

[巻頭言]

住まいと文化

和田信貴

国土交通省住宅局長

多くの日本の文化は住まいと関係が深い。衣食住の住はもちろん、住まいは衣食の場である以上当然のことかもしれないが、忘れがちではないだろうか。和食、季節の行事、しつらえ…。いずれも世界の人々を魅了する日本の文化であり、住まいとともに発展してきた生活文化である。

近年、デジタル化が進み、国際化が当たり前になり、住まいの世界でも、これらに全力で取り組むべきなのは言うまでもない。しかしながら、国際化、デジタル化の中でこそ、「日本人のアイデンティティ」が大切になるのではないだろうか。AIと同じ土俵に立っても、大国の人々とまったく同じ考え方や感性になっても、存在意義はなく、国際社会でも評価されないだろう。

「日本人のアイデンティティ」を軽々に議論してはならないが、この地の多くの人々が共有する感覚・考え方に生活文化が関わっていることは間違いないだろう。そして、人生で多くの時を過ごす住まいは、生活文化の礎である。靴を脱いですごす、しつらえを整えるなど、この地とともに過ごす人が共有する住まいの姿が今も脈々とある。日本家屋に限るなどと大上段に構えずに、このような些細なものも保ち、磨いていく姿勢が大切ではないだろうか。

住まいの物理的側面、経済的側面が重要なことに変わりはないが、住まいが生活文化を育む礎として再評価され、住まいと文化について、一人ひとりが後世に何を引き継ぐか慮る社会になることを願っている。「住宅土地経済」の巻頭言らしからぬ願いかもしれないが……。

目次●2020年秋季号 No.118

[巻頭言] 住まいと文化 和田信貴 ——1

[特別論文] 区分所有建物の現下の問題と区分所有法の改正の方向性

鎌野邦樹 ——2

[論文] 容積率規制が所得水準の異なる住民と土地所有者に与える厚生変化

河野達仁 ——10

[論文] 住宅ローンの供給拡大の是非を問う

チャールズ・ユウジ・ホリオカ／新見陽子 ——20

[論文] 多面的な要因からみた空き家の管理不全傾向 馬場弘樹 ——28

[海外論文紹介] 住宅購入制限政策の下でのテニユアチョイスと

住宅価格の変動性 生田遼羽 ——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

区分所有建物の現下の問題と 区分所有法の改正の方向性

コロナ禍等での集会の開催と専有部分を共有する場合の議決権行使者の指定を中心に

鎌野邦樹

はじめに

わが国の都市部では、いまやマンションが主要な住宅となりつつある。また、マンション以外の営業用の区分所有建物も多く存在し、さらに、再開発事業によって居住用と営業用の複合用途型の区分所有建物が日々建築されている。これらの区分所有建物を規律する「建物の区分所有等に関する法律」（以下、「区分所有法」という）は、1962年に制定され、その後、1983年と2002年の2回の大改正を経て現在に至っている。これまでの2回の改正は、それぞれの時代の社会経済的要請に基づくものである。現行の区分所有法の改正（ないしその検討）を求める社会経済的な要請は、大別し、ひとつは、再開発等による多様な区分所有建物の出現に関するもの（一部共用部分、管理所有、専有部分の創設等に係る事項）であり、もうひとつは、区分所有建物の老朽化に関するもの（給排水管等の更新、区分所有者が5人未満の場合の管理・建替え等、マンション敷地売却の一般化等）であり、さらに、今般の新型コロナウイルス感染症蔓延の下での集会の開催に関する事項がこれに加わる。

本稿では、上記の事項のうち、喫緊の課題である新型コロナウイルス感染症蔓延その他天災事変の下での集会の開催（区分所有法34条2項、43条等関連）、および、上の両者に関連する再開発等に伴う老朽区分所有建物の建替えにおいて問題となり得る「議決権行使者の指定」（区

分所有法40条関連）の2点に絞って検討することにする（他の事項については、他日、別稿にて検討したい）。

1 集会の開催とオンライン（バーチャル）集会

2019年12月の中国湖北省武漢市での発症に端を発する新型コロナウイルス感染症は、瞬く間に世界をパンデミックに陥れ、2020年8月27日の時点では累計感染者が2400万人超、それによる死者が82万人超に至っている（WHO発表）。国内では、同年8月28日午後9時半現在、感染者6万7455人、死者1274人に至った（厚生労働省の発表に基づく『朝日新聞』同年8月29日付朝刊）。

このようななかで、マンションの管理組合の多くが、当該年度の予算や事業計画等の承認を得るために、2020年に開催が予定されている定時総会について、それを開催するべきかどうか、開催するとしたらどのような形で開催すべきかが問題とされた。実際には、後に述べるような方法（後記(1)(エ)参照）で多くの管理組合が定時総会を実施したと推測されるが、以下では、法的観点から、この点に関して検証しつつ、さまざまな天災事変によって集会の開催が危ぶまれる状況が生じた場合について検討をしたい。ここでは、今般のコロナ禍において今後の集会の在り方としてオンライン（バーチャル）集会が注目されているので、この点についても検討したい。

(1) 管理者の集会開催義務

ア 区分所有法の定め

区分所有法は、「管理者は、少なくとも毎年1回集会を招集しなければならない」(34条2項)、また、「管理者は、集会において、毎年1回一定の時期に、その事務に関する報告をしなければならない」(43条)と定める。これらの規定は、強行規定であると解され、したがって、規約で別段の定めをすることは許されない。そして、同法43条の報告義務を怠った場合、管理者は、20万円以下の過料に処せられる(71条4号)。

ただし、管理組合(同法3条でいう区分所有者の団体)は、「管理者を置くことができる」(3条)のであって、その設置が義務付けられるわけでないので、仮に管理者(通常、当該マンションの規約により理事長(または理事)がこれに該当する)が置かれていなければ、管理組合には前記のような法的義務はない。

イ 法務省の説明

コロナ禍にあっての集会の開催について、法務省は、ホームページにおいて、次のように回答している。前記の区分所有法の規定は、「前年の開催から1年以内に必ず集会の招集をし、集会においてその事務に関する報告をすることが求められているわけではありません。したがって、今般の新型コロナウイルス感染症に関連し、前年の集会の開催から1年以内に区分所有法上の集会の開催をすることができない状況が生じた場合には、その状況が解消された後、本年中に集会を招集し、集会において必要な報告をすれば足りるものと考えられます。」

この説明によると、ひとつは、法所定の事務の報告は、本年中に行なえば足りるとするが、実際には、管理者の前年度の事務の報告と次年度の事業計画および予算とは連動していると考えられ、また、管理者による前年度の事務の報告だけなされても、当該年度の事業計画および予算が承認されないことには、この点につき規約に特別の定めがない限り、管理者ないし理事

著者写真

かまの・くにき

1953年東京都生まれ。早稲田大学大学院法学部卒。早稲田大学大学院法学研究科修了。千葉大学教授を経て、現在、早稲田大学法科大学院教授。著書：『マンション法案内(第2版)』勁草書房、ほか。

(長)の具体の職務の執行に支障が生ずるのではなかろうか。もうひとつは、同説明では、コロナ禍の状況が本年中に解消されない場合に、どのように対応すべきかについては必ずしも明らかでない。

それでは、現行法制上、管理組合は、どのような形で集会を開催できるのか、また、集会の開催に代えることができるのか。

ウ 無集会決議が認められる場合

区分所有法は、集会を開催しなくても、集会の決議と同一の効力を有する「書面又は電磁的方法による決議」として(45条3項)、①同決議(多数決議)によることを区分所有者全員が承諾する場合(同条1項)、および、②区分所有者全員の書面または電磁的方法による合意がある場合としている。①の場合には、その内容についてではなく、集会を開催せずに書面または電磁的方法による多数で決することを区分所有者の全員が承諾し、②の場合には、その内容について区分所有者全員の書面または電磁的方法により合意をすることになる。ごく少数の区分所有者で構成される管理組合を除いて、①、②の場合とも区分所有者全員の承諾ないし合意を得ることは実際にはほぼ困難であろう。なお、区分所有法43条の定める管理者の事務に関する報告は、多くの管理組合の規約では、マンション標準管理規約(マンション標準管理規約[単棟型]48条1号・2号)に準拠して、集会での決議事項である。

外国の立法例としては、②の場合につき区分所有者および議決権の各5分の4以上の同意があれば足りるとするものがある(韓国の集合建

物法41条)。今後のわが国の立法のあり方として参考に値するが、実際には、区分所有者および議決権の各5分の4以上の同意を得ることも容易ではないと思われる(それよりも、後述するオンライン集会のほうが簡便であるように思われる)。

また、そもそも①、②の場合とも、それらの決議は、「集会の決議と同一の効力を有する」(45条3項)のであって、当然に「集会が招集ないし開催されたものとみなされる」わけではないので、管理者は、なお年1回の集会の招集(34条2項)および集会での報告(43条)の義務を免れないと解される。

なお、管理所有の場合(20条)においては、区分所有者が共有する共用部分を規約により管理者または特定の区分所有者が所有するために、共用部分の変更を除く管理に係る事項については、集会の決議を不要とする。ただし、「収支決算及び事業報告」や「収支予算及び事業計画」を始め、それ以外の事項については集会の決議を必要とする。

(エ) 集会決議と認められる場合

以上を踏まえると、実際には、集会を開催しなければならないと思われるが、集会の招集権者である管理者等としては、新型コロナウイルス感染症の罹患を防ぐ必要から、区分所有者の集会への出席を極力抑えるために、事前に議事についての賛否を記載した「書面の提出による議決権行使」や、委任状の提出等による「代理人による議決権行使」(39条2項)を区分所有者に対し求めることになろう。

管理者(理事長)またはごく少数の役員その他の区分所有者を除き、他の大多数の区分所有者は集会に出席せず、書面による議決権行使や代理人による議決権行使(議長たる管理者に対し代理権を授与する委任状等)がなされた場合でも、集会における決議があったことになる。管理者のみが出席し、他の区分所有者全員が管理者に代理権を授与する旨の委任状を提出した場合(これらの者も出席者と扱われる)、これ

をもって「集会」決議があったとすることは、実質的には管理者のみの決定であることから疑問が残るが、それ以外の場合には、集会決議が適法に成立するものと解されよう。ただ、管理者が集会の招集の通知において、集会の出席を避けて、事前の書面による議決権の行使または管理者等への代理権の授与(委任状の提出)を要請する場合には、区分所有者が議案の内容を十分に理解して判断できるに足りるだけの事項を通知することが必要であると解される。したがって、このような場合には、単に、区分所有法35条1項で要求される「会議の目的たる事項」として、例えば、単に「収支決算及び事業報告の件」や「収支予算及び事業計画の件」とするのではなく、その具体的な内容を示すなどした同条5項で要求される「議案の要領」をも通知しなければならないと解されよう。通常、管理組合においては、上の例においては、管理者が、集会の招集の通知の際に、具体的数字や内容等を記した「収支決算書及び事業報告書」および「収支予算案及び事業計画案」の文書を各区分所有者に対して配布しているものと思われる。

ただ、このような事前の書面による議決権行使や代理権授与が多数を占める集会決議においては、管理者と区分所有者との間の質疑応答、区分所有者による動議、およびそれらを踏まえたうえでの区分所有者の賛否の決定の機会が奪われることから、次に述べるような、環境整備を前提としたオンライン集会のほうが望ましいと考えられる。

(2) オンライン(バーチャル)集会

(ア) 区分所有法の定め

1962年の区分所有法の制定時においては、区分所有法という「集会」は実際に開催するもの(リアル集会)であって、オンライン(バーチャル)集会はまったく想定していなかったと思われる、その後の同法の2回の改正にあたっても、いわゆる「立法事実」ないし社会経済的要請が

極めて乏しかったことから、同様であったと思われる。ただ、今般のコロナ禍において、昨今のIT技術の進展を背景に、その要請が顕在化している。

区分所有法上、オンライン（バーチャル）集会（以下、「オンライン集会」という。）を明確に否定する規定は存在しない。集会の招集にあたり、管理者は、集会の開催場所を通知しなければならない旨の定めはなく（35条。これに対し、会社法298条1項1号は株主総会の場所を通知する旨を定める）、わずかに占有者の意見陳述権を確保するために「集会の場所」を建物内の見やすい場所に掲示する旨の定め（44条2項）があるが、そこでの「集会の場所」を「オンラインによる」としてもよいと解されよう（筆者は、株主総会についても同様と解する）。また、区分所有法は、前述のように、所定の事項について書面と並んで電磁的方法による議決権行使（39条3項）、決議（45条1項）、合意（45条2項）を認めているが、このことは、オンライン集会の開催を否定するものではない。

（イ）オンライン集会が認められるための要件

法文上、オンライン集会を明確に否定する定めはないにしても、そのことによって区分所有者の議決権行使に係る権利が害される場合にはそれは許されない。すなわち、オンライン集会においても、リアル集会と同程度に、すべての区分所有者が集会に参加でき、議決権を行使する権利が認められなければならない、さらに、質疑応答、動議の提出の機会が確保されなければならない。これらの権利ないし利益は、絶対的で必要不可欠なものであると解されるから、区分所有者がパソコンを所持していなかったり、その操作ができない場合においては、管理者の側で、パソコンを設置した部屋を用意したり、その操作につき助力する必要がある。

ただ、オンライン集会が有効に成り立つ前提としては、第三者が区分所有者になりすますことができないことや、サイバー攻撃や大規模障害等による通信手段の不具合が発生しないこと

等の環境整備が前提である。ただ、これらの障害のおそれがあるからただちにオンライン集会は認められないと考えるべきではなく、これらの障害のおそれが、社会的に見て、また、当該管理組合の環境下において、相当程度において払拭できると判断できる場合には、これを認め、ただ、仮にこれらの障害が生じた場合には、当該決議が無効となると考えるべきであろう。

（ウ）ハイブリッド型オンライン集会

マンション管理センターは、そのホームページにおいて、区分所有法上の集会をオンライン集会のみに一元化する場合（「オンラインオンリー型」）のほか、実際に開催される集会（リアル集会）と「オンライン」を二元的に並存させるハイブリッド型を提示し、さらにハイブリッド型において、オンライン参加型（リアル集会を傍聴するだけで議決権は行使しない形態）とオンライン出席型（リアル集会にオンライン上で出席して議決権を行使する形態）を示していると思われる。

紙数の制約から筆者の現時点での見解のみを示すと、まず、オンライン参加型については、経済産業省が提示する株主総会の場合に倣ったものと考えられるが、株主には議決権制限種類株式を保有するなど議決権行使が制限されている株主がおり（会社法108条1項3号等）、また、もっぱら配当を期待する投資家たる株主が多く存在するのに対し、区分所有者は、全員が当然に建物等の管理に関わり議決権を有するのであり、また、参加型の場合では、区分所有者が事前に書面等にて議決権を行使するか代理人に議決権を行使させるかが予定されているところ、集会に参加しながら、そこでの議論（質疑応答、動議等）を踏まえて議決権を行使するはできなくなってしまう。区分所有者にとって、任意に議決権を行使しない自由はあるものの、傍聴（参加）のみが認められることにどれ程の意味があるかについては疑問なしとしない。あえて言えば、例えば、当日、他の用務との関係で、オンラインで出席（視聴）できるかどうかが未

定であるため、事前に書面による議決権行使や委任状を提出したが、他の用務がなくなり視聴可能となったようなケースでは有用と言えよう。ただ、この場合には、事前に提出した議決権行使書や委任状の撤回を集会開始前に管理者に申し出ることができるとしておけば足りるようにも思われる。

次に、ハイブリッド型においては、リアル集会とオンライン出席または参加を並存させることになるが、管理者としては、どちらに出席または参加するかの選択を区分所有者に委ねた場合には、リアル集会における感染の防止を徹底させることが困難となることもあり得、また、リアル集会の人数を制限せざるを得なかった場合につき混乱が生ずることも懸念される。規約で別段の定めをすることは妨げないとしつつ、基本は、リアル集会の会場確保の点も考慮すると、オンラインオンリー型に一元化するのが望ましいのではなかろうか。

2 再開発における商業区分所有建物の建替えと議決権行使者の指定

(1) 専有部分を共有する場合

(ア) 具体的事例と問題の所在

まず、具体的事例を挙げよう。例えば、駅前の商業用の区分所有建物のある階は、その床の大半を1つの専有部分として数十名の者で共有し（その旨の登記がなされている）、各共有者が簡易な隔壁を設けて店舗を営んでいる場合に、当該区分所有建物の集会において老朽化等を理由に建替え決議をしようとするときに、当該専有部分の議決権行使者の指定について協議が調わないケースにおいて、その指定はどのようにされるべきか。

(イ) 区分所有法の定め

区分所有法40条は、「専有部分が数人の共有に属するときは、共有者は、議決権を行使すべき者一人を定めなければならない」と定める。そして、この場合の共有は民法上の共有であるから、その指定については、民法252条本文の

規定に従い、持分の価格の過半数で決すると解されている（濱崎恭生『建物区分所有法の改正』法曹会、275頁、1989年）。しかし、一般的にはそのように解されるとしても、議決権行使者は、建替え決議において、自らが指定された際の共有者の多数の持分に拘束されてその議決権を行使すべきことに鑑みると、各共有者の持分権が処分される建替えに係る事項についても、持分の過半数で、建替え決議についての当該専有部分の賛否の意向が決められることには問題があろう。

(ウ) 全員の合意か5分の4以上か

以上を踏まえると、建替え決議の議決権行使者の指定については、共用部分の変更（処分を含む）に係る事項であるから、民法251条の共有者全員の合意を要するようにも解される。ただ、区分所有法上、建替えが5分の4以上の多数で可能であるのに、建替えに係る事項については、当該専有部分に関してはその共有者全員の合意が必要とされ、大多数が建替えを望んでいるのに一人でも建替えに反対する者がいる場合には、当該専有部分については議決権行使者を指定することができないか、またはその者は議決権を行使できないといった結果を招来することは不合理である。したがって、区分所有法62条の法意から、5分4以上の賛成で、議決権行使者の指定を決することができるとするのが妥当であると考ええる。なお、解釈論としては、過半数で議決権行使者を指定できるが、建替えにつき共有者の5分4以上の賛成がない場合には、その議決権行使者は、集会の建替え決議において、賛成票を投ずることはできないと考えることもできよう。

(エ) 「頭数かつ持分」か、「持分」のみか

それでは、ここでの5分の4以上は、区分所有法の建替えの場合に準じて、共有者の頭数と持分の双方とすべきか、それとも民法上の共有の場合に準じて、持分のみとすべきか。思うに、建替え決議の場合は、各区分所有者にとって自らの完結した一個の区分所有権の処分すなわち

専有部分の消滅に関わる事項であるので、持分の大小にかかわらず、その意思を均等に扱うために持分にかかわらず頭数が考慮されるが、共有に属する当該専有部分の処分ないし消滅については各共有者の所有権（共有持分権）は一個の完結した権利ではなく相互に拘束し合っているものであるから、各共有者の意思が個別に問われることはなく、したがって、持分のみを考慮すればよいと解される。仮に、共有者の頭数を考慮すると、共有持分の相続によって頭数が増加することになる（これに対して、建替え決議に係る頭数は、元来議決権行使者が1であるので、相続によって増加することはない）。

(2) その他の特別多数決議に係る事項についての議決権行使者の指定

以上から、建替え決議に係る議決権行使者の指定については、当該専有部分の共有者の持分の5分の4以上の多数によって決すべきものと解するが、それでは、規約の設定や共用部分の変更などに係る集会における4分の3以上の特別多数決議については、どのように考えるべきか。思うに、上で述べたように、建替え決議は当該専有部分の処分ないし消滅に係る事項であるのに対し、集会における4分の3以上の特別多数決議に係る事項は、当該専有部分が処分ないし消滅することではなく、それ自体はなお存立するため、民法252条に従い、持分の過半数によって議決権行使者が定められると解されよう。

