として居住している建築物であるため、安全上、防火上および衛生上の観点から多様な規制がかけられていることが明らかである。しかし、長屋については、戸建て住宅より規制は多いが、共同住宅に比べれば規制は少ないことがわかる。

### 1.1 特殊建築物

建築基準法において、用途に対する規制の違

表1 一戸建て住宅、長屋、共同住宅の法律の違い

条文	内容	一戸建ての住宅	長屋	共同住宅
建築基準法 第2条 二項特殊建築物	①不特定又は多数の者の用に供する ②火災発生のおそれ又は火災荷重が大きい ③周囲に及ぼす公害その他の影響が大きい等の特性を有する建築物は、特殊建築物として特段の規制の対象となる。 (一律的に同じ制限を受けるわけではない)	対象外	対象外	対象
第27条 耐火建築物又は準耐火建築物としなければならない特殊建築物	規制対象の規模は特殊建築物の内で、防災避難上の危険性の類似性で区分される。住居関係は、利用者が就寝の用途に使用し、災害発生時の覚知が遅れ避難上問題の生じやすい用途として、法別表第1(二)項に属する。	対象外	対象外	対象 3階以上の階 ⇒耐火建築物※1 2階の床面積300㎡を超えるもの ⇒準耐火建築物 対象
第30条 界壁の遮音構造	各住戸のプライバシー確保を図るため、各住戸相互間の界壁は遮音構造とし、小屋裏または天井裏まで達しなければならない。	対象外	対象	対象
法35条 避難規定、令117条～令128条の3、令129条の2、令129条の2の2による避難及び消火に関する技術的基準への適応	火災時等に建築物内部から屋外へと安全に避難するために、一般の階段寸法等の規定に、さらに階段等に関する制限を付加したものの、それに加えて設備、非常用の進入口、非常用の照明装置などを規定する。	階数が3以上である場合、無窓居室※2を有する場合、延べ面積が1000㎡を超える場合、に対象	階数が3以上である場合、無窓居室※2を有する場合、延べ面積が1000㎡を超える場合、に対象	特殊建築物のため 対象
法35条の2 内装制限	防火性能を有する内装材料を使用することにより、出火、火災の拡大、有害な発煙などを抑制し、避難を安全に行えるよう規定する。	階数が3以上である場合、無窓居室※3を有する場合、延べ面積が1000㎡を超える場合、火気使用室、に対象※4	階数が3以上である場合、無窓居室※3を有する場合、延べ面積が1000㎡を超える場合、火気使用室、に対象※4	特殊建築物のため 対象 ※4
建築基準法施行令 令114条 建築物の界壁、間仕切壁及び界壁	火災の際、特に延焼防止の観点から、就寝施設等の各住戸の界壁等は準耐火構造とし、小屋裏または天井まで達しなければならない。	対象外	対象	対象
東京都建築安全条例 第9条 特殊建築物	法における特殊建築物とは必ずしも一致しないが、法と同様な条件で建築物を定め、地域の特性を加味し、法令の規定よりも制限を強化している。	対象外	対象外	対象
第3条 路地状敷地の制限(長屋)	安全上及び防火上の観点から路地状敷地に建築する場合の規制(屋外通路を多数の人が使用する)	対象外	路地状部分の長さによって、幅員を規定	特殊建築物は、高い安全性(避難、消火活動の円滑性)が求められるため原則禁止。 対象
第10条(共同住宅)	敷地内に附属自動車駐車場※5を設ける場合、原則、幅員6m以上の道路に自動車の出入口を設けなければならない。※6	対象外	対象外	対象
第10条の2 附属自動車駐車場と前面道路の幅員	災害時における避難上の安全確保と法令に規定された非常用進入口の有効性の確保(多数の人が道路に避難、道路からの消火活動の利便を提供)	対象外	法規制により2m必要	規模により4mから10m必要
第10条の3 道路に接する部分の長さ	直通階段は、避難上有効に避難階又は地上に通ずる構造でなくてはならない、らせん階段は、その利用形態から、非常時などの迅速な避難を要する場合に目を回しやすく、又は、足を踏みはずすおそれがあるので、避難上有効な階段とはみなせないため、原則、禁止。	対象外	対象外	対象
第10条の7 特殊建築物に設けるらせん階段	工場や飲食店など、火災の発生のおそれが比較的多い施設で、主要構造部が準耐火構造でないもの上階には、床面積が200㎡を超える共同住宅を設けることを、原則、禁止。	対象外	対象外	対象
第16条 共同住宅等の設置禁止	敷地内屋外通路を多数の人が共有で使用するため、各住戸等からの避難上の安全確保、通行上や消火活動上での支障を取り除くために規制(屋外通路を多数の人が使用する)	対象外	規模関係なく2m	300㎡を超えると3m
第5条 主要な出入口と道路との関係(長屋)	木造である共同住宅(準耐火建築物のものを除く)の避難階以外の階で、住戸の数が6を超えるものには、2以上の直通階段が必要。	対象外	対象外	対象
第17条(共同住宅)	衛生上及び避難上の安全確保の観点から住戸単位で空地の設置などを規制(多数の人が採光通風、避難等で空地を利用し、また消火の活動空地となり消防隊の活動に利便を提供する。)	対象外	対象外	対象
第18条 2以上の直通階段の設置	個人の住宅を除き、多数の人が利用する建築物は対象	対象外	対象外	対象
第19条 共同住宅等の居室(密閉空地、避難器具、避難経路)	火災による被害の軽減を図るため、火災を初期の段階で消し止め、速やかに火災の発生を報知し、避難を行わせ、又は消防隊の活動に利便を提供する。	対象外	対象外	対象
消防法第17条 防火対象物	消令別表第1に掲げる防火対象物は、所在、収容人員、その他消防活動上必要な事項を届出る	対象外	対象外	対象
消防法施行令 第6条、別表第1	火災による被害の軽減を図るため、火災を初期の段階で消し止め、速やかに火災の発生を報知し、避難を行わせ、又は消防隊の活動に利便を提供する。	対象外	対象外	対象
消防法施行令 第7条 類	消令別表第1に掲げる防火対象物は、所在、収容人員、その他消防活動上必要な事項を届出る	対象外	対象外	対象
東京都火災 予防条例 始届		対象外	対象外	対象

注) 1) 防火地域、準防火地域以外の区域内にある一定性能の準耐火の木造3階建てを除く(法27条ただし書、令115条の2の2)  
2) 窓その他の開口部を有しない居室等(令116条の2)  
3) 制限を受ける窓その他の開口部を有しない居室(令128条の3の2)  
4) 制限を受けない特殊建築物等(令128条の4)を参照  
5) 床面積が50㎡以下のものを除く ※6ただし、駐車場の規模に応じて道路の幅員が緩和される。

出所)「逐条解説建築基準法」、「建築基準法質疑応答集」、「東京都建築安全条例とその解説」、「消防法」、「図解消防設備の基本」を参考に筆者作成(平成27年2月)。

いで大きく影響を及ぼすのが、特殊建築物への該当の有無である。特殊建築物とは建築基準法第2条第2項に挙げられている建築物で、①不特定または多数の者の用に供する、②火災発生のおそれまたは火災荷重が大きい、③周囲に及ぼす公害その他の影響が大きい等の特性を有するものであり、これらの特性を有する建築物は、特段の規制の対象とする必要性が大きいことから「特殊建築物」に位置づけられ、防火規定、避難規定などにおいて、厳しい規制がかけられる。共同住宅は上記条件に該当することにより特殊建築物となっているが、長屋は特殊建築物に指定されておらず、また、後に述べる東京都建築安全条例（以下、「都条例」）においても、その立法趣旨に基づき、さらに限定列举をしているが長屋は該当としていない。

共同住宅は特殊建築物としての防火規定や避難規定があるため、燃えにくい建物、避難しやすい建物となり、発災した建物からの延焼の防止や消防活動の利便性を向上させることで、火災時の延焼リスクを低減し、周辺地域に与える負の外部性を抑制している。しかし、一つの敷地および建物に多数の人が住むことでは同じである長屋は、特殊建築物ではないため、発災による地域への影響を低減する規制は少なく、負の外部性を制御できていないと考えられる。

## 1.2 東京都建築安全条例について

都条例には、長屋と共同住宅に対する規制で大きな違いがある。都条例は建築基準法第40条、第43条を根拠条文とし、地方の気候、風土の特殊性または特殊建築物などについて、法律、政令の規定よりも制限を強化している。

都条例の中でも、特に外部性に影響すると考えられるのが、共同住宅の居室の居住環境の悪化を防ぎ、かつ災害時の避難手段の確保を図るための都条例第19条の規制である。

都条例第19条第2項第2号のロ（以下、「空地規制」）では、共同住宅の住戸の前に、床面積の合計に応じて、幅員1.5mから4mのま

### (著者写真)

たかだ・ひとし  
1975年東京都生まれ。法政大学卒。政策研究大学院大学修士課程修了。現在、東京都中野区都市基盤部建築分野建築行政担当。

まった空地（以下、「窓先空地」）を設置することを義務づけている。そのため、共同住宅における敷地に対する建物の配置や形状を規制することになり、周辺地域への外部性にも大きな影響を与えていると考えられる（図2参照）。

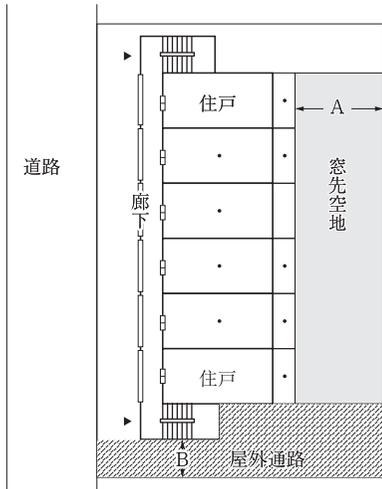
窓先空地の主な役割としては、住戸に対しての採光通風等の住環境の維持と住戸内の火災に対する玄関と窓先空地による2方向避難の確保であるが、敷地内にある一定の空地を確保することは、建てづまりを防止し、通風、日照、採光、防災等、敷地の良好な環境を確保するとともに、緑化や日常生活のための空間を市街地に確保することで、街全体の衛生、防災の確保にもつながっている。つまり、長屋に比べ空地規制のある共同住宅は、地域環境に対し、建てづまりによる衛生面と防災面での負の外部性を抑制する効果があると考えられる。

