

国土利用の課題

藤原良一

東日本建設業保証株式会社 取締役社長
財団法人日本住宅総合センター 評議員

経済社会の構造変化は、国土利用にもさまざまな変化をもたらしている。変化には、地価の下落や利用可能空間の拡大のように、国土利用上好ましい変化も認められないわけではない。しかし、バブルの崩壊、グローバル化や少子高齢化の急速な進展は、東京圏への新しい型の人口集中の兆し、都市中心市街地の空洞化、農地・森林の荒廃、無居住地域の拡大など、懸念すべき変化も多く認められる。そして、変化は広範に及び、深刻な様相を呈しつつある。

国土利用の有り様は、いうまでもなく、国民生活、産業活動と密接不可分の関係にあり、また、地域住民の愛郷心、国民のアイデンティティーにも係わる大切な課題である。それだけに国土利用を適正、合理的な方向に誘導するための新しい指針が必要だと思う。

指針を定めるにあたり基本的な課題は、国土利用の基本理念と東京圏の問題であろう。

現行の理念である「国土の均衡ある発展」が、今日では誤解を招くに至っていると聞く。新しい視点に立って、その適否を検討し、理念の再構築のため十分議論を尽すべきだ。

また、東京圏への新たな集中の兆しについては、今後の動向に注視しなければならないが、東京圏のさらなる高次都市機能の高度化にあたっては、「活力とやすらぎ」の一層の充実を求めて努力する地方を軽視する結果とならないよう十分な配慮が望まれよう。

国内外の変化に対応し、国民が希望を持って暮らし活動をする上で、信頼しうる指針が早期に定められることを願ってやまない。

目次●2004年秋季号 No.54

[巻頭言] 国土利用の課題 藤原良一——1

[特別論文] 株式会社形態によるマンションの管理・運営 八代尚宏——2

[研究論文] コミュニティ構成と地方公共サービス支出

大重 斉・中神康博——10

[研究論文] 住宅の品質と所有形態 岩田真一郎・山鹿久木——20

[研究論文] 小地域情報を用いたホームレス居住分布に関する実証分析

鈴木 亘——30

[海外論文紹介] 持家居住が子どもの成育の質に与える影響 行武憲史——38

エディトリアルノート——8

センターだより——42 編集後記——42

株式会社形態によるマンションの 管理・運営

八代尚宏

はじめに

都市部におけるマンション（不燃構造の共同分譲住宅）の建設は急速に増えており、とくに建替えに伴う紛争処理をはじめとする管理・運営のあり方は、大きな都市住宅問題のひとつとなっている。これに対応するため、区分所有権法の改正や、マンションの建替えの円滑化等に関する法律等が制定されたが、依然多くの問題が残されている。それにもかかわらず、この問題に関して経済学的な視点からの分析は、岩田（1997）や山崎（2001）等を除けば、必ずしも多くはない。

共同分譲住宅の問題は、経済学で考えた場合、さまざまな論点がある。まず、個人の所有権に基づく一戸建て住宅と異なり、各所有権者の共同意思決定が必要な特殊な財である。また、建替えにともなう意思決定等について、区分所有者の5分の4以上の合意が必要という規定があるが、この著しく大きな多数決規定の合理性である。さらにマンションの維持管理を行なう主体として、現行では民法上の規定に基づく管理組合が置かれているが、これを「組織の経済学」の視点から、大口の出資者の意向をより大きく反映する株式会社の形態が、最適なガバナンスの主体として望ましいことを示したい。

分譲型の共同住宅は、1950年代後半から日本住宅公団等により建設が始まったが、その後、民間企業も参入して供給が増えた結果、現在では70年代以前に建設されたものが11万戸、さら

に70年代に67万戸が加わった。このため、現在の基準では居住条件が悪く、また老朽化で建替えを必要とされるマンションは、今後、急速に増加するものと見られている。しかし、ひとつの住宅を多くの個人が共同で所有する区分所有型の場合、建替えのコスト・ベネフィットについては、所有者による判断の違いが大きい。これは阪神・淡路大震災の際に、大きな被害を受けたマンションの建替えについて、軽微な被害にとどまった部分の区分所有者の反対で、建替えが円滑に行なわれなかった例でも示される。

一般に共同住宅の所有形態には、単独の家主が多くの借家人と契約する賃貸型住宅と、多くの家主が自ら居住する分譲型住宅とに分かれる。後者の分譲型住宅では、建物の維持・管理にあたって、所有権者の間で共同の意思決定が必要とされる。すなわち分譲型の共同住宅は、一戸建て住宅が排他的な所有権を有する私的財であることと比べて、共有部分を持ち、共同的意思決定を必要とする点で、一定の範囲内での「公共性」を有する。この意味で、公共財と私的財との性格が混在している「公私混合財」のひとつとして位置付けることができる¹⁾。

公共財と私的財の違いは、投資に関わる意思決定のあり方に表われる。政府による公共財の供給は、究極的には有権者の一人一票制に基づき決定されるが、これと類似の一戸一票の原則が、私的財産であるマンションについても適用されていることから、以下のようなさまざまな問題点が生じている。

1 マンションの建替え問題

区分所有権に基づく、いわゆる分譲マンションの建替えには2つの手法がある。第1は区分所有者の全員の合意による「任意建替え」で、個々に建設業者との契約を行なう方式である。第2は、区分所有者の5分の4の特別多数決による「法定建替え」で、一部の反対者の意思に反した建替えが可能となる方式である。もっとも、後者の実例はなく、事実上、全員の合意がなければ建替えできないのが現実である。

任意建替えは主として等価交換方式に基づく場合が多い。すなわち、建替え前と比べて、より容積率の大きな共同住宅を建設することで、その差額の部分を第三者に販売し、建替え費用の一部または全部を賄うことができる。これはとくに80年代後半期の地価が高騰した時期には有効であり、従前の区分所有者は、少ない自己負担で自宅を新築することができた。しかし、その後の地価の大幅な下落と、容積率の余剰部分を欠くマンションの場合には、区分所有者の負担額は大きくなり、老朽化が進む場合でも、建替えについて全員の合意形成は困難となる。こうした状況に対応するために、都市の容積率を緩和することで、建替えを促進させることや都市の生産性を高めること（川崎2004、唐渡・八田2003）等の提案があるが、それと同時に法定建替えの要件をより実効性あるものとすることも必要とされる。