結び

最後に、本稿で検討してきたことを踏まえて、まとめると次のようになる。

(1) 集会の開催に関して

(ア) まず、区分所有法34条2項および43条の管理者の集会の招集義務および事務報告義務については、今般のコロナ禍での感染予防のためだけでなく、災害による管理者および区分所有者の被災の状況や多くの区分所有者の所在が明

らかではない場合には集会の開催が實際上困難となることもあり得ることから、ただし書を追加し、例えば、「ただし、天災その他避けることができない事象のため、集会の招集に係る手続を行うことができないときは、その障害が消滅した時から（3箇月）を経過するまでの間に、その招集を行うものとする」といった規定を設けることが考えられる（（3箇月）の期間についてはなお検討を要しよう）。

(イ) 次に、オンライン集会の開催が可能であることを明確化するためにその旨の規定を設け、他方で、管理者の恣意的判断によって安易にオンライン集会が開催されることは望ましいとはいえないことから、それが許される場合として、例えば、「感染の防止その他やむを得ない事由があり、かつ、当該集会が適切かつ円滑に実施できる場合には」といった限定を付ける必要があると考える。このような限定は、当該オンライン集会の開催について、前述したような障害のおそれが少なく、かつ、前述したように区分所有者全員の参加と議決権の行使等が確保されることを含むものである。

(ウ) オンライン集会については、オンリー型を基本とすべく、ただ、規約の定めによりハイブリット型も可能とするが、そのうちの参加型については、前述の理由から、その有用性等につきなお慎重な検討が必要であると考ええる。

(2) 専有部分が共有に属する場合の議決権行使者の指定について

専有部分が共有に属する場合の議決権行使者の指定に関する規定（40条）については、その議決権の行使が建替え決議に係る事項であるときには、専有部分の共有者の持分の価格の5分の4以上の多数による（または、建替えにつき共有者の5分4以上の賛成がない場合には、その議決権行使者は、集会の建替え決議において、賛成票を投ずることはできない）といった法改正が必要であると考ええる。

今号の3本の論文は、すべて異なるアプローチで分析されている。それぞれの分析の妙味も楽しめると思う。



河野論文（「容積率規制が所得水準の異なる住民と土地所有者に与える厚生変化」）は、理論モデルとその数値シミュレーションに基づく分析である。

中心地（CBD）から郊外部へと、一直線上に橋を介して並ぶ三つの居住地域（中心地に近いほうからゾーン1、ゾーン2、ゾーン3と呼ばれる）で構成される都市を想定する。各地域を結ぶ橋の通過の際に混雑が発生するとして、容積率規制が居住者の厚生水準に与える影響を考察している。容積率規制が、居住者の占有床面積を変える効果と住宅地の選択を介して混雑へ与える影響を捉える構造となっている。

モデルでは、さらに居住者の所得が同一なケースと異なる2グループが存在するケースを考えている。後者ではさらに、居住パターンとして低所得者がCBDに近い地域に住み、高所得世帯は郊外に住むパターンとその逆のパターンを考えている。いずれのケースでも中央の居住地域（ゾーン2）では、高所得者と低所得者が混住している想定となっている。

所得水準が同一なケースでは、どのゾーンの容積率の増加でもすべての居住者の居住床面積を高めるため、すべての居住者の厚生水準が高まる結果となる。他方、所

得が異なるケースでは、ゾーン1での容積率の増加は、その地域の居住床面積を高めるため、ゾーン2における同じ所得グループの居住床面積も高まり、他の所得グループをさらに郊外部へと押しやる。そのため、ゾーン3の居住床面積を低下させる効果があり、ゾーン2と3の居住者の厚生を低下させる可能性があるという結果を得ている。

河野論文ではさらに、シミュレーションによって、市場均衡と最適容積率政策が実施された場合、および住宅税が課された場合の比較がなされ、シミュレーションの想定の下では、高所得者への厚生の影響が低所得者への影響よりも大きいことが報告されている。

規制がもたらす複雑な影響を明解に分析できる理論モデルの説明力を感じさせる論文である。ただし、分析の前提で居住パターンを外生的に与えているが、それが結論に大きく影響していないかという点が気になる。所得が異なるグループがいるケースでは、ゾーン1の厚生が高まる一方でゾーン2やゾーン3に住むことが厚生を低めるなら、むしろゾーン2に住んでいた住人はゾーン3に移住するのではなく、ゾーン1に移住する可能性はないのだろうか。こうした居住パターンの変化が許される可能性についても検討が必要のように思われる。

所得が同一なケースでも、通勤時間が居住地域によって異なるのに所得水準が同じになるのは、遠

い地域に住む居住者ほど賃金率が高くなることを意味しており、このような居住地選択がモデルの中で最適選択として正当化されるのか、という点も検討する必要があるように思われる。



ホリオカ・新見論文（「住宅ローンの供給拡大の是非を問う」）は、経済指標の推移を算出して分析する手法をとり、日本における住宅ローンの供給拡大のメリットとデメリットを、2人以上の勤労者世帯のデータに基づいて考察している。

まず、可処分所得に占める住宅ローン残高(debt to income ratio)は、1970年代には全体で12%程度であったものが、2018年には140%近くに増加し、特に世帯主が30代の世帯では230%以上と大幅な拡大が見られたことを確認している。そのうえで、住宅購入額に占める住宅ローンの新規借入額の割合(loan to value ratio)が大幅に高まっていることから、住宅ローンの拡大は、少ない自己資金での住宅購入を可能にすることで、若い世帯での住宅購入を進め、1975年には30代で5割未満だった持ち家率を、2019年には66%を超える水準にまで高めるメリットがあったとしている。

他方、デメリットについては、可処分所得に占める住宅ローンの返済額の割合が、70年代にすべての年齢階級で1~2%程度だったものが、2000年以降には7%以上に上昇し、家賃も含めた住宅関連

支出でみても、可処分所得に対する割合は70年代と比較して大きく上昇しているとしている。ただし、2000年以降では、住宅関連支出はどの年齢階級でも頭打ちになっており、住宅ローンの負担増を家賃地代支払いの負担減によって相殺できている可能性を指摘している。

また、可処分所得に占める非住宅消費支出の割合が、1970年にすべての年齢階層で77%程度であったものが、2019年には30代の世帯で58%程度まで落ち込んでいることや、可処分所得に占める金融資産の残高が、世帯主が30代の世帯だけでなく40代の世帯でも2000年以降に大きく低下していることなどから、住宅ローンの返済が若い世帯の家計を圧迫している可能性があり、その金融資産の蓄積の速度も低下させているとしている。

この他、2004年に18.6%にすぎなかった金利変動型の住宅ローンが2019年には59%まで高まっており、借り手の金融リテラシーの低さから、金利変動リスクへの対応が不十分である可能性を指摘しつつも、全体としては、こうしたデメリットよりも、若年層での持ち家率を高めるメリットのほうが大きいと結論付けている。

素朴な経済指標の推移をみる議論であるため、事実確認として強い印象を与えるが同時に、読み手に別の解釈の余地を大きく残している。

例えば、住宅ローンの拡大が家計の金融資産の形成を遅らせている可能性を指摘しているが、持ち

家比率の上昇は、不動産という実物資産の形成を意味しているから、単なる家計の資産選択の反映として解することもできるだろう。むしろ、実物資産の形成にもかかわらず、非住宅関連支出の低下が起こっている点に問題があるかもしれない。ホリオカ・新見論文の指摘する住宅ローンの返済負担によるものなのか、巷で言われる将来不安の反映なのか、あるいは住宅の財産としての信頼の低さの現れなのか、いろいろと解釈ができそうである。



馬場論文（「多面的な要因から見た空き家の管理不全傾向」）は、データを統計的に分析するアプローチによって、管理不全になる空き家の特性を描出しようとするものである。

埼玉県川口市を対象として、管理不全に陥っている空き家の周辺環境や所有者特性を調べている。外観から、管理不全を「ゴミの散乱」「樹木の管理不全」「雑草の繁茂」「不適切な施錠」の細目で確認したうえで、建物・周辺特性と所有者特性等を実態調査とアンケート調査のデータを組み合わせで把握し、上記の管理不全の細目と建物・周辺特性や所有者特性との関係を多変量のロジスティック回帰分析によって捉えようとしている。

周辺環境としては、4 m未満の幅員の前面道路に接道している築年数の経過した空き家は樹木の繁茂で管理不全となる傾向があり、1960年以前に人口集中地区となっ

た市街地に立地する空き家については、1975年以降の市街地の空き家と比較して、雑草の繁茂が生じている空き家は低下する傾向がみられるという。

延べ床面積が大きい住宅は、住居専用地域でのみ、ごみの散乱、樹木の繁茂、雑草の繁茂の項目で有意に管理不全が発生しやすいとし、その理由として、管理に労力がかかる可能性を指摘している。この他、前面道路が4 m未満の場合や1975年以降の市街化地域については、住宅専用地域については、住宅専用地域についてのみ雑草の繁茂と有意に正の相関があり、床面積の広い住宅は不適切な施錠状況になりやすく、特に住宅専用地域でいっそう強くなるなどの傾向を見出している。

所有者特性については、所有者宅と空き家までの距離が1時間を超える場合と前所有者が死亡して空き家になった場合に管理不全になる傾向がみられるという。また、所有者不明空き家の管理不全割合は70%あり、他の所有者特性よりも顕著に高い割合であることなども報告している。これらの結果から、全体としては、中古住宅市場において条件が不利な物件が管理不全になりやすいと結論付けている。

統計的な分析によって説得力のある興味深い考察となっている。ただし、データの制約などで、因果関係などの踏み込んだ議論が十分とは言えないように思う。この方向での発展を期待したい。

(S・H)

容積率規制が所得水準の異なる住民と土地所有者に与える厚生変化

河野達仁

はじめに

世界の多くの都市では、深刻な交通渋滞により多くの時間と燃料が無駄になっている。一方、多くの都市において、建物の規模や高さならびに土地利用目的やロットサイズの規制を行なう土地利用規制が課されている。この土地利用規制を適切に課せば、交通渋滞に対処することができる。その規制方法が都市経済学において長年研究されてきた。しかし、そのような研究は主に効率性の観点からのみ行なわれてきた。都市には異質な住民が住んでおり、土地利用規制により社会厚生を増大を図っても、住民それぞれの厚生増加につながるとは限らない。

そのため、土地利用規制の設計のためには、効率性の観点のみならず異質な住民にどのような影響があるかを把握する必要がある。そこで Takeda, Kono, and Zhang (2019) は、所得格差のある複数世帯および土地所有者に対する容積率規制の厚生分析を理論的に行なった。本稿ではその結果をベースに、混雑料金政策および最適住宅課税政策 (Pines and Kono 2012 と Kono et al. 2019 で提案) との比較を加えて、容積率規制の異質な主体への厚生的影響の説明を行なう。理論分析のみならず、数値シミュレーションも用いて定量的影響も検討する。

交通渋滞においては、各自動車は他の自動車の交通費用を増大させている。このような外部性に対する最善政策は、すべての自動車が常に限界社会的コストに直面するように混雑料金を

課することである。しかし、膨大な運用費用のために実装することは困難である。さらに、一般的に料金政策によって厚生減少があるため、自動車利用者は混雑料金を拒否する。

最善策の実装が困難であるとき、次善策の検討が必要である。現実都市においては、有効な次善策として土地利用規制が挙げられる。このような観点から、効率的な土地利用規制の設計が多くの研究論文で分析され、混雑した都市の建物の規模と都市の大きさや土地の利用用途を調節する有効性が示されている (Kono and Joshi; 2019 の第 1 章での研究レビューを参照)。

最適な土地利用規制は都市条件によって変化する。例えば、Kono and Joshi (2012) は、開放都市と閉鎖都市の間の最適規制の違いを示している。ここでは住宅地区の開放性で開放と閉鎖が定義されるため、開放都市とはベッドタウンのように居住地として選ばれている都市 (例; 神戸市) である。閉鎖都市は就業機会に応じて都市人口が決定している都市 (例; 仙台市) である。また、多くの研究が住宅地のみを対象とするのに対して、Rhee et al. (2014)、Zhang and Kockelman (2016) と Kono and Joshi (2017) は、ビジネスエリアも加えて土地利用規制の効率性を分析している。

しかしながら、これらの従来研究は、土地利用規制を効率性の観点から分析している。本研究はこれらとは異なり、所得階層の異なる住民や地主それぞれの厚生に焦点を当てている。都市にはさまざまな階層の住民がおり、政策立案

者は特に低所得者に注意を払う必要がある。また、異なるタイプの住民は住み分ける傾向にあり、特に所得の不均一性は居住分離パターンを生み出す (Fujita 1989)。しかし、土地利用規制に関する過去の理論的研究は異なるタイプの住民を考慮していない。

そこで、本研究では3つの住宅ゾーンと中心ビジネスゾーン (CBD) を持つ単一中心都市モデルを用いて、高所得および低所得層の世帯と土地所有者に対する土地利用規制の影響を考察する。この簡単な設定は、土地利用規制を研究している従来研究のいくつかで利用されている連続空間フレームワークよりも現実的ではないものの、異なるタイプの住民を導入した経済においても解析的分析が可能である利点がある。

本研究では、数値シミュレーションを行なう。理論的分析では、単一のゾーンにおける容積率変化の経済への影響の分析を行なう。しかし、最適な容積率規制は、都市の厚生を最大化するためにすべてのゾーンで同時に容積率を調整する必要がある。この最適化を、本研究では数値的に行なう。

1 モデル

1.1 都市

都市は CBD (ゾーン 0) と 1、2、3 とラベル付けされた3つの住宅地で構成されている。CBD は左側で、3つのゾーンはゾーン番号順に並んでいる。各ゾーンは橋で隣り合ったゾーンを接続している。ゾーンの固定面積は、ゾーン 1、2、3 それぞれ a_1 、 a_2 、 a_3 であり、ゾーン内は均質とする。

本研究では、単一中心の閉鎖都市を想定している。閉鎖都市とは、住民が他の都市との間を移動できないことを意味する。移動できない典型的理由の一つは、従業者が働く都市を変えることができないというものである。すなわち、就業機会により都市人口が決まっているような都市を対象としているといえる。

ゾーン i に居住する世帯が支払う通勤費 t_i

著者写真

こうの・たつひと
1968年兵庫県生まれ。東北大学工学部卒。東北大学大学院情報科学研究科博士課程修了。博士(学術)。現在、東北大学大学院情報科学研究科教授。著書：*Traffic Congestion and Land Use Regulations: Theory and Policy Analysis*, Elsevier (共著) ほか。

は、交通費 (out of pocket) と所要時間の合計であり、両者とも橋を渡るときにのみ発生する。CBD に向かうにしたがって、交通量は増加する。図 1 は都市形状を示している。開発者は、不在地主から借りた土地に居住する。ゾーン内の土地の単位面積当たりの床面積総供給量は、各ゾーンの容積率規制によって制御される。なお、本研究の容積率規制は、通常行なわれている上限規制と異なり、最適な容積率を指定するものとする。

最初に、土地利用規制に関するこれまでの研究と同様に、すべての世帯が均質であると仮定する。次に、住宅分離パターンが発生する2つの所得グループを想定する。まとめると、この論文では次の2ケースを分析する。

(単一所得ケース) すべての世帯は均質である。

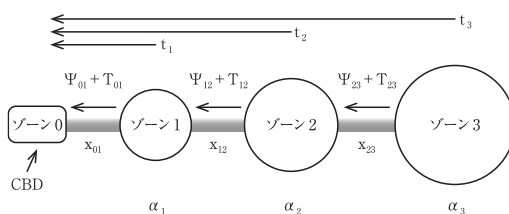
人々はゾーン間を自由に移動するため、効用値はすべてのゾーン間で同一となる。

(複数所得ケース) 高所得と低所得の世帯が住んでいる。人々はゾーン間を自由に移動するため、収入が同一である世帯の効用レベルは一致する。

1.2 家計行動

容積率規制が住民や土地所有者に及ぼす分配

図 1 都市形状



効果を検討するため、不在地主の土地所有者と土地を借りる家計行動を別々にモデル化する。

最初に、所得の異なる世帯が存在するモデルを記述する。所得水準の世帯数 N_g は外生である。ここで、グループ $g \in \{l, h\}$ で、 l は低所得世帯を表し、 h は高所得世帯を表す。単純化のために、人口は世帯数と同一とする。ゾーン内の住民の各タイプは同一の効用関数を持つ。

$$u_{gi} = v(c_{gi}, q_{gi}), \quad g \in \{l, h\}, \quad i = (1, 2, 3) \quad (1)$$

ここで、 c_{gi} は価値基準財である合成財であり、 q_{gi} は住宅面積である。合成財には住宅面積を除くすべての消費財が含まれる。すべての財の限界効用は正と仮定する。この条件から、 $\partial v / \partial c_{gi} > 0$ $\partial v / \partial q_{gi} > 0$ が導かれる。

$$\partial c_{gi}(u_{gi}, q_{gi}) / \partial u_{gi} > 0, \quad \partial c_{gi}(u_{gi}, q_{gi}) / \partial q_{gi} < 0 \quad (2)$$

ゾーン i に住むグループの各住民の予算制約は、次のように表される。

$$w_g L_{gi} = c_{gi} + p_i q_{gi} + \sum_{k=1}^i \phi_{k-1k} \quad (3)$$

賃金所得は賃金率 w_g と労働時間 L_{gi} を乗じたものである。 p_i はゾーン i の住宅の単位面積当たりの価格である。 $\sum_{k=1}^i \phi_{k-1k}$ はゾーン i から CBD への総通勤費用である。合成財は、ゾーン間を無料で移動し、価格はどこでも 1 とする。時間制約は次のように表される。

$$\bar{T} = \bar{I}_g + L_{gi} + \sum_{k=1}^i M_{k-1k} \quad (4)$$

利用可能時間 $\bar{T}$ を余暇時間 $\bar{I}_g$ と労働時間 L_{gi} と交通所要時間に振り分ける。 M_{k-1k} は $k-1$ からゾーン k への移動時間である。本モデルでは、簡単化のために余暇時間 $\bar{I}_g$ を一定の値にして効用関数の説明変数としていない。しかし、効用関数に余暇時間を説明変数として追加しても結果は変わらない。その場合は、余暇時間の限界効用と限界費用が常に一致してキャンセルしあうだけである。本研究では、時間価値が賃金に比例することが分析に必要な性質であり、それは一般的なモデルでも労働時間を内生変数としている限り成立する（例えば、Tabuchi 2019）。次に(4)式を(3)式に代入すると

$$y_g - t_{gi} = c_{gi} + p_i q_{gi}, \quad g \in \{l, h\} \quad (5)$$

が得られる。ここで一般化された収入 $y_g =$

$w_g(\bar{T} - \bar{I}_g)$ およびゾーン i から CBD への交通費用 t_{gi} である。ここで $t_{gi} = \sum_{k=1}^i \phi_{k-1k} + \sum_{k=1}^i \omega_g \cdot T_{k-1k}$ であり、 $T_{k-1k} \equiv w_1 \cdot M_{k-1k}$ 、 $\omega_g = w_g / w_1 (\geq 1)$ ω_g 、ここで $w_g, g \in \{l, h\}$ と示される。