衛生面では、窓先空地は一般的に隣地境界線に沿って配置されるため、その住戸の通風、採光の確保はもちろんのこと、住戸の反対側の敷地に対しても衛生上の環境を確保する効果があると考えられる。

防災面での効果の1点目は、延焼遮断効果である。通常、バルコニー側の住戸の窓は大きく、また、玄関ドアとは違い自動で閉鎖する機能はついていないため、その窓から近隣へ延焼する確率が高い。そのため、バルコニー側に空地を取ることによって隣棟間隔を確保し、火災時の延焼防止対策となっている。

2点目は、消防活動への効果である。消火活動において、住戸の火災に対し、玄関側から直状（ストレート）放水すると、あおられた濃煙

図2 一般的な窓先空地と屋外通路



出所 東京建築士会 (2007) p.103より筆者一部加工。

熱気が隣地の建物へ延焼する可能性があるため、直状放水の対面で噴霧注水（シャワー状の柔らかい放水）を行なう2方向での消火が有効な手段となる。通常、窓先空地は住戸の2方向避難を確保するために、玄関に対し反対側に設けられる。そのため、この消火手段の活動スペースとなり、消防隊の消火活動に利便を提供することで、周辺地域への延焼リスクを軽減する役割を果たしている。

また、建てづまりに対する建築規制では、建築基準法第53条の建ぺい率制限がある。建ぺい率の制限は、敷地に対する建築物の水平面積の割合を規制することで、敷地内に空地を確保し、採光通風の確保により市街地環境の確保と火災発生時の延焼防止を主たる目的としているものであるため、市街地の建てづまりをコントロールする規制と考えられる。集的に住む用途である共同住宅の場合、戸建て住宅よりも発災の確率は上がり、火災時の延焼リスクも高くなる。そのため、場所を指定して、まとまった空地を設置する空地規制は、建ぺい率制度を補完するかたちで、街全体の防災性を確保していると考えられる。

東京都中野区を対象とした過去5年間における指定建ぺい率に対する使用率を調査した結

果<sup>2)</sup>では、平均で長屋の87.3%に対し共同住宅は85.7%であり、共同住宅のほうが、長屋より使用率が1.6%低く、敷地に対しより多くの空地を確保していることがわかった。

建築物が集的に住む用途である場合の地域環境に与える負の外部性に対し、共同住宅は空地規制によってコントロールを行なっているが、規制のない長屋は、地域の火災時の延焼リスクを高めており、火災が燃え広がる可能性があることを考慮すると、その負の外部性は広範囲に及んでいると考えられる。

### 1.3 消防法について

消防法の規制は、指定建築物の周辺地域に与える火災時の延焼リスクに対する外部性対策であると考えられる。共同住宅は、戸建て住宅に比べ、火災時の被害が拡大するおそれがあるために指定建築物とされ、延焼リスクを抑えるために消防用設備などの設置が義務付けられている。しかし、長屋は、消防法上、他に独自の規制もなく、戸建て住宅とすべて同じ規制の扱いとなっており、共同住宅と発災の確率は同様であるのに、外部性対策を行っていないことから、消防法の観点からも延焼リスクを抑制できておらず、負の外部性を及ぼし続けていると考えられる。

## 2 都条例が長屋と共同住宅の供給に与える影響

この節では、共同住宅と長屋の規制の違いが供給面で、どのような影響を与えるかについて都条例を対象として実証し、長屋は共同住宅と比較し、地域環境に負の外部性を与えていることを計量的に実証する。

### 2.1 長屋と共同住宅の供給について

近年の都心における長屋の増加傾向の要因としては、長屋の建築技術の向上等を挙げることができ、根本的には、前節で記したように、建築関係法令の中で、共同住宅と長屋の用途を

区分して規制したことにより、規制の緩い長屋が選択されやすいという状況がある。そして、そのなかでも長屋と共同住宅の供給関係に最も影響を与えているのは、長屋と比較し共同住宅に多様な規制をしている都条例であると考えられるため（表1参照）、集合住宅を建築する際の長屋と共同住宅の選択に、都条例がどのような影響を与えているのかを実証分析する。

実証分析を行なうにあたり、長屋と共同住宅における供給の割合と工事費についての把握を行なった。図3は、東京都と埼玉県における、長屋むね数の割合を地図上に表現したものである<sup>3)</sup>である。都心から離れるほど、長屋の割合が増加する傾向があることがわかる。

次に、都心からの距離と長屋の割合について散布図として表したものが図4である<sup>4)</sup>。横軸に東京駅からの距離をとり、縦軸を長屋むね数の割合としている。東京都、埼玉県ともに近似値線は右上がりとなり、東京駅からの距離が離れるほど、長屋の割合が増えている。地価の安い地方ほど高層化する必要がないため、横に連なる連棟長屋が多くなるためと考えられる。また、東京都と比べ埼玉県のほうが近似値線は上にあるため、同じ距離でも埼玉県のほうが長屋の割合が多い。

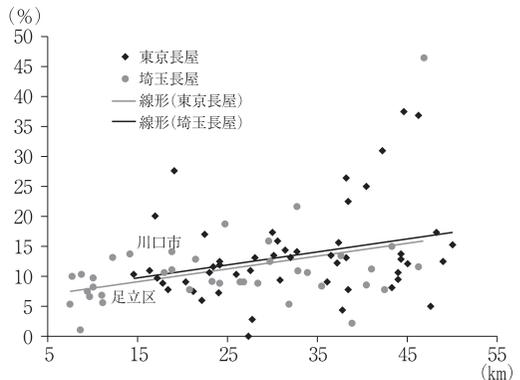
また、図5は東京都と埼玉県での、長屋と共同住宅における、2011年から2013年の1㎡当たりの工事費予定額の平均値を構造別に表している。木造、鉄骨造では、長屋のほうが工事費は安く、鉄骨コンクリート造（以下、「RC造」）では、共同住宅のほうが高いことがわかる。RC造については、中・高層建築物の場合に採用されることが多く、設計上、長屋に比べ共同住宅は高層化しやすく、高層になるほど床面積に対する㎡単価が下がるため、RC造では共同住宅の工事費が安くなっていると考えられる。同規模であれば、長屋と共同住宅の工事費の差は少ないと推測される。また、東京都と埼玉県では、構造別における長屋と共同住宅の工事費の違いは同じ傾向である。

図3—東京都と埼玉県における長屋の割合



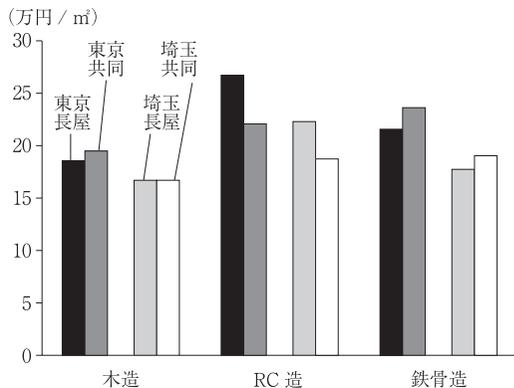
出所)「住宅・土地統計調査」を加工して筆者作成。

図4—東京駅からの距離と長屋割合の関係



出所)「住宅・土地統計調査」を加工して筆者作成。

図5—長屋と共同住宅の工事費について



出所) 2011年から2013年の住宅着工統計を加工して筆者作成。

## 2.2 データと推定モデル

分析対象は、東京駅との距離による長屋の割合を考慮する必要があるため、東京都足立区と

表2—使用する変数の内容と出典

変数	内容	出典
建物用途ダミー	長屋の場合：1 共同住宅の場合：0	東京都足立区と埼玉県川口市の2009年度～2013年度の建築計画概要書
東京都建築安全条例ダミー	足立区の物件：1 川口市の物件：0	同上
防火地域ダミー	防火地域、準防火地域、無指定地域に分類したダミー	同上
絶対高さダミー	建築基準法第55条における高さ制限用途地域が第一種、第二種低層住居専用地域の場合：1 その他用途地域の場合：0	同上
指定容積率	建築基準法第52条における容積率	同上
指定建ぺい率	建築基準法第53条における建ぺい率	同上
接道長さ(mm)	敷地が道路と接している部分の長さ	同上
敷地面積(m <sup>2</sup> )	敷地面積の合計	同上

隣接する埼玉県川口市を選択した。建築関係法令の違いにおいては、東京都の都条例に対し、埼玉県には埼玉県建築基準法施行条例がある。埼玉県の条例においても、共同住宅は特殊建築物に該当し、長屋は該当しない。共同住宅に関する規制では、都条例と比べ埼玉県の条例には、空地規制、接道長さ等の規制はない。

データは、足立区と川口市の2009年度から2013年度に申請された共同住宅と長屋の建築計画概要書第二面の内容を使用し、長屋の場合を1、共同住宅の場合を0とする建物用途ダミーを被説明変数としてプロビットモデルにより分析を行なった。

表2は、使用する変数の説明をまとめたものである。コントロール変数としては、集合住宅を建築する際に規制される東京都建築安全条例以外の建築制限と敷地の属性を採用した。

【モデル】

$$Pr(\text{建物用途ダミー}=1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{東京都建築安全条例ダミー} + \beta_2 \text{防火地域ダミー} + \beta_3 \text{絶対高さダミー}$$

表3—推定結果

モデル				
被説明変数 建物用途	係数	標準誤差	dy/dx	標準誤差
東京都建築安全条例	0.229	0.116 **	0.077	0.038 **
防火地域	0.609	0.164 ***	-0.178	0.039 ***
準防火地域	0.216	0.120 *	-0.074	0.041 *
絶対高さ	0.346	0.109 ***	0.126	0.042 ***
容積率	-0.005	0.001 ***	-0.002	0.000 ***
建ぺい率	-0.013	0.004 ***	-0.004	0.001 ***
接道長さ	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***
敷地面積	-0.001	0.000 ***	0.000	0.000 ***
定数項	2.178	0.250 ***		
補正R2	0.155			
サンプル数	2703			