1962年に制定された区分所有法は、その後2002年に3度目の改正がなされた。ここでは、「区分所有者および議決権の5分の4以上の多数で建替え決議を行なうことができる」とされている。これは改正前には、上記の特別多数決規定に加えて「老朽、損傷、一部の滅失その他の事由により、建物の価格その他の事情に照らし、建物がその効用を維持し、または回復するに過分の費用を要するに至った時」という曖昧な要件が課せられていたことに比べて、建替えの基準を特別多数決の要件のみにとどめたこと

(八代氏写真)

やしろ・なおひろ

1946年生まれ。国際基督教大学教養学部・東京大学経済学部卒業。メリーランド大学経済学博士。経済企画庁（現内閣府）、上智大学国際関係研究所教授などを経て、現在、(株)日本経済研究センター理事長。
著書：「日本的雇用慣行の経済学」、「規制改革」など。

は評価できる²⁾。また、従来のマンションの建替えに際して、同一敷地に同一用途のものでなければならぬという制約も廃止され、それだけ自由度が高まった。

さらに、この特別多数決で建替えが決議された場合に、それに反対する少数者との権利調整について、その区分所有権および敷地利用権を時価で売渡すことの請求権を認めている（63条4項）。集合住宅の経済的な価値は、その立地条件や入居者の構成等にも依存し、そうした条件次第では、物理的な老朽化以前にも、社会的な意味で価値が失われる場合も多い³⁾。その意味で、区分所有者の合意のみで建替えが可能という権利調整の手法は、区分所有者だけでなく、土地の効率的な利用という社会的利益が大きい。

ここで残された問題点としては、5分の4という著しく多数の合意を必要とすることと、それが区分所有者と議決権（専用部分の床面積の割合に基づくもの）の双方について必要とすることの2点がある。

第1に、5分の4規定の根拠として、建替えは、それに反対する少数者にも強制されることから、慎重な手続きが必要とされている。しかし、やはり共同決定を必要とする市街地再開発事業には、3分の2以上の同意要件で済むことと比べて、さらに厳しい基準を用いていることの根拠は不明である。例えば、所有権の絶対性という性質に鑑み、単純な多数決のみで個人財産の処分を強いることはできないという論理に対しては、逆に少数者の権利保護が、建替えという形での多数の個人の自由な財産権の処分という権利を否定することも考慮しなければなら

ない。建替えに反対する少数者に賛成する多数者の5倍の権利を保証する「一票の格差」の根拠としては、例えば借地借家法と同様な「弱者保護」が想定されている可能性がある。しかし、個人の財産の一形態にすぎない持ち家について、正当な補償を前提としたうえでも、そうした「居住保障」というような社会政策的な配慮が必要な根拠を明確にする必要がある。

第2に、仮に特別多数決が必要とされた場合でも、それを区分所有者の頭数ベースを基準とすることの問題である。これは、マンションの共益費や維持補修費が面積ベースで負担されており、財産権の調整という経済取引であるにもかかわらず、個人の出資額に比例した議決権ベースでの投票権ではなく、一人一票という公共財の供給に関わる意思決定と同じ基準が混在していることを意味する。この結果、建替えに関わる交渉が長引くなか、反対者が賛成者に区分所有権を売却して退出すると、議決権数では賛成者の比率が高まるにもかかわらず、全体の所有権者数が減るために、確信的な反対者の比率が逆に高まることになる。この意味では、所有権者数ベースでの意思決定の方式は、現状維持の方向へのバイアスを強める効果がある。

2 証券化方式の評価

現状のマンションの維持・管理・建替え等の契約に関わる取引コストの大きさを考慮すれば、分譲方式に基づく区分所有のあり方自体を見直すという視点が生まれる。これは区分所有方式ではなく、ひとつの会社がマンションの全戸を所有し、その居住者はすべて借家人とすれば、維持・管理・建替えに関して、長期的に最適な意思決定が保証されるという考え方である(岩田1997、山崎2001)。両者の論理は以下のとおりである。

まず、借家契約にかかわる取引費用については、定期借家権を活用すれば、建替えに必要な立ち退き拒否の問題は小さい⁹⁾。また、分譲方式を用いなければ、全戸数の建設費用を調達し、

それを家賃で償還するまで、ディベロッパーが長期に資金を固定することに大きな制約があることが予想される。これに関しては、最近発達してきた不動産投資信託(REIT)の活用がある。これは徹底した情報開示等の消費者保護を要件とした新しい金融商品である。マンションの不動産価額(将来の家賃収入)を証券化し、それを市場で販売することで、あらかじめ投資資金を得ることができる。また、これを建替えの資金調達に備えて、既存の区分所有者に優先的に販売することで、形式的には借家人であるが、実質的には住宅証券の保有を通じて、マンションの資産価値の保全に大きな関心を持つ人々が入居する可能性が大きい。

このマンションの証券化と定期借家権の組み合わせ方式のメリットとしては、以下の点が重要である。第1に、特別多数決で建替えが容認された場合、反対者に対する売渡請求権が生じるが、その際、区分所有権と敷地利用権の売渡価格の妥当性をめぐって紛争が生じる可能性がある。これを建替え後マンションの資産価値を証券化したものを従前の持分比率で按分すれば、いわば市場価値を客観的に示すものとなり、建替え賛成者と反対者の間でごね得を許さない均等な配分となる。第2に、震災等の際に、マンションの一部分だけが損傷を受けた場合、他の区分所有者との合意が困難であった問題に関して、具体的な所有部分が明記されていない住宅証券での保有であれば、そうした可能性は生じないことも指摘されている。第3に、マンションの建替えを含め、収益性に見合った共同事業のみが資金調達を得て実施されることになる「市場のテスト」を受けられることである。

こうした多くのメリットを持つ証券化方式であるが、以下のような問題点がある。第1に、分譲方式が主体となっているマンションの現状から、定期借家権方式に移行することの取引コストの大きさである。また、借家と比べた持ち家のメリットは、自らの財産を適切に管理することのインセンティブと居住者としての自由度