グループ i の付け値関数は、数学的に次のように表現される。

$$\max_{q_{gi}, c_{gi}} p_{gi} = (y_g - t_{gi} - c_{gi}) / q_{gi} \quad \text{s.t. (1)式} \quad (6)$$

土地は、最高付け値を付けた家計が利用できる。ここで、高所得者の付け値 p_{gh} と低所得者の付け値 p_{gl} である。(6)式を解くと、

$$p_{gi} = p(y_g - t_{gi}, u_{gi}), \quad q_{gi} = q(y_g - t_{gi}, u_{gi}) \quad (7)$$

が得られる。(7)式に陰関数定理を適用して、以下の性質が導かれる。

$$\partial q_{gi}(y_g - t_{gi}, u_{gi}) / \partial t_{gi} > 0$$

$$\partial q_{gi}(y_g - t_{gi}, u_{gi}) / \partial u_{gi} > 0 \quad (8)$$

つまり、住宅面積消費は交通費用増加により増加し、また効用増加とともに増加する。

ここで、すべての変数から添え字 g を削除すると、異なる所得が同一所得となり同質居住者のモデルになる。

1.3 容積率規制下の開発者と不在地主

開発者は、住宅資本と土地を組み合わせる住宅建物を生産する。床面積を生成するために必要な資本は $S_i(F_i)$ で示され、 $a_i F_i$ は i ゾーンで供給される総床面積を表す。開発者の純利益の合計は、

$$\Pi = \sum_{i=1}^3 a_i \cdot (F_i p_i - S_i(F_i) - r_i) \quad (9)$$

である。ここで資本の価格は 1 とする。容積率規制では、床面積供給は開発者に外生的に与えられる。開発者間の競争の結果として $\Pi = 0$ となるため、土地価格は、次のように表される。

$$r_i = F_i p_i - S_i(F_i) \quad (10)$$

ゾーンの底地代の収益は $R_i = a_i r_i$ で表される。

1.4 通勤費用と市場均衡条件

通勤費用モデルについて、まず単一所得モデルについて説明する。自動車は唯一の通勤モードであると仮定する。燃料費を含む交通費用は、混雑レベルに依存するものの、主に距離に依存

する。そのため、本研究では簡単化のために交通費用は距離にのみ依存すると仮定する。橋を渡る時間コストは橋より郊外側のゾーンに居住する人口によって決定される混雑レベルに依存する。そこで、居住地ごとの通勤費用 t_i は以下のように定式化できる。

$$t_1 = \phi_{01} + T_{01}(N) \quad (11)$$

$$t_2 = \sum_{k=1}^2 \phi_{k-1k} + T_{01}(N) + T_{12}(N_2 + N_3) \quad (12)$$

$$t_3 = \sum_{k=1}^3 \phi_{k-1k} + T_{01}(N) + T_{12}(N_2 + N_3) + T_{23}(N_3) \quad (13)$$

すべての都市住民 N はゾーン0とゾーン1の間の橋を渡るため、通勤費用 t_1 は一定である。 t_2 と t_3 は、住宅地の間の人口の分布によって内生的に決定される。交通所要時間関数は交通量に依りて増加する。

$$\frac{\partial T_{12}(N_2 + N_3)}{\partial (N_2 + N_3)} > 0, \quad \frac{\partial T_{23}(N_3)}{\partial N_3} > 0 \quad (14)$$

同様の特性は、単一所得モデルにおいても複数所得モデルにも適用される。

(15)式は総人口制約を表し、(16)式は各ゾーンにおける人口が供給されている床面積に居住できていることを表す。

$$N = \sum_{i=1}^3 N_i \quad (15)$$

$$N_i = a_i F_i / q_i \quad (i=1, 2, 3) \quad (16)$$

世帯が居住地を選択できるためゾーン間の住民の効用は均等化し、閉鎖都市では効用レベルは内生的に決定する。

$$v_i = u \quad \forall i \in \{1, 2, 3\} \quad (17)$$

異なる所得の住民モデルでは、3つのゾーンに高所得と低所得の人々の2つのグループが居住する。高い付け値をつける住民が各地点に居住することができる。したがって、所得差は都市の住宅分離パターンをもたらす傾向がある。本研究では、単純な分離パターンのみに焦点を当てる。具体的には、ある所得レベルの住民がCBDの近くのゾーンに住んでおり、その他の収入レベルの住民は都市境界側に住むパターンである。そして2タイプの所得の世帯グループ間の相互作用をみるために、ゾーン2で2タイプの住民が共存する状況を仮定する。つまり、

ゾーン1は1つのグループで占められ、ゾーン2は2つのグループによって共有され、ゾーン3は別のグループによって占有される。本モデルでは、各ゾーンの面積サイズは外生であり任意に設定できる。そのため、例えば中心側に居住するグループが極めて小さいエリアに住んでいる状況なども、ゾーン1の面積を減らせば表現できる。このように本モデルはさまざまな状況を表現できる。

時間価値が2つのグループ間で異なっており、交通費用 $t_{gi}t_{g'i}$ は次のように表される。

$$t_{g1} = \phi_{01} + \omega_g T_{01}(N_g + N_{g'}) \quad (18)$$

$$t_{g2} = \sum_{k=1}^2 \phi_{k-1k} + \omega_g T_{01}(N_g + N_{g'}) + \omega_g T_{12}(N_{g2} + N_{g'}) \quad (19a)$$

$$t_{g'2} = \sum_{k=1}^2 \phi_{k-1k} + \omega_{g'} T_{01}(N_g + N_{g'}) + \omega_{g'} T_{12}(N_{g2} + N_{g'}) \quad (19b)$$

$$t_{g'3} = \sum_{k=1}^3 \phi_{k-1k} + \omega_{g'} T_{01}(N_g + N_{g'}) + \omega_{g'} T_{12}(N_{g2} + N_{g'}) + \omega_{g'} T_{23}(N_{g'3}) \quad (20)$$

ここで、低賃金は、一般性を失うことなく時間の単位を変更することによって1と設定する。

住宅分離パターンでは、人口均衡条件は(21)-(25)式で表される。

$$N_{g1} \cdot q_{g1}(y_g - t_{g1}, u) = a_1 F_1 \quad (21)$$

$$N_{g2} \cdot q_{g2}(y_g - t_{g2}, u) + N_{g'2} \cdot q_{g'2}(y_{g'} - t_{g'2}, u) = a_2 F_2 \quad (22)$$

$$N_{g'3} \cdot q_{g'3}(y_{g'} - t_{g'3}, u) = a_3 F_3 \quad (23)$$

$$N_{g1} + N_{g2} = N_g \quad (24)$$

$$N_{g'2} + N_{g'3} = N_{g'} \quad (25)$$

ここで $g \in \{l, h\}$, $g' \in \{l, h\}$ $g \neq g'$ である。 g はゾーン1と2に住む世帯のグループを表し、 g' はゾーン2と3に住む世帯のグループを表す。自由な立地移動が可能のため、所得レベルごとに効用はゾーン間で等しくなる。

$$v_{gi} = u_g \quad \forall i \in \{1, 2\} \quad (26)$$

$$v_{g'i} = u_{g'} \quad \forall i \in \{2, 3\} \quad (26')$$

そして、低所得と高所得の両グループがゾーン2に同時に住んでいるので(27)式が成立する。

$$p_{g2} = p_{g'2}, \quad g \in \{l, h\}, \quad g' \in \{l, h\} \quad g \neq g' \quad (27)$$

(27)式は両グループが均衡において異なる効用レベルを得るものの、付け値はゾーン2では同

値となることを意味する。

単一所得水準モデルの場合、(15)式と(16)式の連立方式から各ゾーンの人口と効用レベルを解くことができる。所得水準の異なる住民が居住の場合、(25)式を加えて構成される連立方程式から2つの効用レベルを解くことができる。本研究では、消費者や土地所有者などのエージェント数は十分多く、共謀などの戦略的行動がとれないものとする。その結果、不在地主と開発者は完全競争下にある。

2 容積率規制の厚生効果

本節では、比較静学分析を用いて、単一所得ケースと複数所得ケースの両方で外生的容積率変化の住民の厚生と土地地代収入への影響を分析する。2.1節は単一所得のケースを分析する。2.2節は複数所得のケースを検討する。

2.1 単一所得のケース

容積率変更に伴う住宅地代の変化と底地地代の変化について分析する。これらの変化にはゾーン別人口の内生的变化と交通費用の変化が含まれる。モデルは(7)式、(10)式、(11)～(13)式、(15)式、(16)式で表される。これらを書き換えると、次の連立方程式となる。

$$N_1 \cdot q_1(y - t_1, u) = a_1 \cdot F_1 \quad (28)$$

$$N_2 \cdot q_2(y - t_2(N_2, N_3), u) = a_2 \cdot F_2 \quad (29)$$

$$N_3 \cdot q_3(y - t_3(N_2, N_3), u) = a_3 \cdot F_3 \quad (30)$$

$$N_1 + N_2 + N_3 = N \quad (31)$$

この連立方程式で決定する効用値の変化を見ることで、住民としての厚生の変化を捉えることができる。この連立方程式に含まれていない土地所有者の利益（(10)式で決定される）は、基本的には住民の効用値には影響しない。ただし、土地所有者の利益が負になるような解がこれらの連立方程式で得られる場合は、土地所有者は建物のための土地を供給しないため、実行不可能な解となる。このような可能性とその問題は、Pines and Kono (2012) などで議論されている。

容積率に応じて変化する家計効用水準、ゾー

ン別人口および交通費用変化は、4つの式（(28)～(31)式）で捉えられる。得られた結果は次のように整理できる。

Proposition 1（単一所得モデルの場合の容積率変化による住民効用の変化）。

指定された容積率増加が実現可能である限り、均質世帯の場合、どのゾーンの容積率の増加であっても均衡効用を必ず増加させる。

証明は Takeda et al (2019) の Appendix A を参照。

直感的には Proposition 1 は、容積率の増加はより大きな総床面積を生み出し、それによってすべての居住者が移住を通じて床面積を増やし効用の増加につながることを示している。興味深い性質としては、ゾーン3の容積率の増加は、ゾーン3の居住者を増加させてゾーン2とゾーン3の間の橋の混雑を増加させるものの、その費用よりも床面積拡大効果のほうが大きく、必ず均衡効用は増加する点である。この性質の直感的証明はゾーン1に着目すると簡単である。ゾーン1の住民が渡る橋はすべての都市住民が通るので費用はいつも変わらない。しかしながら、ゾーン3の総容積が増加すると少なくとも何世帯かはゾーン1から移動するため、容積が固定されているゾーン1に残る世帯の世帯当たりの床面積は必ず増加する。そのため、ゾーン1に残る世帯の効用は必ず増加する。すべての住民が同質であるため、このことは均衡効用が増加することを意味する。

次に、不在地主の底地地代収入を検討する。まず、容積率が増加したゾーンの底地地代変化は(32)式のように示される。

$$\frac{\partial r_i}{\partial F_i} = - \frac{F_i}{q_i} \cdot \underbrace{\left(\frac{\partial t_i}{\partial F_i} + \frac{\partial c_i}{\partial u} \cdot \frac{\partial u}{\partial F_i} \right)}_{F_i \cdot \partial P_i / \partial F_i < 0} + \left(P_i - \frac{\partial S_i}{\partial F_i} \right) \quad (i=1,2,3) \quad (32)$$

第1項は容積率増加による付け値変化であり、これは負であることが証明される（Takeda et al. 2019の Appendix B を参照）。最後のカッコ

の項は、容積率指定によって引き起こされる死荷重損失の限界変化である。現在の容積率が市場均衡容積率よりも小さい場合、この項は正であり、逆の場合、この項は負である。市場均衡で容積率が決定している場合、この項は0である。これらの性質から、(32)式全体の符号は、二項の相対的な大きさに依存する。これを Proposition 2(1)として示す。

別のゾーンで増加する容積率に関連するゾーンの底地代の変化は次のように表現される。(証明は Takeda et al. 2019の Appendix B 参照)

$$\frac{\partial r_i}{\partial F_j} = - \frac{F_i}{q_i} \cdot \underbrace{\left(\frac{\partial t_i}{\partial F_j} + \frac{\partial c_i}{\partial u} \cdot \frac{\partial u}{\partial F_j} \right)}_{F_i \cdot \partial P_i / \partial F_j} \quad (i, j=1, 2, 3, \quad i \neq j) \quad (33)$$

底地代変化の符号は、(33)式のカッコ内の2つの項によって決定する。Proposition 1から、2番目の項は常に正であることがわかる。したがって、カッコ内の最初の項が正の場合、(33)式の符号は次の Lemma が示すように負である。

$$\text{Lemma 1. } \partial t_i / \partial F_j \geq 0 \quad \partial r_i / \partial F_j < 0 \quad (i, j=1, 2, 3, \quad i \neq j)$$

Lemma 1 は次のように解釈できる。あるゾーン（例えばゾーン i）の交通費用が、別のゾーン（ゾーン j など）の容積率規制の変更に伴って増加するとそのゾーン j の底地代は減少する。容積率が増加するゾーンよりも CBD に近いゾーンの交通費用はゾーンを通過する通勤者の数が増加するため、または橋を渡る通勤者の数が変わらないゾーン 1 では変化しないため、不変か上昇かのどちらかである。そのため、Lemma 1 を用いると、容積率が増加するゾーンよりも CBD に近い任意のゾーンの底地代が下がり、一方、容積率が増加するゾーンよりも外側のゾーンの底地代の変化は、反対の符号 2 つの項の大小で決まるため不明である。これらの特性を Proposition 2(2)として示す。

Proposition 2（容積率に伴う底地代の変更）。

- (1) 現在の容積率が市場の均衡容積率より大きい場合、ゾーン内の容積率が大きいほど、ゾーン内の底地代が減少する。
- (2) ゾーン内の容積率が大きいと、現在の容積率の規模に関係なく、ゾーン内の底地代が減少する。

2.2 複数所得の場合

複数所得のケースには、住宅分離パターンがある。より高い家賃を入札した世帯は、各ゾーンに居住することができる。住宅分離パターンを特徴付けるためには、世帯間の付け値地代を比較する必要がある。しかし、離散ゾーンで包絡線定理を使用できないため、離散ゾーンモデルの2種類の住民間の個別ゾーンの付け値の差を比較することは困難である。

連続モデルにおける住宅分離を明確にするために、Fujita (1989) は CBD からの距離に関して付け値地代関数の相対的勾配を分析した。本稿では、この理論を次の方法で近似として用いる。われわれは、CBD からの移動距離に関してゾーン 2 における付け値関数の相対的勾配を分析する。その相対的勾配がゾーン 1 およびゾーン 3 においても成立していると仮定する。

複数所得世帯がゾーン 2 で一緒に暮らすケースを検討する。ゾーン 2 の複数所得住民の付け値の相対的勾配は、次のように得られる

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_{h2}}{\partial x_{12}} - \frac{\partial P_{l2}}{\partial x_{12}} &= \frac{w_l}{q_{h2}} \left(\frac{q_{h2}}{q_{l2}} - \frac{w_h}{w_l} \right) \frac{\partial M_{12}(x_{12})}{\partial x_{12}} \\ &+ \frac{\partial \phi_{12}(x_{12})}{\partial x_{12}} \left(\frac{1}{q_{l2}} - \frac{1}{q_{h2}} \right) \end{aligned} \quad (34)$$

詳細な導出は、Takeda et al.(2019) の Appendix C に示されている。住宅が正常財であると仮定して、ゾーン 2 の高所得世帯の住宅面積は、低所得世帯よりも大きい。これは、(34)式の最後の項が常に正であることを意味する。最初の項は正負両方の符号を取ることができるので、次の2つの住宅分離パターンがありうる。

立地パターン(I) 低所得世帯は CBD の近くに
住み、高所得世帯は郊外に住む。

立地パターン(II) 高所得世帯は CBD の近くに
住み、低所得世帯は郊外に住む。

立地パターン(I)では、高所得世帯の付け値の
傾きは、低所得世帯の家賃よりも急である（す
なわち、(34式)>0）。立地パターン(II)は逆になる。

複数所得モデルについて、単一所得モデルと
同様に、容積率変化に応じて変化する効用、人
口、交通費用を分析する。まず、(15)-(17)式およ
び(7)式と(21)-(23)式を用いると、次の連立方程式
が得られる。

$$N_{g1} \cdot q_g(y_g - t_{g1}, u_g) = a_1 \cdot F_1 \quad (35)$$

$$N_{g2} q_{g2}(y_g - t_{g2}(N_{g2}), u_g) \\ + N_{g'2} q_{g'2}(y_{g'} - t_{g'2}(N_{g2}), u_{g'}) = a_2 \cdot F_2 \quad (36)$$

$$N_{g'3} \cdot q_{g'3}(y_{g'} - t_{g'3}(N_{g2}, N_{g'3}), u_{g'}) = a_3 \cdot F_3 \quad (37)$$

ここで、 $g \in \{l, h\}$, $g' \in \{l, h\}$ $g \neq g'$ 。ゾーン 2 にお
ける 2 種類の住民の付け値は、次のように表さ
れる。 $g = lg' = hg = hg' = 1$

$$\underbrace{\frac{y_l - t_{l2}(x_{01}, x_{12}, N_{g2}) - c(q_{l2}^*, u_l)}{q_{l2}^*(y_l, t_{l2}, u_l)}}_{p_{l2}} \\ = \underbrace{\frac{y_h - t_{h2}(x_{01}, x_{12}, N_{g2}) - c(q_{h2}^*, u_h)}{q_{h2}^*(y_h, t_{h2}, u_h)}}_{p_{h2}} \quad (38)$$

上付き文字 * は世帯が選択する量を意味する。

また、人口制約（(24)式と(25)式）についても検
討する。モデルに陰関数定理を適用すると、
Proposition 3 が得られる。

Proposition 3（複数所得の場合の容積率に関す
る効用変化）。

規制された床面積が実現可能である限り、複
数所得世帯の場合、立地パターンに関係なく、
どのゾーンであっても容積率が増加すると、
ゾーン 1 と 2 に住む世帯の効用が増加する。
一方、ゾーン 2 と 3 について容積率が増加す
るとゾーン 2 と 3 に住む世帯の効用が増加す
る。しかし、ゾーン 1 の容積率の増加による
ゾーン 2 と 3 に居住する世帯の効用変化の符
号は不定である。

証明については Takeda et al. (2019) の
Appendix D に示されている。

ゾーン 2 と 3 の居住者の効用変化の符号は定
まらないため、単一所得の場合とは異なり、ゾ
ーン 1 の容積率が必ずしも郊外に住む住民の効
用の増加につながるとは限らない。しかし、中
央寄りに居住する住民の効用は常に増加する。
単一所得の場合には、容積率の総量が増加する
ため、すべての世帯の効用が増加する。この効
果は複数所得の場合も存在するものの、別の効
果がある。ゾーン 1 における容積率の増加は、
ゾーン 1 に居住する世帯のグループがより広い
床面積に居住することを促す。その居住スぺー
スの増加はゾーン 2 に住む所得層の均衡効用を
増加させるため、ゾーン 2 においてもそのグル
ープの居住スペースが増加する。そのとき、ゾ
ーン 2 からゾーン 3 に別の所得グループの世帯
を追いつ出すことがありうる。その追いつ出しが起
こった場合、ゾーン 3 では世帯当たりの住居面
積が狭くなるため、効用は低下する。この効果
の結果、実際に郊外居住の所得層の効用が減少
するケースの存在を Takeda et al. (2019) に数
値分析で示した。