注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

$$+ \beta_4 \text{指定容積率} + \beta_5 \text{指定建ぺい率} + \beta_6 \text{接道長さ} + \beta_7 \text{敷地面積}$$

ここでΦは標準正規分布の分布関数を表している。

絶対高さダミーの採用については、長屋と共同住宅の選択における要素において、建築基準法第55条における高さ規制である絶対高さ規制の有無のほうが用途地域の規制よりも要素は高いと考えられるため採用した。

2.3 推定結果と考察

モデルの推定結果および限界効果を表3に示す。限界効果では、都条例の係数が7.7%で統計的に5%有意となった。

集合住宅を建築する際に、都条例の規制がかかると、共同住宅より長屋が選択される確率が12.4%上がることがわかった。東京駅からの距離による地域の特性を考えると、足立区と比べ川口市は長屋が増加しやすい傾向にあるため、都条例による長屋の選択への影響は12.4%以上であるとも考えられる。

東京都では、集合住宅を建築の際に、都条例の規制があることによって、共同住宅よりも長屋が選択されやすい状況であるため、長屋における建築技術の向上を踏まえると今後も長屋は増加傾向にあると考えられる。

### 3 長屋と共同住宅に関する外部性について

以上の結果を踏まえ、この節では、近年増加傾向にある長屋が、同じ集合的な住宅用途である共同住宅と比較し、空地がないことで地域環境に負の外部性を与えていることを実証分析する。

3.1 地価における長屋と共同住宅に関する実証分析  
資本化仮説<sup>5)</sup>によれば環境改善の便益は地価の上昇に反映されるため、長屋と共同住宅における地域環境への外部性の違いも地価に帰着すると考え、ヘドニック・アプローチによる地価関数の推計を行なう。

#### (1) データと推定モデル

分析対象は東京都中野区とし、2001年から2012年における長屋と共同住宅の建築確認申請データを利用し、申請物件の所在を地理情報システム（以下、「GIS」）により、地図上に表記、公示地価の標準地別に半径100m以内の長屋と共同住宅における申請棟数を年度ごとに累計した値の変化（図6参照）と2002年から2013年の地価の変化を組み合わせたパネルデータを用いて、固定効果モデルにより分析（分析1）を行なう。

表4は使用する変数をまとめたものであり、推定モデルは次のとおりである。

#### 【分析1モデル】

$$\begin{aligned} \ln \text{公示地価}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{長屋棟数}_{it} + \beta_2 \text{共同棟数}_{it} \\ &+ \beta_3 \text{人口密度}_{it} + \beta_4 \text{持ち家率}_{it} \\ &+ \beta_5 \text{年ダミー}_t + \theta_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

被説明変数は、公示地価による地価の対数値とし、固定効果では時間を通じて変化しない要因については変数に加えることができないため、人口密度、持ち家率をコントロール変数として用いた。また、検討する期間は2002年から2013年までとしているため、景気変動をコントロールする年ダミーも用いている。それぞれの変数の数値における採用年度は、公示地価の採用年度を基準とし、長屋と共同住宅の建築確認申請

図6 分析方法について



注) 本研究は、東京大学空間情報科学研究センターの空間データ利用を伴う共同研究(No.564)による成果であり、以下のデータを利用した。・号レベルアドレスマッチングサービス(ID1000000000)出所) GISにて筆者作成。

は前年度の数値を採用、その他の変数については同年度の数値を採用した。

#### (2) 推定結果と考察

表5は分析1の地価関数に関する推定結果である。

公示地価地点の半径100m範囲内で、長屋が1棟増えると地価が0.3%下がり、共同住宅が1棟増えると0.2%上がるという結果が両方も10%有意で得られた。2013年度の中野区における公示地価の平均価格は63万4520円/㎡であるため、100㎡の敷地であれば6345万2000円となり、長屋の場合の0.3%は19万356円の下落を意味する。

長屋の符号がマイナスとなり、共同住宅の符号がプラスとなったことから、集合住宅の建築の際、この二つでは外部性に差があり、長屋の場合は負の外部性があることがわかった。

### 3.2 長屋の地価の下落効果に関する実証分析

共同住宅と長屋の大きな違いは窓先空地と消防設備の有無であると考えられるが、地価に

表4—使用する変数の内容と出典

変数	説明	出典
ln公示地価(円/㎡)	東京都中野区の公示地価の対数値を用いる	2002年から2013年の公示地価
長屋棟数(棟)	公示地価地点から半径100m以内の長屋における申請棟数を年度毎に累計した値	2001年から2012年の東京都中野区の建築確認申請
共同棟数(棟)	公示地価地点から半径100m以内の共同住宅における申請棟数を年度毎に累計した値	2001年から2012年の東京都中野区の建築確認申請
建てづまり率	公示地価地点から半径100mの円の面積に対する、円の範囲内にある建築物の面積(㎡)の合計	東京都都市計画地理情報システム2001年、2006年、2011年度の東京都建物現況調査
人口密度(人/㎡)	公示地価地点が存在する町丁目面積に対する町丁目の人口	2002年から2013年の住民基本台帳
持ち家率	公示地価地点が存在する町丁目における住宅に住む一般世帯数に対する持ち家の世帯数	2000年、2005年、2010年の国勢調査報告
年ダミー	2002年から2013年の年ダミー	

表5—分析1の推定結果

被説明変数ln 公示地価	係数	標準誤差
長屋棟数	-0.003	0.002*
共同棟数	0.002	0.001*
人口密度	0.000	0.000
持ち家率	-0.138	0.102
年ダミー (省略)		
定数項	13.274	0.062***
サンプル数	586	

注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表6—分析2の推定結果

被説明変数ln 公示地価	係数	標準誤差
建てづまり率	-0.126	0.047***
長屋棟数	-0.003	0.002
共同棟数	0.002	0.001*
人口密度	0.000	0.000
持ち家率	-0.128	0.102
年ダミー (省略)		
定数項	13.333	0.065***
サンプル	586	

注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

表7—分析3の推定結果

被説明変数 建てづまり率	係数	標準誤差
長屋棟数	0.004	0.002***
共同棟数	0.000	0.001
人口密度	0.000	0.000
持ち家率	0.053	0.093
年ダミー (省略)		
定数項	0.492	0.056***
サンプル数	600	

注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意であることを示す。

大きく反映するのは、窓先空地のほうであり、窓先空地は地域の建てづまりに影響すると考えられる。そのため、建てづまりと長屋の関係について分析を行なう。

(1)データと推定モデル

説明変数として建てづまり率をモデル1に加え固定効果モデルで分析(分析2)を行なう。建てづまり率は、東京都建物現況調査のデータをもとにGISで加工し、公示地価地点から半径100mの円の面積に対する、円の範囲内にある建築物の面積の合計としてデータを作成した。

【分析2モデル】

$$\begin{aligned} \ln \text{ 公示地価}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{ 建てづまり率}_{it} \\ &+ \beta_2 \text{ 長屋棟数}_{it} + \beta_3 \text{ 共同棟数}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{ 人口密度}_{it} + \beta_5 \text{ 持ち家率}_{it} \\ &+ \beta_6 \text{ 年ダミー}_{-t} + \theta_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

(2)推定結果と考察

表6は分析2の地価関数に関する推定結果で

ある。

公示地価から半径100mでの建てづまり率が1%上がると、地価が0.126%下落することが1%有意で結果が得られ、建てづまりによる負の外部性があることがわかった。また、分析1では、10%有意であった長屋の係数が、分析2では有意なものではなくなった。このことにより、長屋の地価に与える影響は、主に建てづまりであると考えられる。

3.3 建てづまりにおける長屋と共同住宅に関する実証分析

次に、被説明変数を建てづまり率とし、説明変数を長屋棟数と共同住宅棟数で固定効果モデルにて分析(分析3)を行なう。

(1)推定モデル

【分析3モデル】

$$\begin{aligned} \text{建てづまり率}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{ 長屋棟数}_{it} + \beta_2 \text{ 共同住宅棟数}_{it} \\ &+ \beta_3 \text{ 人口密度}_{it} + \beta_4 \text{ 持ち家率}_{it} \end{aligned}$$

$$+ \beta_5 \text{年ダミー}_t + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

## (2)推定結果と考察

表7は分析3の建てづまり率に関する推定結果である。

共同住宅の係数については、有意な結果が得られなかったことから、共同住宅は建てづまり率に対し有意に影響していないことがわかった。しかし、長屋は1棟増加すると建てづまり率が0.4%上げるという結果が1%有意で得られた。この分析により、長屋の建築が地域の建てづまりの比率を上げていることが確認された。

## 4 考察結果のまとめ

分析1では、長屋の係数はマイナスとなり、長屋は負の外部性を及ぼしていることが実証された。

共同住宅と長屋の大きな違いは、窓先空地、消火設備の有無であるが、分析1で実証された外部性の差は、窓先空地の有無による影響が大きく、また、窓先空地が影響を与えるのは建てづまりであると考えられることから、建てづまり率による分析2を行なった。この結果、長屋が地域に与える負の外部性は、主に建てづまりであることが実証された。また、分析3では、長屋を建築することで建てづまりの比率が上がることも確認された。

建てづまりにおける負の外部性の要因としては、衛生面での通風採光による住環境の悪化と防災面での火災時の延焼リスクを高めることが挙げられる。防災面での延焼性が地域環境に与える影響は、火災が燃え広がって広範囲に及ぶものである可能性が高い。一方、衛生面での通風採光による住環境への影響は、相隣関係に基づくため、狭い範囲に止まるものと考えられる。よって、分析範囲を100mとして得られた今回の結果による、長屋の建てづまりを介しての負の外部性は、防災面での延焼リスクである可能性が高いと考える。