であり、定期借家契約更新の不確実性や、退出時の現状復帰義務等の家主等との取引費用も考慮する必要がある。さらに、持ち家への優遇税制が借家には適用されないという格差もある⁵⁾。

第2に、マンションの適切な維持・管理には、住民の合意形成が基本となるが、マンションの単一の所有者と多くの借家人との関係だけでは、画一的な規則に縛られたものとなりがちで、住民自治の形成を妨げる可能性が大きい。例えば、居住者間の生活騒音や治安の問題、およびペット飼育の是非をめぐる利害対立等は、管理人に訴えれば、管理人対借家人の紛争に転換されるが、借家人の多様なニーズを管理人が裁判官のように判断、処理する能力には限界がある⁶⁾。

第3に、マンションの住民自治が、その資産価値を高める方向へのインセンティブを持つためには、より多くの出資分を保有する区分所有者について、それに比例した運営・管理上の議決権を保証することが望ましい。このためには、マンションに管理者に対して、借家人としての発言権しかない契約では十分とはいえない⁷⁾。

3 組織の経済学の観点

マンションの管理問題に組織の経済学をあてはめると、法人の存在意義は市場取引と比べて組織内の取引コストが小さいことであるというコースの理論がある。一般に、市場取引は契約関係であり、組織内の関係は所有に基づく要素が大きいため、これは所有関係と契約関係のコストの比較でもある。ここで契約関係のコストは主として市場の失敗から派生し、所有関係のコストはガヴァナンスに起因すると考えれば、組織の所有構造の観点から多様な組織形態の存在理由が説明される（日本銀行2003）。

例えば、公益性を重視した社会福祉法人や学校法人等の非営利法人では、出資者が利益の追求することを防ぐために、その財産を法人に寄附することを法律で義務付ける方式を取っている⁸⁾。これに対して、組織の効率性を重視する法人では、市場で高く評価される法人ほど、多

くの資金を調達できるインセンティブを活用するために、出資者の財産権が保持されるだけでなく、その出資額に応じた収益を配当の形で得られる株式会社の形態が用いられている。日本では、営利・非営利という組織の目的に注目した法制度が設けられているが、市場での十分な競争条件が担保されていれば、営利法人であっても、その商品やサービスを顧客に選択されなければ存続することはできない点で、非営利法人のパフォーマンスと基本的に異なるものではない（八代2003）。

株式会社は、有限責任制度の下で、資力のある特定の出資者にとっての無制限の負担を防ぎ、法人の活動から生じる損失のリスクを債権者に転嫁する仕組みである。これによって、法人の資金調達を効率的に行なえるだけでなく、株式の所有者の資力に関わらず、その同質性を確保できるため、構成員の利害調整を効率的に行なう手段としても有効である。

一般に、株式会社の利点としては、資金調達手段の多様化や株価で経営パフォーマンスの基準が明確になる等があげられるが、それらと同時に、組織内の意思決定の効率化という観点もある。非営利法人から営利法人への組織形態を変更した有名な例として東京証券取引所があり、2001年にそれ以前の会員形態の証券取引所から株式会社に転換した。この背景には、金融・証券業について、過去のいわゆる護送船団方式といわれるような詳細な規制が大幅に緩和され、市場競争が強まるなかで、新しい経営手法を用いる企業が増えるなど、証券取引所の会員の同質性が大きく変化したことから、会員間の利害が対立したことがある。こうした環境変化の下では、意思決定の仕組みを一人一票の民法法人型から出資金額当たりの平等性を保証する株式会社型に転換させることで、関係者の利害の同質化することができる（日本銀行2003）。このように、多様な関係者のニーズに対応して、透明性を確保しつつ迅速な意思決定が可能なのが株式会社の大きなメリットと考えられるが、

これは共同住宅の管理にも適用可能である。

4 株式会社形態の活用

共同所有の関係の下に置かれているマンションでは、その構成員に団体的な拘束が及ぶことは当然である。この場合、団体的規制を行なう主体が独立の法人格を有することで、法人と外部との法律関係を簡素化し、取引コストの削減に寄与することができる⁹⁾。

マンションの維持管理について責任を持つ主体としては、長らく任意団体としての管理組合が置かれており、その理事長が個人として責任を負う場合が多い。これが2002年の区分所有権法の改正によって法人化が認められたものの、平成15年現在でも、全体の10%の管理組合が法人化したにすぎない。また、「所有権留保付きマンション」のように、そもそも管理組合自体が存在しない場合も多い。これは住宅供給公社等が過去に住宅金融公庫等と提携して分譲したもので、住宅融資額の返済が終了する時点まで個人住宅・共有部分の所有権が公社に留保される仕組みであったため、区分所有者間での管理規約すら存在しなかった。これは少なくとも全国で3万5000戸あるが、この融資完済時期が平成14～16年に集中しており、そうしたマンションでは、これまでまったく経験しなかった管理組合を形成する必要性に迫られている。

マンションの管理体制が弱ければ、所有者間の合意形成が円滑に進まず、適切な補修作業等の資産価値の保全を妨げ、その老朽化を早める大きな要因となる。また、今回の区分所有権法の改正では、マンションの建替えに際して同一敷地・同一用途の制約がなくなったことから、商業施設の併設等、建替えで、より大きな資産価値の増加が得られる可能性が生じたが、これもより商法のルールに近い形での合意形成の必要性をいっそう強めている。このため、多様な居住者間の利害を調整する仕組みとして、従来型の民法型の法人だけでなく、商法に基づく株式会社の選択肢が考えられる¹⁰⁾。

ひとつのコミュニティである共同住宅の管理・運営は、利益を追求する株式会社とは相容れないという見方もある。しかし、区分所有者は、居住年数の増加に伴う市場価値の減価幅を最小限度にとどめるため、共有部分の維持・補修費等の共通経費を、面積に比例して負担しているが、これは展望や日当たりの良さ等の要因を除けば、ほぼ出資額に比例した減価償却分に相当する。その意味で、区分所有者と出資額に応じた配当や株式価値の増加を目的としている一般の企業の株主行動との共通点は大きく、いわば当該マンションの居住サービスのみを供給する株式会社の株主に相当すると考えられる¹¹⁾。