3 数値シミュレーション

容積率規制の影響を示す数値シミュレーショ
ンを行なう。本研究のターゲットである複数所
得のケースで結果を示す。モデルとキャリブレ
ーションは 3.1 に示す。3.2 は最適容積率規制を
シミュレーションする。

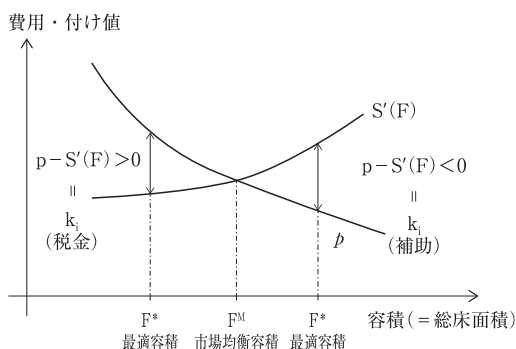
3.1 モデルとキャリブレーション

効用関数と容積の生産関数は、コブ・ダグラ
ス型および指数型でそれぞれ特定化される。具
体的には、 $v = c_{gi}^\alpha \cdot q_{gi}^{1-\alpha}$ 、 $S(F_i) = \beta \cdot F_i^\gamma$ であり、パ
ラメータは α と β は正であり、 $\gamma > 1$ である。通
勤費用は以下の BPR 関数で特定化される。

$$M_{i-ii} = x_{i-ii} \cdot \theta \left\{ 1 + \delta \left(\frac{n_i}{C_{i-ii}} \right)^\epsilon \right\} \quad (39)$$

ここで渋滞のない場合に 1 km を運転中に発生し

図2 一宅税率



た移動時間は θ であり、 n_i はゾーンを越えて居住する世帯数を示し、 C_{i-1i} はゾーン $i-1$ とゾーン i の間の橋の容量である。

世帯の利益を見るために、等価偏差EVを使用する。パラメータのキャリブレーションは、基本的に仙台市のデータを用いた。

高所得世帯の所得は、2つの立地パターンが均衡として存在するように、立地パターンごとに異なる設定となっている。立地パターン(I)の場合、高所得世帯の場合は平均年収が1000万円、低所得世帯は200万円に設定した。立地パターン(II)については、平均年収は高所得で1000万円、低所得で500万円に設定した。その他のパラメータの設定は Takeda et al. (2019) を参照。

3.2 数値シミュレーション分析

容積率規制に加えて、他に2つの政策のシミュレーションも行なった。

政策1 最適容積率規制：社会的便益を最大化する容積率を課す。ゾーンごとに異なる容積率となっている。

政策2 混雑料金（最善政策）：混雑料金は、時間価値を考慮のもとで計算した社会的限界価値と私的費用の差で求められる。

政策3 最適住宅課税：容積率規制と地点別住宅課税による世帯と土地所有者の所得配分の差（図2の k_i に相当）を確認するために住宅課税の結果も示す。社会厚生は両政策間で一致している。この地点間で税率を変更する課税方法は、Pines and Kono (2012) および

表1.1—数値分析結果（立地パターン(I)）

	市場均衡	最適容積率政策	料金政策
F1 (%)	146	174	19.2%
F2 (%)	126	122	-3.2%
F3 (%)	117	111	-5.1%
NI1	122276	144898	18.5%
NI2	277724	255102	-8.1%
Nh2	29698	32399	9.1%
Nh3	70302	67601	-3.8%
ul	28613.5	28646.1	0.1%
uh	146234.0	146387.0	0.1%
P1 (10 ³ 円/m ² /年)	9.9	9.8	-0.6%
P2 (10 ³ 円/m ² /年)	7.1	7.2	1.6%
P3 (10 ³ 円/m ² /年)	6.1	6.2	1.8%
R1 (10 ³ 円/m ² /年)	989.5	913.4	-7.7%
R2 (10 ³ 円/m ² /年)	618.8	631.7	2.1%
R3 (10 ³ 円/m ² /年)	490.9	501.1	2.1%
ql1 (m ²)	38.0	38.2	0.6%
ql2 (m ²)	49.3	48.7	-1.1%
qh2 (m ²)	251.9	249.0	-1.2%
qh3 (m ²)	286.3	282.4	-1.3%

表1.2—数値分析結果（立地パターン(II)）

	市場均衡	最適容積率政策	料金政策
F1 (%)	177	192	8.5%
F2 (%)	150	155	3.3%
F3 (%)	136	123	-9.6%
Nh1	45192	48800	8.0%
Nh2	54808	51200	-6.6%
NI2	180810	196949	8.9%
NI3	219190	203051	-7.4%
ul	71083.1	71102.8	0.0%
uh	132590.0	132711.0	0.1%
P1 (10 ³ 円/m ² /年)	15.2	15.1	-0.5%
P2 (10 ³ 円/m ² /年)	10.6	10.6	0.0%
P3 (10 ³ 円/m ² /年)	8.5	8.7	3.1%
R1 (10 ³ 円/m ² /年)	1849.6	1812.8	-2.0%
R2 (10 ³ 円/m ² /年)	1101.7	1100.9	-0.1%
R3 (10 ³ 円/m ² /年)	793.6	814.6	2.6%
qh1 (m ²)	124.7	125.3	0.5%
qh2 (m ²)	166.1	166.2	0.1%
ql2 (m ²)	89.0	89.0	0.0%
ql3 (m ²)	106.7	104.2	-2.4%

Kono et al. (2019) で提案されたものである。

重要な内生変数の値は、立地パターン(I)は表1.1に、立地パターン(II)は表1.2に示されている。それぞれの表に、最適容積率政策の場合、料金政策の場合、住宅課税の場合の結果を示している。最適住宅課税は、底地代収入の一部が住宅税収入として徴収されることを除いて最適容積率規制と同じ結果となる。したがって、表1.1および表1.2に最適な住宅課税のケースは示していない。表中の%の値は、市場均衡値からの増加率を示す。

最適容積率規制の下では、ゾーン1の容積率は市場均衡の容積率よりも大きく、ゾーン3の容積率は小さくなる。これらの結果は、Kono et al. (2012) で理論的に得られた結果と一致

表2.1—年当たり便益（立地パターン(I)）

(単位：千円)

	最適容積率政策	料金政策	最適住宅課税
ゾーン1 底地代変化(m ²)	-76.1 -7.7%	150.2 15.2%	774.4 78.3%
ゾーン2 底地代変化(m ²)	12.9 2.1%	-51.6 -8.3%	-58.5 -9.5%
ゾーン3 底地代変化(m ²)	10.2 2.1%	-60.9 -12.4%	-77.9 -15.9%
地主収入変化	1506460	-14350091	1446485
ゾーン1 低所得EV	2.1	-114.3	2.1
ゾーン2 低所得EV	2.0	-107.1	2.0
ゾーン2 高所得EV	9.4	-533.2	9.4
ゾーン3 高所得EV	9.1	-516.4	9.1
EV合計値	1740030	-96097400	1740030
住宅税収	0	0	59985
料金収入	0	115586800	0
社会厚生	3246500.0	5139340.0	3246500.0
世帯当たり社会厚生	6.5	10.3	6.5

図3.1—立地パターン(I)における便益の分配

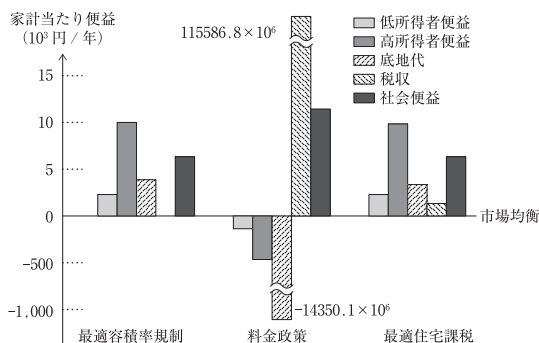
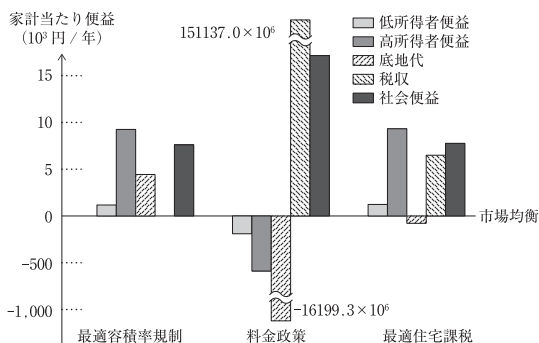


表2.2—年間便益（立地パターン(II)）

(単位：千円)

	最適容積率政策	料金政策	最適住宅課税
ゾーン1 底地代変化(m ²)	-36.8 -2.0%	746.6 40.4%	575.7 31.1%
ゾーン2 底地代変化(m ²)	-0.9 -0.1%	-81.3 -7.4%	112.5 10.2%
ゾーン3 底地代変化(m ²)	21.0 2.6%	-153.0 -19.3%	-218.2 -27.5%
地主収入変化	2292146	-16199345	-290929
ゾーン1 低所得EV	8.6	-812.8	8.6
ゾーン2 低所得EV	8.0	-756.7	8.0
ゾーン2 高所得EV	1.3	-119.8	1.3
ゾーン3 高所得EV	1.2	-114.5	1.2
EV合計値	1338880	-126305000	1338880
住宅税収	0	0	2583049
料金収入	0	151137000	0
社会厚生	3631000	8632690	3631000
世帯当たり社会厚生	7.3	17.3	7.3

図3.2—立地パターン(II)における便益の分配



している。

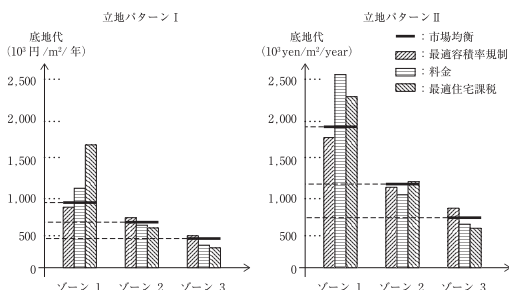
各政策による厚生改善を、立地パターン(I)については表2.1に、立地パターン(II)については表2.2に示し、さらに図3.1と図3.2に図示した。

これらの表と図から、主要な結果1を示すことができる。

主要な結果1. 最適容積率規制と住宅課税政策による家計の厚生改善は、高所得世帯のほうが低所得世帯よりも高い。市場均衡からの底地代の総額の変化は、政策間で大きく異なっている。最適容積率政策では、底地代の総額は上昇するものの、料金政策と住宅課税政策では減少する。

図3.1と図3.2が示すように、最適容積率政策はすべての世帯の効用を増加させる。逆に、料金政策ではすべての家計の効用が減少する。この政策では、料金収入が住民にはまだ返還され

図4—立地パターン(I)と(II)における底地代の変化



ていないためである。

底地代の変化が図4に示される。

この図から主要な結果2を示すことができる。

主要な結果2. 最適容積率規制は、ゾーン3の底地代を増加させる一方で、ゾーン1の底地代を減少させる。そして、渋滞料金と最適な住宅課税はゾーン1の底地代を増加させる一方で、ゾーン3の底地代を減少させる。

つまり、最適な容積率政策は、中心に近い土地を所有する土地所有者にとっては望ましくなく、都市境界に近い土地を所有している人にとっては望ましい政策となっている。一方、料金政策と最適住宅課税は逆の結果を示している。これらのことは、規模は異なるものの、立地パターン(I)と(II)それぞれに共通している。

なお、「ゾーン1の容積増加によるゾーン3居住者の効用減少」を、パラメータを上記シミュレーションから変更して、数値的に実際に生じるケースが示されている (Takeda et al. 2019)。

4 結論

本稿では、混雑した閉鎖都市における所得格差のある世帯や土地所有者に対する容積率規制の影響を理論的・数値的に分析した。複数所得のケースは、容積率規制が単一所得のケースの世帯に及ぼす影響の異なる定性的結果をもたらすことがわかった。容積率に応じて変化するゾーンの底地代の変化は、そのゾーン内の規制されていない容積率のサイズまたは容積率が変化するゾーンの相対的な位置によって決定される。

数値的分析の結果により、理論分析の結果が数値的に示された。特に、特定のパラメータセットを使用すると、中央寄りの住宅ゾーンで容積率が増加すると、所得の異なる人々が分離居住をしているために、郊外の住民の効用が悪化することが示された。また、立地パターンに関係なく、最適な容積率規制による高所得世帯の利益は低所得世帯の利益よりも大きいことを示した。

謝辞

本研究は、Takeda, Kono, and Zhang (2019) の紹介を主目的に著者が取りまとめた論文である。Takeda et al. (2019) の共著者であり、関連研究も共同で行なった竹田良弘氏と張陽氏に感謝する。Takeda et al. (2019) に示さなかった竹田氏卒業論文 (Takeda 2015の一部) も本論文で紹介している。

参考文献

Fujita, M., (1989) *Urban Economic Theory*, Cambridge

University Press, Cambridge.

Kono, T., and Joshi, K. K. (2019) *Traffic Congestion and Land Use Regulations: Theory and Policy Analysis*, Elsevier.

Kono, T., and K. K. Joshi (2017) "Spatial Externalities and Land Use Regulation: An Integrated Set of Multiple Density Regulations," *Journal of Economic Geography*, Vol.18(3), pp.571-598.

Kono, T., K. K. Joshi, T. Kato, and T. Yokoi (2012) "Optimal Regulation on Building Size and City Boundary: An Effective Second-best Remedy for Traffic Congestion Externality," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42(4), pp.619-630.

Kono, T., and K.K. Joshi (2012) "A New Interpretation on the Optimal Density Regulations: Closed and Open City," *Journal of Housing Economics*, Vol.21(3), pp. 223-234.

Kono, T., and K.K. Joshi (2019) *Traffic Congestion and Land Use Regulations Theory and Policy Analysis*, Elsevier, Amsterdam.

Kono, T., D. Pines, and T. Yokoi (2019) "Spatially-variable Property Tax and Optimal Tax Composition in Congested Monocentric Cities: George, Pigou, Ramsey and Strotz Unified," *Journal of Urban Economics*, Vol.112, pp.122-132.

Pines, D., and T. Kono (2012) "FAR Regulations and Unpriced Transport Congestion," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42(6), pp.931-937.

Rhee, H. J., S. Yu, and G. Hirte (2014) "Zoning in Cities with Traffic Congestion and Agglomeration Economies," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 44, pp.82-93.

Tabuchi, T. (2019) "Do the Rich and Poor Colocate in Large Cities?" *Journal of Urban Economics*, Vol.113, 103186.

Takeda, Y., (2015) "Welfare Improvements of Land Use Regulation with Respect to Landowners and Households with Different Levels of Income," Graduation thesis submitted to Tohoku University.

Takeda, Y., T. Kono, and Y. Zhang (2019) "Welfare Effects of Floor Area Ratio Regulation on Landowners and Residents with Different Levels of Income," *Journal of Housing Economics*, Vol.46, 101656.

Zhang, W., and K. M. Kockelman (2016) "Optimal Policies in Cities with Congestion and Agglomeration Externalities: Congestion Tolls, Labor Subsidies, and Place-based Strategies," *Journal of Urban Economics*, Vol. 95, pp.64-86.

住宅ローンの供給拡大の是非を問う

チャールズ・ユウジ・ホリオカ／新見陽子

はじめに

住宅ローンの拡大は、家計が直面する借り入れ制約を緩和することで住宅を購入しやすくし、これにより、より若い年齢での住宅購入が可能となるため、一般的には良いことであると考えられる。しかし、アメリカにおける2007～2010年のサブプライム住宅ローン危機が示したとおり、住宅ローンの供給を過度に拡大すると、個別の家計においても、経済全体においても、深刻な問題をもたらす可能性がある。

アメリカでは、1990年代後半以降、金融機関によるサブプライム住宅ローン（優良客（プライム層）よりも下位の層向けの住宅ローン）の供給が大幅に拡大した。これが住宅価格の下落とともにサブプライム住宅ローンの不良債権化をもたらし、ひいては2007～2010年の世界金融危機を引き起こした。また、多くの人々が住宅ローン返済を延滞せざるを得なくなり、立ち退き請求を受けた人も少なくなかった（Dynan and Kohn 2007; Gerardi et al. 2008; Sanders 2008; Whalen 2008）。加えて、近年、多額の負債を抱えたまま退職を迎える人が増加傾向にあり、彼らの老後の生活が脅かされている現状が指摘されている（Lusardi et al. 2018a, 2018b, 2020）。

日本においても、アメリカと同様に住宅ローンの供給が大幅に拡大しており、2000年以降にその傾向がより顕著となった。今後日本においても、このような傾向がアメリカのサブプライ

ム住宅ローン危機のような危機を引き起こす恐れはあるのであろうか。

本稿の目的は以下の3つの質問に対する回答を示すことである。(1)日本において住宅ローンの供給はどの程度拡大したのか。(2)住宅ローンの供給拡大は日本の家計の経済厚生にどのような影響を及ぼしたのか。(3)住宅ローンの供給拡大は日本の家計にとって結果的に良いことであったのだろうか。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、本研究で用いるデータについて説明する。第2節では、日本における住宅ローン制度の歴史について概観し、住宅ローンの供給拡大の実態を明らかにする。第3節では、日本における住宅ローンの供給拡大のメリットについて考察する。第4節では、日本における住宅ローンの供給拡大のデメリットについて考察し、第5節では、それ以外の懸念材料を指摘する。「おわりに」では、結論と本研究の政策的インプリケーションについて述べ、むすびとする。

1 データ

本稿で用いるフロー・データは「家計調査年報（家計収支編）」から、ストック・データは2001年までは「貯蓄動向調査」、2002年からは「家計調査年報（貯蓄・負債編）」からのものである。いずれの調査も総務省統計局が実施している。

データの制約から、本研究では、分析対象を2人以上の勤労者世帯とし、分析期間を

著者写真

チャーるず・ゆうじ・ほりおか
1956年アメリカ生まれ。ハーバード大学卒。Ph.D. (経営経済学、ハーバード大学)。京都大学、大阪大学、フィリピン大学、アジア成長研究所などを経て、現在、神戸大学経営経済研究所教授。著書：『世帯内分配と世代間移転の経済分析』（共編著、ミネルヴァ書房）など。

著者写真

にいみ・ようこ
1974年広島県生まれ。エディンバラ大学経営学部卒。サセックス大学博士課程修了 (D.Phil.)。現在、同志社大学政策学部教授。論文：“The Effect of the Recent Inheritance Tax Reform on Bequest Behaviour in Japan” (Fiscal Studies, 2019年) など。

1970～2019年（ストック・データの場合は1970～2018年）とした。なお、年齢層によって状況が大きく異なるため、全世帯のみならず、世帯主の年齢階級別に、具体的には世帯主が30～39歳、40～49歳、50～59歳の世帯についてもデータを示すことにする。

2 日本における住宅ローンの供給拡大の実態

本節では、まず日本における住宅ローン制度の歴史について概観し¹⁾、住宅ローンの供給がどの程度拡大したのかを明らかにする。ここでは、家計における住宅ローンの重要性を示す尺度として、可処分所得に占める住宅ローン残高の割合 (debt-to-income ratio) を用いることにする。

日本では、低金利の住宅ローンを提供することを目的に、1950年に住宅金融公庫が設立され、1970年代、1980年代には民間金融機関も住宅ローンを提供し始めた。1994年には、当時の大蔵省が住宅ローン市場を自由化したことで、民間金融機関が住宅ローンの条件および金利を自由に決められるようになり、これを機に、民間の住宅ローンの供給が大幅に拡大した。その後、住宅金融公庫は2007年に廃止され、代わりに住宅金融支援機構が設立された。住宅金融支援機構は、住宅金融公庫とは異なり、住宅ローンを直接提供するのではなく、民間金融機関が長期固定金利の住宅ローンを提供できるよう、資金の融通を支援している。日本では、これら一連の改革の結果、住宅ローン供給における民間金融機関の重要性が次第に増し、それとともに住