住戸の前にまとまった空地を設置する規制がある共同住宅は、建てづまりを改善することで、

火災時の延焼リスクを抑える正の外部性があり、規制のない長屋は、負の外部性を及ぼしていることがわかった。

住戸の前という位置を指定し、まとまった空地を設置する空地規制は、敷地を多数の人が共有する集合的な住宅用途に対し、建ぺい率制度を補完するかたちで、延焼リスクを抑える効果があり、この規制によって、共同住宅は建てづまりを改善し、負の外部性を低減しているが、規制のない長屋は負の外部性を及ぼしている。共同住宅に近い規模の重層長屋なども存在しているため、長屋に対しても空地規制など、延焼リスクを低減する方法を検討していくことが必要と考える。

## 注

- 1) この研究では、空地率が少ない状態を「建てづまり」としている。都市計画的に空地率とは、全宅地に対して建築物または施設によって建蔽されていない宅地の割合を指していることもある。
- 2) 使用率=建築後の建ぺい率/指定建ぺい率。調査は、2009年から2013年の中野区における建築確認申請データを利用。
- 3) 「平成20年住宅・土地統計調査」(総務省統計局) (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001028768>, <http://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2008/index.htm>) を加工して作成。長屋むね数の割合=長屋むね数/(長屋むね数+共同住宅むね数)
- 4) 距離は東京駅から各市区町村の役場の位置とし、東京駅からの距離が同じ市区町村(7kmから50km)を抜き出している。
- 5) 資本化仮説については、金本(1997)を参照。

## 参考文献

- 荒秀・関哲夫(1984)『建築基準法の諸問題』勁草書房  
井松志郎(2007)『用途別 建築法規エンサイクロペディア』エクスマレッジ  
金本良嗣(1997)『都市経済学』東洋経済新報社  
建築基準法研究会(2007)『建築基準法質疑応答集』第一法規  
逐条解説建築基準法編集委員会(2012)『逐条解説 建築基準法』ぎょうせい  
東京建築士会(2007)『東京都建築安全条例とその解説』(改訂32版) 社団法人東京建築士会  
山鹿久木・中川雅之・齋藤誠(2002)「地震危険度と家賃——耐震対策のための政策的インプリケーション」『日本経済研究』第46号、1-21頁。  
山田信亮(2011)『消防法』ナツメ社  
山田信亮・打矢滯二・井上国博・三上孝明・今野祐二(2011)『図解消防設備の基礎』ナツメ社

# 中古住宅流通と住宅金融公庫

## 中古住宅は何故取引されなかったのか

原野 啓・瀬下博之

本稿は、2016年3月に当センターが出版した調査研究レポート『中古住宅流通と住宅金融公庫——中古住宅は何故取引されなかったのか』の概要の紹介である。紙幅の関係上、ここではレポートの一部を紹介することしかできないため、データの詳細などは当該レポートをご確認いただきたい。

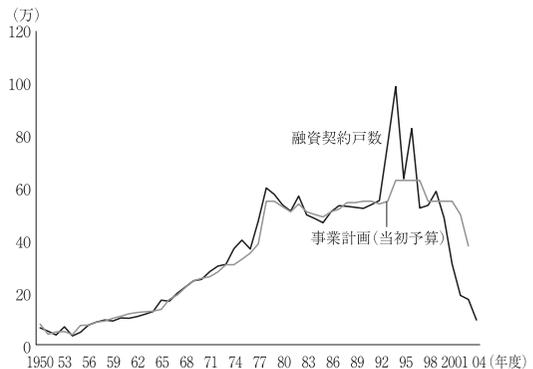
### はじめに

日本では中古住宅取引が他の欧米諸国に比べて著しく少ないことが指摘されている。従来、中古住宅市場のこうした現状の説明には、情報の非対称性による市場の失敗が原因として挙げられてきており、政策的にもさまざまな対応がなされてきた。

他方で、戦後の日本の住宅政策は新築住宅の建設・取引を重視してきたのだが、そうした政策が意図せずして住宅流通市場を歪めている可能性はないのだろうか。オイルショックやバブル経済の崩壊は、住宅不足が解消された後も、景気対策・経済対策として新築住宅の取引を必要とした。当然、これらの経済対策は、住宅金融に反映されることになる。

住宅金融の中心を担った住宅金融公庫の貸出基準（貸付方針）にもそれが反映されていた。民間による住宅金融が限定的な時代にあって、こうした住宅金融公庫の貸出基準は住宅市場、特に中古住宅流通市場に対して影響を及ぼしていた可能性があるのではないだろうか。こうした観点から、住宅金融公庫融資における中古住

図1—住宅金融公庫による融資件数の推移



宅の扱いとその変遷を調査し、中古住宅取引に及ぼした影響について検証した。

### 1 住宅金融公庫による住宅融資の全体像

住宅金融公庫は、個人向けの住宅融資を専業とする政府系金融機関として1950年に設立され、2007年に住宅金融支援機構として生まれ変わり、現在でも住宅金融の重要な役割を担っている。まず、住宅金融公庫が戦後から行ってきた融資活動の概要を確認する。

#### 住宅金融公庫による融資件数

図1は、住宅金融公庫が行ってきた年度別の融資件数を表している。設立当初は10万件以下であった融資件数は、融資件数を徐々に拡大させ、1978年に50万件を超えると、その後は50万件前後の融資件数を維持してきた。しかし、バブル崩壊を経験すると、景気対策の一環として、一時的に融資件数が大幅に増加している。

(著者写真)

はらの・けい  
1976年宮崎県生まれ。2012年上智大学経済学研究科博士後期課程修了。博士（経済学）。現在、公益財団法人日本住宅総合センター主任研究員。論文：「中古住宅取引における品質情報の影響」（共著）『日本経済研究』No.71（2014）ほか。

(著者写真)

せしも・ひろゆき  
1967年群馬県生まれ。1997年慶應義塾大学経済学研究科後期博士課程単位取得。博士（経済学）。現在、専修大学商学部教授。著書『権利対立の法と経済学——所有権・賃借権・抵当権の効率性』（共著）東京大学出版会（2007）ほか。

図は、実際の融資契約件数と事業計画の融資件数を表している。1993年・1994年・1996年において、両者は大きく乖離しており、それらの時期において公庫による融資件数が当初予定よりも急増したことを示している。これらは、公庫融資が景気対策の手段として利用されていたことを表している。その後、1999年を境に融資件数が急速に減少していくが、これは住宅金融公庫が住宅金融支援機構へと組織替えを行なうのに伴い、融資件数を減少させたためである。

#### 住宅金融公庫融資と住宅建設五箇年計画

住宅建設五箇年計画とは、1966年6月に住宅に関する総合的な計画立法として制定された住宅政策である。この計画は、5年ごとの総住宅建設量とその配分を計画しており、公的資金による住宅建設においては住宅金融公庫にもその役割分担を求めている。実際、五箇年計画は、総建設数のおよそ40%を公庫融資によって実現していた。このことから、住宅金融公庫の融資件数は、五箇年計画の計画件数にある程度依存して決定していたと考えられる。

#### 住宅金融公庫融資と経済対策

さらに、住宅金融公庫と経済対策との関係について検証すると、1980年代後半には内需拡大を目的として、融資枠の追加や融資基準の緩和が立て続けに行なわれていた。また、バブル崩壊後は緊急経済対策・総合経済対策として融資枠の追加が実施されている。特に、1993年度の融資枠の追加は大規模なもので、あわせて22万戸（5兆1300億円）もの追加融資が行なわれた。

その後も、金利の引き下げ、特別加算額の引き上げ、融資限度額の一部撤廃などのさまざまな融資基準の緩和が断続的に行なわれた。

このように、住宅金融公庫による融資は、経済対策の一環としても利用されてきており、住宅政策としてではなく、景気動向に対する政治的判断によって融資件数が変更する側面があったことが確認できる。

## 2 公庫融資における中古住宅の扱い

前節では、住宅金融公庫融資が、戦後の住宅市場の整備において重要な役割を担ってきたこと、および内需拡大や景気対策の一環として機能していたことを確認した。

次に、公庫の融資において中古住宅向け融資がどのように行なわれていたのかについて確認する。

#### 公庫融資における中古住宅向け融資の概要

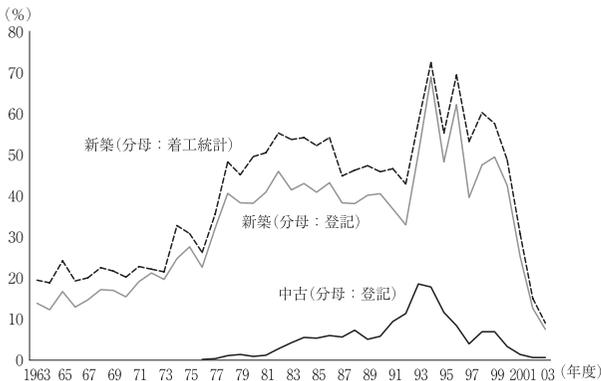
戦後の住宅不足を解消するためにはじめられた住宅金融公庫融資だが、当初は新築住宅だけを対象としていた。新築住宅向け融資が開始されたのは1950年度だが、中古住宅は1976年度と四半世紀遅れて開始された。また、開始当初の中古住宅向け融資では、共同住宅のみが融資対象であった。当時の新築住宅向け融資が、共同住宅だけでなく、戸建て住宅も融資対象としていたことと比べると、中古住宅向け融資が限定的であったことが確認できる。中古住宅向け融資において戸建て住宅が対象となるのは、さらに遅れて1983年になってからである。

図2は、住宅金融公庫が各年度に融資をした

図2—公庫融資における新築・中古の推移



図3—新築住宅・中古住宅に対する公庫融資比率



新築住宅融資件数と中古住宅融資件数の推移を表したものである。ここで、新築住宅融資件数とは、住宅金融公庫が「個人住宅」と区分しているなかで「建設」および「購入」として融資契約を行なったものを指している。また、中古住宅融資件数とは、「個人住宅」と区分しているなかで「中古住宅」として融資契約を行なったものを指している。