さらに、株式会社組織との類似性で言えば、株主総会に相当するものが住民集会であり、その意思決定は株数（床面積に比例した議決権）によってのみ定められる。また、マンション理事会のメンバーは、株式総会で選出された取締役に対応すると考えられる。

本来、千人規模で住む大規模なマンションは、健全な住民自治なしには機能しない。地域の共同体の結束に基づく暗黙のルールの機能が低下し、個人のプライバシーが尊重される都市部の共同住宅では、それにふさわしい新たな合意形成の仕組みが必要とされる。それは、共同住宅の資産価値の保全という経済的な利益であり、そのためには住みよい居住環境を維持し、居住者の満足度の高いコミュニティが必要とされる。こうした観点からは、マンションの資産価値を高めるために、理事会で市町村の条例に相当する規則を株主総会の合意を経て定めるとともに、それを遵守しない違反者には、一定の範囲内で罰金等の制裁措置を課す権限を入居契約に定めることも考えられる。この場合、意思決定の基準は、議決権ベースで過半数となるが、別途、建替え等、入居者の大きな負担を課すような場合には、商法で定められている「少数株主の保護規定」を適用することも考えられる。仮に、これを20%以上の株主の拒否権とすれば、現状の区分所有権法を議決権ベースとした場合と大

大きく異なるものではない。もっとも、こうした少数株主の保護規定自体も、強行規定とするのではなく、一定の範囲で選択肢を設けることが望ましい。

おわりに

都市における居住形態として、多くの区分所有者がひとつの住宅を共有するマンションは、今後いっそう増えることが予想されている。これは完全な私的財と公共財とが混在したものと考えられるが、そこでのガバナンスのあり方については、これまで十分な議論はなされておらず、老朽化等に伴い必要な建替え等の際に、大きな社会問題となっている。これに対して、区分所有者を定期借家人に転換させることで、意思決定を迅速化させるという提案があるが、それと同時に、区分所有の現状を前提として、区分所有者を株主とした株式会社方式でマンションを管理するという改革案を提示した。

マンションの区分所有権は、現実には市場で流動性のある資産であるにもかかわらず、マンションの管理・運営を行なう主体である管理組合が、いわば町内会のような一人一票制に基づく法人形態であることが、効率的な管理運営を妨げている。住宅資産の価値を最も高く維持するための合意形成を円滑に行なえる組織へと転換させるためには、区分所有者の床面積に比例した議決権のみで、意思決定を図る仕組みである株式会社の形態をとることが合理的であり、そうした選択肢を区分所有権法に設けることが望ましい。

* 八田達夫国際基督教大学教授、山崎福寿上智大学教授、久米良昭那須大学教授のコメントに感謝する。

注

- 1) この点は八田達夫教授の指摘による。
- 2) もっとも、この改正案の審議の過程では、特別多数決だけでは少数者の利益が擁護されないとして、建築後30年を経過していることなどの「客観的要件」を必要とするという意見も有力であった。この点に関する議論としては総合規制改革会議のホームページを参照。

- 3) 例えば昔に建設された狭い居室や、エレベーター等の設備を欠く場合には、高齢者の増加とともに市場価値が著しく低下する場合が多い。
- 4) 分譲マンションの区分所有者が、その部屋を他人に賃貸している場合、所有者自身は建替えに賛成でも、借家人が契約更新時になっても明渡しを拒否することが、借地借家法では容認される場合があったが、この問題は定期借家契約では生じない。
- 5) この点は山崎福寿教授の指摘による。
- 6) 管理人の紛争処理能力が十分に高ければ、モラルの低い定期借家人の契約更新を拒否することができるが、そうでなければ悪貨が良貨を駆逐する危険性もある。
- 7) もっとも、居住者がマンションの管理の仕方による不満があれば、その住宅証券を売却することで、債券価値が値下がりするというメカニズムは働くが、これはあくまでも間接的な強制力にとどまる。
- 8) 寄付行為に基づく社会福祉法人や学校法人に対して、大部分の医療法人には出資者の財産権が保持され、解散時には返還される権利が保証されていることから、国税庁は非営利法人に対する優遇税制を認めていない（八代2000）。
- 9) 仮に組織に独立の法人格が認められなければ、すべての構成員が契約当事者となり、構成員が変動するごとに、外部の取引主体との契約の書き直しが必要となる。
- 10) 一般に、組織の所有者（運営費用を支払った後の残余請求権の請求権者）が、その経営権を支配すれば、経営者に対する高額な報酬等のインセンティブを与える必要性はなく、効率的な組織の運営がなされると考えられる。
- 11) この株式は居住者以外にも売却可能であり、その場合、売却した居住者は質借人になる。

参考文献

- 岩田規久男（1997）「マンションの法と経済分析」岩田規久男・八田達夫編『住宅の経済学』第2章、日本経済新聞社。
- 唐渡広志・八田達夫（2003）「容積率緩和の便益」『季刊 住宅土地経済』No.50、18-25頁。
- 川崎一泰（2004）「老朽化マンション建替え促進による市場拡大」八代尚宏・日本経済研究センター編『新市場創造への総合戦略』第11章、日本経済新聞社。
- 日本銀行（2003）「組織形態と法に関する研究会」報告書『金融研究』第22巻第4号。
- 福井秀夫（2001）『都市再生の法と経済学』信山社。
- 八代尚宏編（2000）『社会的規制の経済分析』日本経済新聞社。
- 八代尚宏（2003）『規制改革——法と経済学からの提言』有斐閣。
- 山崎福寿（2001）『経済学で読み解く土地・住宅問題』東洋経済新報社。

本号の3論文は、都市財政に関する理論的な研究、住宅の品質をめぐる住宅市場に関する理論的な考察に基づいた実証研究、住宅困窮者に関する実証研究と多岐に渡っている。いずれも、最先端の国際的な学問的動向をふまえたうえで、現在の日本において重要な都市問題や住宅問題に関して、経済学的な観点から厳密な分析を行っており、きわめて興味深い。

●

大重 斉・中神康博論文（「コミュニティ構成と地方公共サービス支出」）は、先住世帯と新規参入世帯から構成されるコミュニティを想定し、先住世帯数の変化と容積率の緩和が、地方公共サービスの水準と経済厚生にどのような影響を及ぼすかに関して理論的な分析を行なっている。