宅ローンの供給も大幅に拡大していった。

住宅ローンの供給拡大の規模を確認するため、表1では可処分所得に占める住宅ローン残高の割合 (debt-to-income ratio) の推移を示している。この表からわかるように、可処分所得に占める住宅ローン残高の割合は、1970年にはどの年齢階級においても低く、11～14%に過ぎなかった²⁾。しかし、その後（特に2000年以降）、この割合はどの年齢階級（特に30～39歳）においても急上昇しており、235%にまで達したケースもあった。つまり、家計における住宅ローンの重要性から判断する限り、住宅ローンの供

表1—可処分所得に占める住宅ローン残高の割合

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	11.7	11.2	14.3	11.1
1975	23.2	27.1	26.1	20.1
1980	37.5	43.1	42.7	28.8
1985	51.6	62.9	58.3	40.2
1990	58.4	63.7	73.0	45.5
1995	72.4	86.1	80.9	60.4
2000	92.2	103.3	133.0	72.7
2005	106.0	140.4	134.7	78.1
2010	121.9	171.8	154.2	84.1
2015	136.1	200.7	183.0	92.7
2018	139.3	234.7	176.8	95.7
1年当たりの変化 (パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	2.68	3.07	3.96	2.05
2000～2018	2.62	7.30	2.43	1.28
1970～2018	2.66	4.66	3.38	1.76

注) 可処分所得に占める住宅ローン残高 (住宅・土地のための負債) の割合 (%) を示す。対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編・貯蓄・負債編) (各年) <https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

給は、1970年以降急速に拡大し、拡大がより顕著であった2000年以降では、特に30～39歳の年齢階級において大幅な拡大がみられた。

3 日本における住宅ローンの供給拡大のメリット

日本における住宅ローンの供給拡大は、家計にとってさまざまなメリットを引き起こしたと考えられる。例えば、より少ない自己資金で住宅を購入できるようになり、これにより、より若い年齢での住宅購入が可能となった。また、住宅を購入することによって家賃地代を節約することができたとも考えられる。本節では、住宅ローンの供給拡大がもたらしたメリットについて考察する。

住宅ローンを用いて住宅を購入することの最大のメリットは、あらかじめ用意しなければならない自己資金が少なく済むことである。そこで、まず、表2では住宅購入額に占める住宅ローンの新規借入額の割合（loan-to-value ratio）の推移を示す。この表からわかるように、住宅購入額に占める住宅ローンの新規借入額の割合は、1970年にはどの年齢階級においても10～45%に過ぎなかった。しかし、その後（特に2000年以降）、この割合はどの年齢階級（特に30～39歳の年齢階級）においても急上昇しており、80%以上に達している。つまり、住宅ローンの拡大により、家計（特に若い家計）はより少ない自己資金で住宅を購入できるようになったといえる。

次に、表3では持ち家率の推移を示しているが、この表から、持ち家率は、1975年以降40歳以上の年齢階級において、2000年以降はすべての年齢階級において上昇していることがわかる。持ち家率の上昇は、30～39歳の年齢階級において特に顕著であり、2000～2019年の間、44%から66%にまで上昇している。したがって、住宅ローンの供給拡大が持ち家率の大幅な上昇に貢献したかのように見える。

ただし、1975年以降の持ち家率の大幅な上昇

表2—住宅購入額に占める住宅ローンの新規借入額の割合

暦年	全年齢	（%）		
		世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	36.9	43.3	37.2	11.0
1975	29.4	32.7	41.8	7.8
1980	39.6	39.5	46.9	15.6
1985	50.7	56.4	52.5	42.7
1990	44.1	55.1	22.1	72.1
1995	65.4	69.9	57.6	66.4
2000	52.1	45.3	47.0	52.9
2005	44.7	65.7	36.3	11.7
2010	56.9	73.5	0.6	33.4
2015	83.4	80.7	89.9	81.8
2019	66.6	80.2	73.2	0.0
1年当たりの変化（パーセンテージ・ポイント）				
1970～2000	0.51	0.07	0.32	1.40
2000～2019	0.76	1.84	1.38	-2.79
1970～2019	0.61	0.75	0.73	-0.22

注）住宅購入額に占める住宅ローンの新規借入額（土地家屋借入金）の割合（%）を示す。対象は2人以上の勤労者世帯。2010年における40～49歳の年齢階級および2019年における50～59歳の年齢階級の値が非常に小さいが、これは住宅を購入した回答者が非常に少なく、それらの回答者が借り入れに頼らずに購入したからであると推察できる。

出所）総務省統計局「家計調査年報」（家計収支編）（各年）
<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

の原因は、住宅ローンの供給拡大以外にも多数あったことを指摘しておきたい。例えば、(1)住宅購入に対する税制面の優遇措置、(2)拡張的金融政策（ゼロ金利政策）、(3)企業の社宅・家賃補助の縮小、(4)公団住宅の建設の減少（Xu and Zhou 2019）、(5)地価の下落³⁾、(6)核家族化、(7)都市における容積率の緩和などが挙げられる。これらの要因の相対的重要度については今後の研究課題にしたい。

最後に、表4では可処分所得に占める家賃地代の割合の推移を示している。この表から、可処分所得に占める家賃地代の割合は、40～49歳と50～59歳の年齢階級では終始低かったことがわかる。一方、30～39歳の年齢階級においては、この割合は1970～2000年の間、3.5%から6.2%にまで上昇したものの、2000～2019年の間、6.2%から4.1%にまで減少している。この減少には、表3で示した30～39歳の年齢階級の持ち

表3—持ち家率

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1975	56.4	47.9	64.6	75.5
1980	61.2	48.9	70.3	83.4
1985	65.0	46.9	73.8	85.8
1990	66.0	42.4	73.7	81.4
1995	64.1	39.1	67.8	82.0
2000	68.5	44.2	75.6	84.6
2005	68.8	46.2	72.3	84.2
2010	71.2	51.8	73.8	83.7
2015	76.0	58.3	77.1	85.1
2019	79.8	66.3	79.9	85.3
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1975～2000	0.48	-0.15	0.44	0.37
2000～2019	0.59	1.17	0.23	0.04
1975～2019	0.53	0.42	0.35	0.22

注) 対象は2人上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編)(各年)

<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

家率の上昇により、家賃地代を払わなければならない家計の割合が減少したことが影響していると考えられる。

要約すると、住宅ローンの供給拡大によって、日本の家計がより容易に住宅を購入することができるようになったことで、より若い年齢での住宅購入が可能となり、家賃地代の負担の軽減にもつながったことが考えられる。したがって、住宅ローンの供給拡大のメリットは決して小さいものではなかったといえよう。

4 日本における住宅ローン拡大のデメリット

第3節で示したとおり、住宅ローンの供給拡大は多くのメリットを家計にもたらしたと考えられるが、これらのメリットを相殺しうるデメリットはあったのであろうか。例えば、住宅ローンの供給拡大がより高額な住宅の購入を可能としたことで、住宅ローン返済の負担が家計を圧迫し、これら家計の生活水準の低下をもたらし、金融資産保有額の増加率を引き下げた可能性がある。本節では、住宅ローンの供給拡大のデメリットについて考察する。

表4—可処分所得に占める家賃地代の割合

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	2.5	3.5	1.4	1.2
1975	2.2	2.7	1.3	1.0
1980	2.3	3.1	1.5	1.0
1985	2.3	3.6	1.5	1.0
1990	2.4	4.2	1.7	1.0
1995	3.2	5.9	2.3	1.5
2000	3.3	6.2	2.2	1.5
2005	3.5	6.5	2.7	1.8
2010	3.3	5.7	2.7	1.9
2015	3.0	5.3	2.6	1.8
2019	2.4	4.1	2.2	1.6
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	0.03	0.09	0.03	0.01
2000～2019	-0.05	-0.11	0.00	0.00
1970～2019	0.00	0.01	0.02	0.01

注) 対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編)(各年)

<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

まず、表5では可処分所得に占める住宅ローン返済額の割合の推移を示している。この表から、可処分所得に占める住宅ローン返済額の割合は、1970年にはどの年齢階級においても低く、1～2%に過ぎなかったものの、それ以降急上昇していることがわかる。年齢階級別にみると、1970～2000年においては、その割合の上昇が特に顕著であったのは40～49歳の年齢階級の場合であり、1.3%から10.1%にまで上昇した。一方、2000～2019年においては、その割合の上昇が特に顕著であったのは30～39歳の年齢階級の場合であり、7.4%から9.9%にまで上昇している。つまり、住宅ローンの拡大が家計の住宅ローン返済の負担を増加させた傾向がみられ、2000年以前では特に40～49歳の年齢階級の負担を、2000年以降では特に30～39歳の年齢階級の負担を増加させたといえる⁴⁾。

しかし、住宅ローンの返済負担が増えたとしても、第3節で示したように住宅を購入することで家賃地代の支払いがなくなることを考慮すると、住宅購入によって家計の負担が総じて増加するとは必ずしもいえない。この点を検証す

表5 一可処分所得に占める住宅ローン返済額の割合

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	1.2	1.4	1.3	0.8
1975	2.1	2.4	2.5	1.4
1980	3.9	3.9	5.0	3.3
1985	5.4	5.3	6.5	5.0
1990	5.2	4.6	6.7	5.0
1995	6.1	5.8	7.3	6.2
2000	7.3	7.4	10.1	6.3
2005	7.4	7.9	9.2	6.7
2010	8.8	8.7	10.9	8.6
2015	8.7	9.6	10.7	8.2
2019	7.9	9.9	9.7	7.5
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	0.21	0.20	0.29	0.18
2000～2019	0.03	0.13	-0.02	0.06
1970～2019	0.14	0.17	0.17	0.14

注) 可処分所得に占める住宅ローン返済額(土地家屋借金返済)の割合(%)を示す。対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編)(各年)
<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

表6 一可処分所得に占める住宅関係支出の割合

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	3.6	4.8	2.8	2.0
1975	4.3	5.1	3.8	2.4
1980	6.2	6.9	6.5	4.4
1985	7.7	8.9	7.9	6.0
1990	7.6	8.8	8.4	6.0
1995	9.4	11.6	9.6	7.7
2000	10.6	13.7	12.3	7.9
2005	10.9	14.4	11.9	8.5
2010	12.0	14.3	13.6	10.5
2015	11.7	14.9	13.3	9.9
2019	10.3	13.9	11.9	9.2
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	0.23	0.29	0.32	0.19
2000～2019	-0.02	0.02	-0.02	0.07
1970～2019	0.14	0.19	0.19	0.15

注) 可処分所得に占める住宅関係支出(家賃地代と住宅ローン返済額の和)の割合(%)を示す。対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編)(各年)
<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

るため、可処分所得に占める住宅関係支出(家賃地代と住宅ローン返済額の和)の割合についてもみていくとする⁵⁾。表6ではこの割合の推移を示しているが、どの年齢階級においても、2000年までは可処分所得に占める住宅関係支出の割合が上昇していることがわかる。その主な要因の一つとして、住宅ローン返済の負担の増加が挙げられる。しかし、可処分所得に占める住宅関係支出の割合は、2000年以降はどの年齢階級においても頭打ちになっている。その背景には、少なくとも30～39歳の年齢階級においては、住宅ローン返済の負担増が家賃地代の負担減によって相殺されたことがあると考えられる。したがって、住宅ローン返済の負担増は、必ずしもそれほど深刻な問題ではない。

そこで、住宅ローン返済の負担増の家計への影響を別の観点から考察することとする。住宅ローン返済の負担増の影響が深刻であれば、住宅ローン返済の負担が重くなることで、家計によっては住宅以外の消費を抑制せざるを得なくなる可能性がある。この点を検証するため、表

7では非住宅消費性向(可処分所得に占める非住宅消費支出の割合)の推移を示す。この表からわかるように、非住宅消費性向は、1970年にはどの年齢階級においても高く、約77%であった。一方、1970年以降は、この割合はどの年齢階級(特に30～39歳の年齢階級)においても大幅に減少しており、30～39歳の年齢階級では58%にまで落ち込んでいる。これは、住宅ローン返済の負担増が若い世帯の家計を圧迫し、彼らは住宅以外の消費を抑制せざるを得なかったことを示唆するものである。

加えて、家計の住宅ローン返済の負担が重くなったことで、家計が以前ほど金融資産を蓄積することができなくなり、老後への備えを十分できなくなる恐れがある。この可能性について検証するため、可処分所得に占める純金融資産の割合についてみておきたい。表8では可処分所得に占める純金融資産の割合の推移を示しているが、この表から、どの年齢階級においても、この割合が2000年までは急上昇したものの、2000年以降は30～39歳と40～49歳の年齢階級に

表7—非住宅消費性向

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	77.2	77.1	77.4	76.7
1975	74.9	74.9	74.6	74.3
1980	75.7	74.5	75.9	76.8
1985	75.1	73.1	75.4	76.1
1990	72.8	68.8	74.3	73.9
1995	69.3	62.8	72.4	70.2
2000	68.9	61.5	68.6	71.7
2005	71.2	62.8	69.4	74.2
2010	70.8	62.6	65.7	74.7
2015	73.8	65.7	69.7	74.1
2019	65.6	58.1	63.9	65.4
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	-0.28	-0.52	-0.29	-0.17
2000～2019	-0.17	-0.18	-0.25	-0.33
1970～2019	-0.24	-0.39	-0.27	-0.23

注) 可処分所得に占める非住宅消費支出(地代家賃以外の消費支出)の割合(%)を示す。対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編)(各年)
<https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

おいては減少していることがわかる。この結果は、2000年以降、住宅ローン返済の負担増が若い家計の金融資産を蓄積する能力を弱めたことを示唆するものである。

この点についてより詳しくみるため、表9では可処分所得に占める純金融資産の割合をコーホート別に示している。この表からわかるように、30～39歳の年齢階級から40～49歳の年齢階級における可処分所得に占める純金融資産の割合の増加分は、世代とともに減少しており、1946～55年生まれ(現在65～74歳)のコーホートでは63.8パーセンテージ・ポイントであったのに対し、1956～65年生まれ(現在55～64歳)のコーホートでは56.5パーセンテージ・ポイント、1966～75年生まれ(現在45～54歳)のコーホートでは36.4パーセンテージ・ポイントとなっている。なお、40～49歳の年齢階級から50～59歳の年齢階級における可処分所得に占める純金融資産の割合の増加分についても同様である。これらの結果は、住宅ローン返済の負担増が若い家計の金融資産保有額の増加率を引き

表8—可処分所得に占める金融資産残高(住宅・土地以外の負債を除く)の割合

(%)

暦年	全年齢	世帯主が 30～39歳	世帯主が 40～49歳	世帯主が 50～59歳
1970	97.9	79.2	97.3	135.8
1975	97.3	78.1	97.1	119.6
1980	125.4	98.6	117.4	163.8
1985	150.2	111.2	137.8	179.3
1990	192.8	137.8	166.3	221.4
1995	212.3	136.4	175.0	251.0
2000	229.0	136.4	192.9	256.1
2005	233.7	136.2	192.9	269.7
2010	231.4	122.5	177.1	270.8
2015	244.2	125.5	172.6	276.5
2018	230.7	105.0	160.8	274.0
1年当たりの変化(パーセンテージ・ポイント)				
1970～2000	4.37	1.90	3.18	4.01
2000～2018	0.09	-1.74	-1.78	0.99
1970～2018	2.77	0.54	1.32	2.88

注) 対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」(家計収支編・貯蓄・負債編)(各年) <https://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

下げたといった推論をさらに裏付けるものである。

本節では、住宅ローンの拡大がもたらしうるデメリットについて考察したが、住宅ローンの拡大は、住宅ローン返済の負担を重くし、これにより非住宅消費の抑制や金融資産保有額の増加率の低下などをもたらした恐れがある。

5 それ以外の懸念材料

本節では、第4節で挙げたもの以外に考えられる懸念材料について述べておく。まず、この数十年の間、日本では、住宅ローンの供給拡大とともに、固定型住宅ローンから変動型住宅ローンへの大幅なシフトが起きた。変動型住宅ローンの割合は、2004年には18.6%に過ぎなかったが、2019年には59.0%にまで上昇している⁶⁾。

変動型住宅ローンの割合の上昇は、住宅ローンの金利が低い水準で維持されている限り大きな問題ではないが、日本銀行が金融政策を正常化させ、金利を引き上げることがあれば、変動型住宅ローンの金利が上昇することが予想され、

表9—可処分所得に占める金融資産残高（住宅・土地以外の負債を除く）の割合（コホート別）

(%)

コホートの生年	世帯主の年齢階級					
	30～39歳	40～49歳	50～59歳	30～39歳から40～49歳までの変化	40～49歳から50～59歳までの変化	30～39歳から50～59歳までの変化
1916～25			119.6			
1926～35		97.1	179.3		82.1	
1936～45	78.1	137.8	251.0	59.7	113.2	172.9
1946～55	111.2	175.0	269.7	63.8	94.7	158.5
1956～65	136.4	192.9	276.5	56.5	83.6	140.1
1966～75	136.2	172.6		36.4		
1976～85	125.5					

注) 変化については、単位はパーセンテージ・ポイント。対象は2人以上の勤労者世帯。

出所) 総務省統計局「家計調査年報」（家計収支編・貯蓄・負債編）（各年）<http://www.stat.go.jp/data/kakei/npsf.html>

変動型住宅ローンを利用している家計の住宅ローン返済の負担をさらに重くさせる恐れがある。

また、住宅ローンの供給拡大とは直接関係はないが、日本の家計の金融リテラシーの低さについても言及しておきたい。住宅金融支援機構による「住宅ローン利用者の実態調査」（2019年度第1回調査）によれば⁷⁾、変動型住宅ローン利用者の半数近くが、将来の金利上昇によって返済額がどの程度増えるのかについて十分に理解していない。日本では、長期にわたって低金利が続いていることから、多くの家計は変動型住宅ローンの危険性を十分認識していない恐れがある。

加えて、変動型住宅ローンの利用者の2割は金利上昇に伴う返済額増加への対応について「見当がつかない、わからない」と回答している。これらの結果は、日本の家計の金融リテラシーの低さを示唆するものであり、将来、住宅ローンの金利が上昇する局面がくれば、それが高い変動型住宅ローンの割合および家計の金融リテラシーの低さと相まって深刻な状況をもたらす恐れがある。また、地価・住宅価格が下落し、担保割れが発生することになれば、状況はさらに深刻化する可能性がある。

おわりに

本稿は、日本において、住宅ローンがどの程度拡大し、また住宅ローンの供給拡大が日本の家計の経済厚生にどのような影響を及ぼし、結果的に日本の家計にとって住宅ローンの拡大が良いことであったか否かを検証した。

一方では、住宅ローンの供給拡大は家計にメリットをもたらしたことは事実である。例えば、住宅購入を容易にしたことで、より若い年齢で住宅を購入できるようになり、家賃地代の負担を軽減させ

た。日本の家計の持ち家志向の強さを考えると、これらのメリットは大きいと言えよう。

他方、住宅ローンの供給拡大は、同時に家計にデメリットをもたらしたこともまた事実である。例えば、家計の住宅ローン返済の負担を増加させ、これにより家計の非住宅消費を抑制し、金融資産保有額の増加率を引き下げたと考えられる。