図をみると、融資開始時期が異なっていること、融資された住宅のほとんどは新築住宅向け融資であったことがわかる。1976年以降の総融資件数において、中古住宅融資が全体に占める割合は約5.3%でしかなく、住宅金融公庫による融資は新築住宅向け融資が大部分であった。

#### 公庫融資が住宅取引に占める割合

次に、公庫融資が新築住宅取引と中古住宅取引のそれぞれに対して、どの程度利用されてい

たのかについて検証する。

年間取引件数として、新築住宅では新設住宅着工戸数と登記データを利用し、中古住宅では登記データのみを利用する。登記データは、『民事・訟務・人権統計年報』の各年度版の「種別建物に関する登記の件数および個数」を利用する。新築住宅の取引件数としては上記資料の「所有権の保存(個数)」を利用し、中古住宅の取引件数としては上記資料の「売買による所有権の移転(個数)」を利用する。ただし、これらのデータは建物の登記個数となっているため、住宅以外のビル・倉庫・工場などの登記も含まれている。そのため、登記データは新設住宅着工統計よりも数値が大きくなり、結果的に公庫利用割合は小さくなると考えられる。

上記データを利用して、新築・中古のそれぞれについて公庫利用割合を計算し、その推移を表したのが図3である。

まず、登記データを利用したことによるバイアスについて検討する。

新設着工統計のデータを利用した場合の新築住宅の公庫融資利用割合と、登記データを利用した場合のそれとを比較すると(図3の上側2本)、基本的に両者は同じ動きをしていることが確認できる。ただし、登記データを利用した場合の公庫融資利用割合は下方にシフトしている。このことから、登記データを利用した場合、公庫利用割合は過小な数値として出てくるが、そのトレンドを把握することは可能だと考えられる。

この点を考慮して、新築住宅取引における公庫融資の利用割合を検討すると、1980年代以降は公庫利用率が40%前後となり、バブル崩壊後の公庫融資件数の増加にあわせて利用割合が急上昇していることが確認できる。他方で、中古住宅取引における公庫融資の利用割合は、1976

年の中古向け融資開始以来、徐々に上昇しているものの、その割合は相対的に低く、10%を超えるのはバブル崩壊後の1992年度になってからである。その後、新築住宅と同様、バブル崩壊後の公庫融資件数の増加にあわせて利用割合が急上昇しているが、それでも最高利用割合は18.4%に留まっている。

以上の結果から、住宅金融公庫の利用割合は、新築住宅で高く、中古住宅では低いものであったと考えられる。登記データを利用しているため、本来の利用割合はより高いものだと考えられるが、新築と中古の両者において、公庫融資の利用割合に極端な差があったという点は確認できる。

#### 五箇年計画における中古住宅の扱い

住宅建設五箇年計画では、該当する5年間に於いて建設すべき目標件数を設定しており、住宅金融公庫が受け持つことになる建設目標数も設定されていた。ただし、どのような住宅を建設するのかという点には言及がなく、あくまでも目標とする総建設数が述べられているだけである。

ただし、「第七期住宅建設五箇年計画表(1996年度～2000年度)」および「第八期住宅建設五箇年計画表(2001年度～2005年度)」では、脚注に「〔公庫住宅〕には、住宅改良を含み、中古住宅貸付、財形住宅貸付等を含まない」という文章が追加されている。

この事実から、「住宅建設五箇年計画」では、あくまでも住宅を建設することに重点が置かれていて、すでに建築されている中古住宅の取引はそもそも計画の対象外であった可能性が考えられる。

以上のように、住宅金融公庫は戦後の住宅取引において非常に重要な役割を担ってきたが、中古住宅が融資対象となる時期は遅く、融資件数全体に占める割合は非常に少ないものであったことが確認できた。中古住宅需要がそもそも少なかったために、中古住宅に対する公庫融資

が少なかった可能性が考えられるが、年間取引に占める住宅金融公庫利用者の割合は新築で大きく、中古で少ないことから、住宅金融公庫を利用した場合に、中古住宅取引が少なくなっていた可能性が考えられる。

### 3 住宅金融公庫の融資条件・融資基準

中古住宅の取引では公庫融資の利用率は低いものであった。この原因を検討するために、住宅金融公庫の新築住宅向け融資と中古住宅向け融資において融資条件に違いがあったのかどうかを整理する。なお、紙幅の関係で本稿では、中古住宅取引に影響を及ぼしたと考えられる一部の条件のみ紹介する。

調査対象は、新築住宅では建売住宅およびマンションの融資条件である。同様に、中古住宅では戸建住宅およびマンションの融資条件を調査対象とした。住宅金融公庫は、新築住宅向け融資として注文住宅購入者向け融資を行っていたが、ここではそれを含まない。これは、注文住宅を購入する個人は土地をすでに所有している個人(親族から土地を譲渡されたり、相続したりしている場合)であったり、土地が比較的入手しやすい地方部で住宅を購入した個人が多く、中古住宅(戸建・マンション)を購入する個人とは属性が異なっていると考えられるためである。

#### 表示登記の時期に関する条件

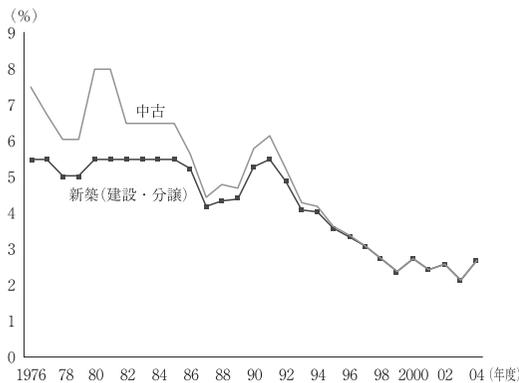
表示登記の条件は、公庫融資が利用できる中古住宅を表示登記年(すなわち、建築後経過年数)で限定していた。また、表示登記の条件は、住宅の構造別に設定されており、さらに毎年度更新されていた。

この条件を、融資が利用できる中古住宅の建築後経過年数で整理したものが、表1である<sup>1)</sup>。表から、公庫融資を利用することができる中古住宅は、築年数が浅いものだけであり、特に戸建て住宅ではその傾向が強かったことが確認できる。

表1—表示登記にみる築年数の条件

年	戸建	マンション
1989	10年以内	15年以内
1990		17年以内
1991		
1992		
1993		
1994		
1995		
1996	15年以内	20年以内
1997		
1998		
1999	20年以内	25年以内
2000		
2001		
2002		
2003		
2004		

図4—通常貸付額における適用金利の推移



### 利率

公庫融資の金利は、さまざまな要素によって決定されており、総貸付額が一つの金利で決定されていたわけではない。例えば、貸付金の出資内容（通常貸付額、特別加算額、債券積立者加算額など）によってその金利は異なっている。また、融資を受ける個人の所得水準、購入する住宅の面積、購入する住宅の価格によっても適用金利が異なっている。さらに、融資を受けてから10年間とそれ以降でも適用金利が異なっている。

図4は、通常貸付額の代表的な適用金利の推移を新築住宅と中古住宅のそれぞれについて示している。図から、新築住宅向け融資と中古住

表2—最大償還期間の比較（マンション）

	新築	中古	
		築浅	それ以外
1976	35	20 (5~10)	
1977		20 (3~10)	
1978			
1979			
1980			
1981		20 (3~11)	
1982		20 (3~12)	
1983		20 (3~13)	
1984		20 (3~14)	
1985		20 (3~15)	
1986			
1987		20 (~15)	
1988			
1989			
1990		20 (~17)	
1991			
1992			
1993		25 (~10)	20 (~17)
1994			
1995		20 (~17)	
1996		20 (~20)	
1997			
1998			
1999		20 (~25)	
2000			
2001		20 (~15)	15 (16~25)
2002			
2003		25 (~20)	20 (21~25)
2004		25 (~21)	20 (22~25)

宅向け融資では、適用金利に差があり、その差は融資開始当時に大きく、その後徐々に是正されていったことが確認できる。

### 償還期間

償還期間は、融資対象（新築か中古か、建物の構造、表示登記の時期など）によって異なっており、償還期間に関する条件は、頻繁に変更されていた。ここで、最大償還期間は、融資を最大何年間かけて返却することができるのかを決定するため、融資利用者にとっては非常に重要な条件である。

表2は、マンションの最大償還期間を新築および中古それぞれについて整理したもので、数

字は最大償還期間を示しており、斜体表記はその最大償還期間が対象となる中古住宅の築年数を示している。新築住宅に対する最大償還期間は、一貫して35年となっていた。一方、中古住宅向け最大償還期間は、新築住宅向けの最大償還期間よりも短くなっていたことが確認できる。同様の傾向は、戸建住宅でも見られる。

以上のように、新築住宅向け融資と中古住宅向け融資の複数の融資条件において、異なる基準が設定されていることが確認できた。その内容は、中古住宅向け融資は新築住宅向け融資よりも厳しい基準が設定されていたというものである。

次に、こうした条件の違いが、住宅金融公庫融資を利用して購入された住宅や利用者の選択行動にどのような影響を及ぼしたのかを検討する。

#### 4 住宅金融公庫の融資状況とその推移

『公庫融資利用者調査報告』に掲載されている集計データを利用して、公庫融資を利用して購入した住宅・個人・世帯の特徴について検討する。

##### 建築後経過年数の推移

公庫融資を利用した中古住宅の建築後経過年数の推移（平均値）を、住宅の種類別に検証する。第3節で確認したように、中古住宅向け融資では、融資が利用できる住宅の表示登記年に基準が設定されており、一部の住宅ストックのみが融資対象となっていた。したがって、融資を利用した中古住宅の建築後経過年数は、基準の変化によってその平均値も変化する可能性がある。

建築後経過年数の推移（図5）をみると、戸建・マンションの双方で右上がりとなっていることが確認できる。また、戸建住宅は、1996年度、1999年度に平均の建築後経過年数が上昇していることが確認できる。これらの傾向は、第3節で確認した築年数の条件（表1）とパラレ