本論文では、コミュニティ移住のタイミングという観点で、コミュニティの構成をとらえている。すなわち、日本における2世帯住宅世帯や、親から住宅を相続した世帯を先住世帯と考え、これからコミュニティに新規参入しようとする世帯を新規参入世帯ととらえている。そして、これらの世帯がコミュニティ内で混在するとき、彼らがコミュニティ政府に求める地方公共サービスの内容に差異が生じる可能性に注目して、地方公共サービスが固定資産税によってファイナンスされる場合に、その水準がどのように決定され、各世帯グループの経済厚生にどのよう

な影響があるのかを分析している。なお、ここで地方公共サービスとは、教育や介護のように、私的財の性質を持ちながら公的に供給される財サービスをさす。

モデルとして、ある都市のなかのひとつのコミュニティを考え、完全競争的な住宅サービス市場、1次同次の住宅サービス生産関数、先住世帯と新規参入世帯という2つのタイプの世帯が居住していると想定する。第1段階で新規参入世帯がコミュニティを選択し、第2段階で住宅サービスと地方公共サービスの水準が同時に決定されるという2段階にわたる意思決定のタイミングを仮定している。このような想定のもとで、主体的均衡と市場均衡条件を導出し、それに基づいて、先住世帯数が増えたり、容積率が緩和された場合の、そのコミュニティの地方公共サービス、固定資産税率、新規世帯数、経済厚生などに及ぼす影響を比較静的に分析している。その結果、コミュニティが先住世帯と新規参入世帯によって形成され、先住世帯がそのコミュニティにおける政治的な力を持つとき、固定資産税を課税ベースとする地方公共サービスの供給はファーストベストの水準に比べて過少となる、コミュニティの先住世帯数が増加して政治的パワーが増すほど、地方公共サービスの水準は増大するという結論が得られている。さらに、コミュニティの容積率が緩和された場合は、新規世帯が移動できない

場合には、地方公共サービスの水準は増大し、先住世帯の経済厚生は改善されるが、自由に移動できる場合には、地方公共サービスの水準が減少し、必ずしも先住世帯の経済厚生が改善されるわけではないということが、示されている。

このように、大重・中神論文は、きわめて興味深い結論を得ているが、今後は、同論文でもふれられているように、日本の実態をイメージしているのであれば、地方交付税や国庫支出金の効果を明示的に考慮すべきであろう。また、是非この論文で得られた理論的な結果を、実証分析につなげていくことを期待する。

●

岩田真一郎・山鹿久木論文（「住宅の品質と所有形態」）は、住宅の所有形態の違いと、建物の所有権に影響を与える借地借家法が、建物の品質にどのような影響を及ぼすかを、理論的な考察に基づいて実証的に分析した論文である。本論文では、自己の土地に建てた持ち家を持ち家、他者の土地を借りその上に借家人が建てた持ち家を借地、土地と建物の両方が他者のものを借家と定義している。本論文は、家主と借家人という両方の経済主体が建物の品質に影響を与えるような投資を行なう場合を想定して、住宅の所有形態の違いが住宅の品質維持にどのような影響を及ぼしているかということと、借地借家法の継続地代および家賃抑制主義が住宅の品質にど

のような影響を与えているかを分析している。

まず理論的な考察として、家主の行動は建物の品質にプラスの効果を及ぼすが、借家人の生活活動は建物の品質にマイナスの効果を及ぼすということを前提とすれば、借地と借家の品質維持は持ち家の品質維持よりも悪くなること、借地借家法の影響が強くなると借家は住宅の品質がさらに悪くなり、借地は借地権保護によってより悪くなる場合が多いが、良くなる場合もあるということを述べている。

次に、平成10年と15年の住宅需要実態調査の個票データを用いて、それを実証的に検証している。具体的には、住宅の品質を表す2値変数を従属変数、所有形態ダミーや住宅属性を独立変数としたプロビットモデルで、所有形態の違いが住宅の品質に与える影響を分析している。また、サンプルを借地と借家にしぼって、seemingly unrelated bivariate probit modelによって、借地借家法の継続家賃抑制主義が住宅の品質に及ぼす効果を分析している。なお、借地借家法の影響の強さを表す独立変数としては、入居時期を代理変数として使っている。その他の独立変数としては、改築ダミー、引越し予定ダミー、住宅の属性を用いている。なお、seemingly unrelated bivariate probit modelを用いているのは、引越し予定ダミーの内生性を考慮しているためである。理論的考察と総合的な実

証結果が得られている。

論文の脚注でもふれられているように、実証分析で用いられている住宅の品質に関するデータが建物の概観からの評価のみで、内部の老朽度の評価を含んでいないため、真に理論的な考察と総合的な形での実証分析になっているかどうか多少の問題点は存在するが、本論文は、土地と建物が別々の不動産として考えられている日本の住宅市場に固有の制度的特徴に起因する問題を、住宅の品質と関連させて分析した初めての野心的な試みであり、今後、より理論と総合的なデータにより、さらに厳密な実証分析が行なわれることを期待する。



鈴木亘論文（「小地域情報を用いたホームレス居住分布に関する実証分析」）は、大阪市における住宅困窮者（ホームレス）に関する目視調査と、小地域情報を用いて、ホームレスの居住分布を、実証的に分析した論文である。

具体的には、定住・非定住別ホームレスの居住規定要因を、小地域間の相関関係を明示的に考慮して、地域の空間自己相関分析モデルとしてSARモデル（Simultaneously Autoregression Model）およびMAモデル（Moving Average Model）を用いて、検証している。従属変数としては、面積当たりホームレス数、独立変数としては、居住スペース要因として公園・河川敷面積比率、食料

調達要因としてコンビニ数など、就業アクセス要因としてハローワークからの距離など、行政サービス要因として福祉事務所からの距離など、医療アクセス要因として診療所・病院数などを用いている。

実証結果を見ると、ホームレス全体のサンプルでは、就業アクセス要因がどのモデルでも有意となっている。定住・非定住別の推定結果によると、定住の場合は自立度が高いが、非定住の場合は就業アクセスや食料調達など周辺環境への依存度が高いことが示されている。