ただし、これらのデメリットは、現時点ではそれほど深刻ではなく、住宅ローンの供給拡大のメリットはそのデメリットを上回っているといえよう。また、日本では、住宅ローンの供給拡大は、アメリカと異なり、現時点では危機的な状況をもたらしてはいない。したがって、住宅ローンの供給拡大の是非を問うた場合、答えは「是」ではないだろうか。

しかし、アメリカで起きたような住宅ローン危機が日本でも起きる恐れがまったくないわけではない。懸念材料としては、固定型住宅ローンから変動型住宅ローンへの大幅なシフトが起きたこと、いずれは住宅ローンの金利が上昇する可能性があること、日本の家計の金融リテラシーが低い傾向にあることなどが挙げられる。

最後に、本稿の分析結果の政策的インプリケーションについて考察したい。上記の懸念材料

に対応するため、日本政府がしかるべき措置を講じるべきである。例えば、家計の住宅ローン残高や住宅ローン返済の負担、地価・住宅価格の動向を見守りつつ、家計の金融リテラシーを高める方策を取り、特に変動金利の住宅ローンの危険性を十分に認識させる必要があるといえよう。

謝辞

本稿は、Horioka and Niimi (2020a) を再編成し、データを更新したものである。住宅経済研究会 (2020年7月17日開催) において浅見泰司先生、隅田和人先生、瀬古美喜先生、西村清彦先生、八田達夫先生、山鹿久木先生、山崎福寿先生、行武憲史先生、吉野直行先生をはじめ、委員各位より有益なコメントをいただいた。また、Joshua Aizenman、Anoshua Chaudhuri、Soyoung Kim、Yong Sik Kim、Jong-Wha Lee、Olivia Mitchell、Joël Kayembe Mpoy、John Sabelhaus、荒谷優太氏、佐久間浩司先生、塩路悦朗先生、福田慎一先生、家森信善先生、および Pension Research Council Symposium on Remaking Retirement: Debt in an Aging Economy (University of Pennsylvania)、Asia-Pacific Economic Association (APEA) Meeting (Fukuoka University)、Workshop on Trade, Development, and Inequality (Wuhan University) の参加者からも有益なコメントをいただいた。なお、本研究は科学研究費補助金 (18H00870) の助成を受けたものである。ここに記して感謝の意を表する。

注

- 1) 日本における住宅ローン制度については、主に Kobayashi (2016) および Yamori and Kondo (2008) を参照している。
- 2) この割合に関する1970年以前のデータについては、Horioka (2012) を参照されたい。
- 3) 地価の動向に関するデータについては、Horioka and Niimi (2020b) を参照されたい。
- 4) これらの結果は、第3節で示したように、住宅ローンの供給拡大がより若い年齢での住宅購入を可能にしたことを裏付けるものといえよう。
- 5) 本来ならば、持ち家世帯が支払わなければならない固定資産税や修繕費なども住宅関係支出に含むべきであるが、データの制約上、これらの支出は本研究では考慮していない。
- 6) 独立行政法人住宅金融支援機構「民間住宅ローンの貸出動向調査」(https://www.jhf.go.jp/about/research/loan_minkan.html) に基づく。
- 7) 独立行政法人住宅金融支援機構「住宅ローン利用者の実態調査」(2019年度第1回調査) (https://www.jhf.go.jp/about/research/loan_user.html) に基づく。

参考文献

Dynan, K. E. and D. L. Kohn (2007) "The Rise in U.S.

Household Indebtedness: Causes and Consequences," Finance and Economics Discussion Series, No. 2007-37, Washington, DC, US: Division of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board.

Gerardi, K., A. Lehnert, S. M. Sherlund, and P. Willen (2008) "Making Sense of the Subprime Crisis," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 39 (2), pp. 69-159.

Horioka, C. Y. (2012) "Are Japanese Households Financially Healthy, If So, Why?" *Japanese Economy*, Vol. 39 (4), pp. 109-124.

Horioka, C. Y. and Y. Niimi (2020a) "Was the Expansion of Housing Credit in Japan Good or Bad?" *Japan and the World Economy*, Vol. 53.

Horioka, C. Y. and Y. Niimi (2020b) "Household Debt and Aging in Japan," in O. S. Mitchell and A. Lusardi (eds.), *Remaking Retirement: Debt in an Aging Economy*. Oxford, UK: Oxford University Press, forthcoming.

Kobayashi, M. (2016) "The Housing Market and Housing Policies in Japan," ADBI Working Paper Series, No. 558, Tokyo, Japan: Asian Development Bank Institute.

Lusardi, A., O. S. Mitchell, and N. Oggero (2018a) "The Changing Face of Debt and Financial Fragility at Older Ages," *AEA (American Economic Association) Papers and Proceedings*, Vol. 108, pp. 407-411.

Lusardi, A., O. S. Mitchell, and N. Oggero (2018b) "Understanding Debt at Older Ages and Its Implications for Retirement Well-being," Pension Research Council Working Paper, PRC WP2018-11, Philadelphia, PA: Pension Research Council, Wharton School, University of Pennsylvania.

Lusardi, A., O. S. Mitchell, and N. Oggero (2020) "Debt and Financial Vulnerability on the Verge of Retirement," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 52 (5), pp. 1005-1034.

Sanders, A. (2008) "The Subprime Crisis and Its Role in the Financial Crisis," *Journal of Housing Economics*, Vol. 17 (4), pp. 254-261.

Whalen, R. C. (2008) "The Subprime Crisis—Cause, Effect and Consequences," *Journal of Affordable Housing and Community Development Law*, Vol. 17 (3), pp. 219-235.

Xu, H., and Y. Zhou (2019) "Public Housing Provision and Housing Vacancies in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 53.

Yamori, N. and K. Kondo (2008) "How Has Japan Housing Finance Agency's Flat 35 Affected Regional Housing Loan Markets?" *Government Auditing Review*, Vol. 15, pp. 63-76.

多面的な要因からみた空き家の管理不全傾向

馬場弘樹

はじめに

空き家を巡る問題は近年顕在化しており、特に空き家の存在が周辺に負の影響を与えることは問題となっている（国土交通省 2009）。空き家が一定程度存在することは、不動産市場において需給のバランスを保つために必要であるが、一方で空き家の過剰供給は、競争力のない空き家の長期的な市場滞留を引き起こし、市場競争力のない住宅ストックの蓄積につながる。そのような空き家の存在は防犯上の不安、景観の悪化、不法投棄の懸念、防災上の不安など、いわゆる外部不経済を内包する可能性がある（国土交通省 2009）。

空き家の存在の外部不経済について分析した研究は、米国での強制収用物件を対象としたものが多い。例えば、Han（2014）は空き家の管理不全年数が周辺住宅地の資産価値に与える影響、Lambie-Hanson（2015）は近隣住民からの通報に基づく管理不全空き家の外部性と強制収用のプロセスとの関係性、Morckel（2013）は管理不全空き家の近隣環境との相関について、それぞれ考察を行なった。このように、米国では実態把握だけでなくプロセスの理解や影響評価など、具体的な議論がなされている。しかしながら、既往研究で扱っている要因は近隣環境に限定されており、建物個別の条件を取り上げたり、包括的に分析がなされたりしているわけではない。

わが国では、空き家研究はその発生要因（中

西ほか 2004; Sakamoto et al. 2017）、近隣環境との関係（片山ほか 2006; 三宅ほか 2012）、発生予測モデル（山下・森本 2015; 石河ほか 2016）など、広範に議論がなされている。しかし、既往研究では市場に流通するような空き家も同等に扱っており、管理状況について着目することはデータ上の制約もあり稀であった。そのなかで、栗津（2014）は管理不全空き家を明確に分類し、ヘドニック・アプローチを用いて外部不経済要因を推定した。しかし、栗津（2014）は、空き家の管理状況を明示的に扱っている一方で、管理不全に関する周辺環境などとの直接的な相関関係を求めているわけではない。

以上より、わが国での空き家の管理不全要因が何によって規定されているのかは、明らかになっていないといえない。本研究では、管理不全に陥る空き家の傾向が、建物および周辺環境特性、所有者特性と関連を持つと仮定して、その相関関係を分析する。分析において、現地調査結果から管理不全指標を構築し、目的変数とする。したがって、直接的に管理不全空き家の要因を特定することが可能となる。

対象地は埼玉県川口市とし（図 1）、ここでは南部で密集住宅地が立地する一方で、北部で市街化調整区域の農村地区や一種低層住居専用地域の住宅地が立地し、さまざまな地区が混在している。さらに、川口市は都心からの距離が近いと、空き家活用のインセンティブが働き、より明確に管理不全空き家の特性が識別できる

と考える。以上の条件から、空き家の建物・周辺環境および所有者特性の傾向差がでると考え、本研究の分析対象地として選定した。

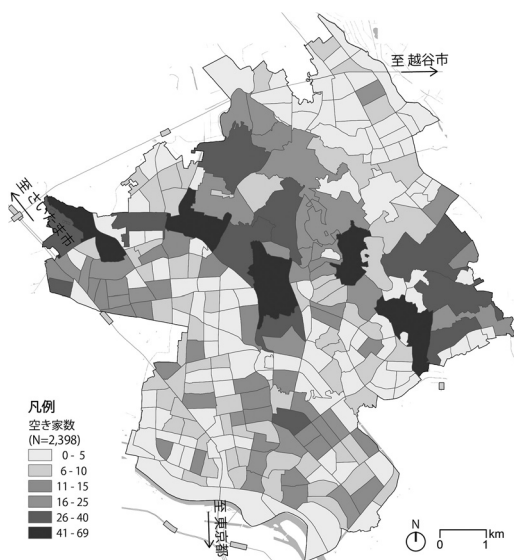
なお、本稿は Baba and Hino (2019) について、大幅に加筆修正を加えたものである。

1 利用データと研究手法

1.1 川口市空き家実態調査の概要

川口市は、これまでに2016年11月1日～11月23日、2016年12月5日～2017年1月22日の期間中に空き家の悉皆調査を行なった。ここで対象となった空き家は、周辺住民からの苦情や問合せに対し川口市が受け付けた物件（502件）、株式会社ゼンリンが2016年4月～5月にかけて現地調査を行ない、空き家と推定された物件（1896件）である。両者が重複した場合、市の受付物件を優先して捕捉される。現地調査では、公道上からの外観調査を原則とし、調査内容は建物の有無、状態、空き家判定、敷地の現況、周辺環境への影響を項目ごとに分けて行なった。さらに、空き家と思われる土地、家屋の所有者等に対して、空き家等の利活用意向調査をアンケート形式で行なった。当調査は、現地調査で対象とした建物およびその土地の所有者等のうち、固定資産課税台帳によって送付先が判明し

図1—川口市における空き家数の空間分布



著者写真

ばば・ひろき

1987年岡山県生まれ。東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻修士課程修了、同博士課程修了。東京大学空間情報科学研究センター特任研究員、などを経て、現在、麗澤大学 AI ビジネス研究センター客員准教授、東京大学空間情報科学研究センター特任助教。

た1451名を対象として2017年1月に実施した。調査票は郵送によって配布・回収し、759名（回収率52.3%）から回答を得た。なお、当調査は所有形態により土地建物両方所有者（684件）、建物のみ所有者（43件）、土地のみ所有者（32件）に分けられており、所有形態により質問項目が異なる。

1.2 集計項目

本研究では、住宅用途を前提とした空き家を対象に議論を進めていくため、用途を「共同住宅」、「専用住宅」、「農家住宅」、「併用住宅」に限定した。そのため、「工場」、「倉庫」、「店舗」などは除外されている。さらに、現地で居住中と判定された建物や、新築や工事中を除き、1218件を対象サンプルとした（図2）。

管理不全はゴミの散乱、樹木の管理不全、雑草の繁茂、不適切な施錠に分かれており、本研究ではこれらを0または1のダミー変数に修正した。ゴミの散乱は「敷地内または外へ散乱している」場合、樹木の管理不全は「(著しく)繁茂し管理されていない」場合、雑草の繁茂は「(著しく)繁茂している」場合、不適切な施錠は「門・扉が壊れ誰でも立ち入れる」場合をそれぞれ管理不全と定義した。

現地調査結果、アンケート調査結果から、建物・周辺環境特性と所有者特性を得られるため、物件の大きさを表す延床面積（FL）、物件の古さを表す築年数（AGE）、前面道路のアクセスの良さを表す接道状況（ROAD）、市街化の年代（ここでは1960年以前市街化（U_1960）、1960～1975年市街化（U_1960-1975））、空き家

図2—対象空き家選定の流れ



期間 (DUR)、所有者の居所から空き家までの距離 (DIS)、所有者の近隣とのコミュニケーション機会 (COM)、住宅取得方法 (AC)、住まなくなった理由 (RES)、所有者不明 (MISS) が影響すると仮定して変数に加えた。表1は上記の記述統計量とデータの出所を表す。なお、市街化ダミーは1960年以前、1960-1975年の間に DID 化した地域に存在する空き家をそれぞれ1、それ以外の場合を0とする二値データとした。住居専用地域ダミーは、都市計画法における用途地域の第一種・第二種低層住居専用地域、第一種・第二種中高層住居専用地域にかかる空き家を1、それ以外の場合を0とする二値データと定義した。

1.3 分析方法

分析で用いる変数は多面的な条件を持つため、変数間の相関を考慮する必要がある。したがって、本研究では多変量のロジスティック回帰分析を行ない、管理不全指標と各要因との相関を分析した。

空き家は個別物件の特性だけでなく、空間的な影響も管理不全の要因となると考えられる。本研究では、住宅に適する地域とそうでない地域の差異に着目し、両方で管理不全空き家の傾向が異なるのではないかと仮定する。そのため、

モデル式に全域の各建物・周辺環境要因を表す項だけでなく、住居専用地域と各要因の交互作用項も加えた。すなわち、推定するモデル式は、

$$\text{logit}(q_i) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^5 \alpha_j A_{j,i} + \alpha'_0 X_i + \sum_{j=1}^5 \alpha'_j A_{j,i} X_i + u_i \quad (1)$$

であり、 $\alpha_0, \alpha_j, \alpha'_j$ は推定パラメータ、 $A_{j,i}$ は建物・周辺環境特性、 X_i は住居専用地域ダミー、 q_i は空き家が管理不全である確率、 n は住居専用地域ダミーを除く5種類の建物・周辺環境特性、 u_i は誤差項を示す。

続いて、予測に対するモデルのあてはまりを示す赤池情報量基準 (AIC) を用いて、住居専用地域の交互作用項について変数選択を行なった。建物・周辺環境特性単体項は統制変数として常に投入し、最小 AIC となる建物・周辺環境特性と住居専用地域の交互作用項を選択した。なお、住居専用地域の交互作用項を踏まえた建物・周辺環境特性の効果は、(1)式の $A_{n,i}$ に対する係数 ($\alpha_n + \alpha'_n X_i$) によって考察した。

さらに、分析では建物・周辺環境特性について限界的な効果を分析した。ここでは平均限界確率効果 (AMPE: Average Marginal Probability Effects) を用い、建物・周辺環境特性のみを投入したロジットモデルの場合、 α_j の AMPE は、

$$\begin{aligned} \text{AMPE}_j &= \frac{\partial \Pr(y_i=1)}{\partial \alpha_j} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{\Pr(y_i=1) \Pr(y_i=0) \alpha_j\} \quad (3) \end{aligned}$$

と表せる。ただし、 N は観測数、 $\Pr(y_i=1)$ と $\Pr(y_i=0)$ は i 番目の空き家が管理不全である確率とそうでない確率をそれぞれ表す。すなわち、各観測値において限界効果を計測し、それを平均化したものである。

所有者特性はアンケート調査結果から集計しているため、標本数が限られている。そのため、複数の説明変数を同時投入すると不正確な結果を得てしまうおそれがある。したがって、当分析では建物・周辺環境特性を統制して各所有者

表 1—記述統計量と参照元データ

	変数		シンボル	単位	観測数	最小値	中央値	平均値	最大値	参照元	作成年
目的 変数	ゴミの散乱		GAR	(二値)	1218	0	-	0.05	1	川口市 空き家 現地調査 結果	2016 2017
	樹木の繁茂		TREE	(二値)	1218	0	-	0.12	1		
	雑草の繁茂		WEED	(二値)	1218	0	-	0.06	1		
	不適切な施設		SEC	(二値)	1218	0	-	0.04	1		
建物 周辺 環境 特性	4m 未満前面道路ダミー		ROAD	(二値)	1218	0	-	0.26	1	固定資産税 課税台帳	2016
	延床面積		FL	m ²	1186	7	57	74.29	4462		
	築年数		AGE	年	1138	3	46	44.99	119		
	1960 年以前市街化ダミー		U_1960	(二値)	1218	0	-	0.32	1	国土数値 情報	2011
	1960-1975 年市街化ダミー		U_1960-1975	(二値)	1218	0	-	0.47	1		
	住居専用地域ダミー		R_ZONE	(二値)	1218	0	-	0.22	1		
空き家期間			DUR	年	239	0	3	6.37	38		
所有者 特性	所有者宅から 空き家まで の距離	同一敷地または近所	DIS_1	(二値)	382	0	-	0.34	1	川口市 空き家 アンケート 調査結果	2017
		概ね 500m 以内の徒歩圏内	DIS_2	(二値)		0	-	0.15	1		
		車・電車等で 1 時間以内	DIS_3	(二値)		0	-	0.36	1		
		車・電車等で 1 時間以上	DIS_4	(二値)		0	-	0.15	1		
	近隣との コミュニ ケーション機会	月に 1 回以上	COM_1	(二値)	234	0	-	0.29	1		
		年に数回から数年に 1 回	COM_2	(二値)		0	-	0.44	1		
		なし	COM_3	(二値)		0	-	0.27	1		
	住宅取得方法	新築	AC_1	(二値)	222	0	-	0.30	1		
		中古	AC_2	(二値)		0	-	0.27	1		
		相続	AC_3	(二値)		0	-	0.43	1		
住まなくなった 理由	別宅への転居	RES_1	(二値)	201	0	-	0.63	1			
	死亡	RES_2	(二値)		0	-	0.27	1			
	長期不在	RES_3	(二値)		0	-	0.10	1			
所有者不明		UN	(二値)	1218	0	-	0.02	1			

特性の傾向を考察した。分析に用いた所有者特性の標本数は 201 から 382 件と少なく、ある項目では管理不全である標本が数件しかない場合がある。そのため、管理不全指標のうちいずれかが管理不全であれば 1 そうでなければ 0 とする統合管理不全指標を用いて分析を進めた。建物・周辺環境特性で統制した場合のモデル式は、

$$\text{logit}(q_i) = \alpha_0 + \sum_{n=1}^5 \alpha_n A_{n,i} + \beta_m B_{m,i} + v_i \quad (4)$$

であり、 β_m は推定パラメータ、 $B_{m,i}$ は所有者特性、 m は 6 種類の所有者特性、 v_i は誤差項を表す。所有者特性は欠損値を多く含むため、複数変数投入時に対象標本数が少なくなることから、(4) 式では 1 数ずつ所有者特性を投入した。なお、標本数が少なくなる問題から、所有者特性では AMPE を算出せず、管理不全の割合と β_m の符号およびその統計的有意性によって考察を行なった。

2 分析結果

2.1 空き家の建物・周辺環境特性

分析ではリストワイズ法により欠損値を除き、1134 サンプルを対象として、管理不全空き家の傾向を分析した。加えて、AMPE についても算出した。表 2 が推定結果を示し、表 3 が AMPE の値とその有意性を示す。