図5—建築後経過年数の推移

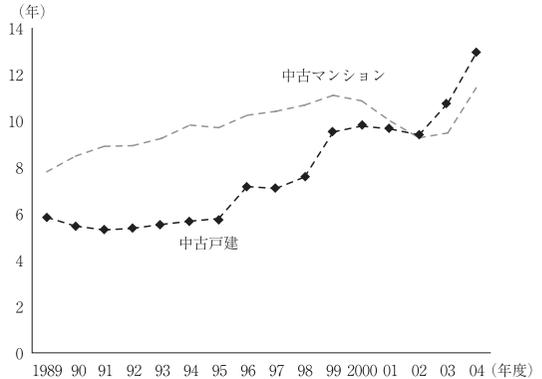
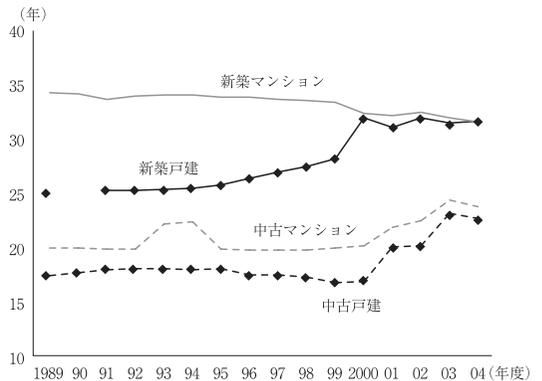


図6—償還期間の推移



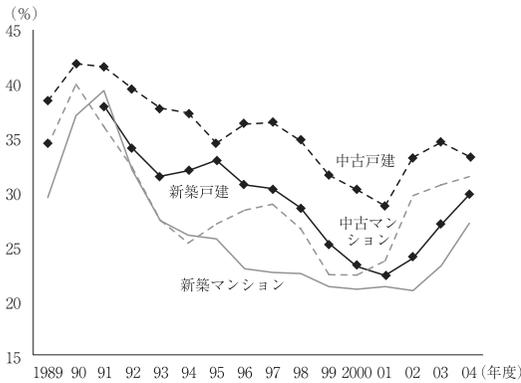
ルである。このことから表示登記の条件は融資に影響している可能性が考えられる。

##### 償還期間の推移

公庫による融資を受けた住宅の借り入れ時の償還期間の推移について、住宅の種類別に検証する。第3節で確認したように、最大償還期間には融資基準が設定されており、新築住宅では中古住宅よりも最大償還期間が長く設定されていた。また、中古住宅向けの基準は、築年数や住宅の構造によって異なっていた。ただし、中古住宅向けの基準は徐々に緩和されていた。

全国での償還期間の推移（図6）をみると、新築住宅のほうが中古住宅よりも長く、マンションのほうが戸建住宅よりも長くなっている。戸建の償還期間は、新築では2000年度、中古では2001年度と2003年度に上昇していることが確認できる。また、中古マンションでは、1993年

図7 頭金割合の推移



度と1994年度の2年間だけ償還期間が上昇している。表2の最大償還期間の変化と比較すると、これらの年度において基準が緩和しており、こうした制度の変更が影響している可能性が考えられる。

#### 頭金割合の推移

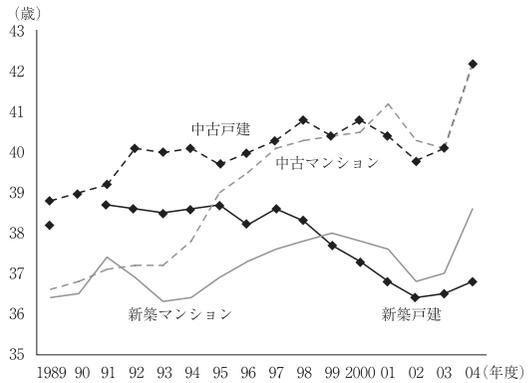
公庫による融資を受けた個人の頭金割合の推移について、住宅の種類別に検証する。ここで、 $\text{頭金割合} = \text{頭金} / \text{購入価額}$ と定義する。よって、この値が高いほど住宅ローンの割合が小さく、ローンの負担が小さなものであることを示している。

全国での頭金割合の推移(図7)をみると、戸建のほうがマンションよりも高く、中古のほうが新築よりも高くなっていることが確認できる。また、頭金割合は1991年度頃から低下傾向にあったものが、2001年度頃から上昇傾向に反転している。

#### 世帯主年齢の推移

公庫による融資を受けた世帯主の年齢の推移について、住宅の種類別に検証する。全国での世帯主年齢の推移(図8)をみると、中古購入者のほうが新築購入者よりも年齢が高くなっていることが確認できる。また、戸建およびマンションの双方で、新築購入者と中古購入者の年齢差が拡大していく傾向が確認できる。また、中古戸建購入者と中古マンション購入者の年齢、

図8 世帯主年齢の推移



および新築戸建購入者と新築マンション購入者の年齢は、当初は戸建購入者の年齢が高い傾向があったものの、途中から両者の差はあまり見られなくなっている。

#### 中古住宅を購入した個人(世帯)の傾向

公庫融資の集計データから、どのような住宅・個人・世帯が、融資を利用していたのか検討すると、第3節でみた融資基準に影響を受けていると考えられる点が見られた。公庫融資を利用して中古住宅を購入した場合と新築住宅を購入する場合との違いについて整理をすると、中古住宅購入者の特徴は以下のとおりである。

購入価額が低い・貸付金が低い・償還期間が短い・月額返済額が少ない・DTI(年収比率)が低い・頭金割合が多い・世帯主年齢が高い

中古住宅融資の「償還期間が短い」点は、最大償還期間の基準が影響しているものと思われる。また、「償還期間が短い」ことは、「世帯主年齢が高い」こと、および「頭金割合が多い」ことに影響を与えている可能性が考えられる。なぜなら、「償還期間が短い」ことは、借入可能額を小さくし、頭金を多く準備する必要性が増加するためである。このことは、「頭金割合が多い」ことに繋がり、さらに頭金を準備するための時間がかかることで「世帯主年齢が高く」という可能性が考えられる。

また、「月額返済額が少ない」こと、および

「DTI が低い」ことは、「世帯主年齢が高い」ことに影響を受けている可能性が考えられる。なぜなら、世帯主年齢が低ければ、将来的な所得上昇が見込まれるため、借り入れ当初の月額返済額および DTI を高くしたとしても、将来的にはそれらを減少させることが可能になると考えられる。しかし、「世帯主年齢が高い」場合は、将来的な所得上昇率は相対的に低くなるため、借入時点での月額返済額および DTI をあらかじめ低く設定する必要があるからである。

このように、公庫融資を利用して住宅を購入した場合、購入する住宅が新築住宅と中古住宅では、利用者の傾向が異なることが確認できた。

## 5 まとめ：住宅金融公庫と中古住宅流通の関係

住宅金融公庫は戦後から現在までの住宅取引においてきわめて重要な役割を担ってきたものの、融資業務の中心は新築住宅向け融資であり、中古住宅向け融資は平等に扱われてきたとは言いがたい状況であることが確認できた。こうした状況は、住宅建設五箇年計画や経済対策において新築住宅の取引が重視されていたことが原因の一つだと考えられる。

公庫融資におけるこうした融資条件の相違は、利用者の公庫融資利用行動と住宅選択行動に影響を与えることとなり、結果的に融資条件を満たす住宅で、かつ受け入れることが可能な個人が公庫融資を利用した結果、中古住宅購入者の割合は減少した可能性が考えられる。第4節でみた住宅や購入者の特徴は、こうした制約を受け入れた結果として数字に表れたものだと考えることができる。そこで、第4節のような特徴がどのようなロジックで生じたものなのか仮説を立ててみたい。

○最大償還期間が短く設定されていたことは、借入可能額を小さくした → 公庫融資では毎月の返済額が月収の20%以下であることが条件となっていたため、償還期間が短いことは、

借入可能総額を小さくしていたことになる

- 新築住宅と同じ金額の中古住宅を購入しようとする、上記の制約のために頭金をより多く準備する必要がある → 頭金を増やさずに、その時点で借入可能な額を利用して中古住宅を購入した場合、借入可能額が低下するため、予算制約が厳しくなり効用水準は低くなる
- 頭金をより多く準備するためには、準備期間が必要となり、世帯主年齢が高くなる
- 世帯主年齢が高くなると、将来的な所得の上昇見込みが小さくなることから、DTI や借入時点での月額返済額をあらかじめ低く設定する必要がある

公庫融資における中古住宅向け融資の利用条件等の違いは、利用者の行動を制約し、中古住宅の購入者数を減少させた可能性が考えられるが、そのロジックは上記のような形だったのではないだろうか。ただし、この仮説を検証するためには、理論分析と実証分析を通して、その因果関係を証明することが必要である。

公的金融において新築住宅取引が望まれた背景には、経済対策や景気対策という政治的な配慮があったことを考えると、今後も新築住宅の取引を重視する経済対策などが実施される可能性がある。しかし、新築住宅の取引を優遇することは、同時に中古住宅流通を低迷させることになり、日本経済に対してマイナスの影響を及ぼす可能性がある。新築住宅取引を促す形での経済対策等の効果などについては、今後の重要な研究課題である。

### 注

1) ただし、この表に示されているのは最も基本的な住宅に適用される条件であり、実際にはより細かい区分が設定されている。詳細は、レポートを参照していただきたい。

# キャピタライズ効果は支払い意思額を表すのか

Kuminoff, N. V and J. C. Pope (2014) "Do 'Capitalization Effects' for Public Goods Reveal the Public's Willingness to Pay?" *International Economic Review*, Vol.55, No.4 pp.1227-1250.