本論文では、さらに、ホームレスの居住が近隣地価に及ぼす影響も分析している。具体的には、定住・非定住別に、ヘドニック地価関数を推計している。従属変数は、大阪市の地価公示や都道府県地価調査の住宅地価を用い、独立変数は、ホームレス数を現数値のまま入れると内生性の問題が存在するため、ホームレス数を従属変数とした先のモデルの推定結果からホームレス数の予測値を計算し、それを地価関数の独立変数として用いている。結果として、ホームレス居住が近隣地価を下げていることが示されている。

このように、本論文は、小地域データに固有の実証分析上の問題を明示的に考慮して妥当な結論を得ており、きわめて重要な住宅政策上の示唆を与えた非常に価値のある研究である。 (SM)

コミュニティ構成と 地方公共サービス支出

大重 齊・中神康博

はじめに

本稿の目的は、コミュニティ構成が地方公共サービス水準と経済厚生に及ぼす影響について分析を行なうことである。ここでのコミュニティ構成とは、所得水準や住宅の所有形態（地主・不在地主、あるいは持家・賃貸）などではなく、コミュニティ移住のタイミングを問題としている。日本の住宅市場では、いったん住宅を所有すると、そこに定住する傾向があるといわれる。少子高齢化に伴い、2世帯住宅や親から子への相続など、コミュニティの硬直化は今後さらに強まることが予想される。

こうした世帯（以下、先住世帯と呼ぶ）とこれからコミュニティに新規参入しようとする世帯（以下、新規参入世帯と呼ぶ）が混在するとき、彼らがコミュニティ政府に求める地方公共サービスの内容に差異が生ずるかもしれない。例えば、高齢者は介護サービスに、一方若年層は教育サービスに関心があるという具合である。このような地方公共サービス供給が、主として固定資産税によってファイナンスされる場合、その水準はどのように決定され、各世帯グループの経済厚生にどのような影響が及ぶのであろうか。

ところで、コミュニティ構成が地方公共サービス水準にどのような影響を及ぼすかという研究として、Yinger (1985)、de Baltorome (1992)、Wyckoff (1995) などがあげられる。Yinger (1985) は、コミュニティにおける所

得や住宅に関して同質ではない状態を想定し、中位投票者によって地方公共サービス水準が決定されるとき、どのような非効率性が生ずるかについて論じている。de Baltorome (1992) は、高額所得者と低額所得者から構成されるコミュニティにおいて、高額所得者によって地方公共サービス水準が決定されるとき（高額所得者が中位投票者となっている）、そのコミュニティにおける高額所得者の割合が変化したときの地方公共サービス水準と各グループの経済厚生への影響を分析している。さらに、Wyckoff (1995) は、都心部と郊外からなる都市に3つの所得階層が居住選択を行なうケースをモデル化し、各コミュニティの地方公共サービスが所得税によってファイナンスされるとき、都心部への補助金が地価や各所得階層への経済厚生にどのような影響を及ぼすかという点について分析を行なっている。このように、コミュニティ構成といった場合、所得や住宅のタイプに関するものがその大半を占めており、先住世帯と新規参入世帯が混在するコミュニティについて分析を行なったケースはそれほど多くない。

本稿の構成について述べておこう。次節において、モデルについての説明を行なう。そして、第2節で、先住世帯数の変化が地方公共サービスと経済厚生に及ぼす効果を中心に分析を行なう。さらに、第3節では、容積率の緩和の影響について第2節と同様の分析を行なう。最後に、本稿の結論と今後の課題について述べる。

(大重氏写真)

おおしげ・ひとし
1974年長野県生まれ。1998年金沢経済大学経済学部卒業。2004年成蹊大学大学院経済学研究科博士後期課程修了。現在、成蹊大学アジア太平洋研究センターポスト・ドクター。経済学博士。論文：「地方分権と財政調整制度の経済分析」(博士論文)。

(中神氏写真)

なかがみ・やすひろ
1957年宮崎県生まれ。1981年度應義塾大学経済学部卒業。1989年カリフォルニア大学サンディエゴ校 Ph.D.。カナダ・サスカチュワン大学助教授などを経て、現在、成蹊大学経済学部教授。論文：“Four Essays on Housing Market Dynamics” ほか。

1 モデル¹⁾

ある都市のなかのひとつのコミュニティを考える。国際経済学における小国の仮定と同様に、このコミュニティの意思決定が他のコミュニティの効用水準に影響を及ぼすことはないものとする。コミュニティには、2つのタイプの世帯が居住している。ひとつは先住世帯で、すでにコミュニティに住宅を建設し、コミュニティ間を移動するには多額の費用がかかるため、移動できない経済主体であり、もうひとつのタイプは新規参入世帯で、住宅を建設するまでは自由に移動でき、いずれかのコミュニティにこれから住宅を建設しようとしている経済主体である。当該コミュニティの先住世帯数と新規参入世帯数を、それぞれ n_0 、 n とする。

新規参入世帯は、その他の財 z 、住宅サービス h 、および地方公共サービス g から効用を得る。新規参入世帯の効用関数は、 $U = u(z, h) + w(g)$ とする。新規参入世帯は、外生的に与えられた所得 y から一括税としての住民税 τ を差し引いた残額を、その他の財と住宅サービスの消費に充てる。その他の財を基準財とし、住宅サービスの消費者価格(消費者価格)を $q = (1+t)p$ とする。 t は固定資産税率(ただし、実効税率で評価されているものとする)、 p は住宅サービスの生産者価格である。新規参入世帯の予算制約は、 $z + (1+t)ph = y - \tau$ となる。

先住世帯は、その他の財 z_0 、住宅サービス h_0 および地方公共サービス g より効用を得ており、彼らの効用関数は新規参入世帯と同様、 $U = u(z_0, h_0) + w(g)$ とする。先住世帯はすでに

住宅を取得しているため、外生的に与えられた所得 y から住宅サービス支出、固定資産税の納税額、住民税を差し引いた残額をその他の財の消費に振り向ける。したがって、先住世帯の予算制約は、 $z_0 + (1+t)ph_0 = y - \tau$ である。この予算制約を用いると、先住世帯の効用関数は $U_0 = u(y - \tau - (1+t)ph_0, h_0) + w(g)$ となる。