はじめに、一部の建物・周辺環境特性について共通する管理不全指標との相関が確認できた。例えば、築年数が経過し、4 m 未満幅員の前面道路に接道している空き家について、管理不全指標と有意に正の相関があるとわかった。一方、1960 年以前に人口集中地区となった市街地 (U_1960) に立地する空き家は、管理不全指標と有意な負の相関があるとわかった。AMPE をみると、築年数はおよそ 0.1～0.3% の範囲で正值であり、例えば築年数が 10 年経過すると、雑草の繁茂確率は 2 % 増加すると解釈できる。1960 年以前の市街地では、1975 年以降の市街地と比較して、約 3～8 % 管理不全の確率が小さ

表2—建物・周辺環境特性の推定結果

変数	ゴミの散乱		樹木の繁茂		雑草の繁茂		不適切な施錠	
	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差	係数値	標準誤差
切片	-3.374	0.186 ***	-2.312	0.109 ***	-3.323	0.185 ***	-4.139	0.258 ***
FL	-0.003	0.005	0.001	0.002	0.001	0.003	0.004	0.002 *
AGE	0.023	0.014 †	0.022	0.009 *	0.039	0.015 **	0.035	0.014 *
ROAD	0.689	0.326 *	0.548	0.224 *	-0.143	0.426	1.172	0.434 **
U_1960	-1.263	0.593 *	-0.932	0.334 **	-1.289	0.604 *	-1.101	0.614 †
U_1960-1975	0.264	0.418	-0.353	0.269	0.354	0.517	-0.995	0.523 †
R_ZONE	-1.244	0.576 *	-3.003	1.232 *	-1.742	1.534	-2.332	1.696
(R_ZONE)* (FL)	0.013	0.006 *	0.007	0.003 *	0.009	0.004 *	0.006	0.003 †
(R_ZONE)* (AGE)	-	-	0.060	0.025 *	0.042	0.030	0.049	0.032
(R_ZONE)* (ROAD)	-	-	-	-	1.547	0.701 *	-	-
(R_ZONE)* (U_1960)	-	-	-	-	-	-	-	-
(R_ZONE)* (U_1960-1975)	-	-	-	-	-1.262	0.732 †	-	-
観測数	1135		1135		1135		1135	
疑似相関係数	0.127		0.090		0.161		0.220	
AIC	398.63		724.67		421.65		239.71	

注) 統計的有意性: ***: 0.1%, **: 1%, *: 5%, †: 10%

表3—建物・周辺環境特性の平均限界確率効果

変数	ゴミの散乱		樹木の繁茂		雑草の繁茂		不適切な施錠	
	AMPE	標準誤差	AMPE	標準誤差	AMPE	標準誤差	AMPE	標準誤差
FL	0.0000	0.0002	0.0003	0.0001 *	0.0000	0.0001	0.0002	0.0001 **
AGE	0.0009	0.0005 †	0.0027	0.0007 ***	0.0020	0.0006 ***	0.0011	0.0003 ***
ROAD	0.0270	0.0131 *	0.0482	0.0195 *	0.0105	0.0143	0.0229	0.0100 *
U_1960	-0.0495	0.0239 *	-0.0850	0.0299 **	-0.0757	0.0268 **	-0.0290	0.0145 *
U_1960-1975	0.0103	0.0164	-0.0235	0.0231	-0.0007	0.0160	-0.0206	0.0115 †
R_ZONE	-0.0160	0.0174	0.0110	0.0227	0.0266	0.0147 †	0.0106	0.0111

注) 各管理不全指標のモデルは表2の交互作用項も含めた変数を投入; AMPE = 平均限界確率効果; 統計的有意性: ***: 0.1%, **: 1%, *: 5%, †: 10%

くなるといえる。

続いて、住居専用地域でのみ管理不全指標と有意な相関を持つ変数が存在した。延床面積(FL)は不適切な施錠を除き有意ではないが、住居専用地域での延床面積((R_ZONE)*(FL))はいずれの管理不全指標も有意に正の相関を示した。これは、空き家の面積規模は住居専用地域でのみ、空き家の管理不全に対し正に作用するということであり、住宅地で管理に労力のかかる屋敷が管理放棄されていると考えられる。さらに、雑草の繁茂で住居専用地域における4 m以下の前面道路接道ダミーの交互作用項((R_ZONE)*(ROAD))、1960-1975年市街化ダミーの交互作用項((R_ZONE)*(U_1960-1975))はそれぞれで有意に正の係数値と

負の係数値を示した。したがって、4 m以下の前面道路に接道する空き家は雑草が繁茂しやすく、一方で高度経済成長期に都市化した住宅地の空き家は、近年に形成された住宅地よりも雑草が繁茂しにくいと考えられる。

最後に、一部の住居専用地域の交互作用項は空き家の管理不全割合に対し変数単体の相関を強める傾向を示した。不適切な施錠に着目すると、延床面積は単体項(FL)と住居専用地域との交互作用項((R_ZONE)*(FL))で正の係数値が確認された。これは、面積規模の大きい空き家は門や入口などが破損した状態になりやすく、その傾向は住居専用地域でさらに高くなることを表す。さらに、樹木の繁茂では築年数の単体項(AGE)と住居専用地域との交互作用項((AGE)*(R_ZONE))がともに有意に正の係数値を取った。すなわち、樹木は築年数の経過した空き家で繁茂しやすいが、住居専用地域でその傾向がさらに強くなると考えられる。

2.2 空き家の所有者特性

所有者特性では、アンケート調査結果と管理不全指標との全体的な関係性を掴むため、はじめにアンケート項目ごとに管理不全割合を算出・比較した。その後、(2)式を用いて、建物・周辺環境特性を統制したうえで各所有者特性の傾向を分析した。表4の左側は各所有者特性と管理不全指標との関係、右側は回帰分析結果をそれぞれ表す。結果、以下の点が明らかになった。

まず、空き家期間は各水準で管理不全割合が8.2%、1.7%、17.0%であり、空き家期間5年

表4—所有者特性の推定結果

モデル 番号	変数 水準	観測数	管理不全 割合	係数値	標準 誤差
(I)	DUR_1	134	8.2%	0.032	0.030
	DUR_2	58	1.7%		
	DUR_3	47	17.0%		
(II)	DIS_1	128	5.5%	—	—
	DIS_2	57	7.0%	0.315	0.677
	DIS_3	139	5.0%	-0.070	0.574
	DIS_4	58	17.2%	1.069	0.558 †
(III)	COM_1	68	2.9%	—	—
	COM_2	102	8.8%	0.925	0.862
	COM_3	64	9.4%	0.963	0.915
(IV)	AC_1	66	4.5%	—	—
	AC_2	60	3.3%	-1.060	0.909
	AC_3	96	11.5%	0.807	0.648
(V)	RES_1	126	6.3%	—	—
	RES_2	55	18.2%	1.093	0.551*
	RES_3	20	0.0%	-15.69	1356.7
(VI)	UN	20	70.0%	3.15	0.691***

注) 統計的有意性: ***: 0.1%, **: 1%, *: 5%, †: 10%

未満 (DUR_1) と10年以上 (DUR_3) が相対的に高い割合であった。しかし、回帰分析結果によると有意な相関とはいえない。その理由としては、築年数と空き家期間に相関関係が存在すること、空き家期間の効果が非線形性であることの2点が考えられる。

所有者宅から空き家までの距離は車・電車等で1時間以内の場合、それぞれ5.5%、7.0%、5.0%と大きなばらつきはない。車・電車等で1時間超 (DIS_4) では、管理不全割合は17.2%となり、同一敷地または近所 (DIS_1)、車・電車等で1時間以内 (DIS_3) よりも高い割合となっている。回帰分析結果からも、DIS_4が管理不全割合と弱く正の相関であるといえ、所有者特性が空き家の管理不全傾向に影響を与える要因の一つとして確認できた。

近隣とのコミュニケーション機会は特に統計的有意性を確認できなかったものの、一定の傾向は確認された。月に1回以上近隣とのコミュニケーション機会がある所有者 (COM_1) は管理不全割合が2.9%であり、月1回以下のコミュニケーション機会をもつ所有者 (COM_2、COM_3) よりもそれぞれ5.9%、6.5%低い。

これは、近隣とのコミュニケーション頻度が高い所有者のほうが、空き家の管理を行なう可能性が高いことを示唆している。

住宅取得方法の管理不全割合についても統計的有意な傾向はみられなかったが、相続 (AC_3) の11.5%は新築 (AC_1) の4.5%、中古 (AC_2) の3.3%と比較して、相対的に高い値をとった。これは、相続によって得られた空き家は、後に管理放棄傾向になることを示唆しているが、このことは空き家の築年数等とも関連するため、一概に相続された空き家が管理不全に陥るとは言い切れない。

空き家に住まなくなった理由について、管理不全割合は、前居住者が別宅に転居 (RES_1) した場合6.3%、死亡 (RES_2) の場合18.2%、入院等の長期不在 (RES_3) の場合0.0%であり、RES_2が有意に管理不全割合と正の相関があると確認できた。この時、長期不在による空き家で管理不全空き家が存在しないのは、前居住者が将来的に居住することを考慮して関係者が管理していると考えられる。ここでは前居住者の死亡の場合に管理不全割合が高かったが、これは居住者の居住年数が長く、建物の築年数が経過しているためとも考えられる。

最後に、所有者不明空き家 (MISS) の管理不全割合は70%であり、統計的に有意、かつ他の所有者特性よりも顕著に高い割合を示している。これは、所有者不明による空き家の管理主体が不在であることで、管理不全である蓋然性が他の特性よりも高いといえる。

3 考察

分析の結果、3つの知見が明らかになった。

第一に、各管理不全指標に共通して、築年数が経過し、4 m未満の前面道路に接道している空き家で管理不全傾向が高く、一方で1960年以前に都市化した市街地では管理不全傾向が有意に低いことが明らかになった。これは、川口市のような東京都に隣接した自治体であっても、中古住宅市場において条件不利な空き家は管理

放棄される傾向にあることを示している。また、4 m未満の前面道路に接道しているような密集した市街地では、樹木等が公共スペースにせり出して外部不経済性を持ちやすいと考えられる。ただし、雑草の繁茂は住居専用地域でのみ4 m未満接道ダミーと有意に正の相関を持つことから、駅前の商業地域のような密集した市街地で、雑草が敷地に生える余地がない場合もあると考えられる。さらに、1960年以前に形成された市街地に立地する空き家は管理不全割合が下がるが、これは古くからのコミュニティによる住民の相互監視機能が働いていると推察される。近隣とのコミュニケーション機会が多い場合、管理不全割合が下がることが上記の可能性を支持している。

第二に、用途地域差に着目すると、延床面積は住居専用地域でのみ各管理不全指標と有意な相関関係にあり、築年数は住居専用地域で有意に正の相関が、1960-1975年市街化ダミーは住居専用地域で有意に負の相関が一部の管理不全指標で確認された。ゴミの散乱、樹木の繁茂、雑草の繁茂について、住居専用地域でのみ空き家の面積規模が大きいほど管理不全空き家に陥りやすい傾向がわかった。これは、管理に手間のかかる大規模な住宅は管理放棄されやすく、建て替えや修繕にもより多くの費用がかかるためと考えられる。一方、商業地域等の他地域では、大規模敷地は市場的価値があるため、将来的な不動産開発のために留保されている可能性がある。

樹木の繁茂に着目すると、築年数は単体項と住居専用地域の交互作用項でそれぞれ有意に管理不全傾向を上げている。これは、住居専用地域のほうで植栽できるような庭が多く、そのような庭付きの住宅が管理放棄され、樹木の繁茂につながっていると考えられる。雑草の繁茂に着目すると、住居専用地域における1960-1975年市街化ダミーは有意に負の相関がある。これは、高度経済成長期に建築された住宅であっても、住宅立地に適する地域では住民によるコミ

ュニティ意識が醸成され、住民間の相互監視により管理不全傾向が下がっている可能性を示唆している。

第三に、所有者特性は管理不全と一定の関係を有し、特に所有者宅から空き家までの距離が遠い場合、前居住者死亡により空き家になった場合、所有者不明の場合は空き家の諸条件に関係なく管理不全と有意に正の相関があることがわかった。建物・周辺環境特性を考慮しない場合、空き家期間は管理不全割合と有意に相関があり、相続による住宅取得近隣とコミュニケーション機会は有意でないものの、一定の傾向が見られた。空き家期間が長い場合、管理者が高齢になることや管理のための費用を捻出できなくなるなどの理由が考えられ、相続による住宅取得の場合、所有者が当該住宅に積極的な理由で居住しておらず、管理の動機が持てないなどの理由が考えられる。なお、近隣とのコミュニケーション機会は月に1回以上で管理不全割合が相対的に低くなり、近隣に迷惑をかけたくないという意識が働き、管理される傾向にある可能性があるが、統計的に有意とは言えない。

建物・周辺環境特性を考慮した時、所有者宅から空き家まで車・電車等で1時間以上、前居住者が死亡により住まなくなった場合、所有者が不明である場合、管理不全傾向が有意に高いことを確認した。所有者の空き家までの時間距離が大きくなると、管理負担が比例して大きくなり、結果的に管理放棄される傾向にあると考えられる。また、前居住者が死亡した場合、相続人が定まらずに管理責任の所在がはっきりしない場合や、そもそも相続人がおらず放置されている可能性等が考えられる。川口市が把握している所有者不明空き家は本研究の対象サンプル中70%で管理不全であり、いったん空き家の所有者が不明になると高い確率で管理不全が進行すると推察される。

おわりに

本研究では、建物・周辺環境特性および所有

者特性に着目し、空き家の管理不全傾向とその要因を分析し、管理不全空き家に関連する要因を特定し、管理不全指標ごとの傾向差について定量的に明らかにした。

上記の考察を踏まえ、本研究の成果は、以下の点から、今後の空き家対策関連施策に示唆を与えられる。まず、地域差を考慮したうえで空き家の管理不全危険度予測を行なえることが考えられる。管理不全空き家の傾向には地域差があり、住居専用地域、市街化年代などを踏まえることで、より実情に沿ったモデル構築が可能となる。さらに、空き家所有者の情報から管理不全の有無を予測することも可能である。例えば、固定資産課税台帳の情報から、管理不全危険度の高い空き家の予測が可能である。また、前居住者死亡により管理不全空き家が発生する傾向にあることから、福祉施策と連携し、高齢独居世帯の現況を把握することも重要である。

一連の分析を通してさまざまな知見が得られた一方で、アンケート調査結果による所有者特性の標本数が充分とはいえず、各所有者特性を構造化するまでに至らなかった。さらに、本研究では単一時点でのデータを利用しているため、因果関係を明らかにすることは今後の課題である。今後、複数時点のデータを収集し、所有者特性と建物・周辺環境特性を同時に用いたうえで、所有者特性間の相関、因果関係を同定する必要がある。加えて、住民と第三者の外部不経済性は異なる可能性があり、両者の差異を検証する必要がある。すなわち、住民の通報による地域目線の外部不経済性と、本研究での第三者的な外部不経済性の差異を比較し、地域住民の認知に基づく管理不全空き家の性質を解明する必要がある、今後理解を深めていきたい。

謝辞

調査データの利用にあたりお世話になった埼玉県川口市都市計画部住宅政策課をはじめ、関係者や市民の皆様にあつく御礼申し上げます。また、住宅経済研究会（2020年1月開催）および2017年度都市計画報告会で貴重なコメントをくださった先生方につきまして、ここに記して感謝申し上げます。

参考文献

- Baba, H. and K. Hino (2019) "Factors and Tendencies of Housing Abandonment: An Analysis of a Survey of Vacant Houses in Kawaguchi City, Saitama," *Japan Architectural Review*, Vol.2(3), pp. 367-375.
- Han, H. S. (2014) "The Impact of Abandoned Properties on Nearby Property Values," *Housing Policy Debate*, Vol.24(2), pp.311-334.
- Lambie-Hanson, L. (2015) "When Does Delinquency Result in Neglect? Mortgage Distress and Property Maintenance," *Journal of Urban Economics*, Vol.90, pp.1-16.
- Morckel, V. C. (2013) "Empty Neighborhoods: Using Constructs to Predict the Probability of Housing Abandonment," *Housing Policy Debate*, Vol. 23 (3), pp.469-496.
- Sakamoto, K., A.Iida, , and M.Yokohari (2017) "Spatial Emerging Patterns of Vacant Land in a Japanese City Experiencing Urban Shrinkage," *Urban and Regional Planning Review*, Vol. 4, pp.111-128.
- 栗津貴史 (2014) 「管理不全空き家等の外部効果及び対策効果に関する研究」『都市住宅学』第87号、209-217頁。
- 石河正寛・松橋啓介・有賀敏典・金森有子・栗島英明 (2016) 「空家の地域内分布に関する現況及び将来推計」『都市計画論文集』第51巻3号、833-838頁。
- 片山直紀・海道清信・村上心・前田幸栄 (2006) 「空き地・空き家実態からみた郊外住宅団地の持続可能性についての考察」『都市住宅学』第55号、70-75頁。
- 国土交通省 (2009) 「地域に著しい迷惑（外部不経済）をもたらす土地利用の実態把握アンケート結果」 http://tochi.mlit.go.jp/wpcontent/uploads/2011/02/ann_ketokekka.pdf, accessed 2017-06-05.
- 中西正彦・鈴木章裕・中井検裕 (2004) 「首都圏郊外の宅地開発における空き地・空き家の解消方策に関する研究」『都市計画論文集』第39号、631-636頁。
- 三宅亮太郎・小泉秀樹・大方潤一郎 (2012) 「郊外戸建て住宅団地における空き地・空き家の安定的管理に向けた基礎的研究」『都市計画論文集』第47巻3号、493-498頁。
- 山下伸・森本章倫 (2015) 「地方中核都市における空き家の発生パターンに関する研究」『都市計画論文集』第50巻3号、932-937頁。

住宅購入制限政策の下でのテニユアチョイスと住宅価格の変動性

Chen, J., E.C.-M. Hui, M. J. Seiler, and H. Zhang (2018) "Household Tenure Choice and Housing Price Volatility under a Binding Home-purchase Limit Policy Constraint," *Journal of Housing Economics*, Vol. 41, pp.124-134.