## はじめに

ヘドニック・アプローチは、土地や住宅をそれらに関する属性や周辺環境に関する属性の集合体としてとらえ、環境条件の違いがどのように地価や住宅価格の違いに反映されているかを観察し、それをもとに環境の価値の推定を行なうために広く用いられている。Rosen (1974) は、差別化された財の特性についての市場取引を通じて、購入者の限界支払い意思額を示した最初の研究である。Rosen (1974) の静学モデルは、公共財や外部性をターゲットにした政策の便益評価などに広く使われているが、実証分析に用いるうえでのいくつかの問題も指摘されている。その最も大きな要因が、推定における内生性の問題である。これはティブーバイアスとして知られており、環境の変化が起こった地域においてはもともと変化が起こりやすい環境であった可能性が高く、Rosen (1974) のヘドニックモデルでは土地の性質による効果と環境の変化がもたらす直接的な効果との識別が困難となる。

近年、主流となっている操作変数、パネルデータ、回帰不連続デザインといったプログラム評価のフレームワークでは、ティブーバイアスを欠落変数問題として対処している。こうした研究では、住宅周辺における環境の変化がどの程度住宅価格にキャピタライズ（資本化）されたかを特定し、この効果を環境に対する支払い意思額の尺度としている。しかし、キャピタライズ効果を支払い意思額とみなすためには、人々の選好や特性が時間を通じて一定であるという仮定が必要であり、この仮定の妥当性について検証した研究は少ない。Kuminoff and Pope (2014) は、Rosen (1974) のモデルを拡張し、時間を通じて人々の性質が一定であるという仮定を理論的に検証することで、キャピタライズ効果を限界支払い意

思額とみなすための十分条件を整理している。さらに、境界不連続デザインをアメリカの教育と住宅価格のデータに適用した実証分析により、キャピタライズ効果を限界支払い意思額とみなすときに生じる「合成 (conflation) バイアス」の検証を行なっている。

以下、Kuminoff and Pope (2014) の概要を紹介する。

## キャピタライズ効果についての理論的検討

Kuminoff and Pope (2014) は、推定におけるバイアスの問題を明確にするため、まず住宅価格と公共財の関係を表す標準的な誘導形を示している。1期における住宅価格関数の誘導形モデルを以下のようにおく。

$$p_1 = g_1\theta_1 + h_1\eta_1 + \varepsilon_1 \quad (1)$$

ここで、 $p_1$ は住宅価格、 $g_1$ は関心のある公共財、 $h_1$ は住宅と近隣に関するその他の観測可能な属性、 $\varepsilon_1$ は住宅と近隣についての観測できない属性である。添え字はデータの時点を表す。 $\theta_1, \eta_1$ はパラメータとパラメータのベクトルである。ここで、関心があるのは公共財に対する限界支払い意思額を表す $\theta_1$ の推定値である。しかし、多くの公共財は $g_1, h_1$ と $\varepsilon_1$ の間の相関によって住宅市場で内生的に決定されるため、 $\theta_1$ について一致性に問題が生じる。

そこで、プログラム評価の手法では、パネルデータなどを用いて、時間を通じて一定な個体効果のうち観測できない部分を固定効果としてとり除き、欠落変数が引き起こす内生性の問題に対処している。例えば、2期から1期の差分をとることで固定効果に対処する一階階差モデルは、以下のように示される。

$$\Delta p = \Delta g\phi + \Delta h\eta + \Delta \varepsilon \quad (2)$$

$\Delta$  記号は、 $\Delta p = p_2 - p_1$ を表す。 $\phi$ はキャピタライズ効果を表し、理論的には住宅  $j$  に対するキャピタライズ効果は以下のように定義される。

$$\phi_j = \frac{P[g_{2j}; \omega(a_2, b_2, c_2) | x_{2j} = \bar{x}] - P[g_{1j}; \omega(a_1, b_1, c_1) | x_{1j} = \bar{x}]}{g_{2j} - g_{1j}} \quad (3)$$

ここで、 $a, b, c$ はそれぞれ消費者、生産者、公共財の分布を表すパラメータのベクトルであり、 $\omega$ は  $a, b, c$ についての関数である。 $x$ は、 $g$ を除く  $h$ や欠落変数を含むすべての住宅や周辺環境の特性のベクトルである。

$\phi_j$ は1期と2期において公共財  $g$ 以外の要因  $x_{it}$  ( $t=1, 2$ )を一定と条件づけた場合の公共財の変化に対する住宅価格の変化の比率を表している。一階階差や不連続デザインなどのヘドニックにおけるプログラム評価手法では、傾きは時間を通じて一定であり、 $\phi_j = \theta$ とみなしている。しかし、通常  $\phi_j$ は1期と2期の異なる価格関数によって推定されるため、Rosen (1974)が示す限界支払い意思額とは一致しない。環境の変化を表す変数の傾きが一定 ( $\phi_1 = \theta_1 = \theta_2$ ) となりキャピタライズ効果を厚生尺度とみなすためには、以下の仮定が必要である。

- (1) 消費者の選好・所得や供給者の技術が、時間について一定である。 ( $a_1 = a_2$  かつ  $b_1 = b_2$ )
- (2) 環境の変化による価格の変化が、環境のレベルに依存しない。 ( $\partial P(g, x; \omega) / \partial g = f(x, \omega)$ )
- (3) 環境の変化は時間を通じてヘドニック価格関数の傾きに影響を与えない。 ( $\partial \omega / \partial g = 0$ )

これらの仮定は明らかに強い制約であり、ほとんどの実証研究で満たされることがなく、これらが満たされなければ、公共財についての係数の傾きは変化し、キャピタライズ効果と限界支払い意思額は一致しない。

$\phi$ の推定によって特定されたキャピタライズ効果と、政策に関係づけられた厚生尺度の関係を明確にするために、(2)式について、FWL (Frisch-Waugh Lovell) 定理による残差回帰で  $\phi$ の推定量を求めると、以下の式に分解することができる。

$$\hat{\phi} = \theta_2 + \frac{r'g_1}{r'r}(\theta_2 - \theta_1) + \frac{r'h_1}{r'r}(\eta_2 - \eta_1) + \frac{r'\Delta\varepsilon}{r'r} \quad (4)$$

ただし、 $r = \Delta g - \Delta h(\Delta h' \Delta h)^{-1} \Delta h' \Delta g$ である。右辺の第1項はショック後の均衡における公共財に対する限界支払い意思額であり、第2項は  $g$ に対するシャドウプライスの変化による価格効果であり、第3項は住宅に関するその他の属性のうち、効用や意識に影響を与え  $g$ に代替するような属性のシャドウプライスの変化によって引き起こされる代替効果を表している。Kuminoff and Pope (2014)は、第2項の価格効果と第3項の代替効果を合わせて合成バイアスと定義している。

第4項は観測された変数の変化と観測されない変数の変化の間の相関から生じたバイアスを表す。環境財の変化についての内生性を考慮するため、 $\Delta g$ について操作変数を用い、(4)式に  $\Delta \hat{g} = z(z'z)^{-1}z'\Delta g$ を代入する。

キャピタライズ効果を環境変化に対する限界支払い意思額とみなすためには、以下の十分条件1か2のどちらかが必要となる

- 十分条件1.  $\theta_1 = \theta_2$ ,  $\eta_1 = \eta_2$ , かつ  $z, \Delta h \perp \Delta \varepsilon$
- 十分条件2.  $g_1, h_1, \Delta h \perp z$  かつ  $z, \Delta h \perp \Delta \varepsilon$

十分条件1が成立するとき、(1)~(3)の仮定が満たされており、 $\theta_1 - \theta_2 = 0$ ,  $\eta_1 - \eta_2 = 0$ より第2項と第3項の合成バイアスが消え、 $z, \Delta h \perp \Delta \varepsilon$ より攪乱項によるバイアスである第4項が消える。したがって  $\theta_1 = \theta_2 = \hat{\phi}$ が成り立つので、キャピタライズ効果を環境の変化に対する限界支払い意思額とみなすことができる。

一方、時間を通じてパラメータの傾きが一定であるという仮定を満たさない場合でも、十分条件2で示すように、1期における環境変化前の公共財とその他の属性に対して、まったく相関を持たない操作変数を見つけ、データについての追加的な制約を満たすことで、 $g_1, \Delta h \perp z$ より  $\frac{r'g_1}{r'r} = 0$ となり第2項が消え、 $h_1, \Delta h \perp z$ より  $\frac{r'h_1}{r'r} = 0$ となり第3項が消え、 $z, \Delta h \perp \Delta \varepsilon$ より攪乱項のバイアスである第4項が消える。このとき、 $\theta_1$ が  $\theta_2$ と等しくなくとも、 $\phi$ の推定値は環境変化後のパラメータである  $\theta_2$ に等し

表1—合成バイアスを考慮したヘドニック推定とキャピタライズ効果の推定によるテストスコアの係数

	フェアファックス(VA)	ポートランド(OR)	フィラデルフィア(PA)	デトロイト(MI)	ロサンゼルス(CA)
A.合成バイアスを考慮したヘドニック回帰による推定結果(境界から0.2マイル以内にあるサンプルデータ・境界固定効果あり)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln(test score)	0.116	0.200	0.272	0.208	0.140
2003年( $\theta$ )	(0.040)	(0.028)	(0.071)	(0.047)	(0.015)
ln(test score)	0.293	-0.165	-0.120	0.357	0.075
2007年変化分( $\theta_{07}$ )	(0.081)	(0.048)	(0.101)	(0.126)	(0.028)
R <sup>2</sup>	0.85	0.77	0.76	0.74	0.85
観測数	6036	14443	3973	6252	12287
F統計量( $H_0: \theta = \theta_{07}$ )	4.69	1.98	1.86	4.41	8.22
F検定のp値	0.000	0.031	0.047	0.000	0.000
B.キャピタライズ効果の推定結果(境界から0.2マイル以内にあるブロックグループごとの平均値データ・固定効果あり)					
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\Delta \ln(\text{test score})$	0.008	-0.025	0.13	-0.445	0.231
	(0.111)	(0.091)	(0.180)	(0.521)	(0.177)
R <sup>2</sup>	0.83	0.82	0.91	0.87	0.83
観測数	404	603	176	213	251

注) ( ) 内の数字は係数の標準誤差を表す。2007年における、テストスコア上昇に対する限界支払い意思額は $\theta + \theta_{07}$ によって表す。