住宅サービス市場は完全競争的であるものとし、住宅サービスは土地と住宅資本から生産される。まず、土地について見ると、コミュニティには L だけの土地があり、そのなかには先住世帯によって占有されている土地が存在する。先住世帯が占有する 1 世帯当たりの土地面積を l_0 とすると、新規参入世帯に割り当てられた土地の面積は $L - n_0 l_0$ となる。この土地は、すべて新規参入世帯のための住宅サービスの生産に利用される。土地 1 単位当たりの地代 r は、住宅サービス生産者にとっての利潤がゼロとなるように決定される。また、住宅資本 K は、外生的に定められた資本コスト ρ でいくらかでも調達することができる。

住宅サービスの生産関数は $F(L - n_0 l_0, K)$ で、 1 次同次性を仮定する。この 1 次同次性の仮定から、 $F(L - n_0 l_0, K) = f(m)(L - n_0 l_0)$ と変換することができる。ここで、 m は土地 1 単位当たりの住宅資本量、あるいは住宅資本と土地との比率で、 $m = K / (L - n_0 l_0)$ で定義される変数である。住宅資本が床面積を代表していると想定し、この比率を容積率と呼ぶことにする。指定容積率いっぱい住宅供給がなされていると考えるのは現実的ではないが、分析を簡単にするためにこのような仮定を設ける。

地方政府は、地方公共サービスを供給するために固定資産税と住民税によってファイナンスする。ここでの地方公共サービスとは、たとえば教育や介護のように、私的財の性質を持ちながら公的供給される財サービスのことである。地方公共サービスの価格を1と仮定し、その他の財1単位で地方公共サービス1単位が供給されると仮定する。地方政府の予算制約は、 $n_0(tph_0) + n(tph) + (n_0 + n)\tau = (n_0 + n)g$ と表すことができ、両辺をコミュニティの総世帯数 $n_0 + n$ で除すると、 $tp\bar{h} + \tau = g$ が得られる。ここで、 \bar{h} はコミュニティにおける平均住宅サービス量である。コミュニティにおける新規参入世帯の割合を $\theta = n / (n_0 + n)$ とすると、 $\bar{h} = (1 - \theta)h_0 + \theta h$ で表される。

前節で述べたように、本稿では次のような2段階にわたる意思決定のタイミングを仮定する。第1段階で新規参入世帯がコミュニティを選択する。第2段階では、住宅サービスと地方公共サービスの水準が同時に決定される。このようなタイミングの仮定は、新規参入世帯がコミュニティを選択する際に、地方公共サービス水準を予測して居住選択を行なっていることを意味する。すなわち、各世帯はいったん住宅を建設してしまうと移動に膨大な費用がかかるため、居住選択の決定によって将来にわたってそこに居住し続けることにコミットするのである。それゆえ、各世帯は居住選択に関して、長期的な視野に立って意思決定を行なう必要がある。

このようなタイミングを想定することによって、先住世帯と新規参入世帯とのあいだの固定資産税を通じた関係を分析することができる。先住世帯と新規参入世帯のあいだには、住宅の取得時にタイミングのずれがある。もちろん、先住世帯が居住する住宅は、新規参入世帯よりも早く建設が行なわれている。このようなタイミングのずれの結果、固定資産税の納税額と地方公共サービスの水準という点で2者のあいだにリンケージが生じることとなる。新規参入世帯の住宅購入時における住宅市場によって固定

資産税の課税標準が決まり、先住世帯の固定資産税の納税額も同時に決定される。他方で、先住世帯は地方公共サービスと固定資産税の税率の決定権を握っている。この2つの変数は、新規参入世帯に間接的に影響を与える。なぜなら、新規参入世帯は、住宅建設の際に、それぞれのコミュニティにおける地方公共サービスと固定資産税率のメニューを予測しながら居住選択を行なうからである。

さて、バックワード・インダクションによってこの問題を解こう。まず、第2段階における住宅市場の均衡と地方公共サービスの決定について考える。新規参入世帯は、効用を最大にするようにその他の財と住宅サービスを選択する。すなわち、新規参入世帯の効用最大化問題は以下のようなになる。

$$\begin{aligned} \max_{z,h} u(z,h) + w(g) \\ \text{s.t. } z + (1+t)ph = y - \tau \end{aligned}$$

この問題を解くと、新規参入世帯のその他の財の需要関数 $z^D = z((1+t)p, y - \tau)$ と住宅サービスの需要関数 $h^D = h((1+t)p, y - \tau)$ が、それぞれ導出される。これらの需要関数を新規参入世帯の効用関数に代入すると、間接効用関数 $V((1+t)p, g; y - \tau) = u(z^D, h^D) + w(g)$ が得られる。

住宅サービス供給は、容積率 m に依存している。容積率 m は、土地利用規制によってある水準に固定され、土地1単位当たりの住宅サービス供給量は $f(m)$ とする。したがって、住宅サービスの供給量は $f(m)(L - n_0l_0)$ で、住宅サービスの価格には依存しない。住宅市場均衡は、新規参入世帯の住宅サービスの需要量と企業が生産する住宅サービスの供給量が一致するところで達成される。この住宅サービスの需給バランスによって住宅サービスの価格が決定される。

次に、地方公共サービスの水準の決定について見よう。新規参入世帯は先住世帯に比べ、相対的に世帯数が少なく、 $\theta < 0.5$ とする。したがって、このコミュニティの中位投票者は先住

世帯で、彼らの効用が最大になるように地方公共サービスの水準と固定資産税率が決定される。すなわち、先住世帯の効用最大化問題は、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \max_{g,t} u(y - \tau - (1+t)ph_0, h_0) + w(g) \\ \text{s.t. } tp\bar{h} + \tau = g \end{aligned}$$