はじめに

中国では、1998年の都市住宅制度改革により、住宅価格が上昇してきた。1999年と2011年における住宅価格指数を比較すると、全国的には170%、北京や上海のような大都市では220%上昇している。中国の住宅需要の急成長は貧富の差を広げ、他の産業投資の機会を奪い、長期的には中国の都市化プロセスをさらに制限している。そこで、政府は住宅価格を抑制するべく、2010年4月に史上初めて住宅購入制限の義務化を提案した「Ten National Notice」を公布した。これにより、地域住民は最大2戸まで、その他地域の住民は1戸までしか住宅を所有できないこととなった。

本稿で紹介する Chen, Hui, Seiler, and Zhang (2018) では、中国における住宅購入制限政策に基づき、住宅市場を対象とした動的サーチマッチングモデルを構築、さらに数値シミュレーションすることで、世帯のテニユアチョイスと住宅価格と賃料の変動のダイナミクスを検討している。

1 理論モデル

1.1 基本的な仮定

中国の住宅購入制限政策を背景とした住宅市場のサーチマッチングモデルを構築するためには、以下のような基本的な前提条件が必要である。

(1)時間は離散的で無限大であり、世帯の居住形態は貸家か持ち家かの2つの選択肢を持つ。(2)住宅市場は、売買市場と賃貸市場に分かれており、売買市場は検索やマッチングの摩擦があるのに対し、賃貸市場は市場の対称条件により賃貸住宅を瞬時にマッチングさせることができるため、摩擦がない。(3)貸家よりも持ち家のほうが高い効用を享受している。

(4)家計は居住地を変更することが可能であり、ある地点から別の地点へ移住する確率は一定である。また、世帯が移住をした場合には、その移住は期間の初めに発生する。

1.2 市場参加者の価値関数

1.2.1 賃借人

ここでは家計は各期で所得を受けているとする。「期間 t において地点 i の賃借人であることの価値」を $R_{i,t}$ とすると、 $R_{i,t}$ は次のベルマン方程式を満たす。

$$R_{i,t} = w_i + \alpha_{Ri} - q_{i,t} + \beta E_t[m_R R_{j,t+1} + (1 - m_R)\{\varphi_{i,t+1}(H_{i,t+1} - \gamma p_{i,t+1}) + (1 - \varphi_{i,t+1})R_{i,t+1}\}] \quad (1)$$

w_i はフロー所得、 α_{Ri} は地点 i の住宅を賃借することを得られるフロー効用である。

期間 t において、地点 i に居住する賃借人は賃料 $q_{i,t}$ を払う。次の $t+1$ 期で、賃借人は確率 m_R で地点 $j(j \neq i)$ に移住するかもしれない。移住しない場合、確率 $\varphi_{i,t+1}$ で持ち家を見つけ、価格 $P_{i,t+1}$ で購入する。また、「期間 t において地点 i で持ち家を所有することの価値」を $H_{i,t}$ とする。もし購入する住宅が見つからなかった場合、もう1期間は地点 i の賃借人となる。期待割引率は β 、住宅購入に伴う頭金は y で表される。

1.2.2 住宅所有者

$t+1$ 期に住宅所有者が地点 i で自宅を売却し外生の確率 m_H で地点 j に移住する場合、新しい地点 j では賃借人としてスタートすることになる。この仮定は一般性を損なうことなく行なうことができる。

また、仮定(3)から、住宅所有者のフロー効用は賃借人のフロー効用よりも大きくなる ($\alpha_{Hi} > \alpha_{Ri}$)。

地点*i*の空き家の現在価値を W_i とすると、住宅所有者が退去する際には、不動産業者が W_i の価値で住宅を購入することになる。そして、地点*i*の住宅所有者であることの価値は、次のように再帰的に記述される。

$$H_{i,t} = w_i + \alpha_H + \beta E_t[m_H(R_{j,t+1} + W_{j,t+1}) + (1 - m_H)H_{j,t+1}] \quad (2)$$

つまり、住宅所有者は、現在は収入を得て持ち家の効用を享受しているが、次の期間には住宅に住み続けるか、別の地点*j*で賃借人としての生活を始めることになるかもしれない。

1.2.3 不動産業者

各地点の代表的な不動産業者が住宅を市場に出す場合、賃貸と売却の2つの選択肢がある。賃貸する場合、住宅は常に賃借されており、期間*t*において賃料 $q_{i,t}$ を受け取る。売却する場合、検索とマッチングの摩擦を受け、期間*t*において新たな住宅所有者を確率 $\theta_{i,t}$ で見つけ、その住宅を価格 $p_{i,t}$ で売却することができる。マッチングに失敗した場合、*t* 期では空き家として住宅を所有し、次の *t*+1 期に賃貸するか売却するかを選択することができる。

以上より、不動産業者の行動を特徴づける均衡方程式は次のように与えられる。

$$W_{i,t} = q_{i,t} + \beta E_t[W_{i,t+1}] \quad (3)$$

$$W_{i,t} = \theta_{i,t} p_{i,t} + (1 - \theta_{i,t}) \beta E_t[W_{i,t+1}] \quad (4)$$

標準的なサーチマッチング理論と同様に、賃借人と不動産業者間の取引価格はナッシュ交渉によって決定されると仮定する。ここで紹介するモデルでは、ナッシュ積 $\text{Max} (H_{i,t} - R_{i,t} - p_{i,t})^\lambda (p_{i,t} - W_{i,t})^{1-\lambda}$ を最大化することで、取引価格 $p_{i,t}$ を求めるというものである。ナッシュ積の第1項は賃借人の余剰であり、第2項は不動産業者の余剰である。

$\ln[(H_{i,t} - R_{i,t} - p_{i,t})^\lambda (p_{i,t} - W_{i,t})^{1-\lambda}]$ を $p_{i,t}$ で偏微分した時の導関数が0に等しいとき、ナッシュ積は最大化される。したがって、ナッシュ均衡解は(5)式で表される。

$$\frac{\lambda}{H_{i,t} - R_{i,t} - p_{i,t}} = \frac{1 - \lambda}{p_{i,t} - W_{i,t}} \quad (5)$$

1.3 世帯・住宅の流れ

ここでは、賃借人と住宅所有者の数が時間の経過とともにどのように変化するかを説明する。 $\mu_{Ri,t}$ と $\mu_{Hi,t}$ をそれぞれ期間*t*開始時における、地点*i*の賃借人と住宅所有者の数とする。各世帯は、1つの住宅を賃借・所有しているため、これらは貸家と持ち家の数も示している。総世帯数が一定の $\bar{N}$ であると仮定すると以下の式が成り立つ。

$$\sum_{i=1}^2 (\mu_{Ri,t} + \mu_{Hi,t}) = \bar{N}$$

賃借人が別の地点で持ち家を探す場合、検索とマッチングの摩擦に直面する。一方で、住宅所有者が別の地点に移住する場合は賃借人としてスタートするため、賃借人の流入がある。したがって、地点*i*における *t*+1 期間の貸家数は(6)式で表される。ここで、地点*i*で持ち家に新しくマッチングした住宅所有者数は $M_{i,t}$ で表されている。

$$\mu_{Ri,t+1} - \mu_{Ri,t} = -m_R \mu_{Ri,t} - M_{i,t} + m_R \mu_{Rj,t} + m_H \mu_{Hj,t} \quad (6)$$

また、地点*i*における *t*+1 期間の持ち家数は(7)式、空き家数 $\mu_{Vi,t}$ は(8)で表される。

$$\mu_{Hi,t+1} - \mu_{Hi,t} = M_{i,t} - m_H \mu_{Hi,t} \quad (7)$$

$$\mu_{Vi,t+1} - \mu_{Vi,t} = -m_R \mu_{Rj,t} - m_H \mu_{Hj,t} + m_R \mu_{Ri,t} + m_H \mu_{Hi,t} \quad (8)$$

ここでの空き家数は世帯の純流出に等しく、賃借人と住宅所有者の移動法則から容易に検証できる。

1.4 世帯と住宅のマッチング

新規マッチング数 $M_{i,t}$ は、持ち家を探している世帯数と、不動産業者が販売している住宅戸数の関数であり、以下のように Cobb-Douglas 型で定義する。

$$M_{i,t} = M(\mu_{Ri,t}, \mu_{FSi,t}) = \kappa ((1 - m_R) \mu_{Ri,t})^\gamma (\mu_{FSi,t})^{1-\gamma}$$

一つ目の引数は、現在の地点に留まる賃借人の数 $(1 - m_R) \mu_{Ri,t}$ である。さらに $\mu_{FSi,t}$ を不動産業者が販売している住宅の戸数として、二つ目の引数とする。マッチング関数は一定のスケールへのリターンを示し、両方の引数で増加すると仮定する。

移住ショックが実現した後、地点*i*の不動産業者は住宅を賃貸・販売に振り分けてコントロールして

表 1—標準化パラメータ

パラメータ	定義	値
β	割引率	0.9982
α_H	住宅所有者の効用	0.0864
α_R	賃借人の効用	0
λ	賃借人の交渉力	0.5
γ	マッチング関数の係数	0.5
N	総世帯数	2
κ	マッチング関数の定数項	0.1649
m_H	住宅所有者の移住確率	0.04
m_R	賃借人の移住確率	0.25

いる。ここで、賃貸された住宅数を $\mu_{FR,t}$ とすると、不動産業者の資源制約は(9)式で表される。

$$\mu_{FS,t} + \mu_{FR,t} = \mu_{R,t} + \mu_{V,t} + m_H \mu_{H,t} \quad (9)$$

賃貸市場には摩擦がないので、不動産業者は賃借人と同数の貸家を供給して市場をクリアしなければならない。移住が発生した後の賃借人の数が $\mu_{R,t}$ であることから、賃貸市場が成立すると次の(10)式が成り立つ。

$$\mu_{R,t+1} = \mu_{FR,t} \quad (10)$$

また、賃借人と空き家の移動法則を用いると、次の式が導き出せる。

$$\mu_{V,t+1} = \mu_{FS,t} - M_{t,t}$$

つまり、期間 $t+1$ 開始時の空き家数は、期間 t に賃借人とのマッチングに失敗した持ち家数である。

ここで、賃借人がマッチングに成功する確率を $\phi_{i,t}$ 、住宅所有者がマッチングに成功する確率を $\theta_{i,t}$ とすると、それぞれ次のように定義される。

$$\phi_{i,t} = \frac{M_{i,t}}{(1-m_R)\mu_{R,t}}, \quad \theta_{i,t} = \frac{M_{i,t}}{\mu_{FS,t}}$$

2 住宅市場の動的数値シミュレーション

2.1 パラメータセッティング

Chen, Hui, Seiler, and Zhang (2018) の理論モデルは、住宅購入制限政策を実施している都市において、人口の急激な変化が家計の選択、住宅価格、賃料にどのような影響を与えるかを北京の住宅市場の四半期データを用いて、数値シミュレーションにより検討している。ここで標準化されたパラメータを表 1 にまとめる。

表 2—変数の定常値

変数	定義	定常値
μ_R	賃借人数・貸家数	0.35
μ_H	住宅所有者・持ち家数	0.65
μ_V	空き家数	0.045
μ_{FR}	不動産業者が賃貸した住宅数	0.35
μ_{FS}	不動産業者が販売した住宅数	0.056
M	マッチング数	0.02
Φ	賃借人がマッチングに成功する確率	0.076
θ	住宅所有者がマッチングに成功する確率	0.357
p	住宅価格	3.81
q	賃料	0.007
R	賃借人であることの価値	597.472
H	住宅所有者であることの価値	602.304
W	空き家の価値	3.794

2.2 定常解

前節で設定したパラメータから、定常状態における内生変数の値は、(1)–(10)式で解くことができる。表 2 には各変数の定常値を示した。

2.3 人口動態ショックによるシミュレーション

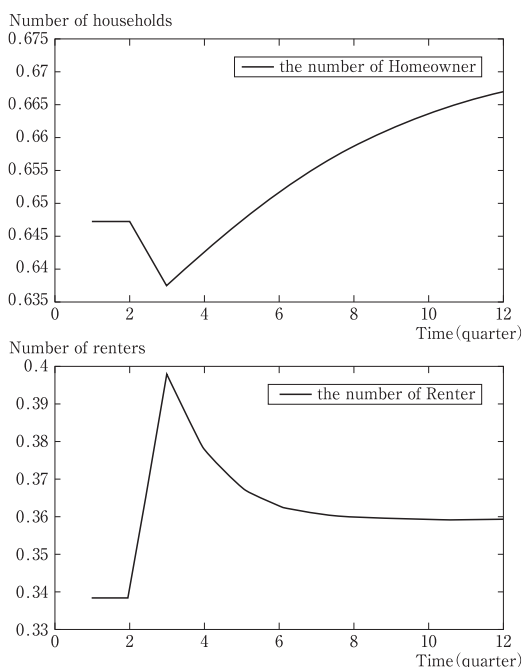
2.3.1 世帯のテニユアチョイス

図 1 は、人口動態ショックによる住宅所有者数と賃借人数の変化を示したものである。急激な人口急増の後、住宅所有者数はまず減少し、その後増加に転じる。これは、賃借人が住宅を購入するまでには、少なくとも一時期は家探しをしなければならないからである。そしてこの時、何らかの理由で住宅所有者の中には他地点に移住する人が出てくるため、すぐに持ち家の数が減ってしまう。しかし、当地域の人口が増えると、持ち家世帯数は 12 四半期後にはまた新たな水準にまで増えていく。一方、急激に人口が急増した後は貸家が増え、その後は徐々に減少していく。また、マイホームを購入する機会を得て、賃借人の数は徐々に減少していく。この賃借人の数が均衡に戻るまでには、約 12 四半期かかる。

2.3.2 住宅価格と賃料

図 2 は、住宅価格と賃料の動的レスポンスを示したものである。人口の急激な増加に伴い、住宅価格は 0.4% 上昇した後下落に転じ、10 四半期後には定常状態の均衡を達成している。賃料の反応は、住宅

図1—世帯のテニユアチョイスの動的レスポンス



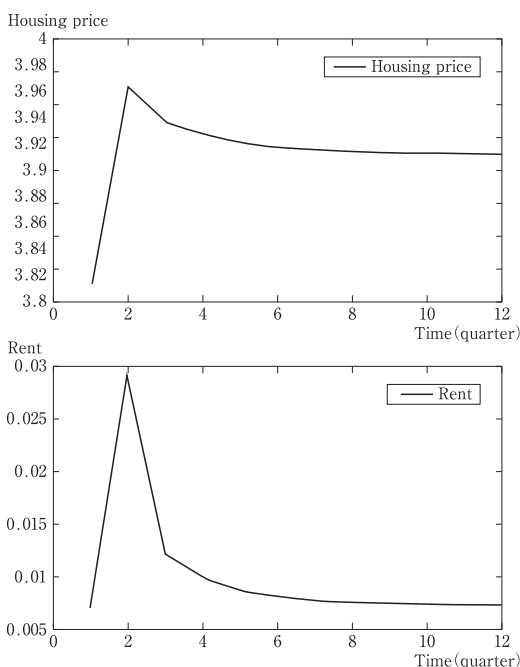
価格よりも敏感であるが、これは新規移住世帯が賃借人としてスタートしなければならないため、当期の賃貸需要が増加するためである。均衡賃料は一定期間内にそれまでの定常状態の値とほぼ同じになる。

住宅購入制限政策の下では、人口動態ショックによってもたらされた持ち家需要が急増すると、住宅価格の上昇が顕著になるため、その後の住宅価格の下落に注意すべきである。しかし需要が満たされると、売買市場は徐々に新たな均衡に向かって動き出すことが示されている。

おわりに

Chen, Hui, Seiler, and Zhang (2018) では、サーチマッチングモデルの構築と、北京の住宅市場データに基づく動的シミュレーションを行ない、住宅購入制限政策は当期の住宅価格を抑制することができるが、人口動態の変化によるポジティブなショックはただちに賃料の上昇を誘発し、最終的にはその後の期間の住宅価格の上昇につながることを示した。実証データに基づき、動的シミュレーションによって住宅購入制限政策の効果を顕在化させたことが

図2—住宅価格と賃料の動的レスポンス



Chen, Hui, Seiler, and Zhang (2018) の貢献である。

参考文献

- Ahadzie, D. K., D. G. Proverbs, and P. Olomolaiye (2008) "Towards Developing Competency-based Measures for Construction Project Managers: Should Contextual Behaviours Be Distinguished from Task Behaviours?" *International Journal of Project Management*, Vol.26 (6), pp.631-645.
- Anas, A. (1997) "Rent Control with Matching Economies: A Model of European Housing Market Regulation," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.15(1), pp.111-137.
- Anenberg, E. (2011) "Loss Aversion, Equity Constraints and Seller Behavior in the Real Estate Market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 41(1), pp.67-76.

生田遼羽

日本大学大学院経済学研究科修士課程／株式会社タス

●調査報告書のご案内

『地域が担う郊外住宅団地の活性化事例レポート』

令和2年9月

「調査研究レポート」No.18323

定価：本体価格2273円＋税

わが国では、高度経済成長期以降に都市近郊を中心に、大量の住宅供給に伴って郊外住宅団地が形成されてきたが、経年による建物や設備の老朽化が進むとともに、土地利用需要との乖離が顕在化しはじめている。

また、少子高齢社会・人口減少社会の到来に伴い、住宅団地内の空き家の増加や住民の高齢化が進展しており、将来的な地域社会の持続性が課題となっている。

一方、郊外住宅団地は公共インフラが充実し、都市部より豊かな自然環境を有しており、次世代に引き継ぐべき優良なストックとも言える。

こうしたことから、例えば、空き地・空き家を積極的に活用し、必要な社会福祉施設・生活利便施

設の整備や、宅地の緑地・農地への転換、土地・建物の流動性の向上、エリアマネジメントの取り組み等によって、コミュニティを活性化し、地域の魅力を創出することが求められている。

これら住宅団地特有の課題に対し、国土交通省は、有識者などからなる「住宅団地の再生のあり方に関する検討会」を設置し、平成28年1月（第1期）および令和元年8月（第2期）に取りまとめを行っているほか、これまでに住宅・都市計画分野をはじめ、多分野の研究者・専門家・評論家等により、多くの調査研究や問題提起、提言もなされてきている。

そのため、戸建て住宅を中心とした郊外住宅団地の現地調査を通して、今一度、現在の・具体的な課題を捉えるとともに、各地の空き地・空き家の活用事例や住宅団地の活性化に資する取り組み事例のヒアリングと既往事例の収集を行ない、郊外住宅団地の活性化の方向性を探るものとして、本調査を企画した。

本調査報告の第1章において郊外住宅団地の活性化に向けた取り組みとして広島市に注目し、その

取り組み状況をレポートした。広島市では、全国で起こりつつある郊外住宅団地のさまざまな現象や課題の把握、活性化に向けた取り組みがいち早く進められていることから、一都市圏としての取り組みを概観するうえで広島市は好例と言えよう。

第2章ではコミュニティの活性化・地域の魅力づくりの取り組みとして、時代の変化やそれに伴うライフスタイル、ニーズの変化の多様化に対応して新しい場やサービスを提供し、コミュニティの活性化や地域の魅力向上を実現している事例を調査し、郊外住宅団地の活性化において応用可能な手がかりの抽出を試みた。

第3章は、全国各地の事例を抽出するためのインデックスの作成を意図して、郊外住宅団地の活性化に関わる取り組みについて大量の事例を収集し、「空き地・空き家活性化事例」と「課題解決に向けた取り組み事例」に分類したうえで、担い手との対応を含めて整理した。

本調査が、郊外住宅団地の活性化に取り組む関係者の参考になれば幸いである。

編集後記

コロナ禍で、飲食店や接客を伴うさまざまな業種で飛沫防止用のアクリル板を見かけるようになった。特需発生で、アクリル板の販売には異業種からの参入もみられ、メーカーによるアクリル製造は急増しているようだ。

アクリルを製造する国内大手メーカーには、三菱ケミカル、クラレ、住友化学がある。特需が起こる以前、自動車部品や電気製品等への用途が細り、アクリル板の需要は減少していたとされる。

三菱ケミカルはアクリル板の販売額が5月に前年同月の2.5倍に拡大し、住友化学も出荷量が感染拡大前の1.8倍増した。三菱ケミカルはア

クリルの原料の生産で世界一のシェアを誇り、急増する受注に対応するため、飛沫対策用としてよく使われる厚さ5mmのタイプを優先的に生産しているという。

香川県に「日ブラ」という企業がある（従業員87名）。沖縄美ら海水族館はじめ国内外の有名水族館に巨大な水槽用アクリル板を納入、世界シェアは実に70%。

コロナ禍の中、インバウンド需要の剥落などにより飲食業等は厳しい収益環境にはあるが、日本は大企業から中小企業に至るまで、「モノづくり大国」としては、まだまだ健在のようである。

(T・N)

編集委員

委員長——瀬下博之

委員——中川雅之

原野 啓

行武憲史

季刊 住宅土地経済

2020年秋季号（第118号）

2020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。