出所) Kuminoff and Pope (2014) table3より一部抜粋。

くなり、キャピタライズ効果を環境変化に対する限界支払い意思額とみなすことができる。

### 実証分析による合成バイアスの検証

Kuminoff and Pope (2014) は、時間を通じて人々の性質が変化するという問題に対処した実証分析を行ない、従来のキャピタライズ効果の推定と比較することで、キャピタライズ効果の推定が合成バイアスを含んでいるか検証している。実証分析では、2003年と2007年のアメリカ5大都市のデータを用いて、学校の教育改善に対する住民の支払い意思額の測定が行なわれている。

アメリカでは学力格差を是正するために NCLB 制度(落ちこぼれ防止法)が導入された。Kuminoff and Pope (2014) は、NCLB 制度の効果を評価するため、NCLB 制度開始直後である2003年と4年後の2007年のデータを用いて、テストスコアが上がった学校地区と上がっていない学校地区で住宅価格にどれほど影響があったかを測定した。内生性を考慮し、教育以外の住宅や周辺の条件が一定であるというランダムな状況を作り出すため、学校地区の境界から0.2マイル以内のデータのみを用いた境界不連続デザインによって推定を行なっている。

具体的には、以下の(5)式のように、ヘドニック価

格関数を定義し教育水準の変化に対する限界支払い意思額の推定を行なった。

$$\begin{aligned} \ln(\text{price}_j) = & \ln(\text{test score}_j)\theta \\ & + \ln(\text{test score}_j)D_j\theta_{07} + h_j\eta \\ & + h_jD_j\eta_{07} + \text{BFE}_{j,03} + \text{BFE}_{j,07} + \epsilon_j \end{aligned} \quad (5)$$

添え字  $j(j=1, \dots, N)$  は各住宅を表しており、 $\ln(\text{price}_j)$  は住宅販売価格に対数をとったもの、 $\ln(\text{test score}_j)$  は住宅がある地域の学校地区におけるテストスコアの対数值、 $D_j$  は2007年に売却されていたら1をとるダミー変数、 $h_j$  は物理的な属性を示すベクトルであり、近隣の人口統計や税率も含まれる。 $\text{BFE}_{j,03}$ 、 $\text{BFE}_{j,07}$  は各境界における各年特有の固定効果を表すダミー変数、 $\epsilon_j$  は攪乱項、 $\theta$ 、 $\theta_{07}$ 、 $\eta$ 、 $\eta_{07}$  は推定すべきパラメータとパラメータのベクトルである。 $\ln(\text{test score}_j)$  に対する2003年の限界支払い意思額は $\theta$ であり、2007年の限界支払い意思額は $\theta + \theta_{07}$ で表される。もし $\theta_{07} = \eta_{07} = 0$ であれば、時間を通じてパラメータの傾きが一定であるという仮定が満たされている。

一方、比較のためキャピタライズ効果を以下の(6)式により推定している。

表2—テストスコア1%上昇に対する限界支払い意思額の比較

	(1)	(2)
限界支払い意思額の推計値		
2003学年度	536	169
2007学年度	688	190
推定手法		
モデル	(5)式	(6)式
サンプル	境界から0.2マイル以内のデータ	境界から0.2マイル以内のデータ
データポイント(j)	各住宅データ	ブロック分けしたグループの各平均値データ
観測数	42991	1665
欠落変数への対処	境界固定効果	一階階差+境界固定効果

出所) Kuminoff and Pope (2014) table4の一部を抜粋。

$$\Delta \ln(\text{price}_j) = \Delta \ln(\text{testscore}_j)\phi + \Delta h_j\gamma + \text{BFE}_j + \Delta \epsilon_j \quad (6)$$

添え字jはブロックごとに分けた住宅のグループであり、各ブロックグループの平均値を用いている。 $\Delta \ln(\text{price}_j)$ は2007年と2003年における価格の対数値の差分であり、 $\Delta \text{testscore}_j$ は対数テストスコアの差分、 $\Delta h_j$ は物理的な属性を表すベクトルの差分、 $\text{BFE}_j$ は学校地区の各境界における固定効果、 $\Delta \epsilon_j$ は2期間における攪乱項の差分を表す。 $\phi, \gamma$ は推定すべきパラメータとパラメータのベクトルであり、 $\phi$ がキャピタライズ効果を表す。

(5)式のヘドニック回帰式と(6)式のキャピタライズ効果の推定結果をそれぞれ表1のパネルAとパネルBに示す。テストスコアは対数をとっているため、係数は弾力性を測定している。

パネルAにおいて、フィラデルフィア以外の都市で、2003年から2007年のテストスコアの変化による住宅価格の変化は有意に大きい。フェアファックス、デトロイト、ロサンゼルスでは、2003年よりも2007年のほうがテストスコアについての係数が大きくなっているのに対し、ポートランド、フィラデルフィアでは、係数が小さくなっている。ポートランドでは、2003年において、テストスコアが1%上がると住宅価格が0.2%上昇しているのに対し、2007年において、テストスコア1%の上昇に対して、住宅価格の上昇はわずか0.035%である。

パネルAにおいて帰無仮説 $H_0: \theta_{07} = \eta_{07} = 0$ に対す

るF検定の結果を示した。フィラデルフィアのみp値が5%棄却域に近いが、時間について変数の傾きが一定であるという帰無仮説はすべての地域で棄却された。

一方、パネルBにおいては、多くの地域でテストスコアの変化についての係数は有意に推定されておらず係数の値もパネルAと比較して小さい値となっている。

表1で示した弾力性値をもとに、サンプルの平均値を用いて各推計モデルによる限界支払い意思額を表2において比較すると、キャピタライズ効果は環境の変化に対する限界支払い意思額を75%も過小に評価しているという結果が得られた。

## おわりに

Kuminoff and Pope (2014) は、ヘドニック・アプローチを用いたプログラム評価の手法について、時間を通じて人々の選好や所得が一定であるという仮定が満たされる条件を示した。実例として、学校の質に対する限界支払い意思額を推定した結果、2003年と2007年では人々の性質は変化しており、キャピタライズ効果は厚生 の尺度を過小に評価しているという結果が得られた。時間を通じて人々の性質が変化しないという仮定を満たすためには非常に強い制約が必要であり、この制約を満たしているかの検証を行なったうえで推定結果を解釈しなくてはならない。こうした意味で、Kuminoff and Pope (2014) は将来の研究のハードルを高くしたといえる。

## 参考文献

Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55.

菅原理美  
早稲田大学大学院経済学研究科修士課程

●新刊書のご案内

『中古住宅流通と住宅金融公庫——  
中古住宅は何故取引されなかったのか』

「調査研究レポート」No.11313  
平成28年3月刊行  
本体価格：1500円+税

日本の中古住宅市場は欧米に比べて極端に小さく、その改善が住宅政策における目標の1つとなっている。一般的には、情報の非対称性がその原因として挙げられており、政策的にもさまざまな対応がなされている。しかし、これまでの研究から日本国内の中古住宅流通量や流通シェアは、一般的に指摘されているほど小さいものではないという指摘がある。

情報の非対称性が日本の中古住宅市場に存在することは事実であり、それらが取引に何らかの影響

を及ぼしている可能性は当然考えられる。しかし、情報の非対称性だけが、中古住宅市場を低迷させている原因だとは考えにくい。なぜなら、日本の住宅政策は、長らく新築住宅の取引を促すような政策を行なってきており、そうした政策が住宅流通に及ぼした影響は小さくないと考えられるからである。また、バブル経済の崩壊後、経済政策・景気対策として新築住宅の取引を積極的に推し進めてきた事実もあり、こうした政策対応が現在の住宅市場に与えた影響は無視できないのではないだろうか。

この報告書では、こうした疑問に答えるために、戦後の住宅政策において中心的な役割を担ってきた住宅金融公庫（現住宅金融支援機構）が、住宅取引においてどのような融資を行ってきたのかについて調査研究を行なったものである。報告書では、特に新築住宅向け融資と中古住宅向け融資の

違いを明らかにするよう努めている。

調査の結果、住宅金融公庫融資では、金利や償還期間などの利用条件において新築住宅を購入するほうがより有利な基準が設定されていることが確認された。また、そうした融資基準の変化は、取引された住宅属性に影響を及ぼしていたことも確認できた。すなわち、戦後の住宅取引において極めて重要な位置を占めてきた住宅金融公庫は、個人の持家取引に何らかの影響を及ぼしている可能性が示されたのである。調査結果の詳細はリポートをお読みいただきたいが、これらの調査結果は「情報の非対称性以外の要因が、中古住宅流通に及ぼしてきた影響について検討する」という当初の目的を達成できたことを示している。

本調査が、今後の住生活や住宅市場を充実させる際の参考になれば幸いである。

編集後記

ローカルな話だが、麹町4丁目交差点の一角にあった文具店が4月に破産、閉店した。変則ながら3フロアあり規模もそこそこで、界限ではランドマーク的な店舗だった。創業64年。

職場に近いので、自分もよく利用した。1月に開催した本誌100号記念シンポジウムの際も、誘導スタッフが持って掲げるための軽量ボードや屋外掲示に耐えうる強力マグネットなど、普通の店には無い商品もこの店で調達できた。スケールはだいぶ小ぶりでもハンズ的なところがあった。

マスコミの露出もある弁護士紀藤正樹氏は、「麹町4丁目の(株)×

××が倒産したのには驚いた。金券はどうなってしまうのだろう」とツイートしている。

そう、この店では、500円買い上げごとに、1割引相当の50円サービスチケットがもらえた。自分の手元にもサービス券はあるが、当然もう使えないし、換金できる可能性もない。しかし、すぐ捨てる気にもならない。

ちなみに、店に張り出された破産を知らせる「告示書」に破産管財人として弁護士の名が記されていたが、それは自分の大学同期生（語学クラスが一緒）だと確認できた。

(T・N)

編集委員

委員長——浅見泰司  
委員——浅田義久  
中川雅之  
山崎福寿

季刊 住宅土地経済

2016年夏季号(第101号)

2016年7月1日 発行

定価 [本体価格715円+税] 送料別  
年間購読料 [本体価格2860円+税] 送料込

編集・発行 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。