先住世帯にとって住宅サービスはすでに取得されているので、外生変数として扱う。先住世帯と新規参入世帯はそれぞれの最大化問題を同時に解くものとし、先住世帯は新規参入世帯の住宅需要を所与として扱うものとする。したがって、先住世帯が効用最大化を行なう際には、 \bar{h} はパラメータとして扱われる。この問題を解いて得られる一階の条件を整理すると、

$$\frac{w_g}{u_z} = \frac{h_0}{\bar{h}} \quad (1)$$

が導出される。ここで、 u_z はその他の財の限界効用、 w_g は地方公共サービスの限界効用を表す。この式の左辺は地方公共サービスとその他の財の限界代替率を表しており、その他の財で評価した地方公共サービスの限界便益を示している。他方、右辺はコミュニティにおける先住世帯の住宅サービスと平均住宅サービスの比率で、地方公共サービスに対する限界的な税価格となっている。地方公共サービスの限界費用が1と仮定されているので、地方公共サービスがファーストベストの意味で効率的に供給されているかどうかは、この比率が1かどうか依存している。本稿では、先住世帯の住宅サービスのほうが新規参入世帯の住宅サービスよりも大きいことを仮定する。この仮定のもとでは、地方公共サービスは過少に供給される。

2本の地方公共サービスに関する条件式と住宅市場の均衡式により、地方公共サービス水準、固定資産税率、住宅サービスの生産者価格が決定される。それぞれの条件式、および均衡式は、

$$-u_z \frac{h_0}{\bar{h}} + w_g(g) = 0 \quad (2)$$

$$tp\bar{h} + \tau - g = 0 \quad (3)$$

$$nh((1+t)p, y) - f(m)(L - n_0 l_0) = 0 \quad (4)$$

である。これら3つの式から、地方公共サービス水準、固定資産税率、住宅サービスの生産者価格を、先住世帯 n_0 、新規参入世帯 n 、容積率 m の関数、すなわち、 $g^* = g(n_0, n, m)$ 、 $t^* = t(n_0, n, m)$ 、 $p^* = p(n_0, n, m)$ として解くことができる。

第1段階における新規参入世帯の居住選択に移ろう。新規参入世帯は、コミュニティにおける住宅サービス、地方公共サービス、固定資産税率のメニューを予測し、当該コミュニティに居住した場合の効用水準が、他のコミュニティで得られる効用水準 \bar{V} に等しくなるまで居住選択を続ける。新規参入世帯の間接効用関数を $V((1+t^*)p^*, g^*, y - \tau)$ とすれば、均衡下では、

$$V((1+t^*)p^*, g^*, y - \tau) = \bar{V} \quad (5)$$

が成り立つ。この(5)式によって、均衡下における新規参入世帯数を、先住世帯と容積率の関数、 $n^{**} = n(n_0, m)$ として求めることができる。この新規参入世帯数を、第2段階で求めた地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの生産者価格に代入し、それぞれ先住世帯数と容積率の関数として、すなわち、 $g^{**} = g(n^{**}, n_0, m)$ 、 $t^{**} = t(n^{**}, n_0, m)$ 、 $p^{**} = p(n^{**}, n_0, m)$ が得られる。

2 先住世帯数の変化

コミュニティにおける先住世帯数の変化は、そのコミュニティの地方公共サービス g^{**} 、固定資産税率 t^{**} 、住宅サービスの生産者価格 p^{**} 、新規参入世帯数 n^{**} にどのような影響を及ぼすのであろうか。また、コミュニティにおける先住世帯数の変化によって、コミュニティの経済厚生はどのような影響を受けるのであろうか。本節では、これらの問題について検討しよう。

地方公共サービスへの影響

ここで、まず第2段階における先住世帯数と新規参入世帯数の変化に伴う比較静学を行なう。(2)式、(3)式、(4)式を n_0 で偏微分し、それを解

表1-比較静学の結果

(a) 先住世帯数 (n_0) の変化

	g	t	p	q	V_0	V
ケース1 (移動しない場合)	+	+	-	no change	+	+
ケース2 (移動する場合)	+	?	?	+	?	no change

(b) 容積率 (m) の変化

	g	t	p	q	V_0	V
ケース1 (移動しない場合)	+	+	-	-	+	+
ケース2 (移動する場合)	-	?	?	-	?	no change

注) 比較静学の結果の詳細は、大重・中神 (2004) を参照されたい。

くことにより、新規参入世帯が移動しない場合の先住世帯数の変化に伴う地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの生産者価格への影響、すなわち、

$$\partial g^*/\partial n_0 > 0, \partial t^*/\partial n_0 > 0, \partial p^*/\partial n_0 < 0$$

を得る (なお、比較静学の結果は、表1(a)のケース1を参照)²⁾。

まず、先住世帯数の変化が固定資産税率と住宅サービスの生産者価格に及ぼす影響について見よう。いずれも先住世帯数の変化による符号は確定せず、 $1 - (tp\bar{h}/g)\epsilon_w$ の符号に依存する。ここで、 ϵ_w は地方公共サービスの限界効用の弾力性で、 $\epsilon_w = -g w_{gg}/w_g$ で定義される。一般に、 $\epsilon_w < (tp\bar{h}/g)$ である限り、 $1 - (tp\bar{h}/g)\epsilon_w$ は正の値をとる。例えば、地方公共サービスからの効用関数が $w(g) = \log(g)$ であれば、 $\epsilon_w = 1$ である。また、 ϵ_w の係数は、地方公共サービス支出額に対する固定資産税の割合で、住民税がゼロでない限り1よりも小さい値をとる。したがって、 $1 - (tp\bar{h}/g)\epsilon_w$ は一般に正の値をとると考えてよい。もしそうであるならば、先住世帯数の増加は、固定資産税率を引き上げ、住宅サービスの生産者価格を引き下げる。さらに、これらの結果を用いて、先住世帯数の変化が住宅サービスの消費者価格に及ぼす影響を求めると、両者の影響が相殺されて $\partial q^*/\partial n_0 = 0$ となる。

次に、これらの結果をふまえて、先住世帯数の変化が地方公共サービス水準に及ぼす影響に

ついて考察しよう。先住世帯の増加は、コミュニティ構成と住宅サービス市場に影響を与える。前者は、先住世帯が増加すると、コミュニティ構成を示す新規参入世帯の割合 θ を減少させ、平均住宅サービス \bar{h} を増加させる影響である。後者は、 $\partial q^*/\partial n_0 = 0$ から、新規参入世帯の住宅サービスの消費量への影響は相殺されてしまう。したがって、先住世帯数の増加によって、平均住宅サービスは増加する。平均住宅サービスの増加は、限界的な税価格を低下させて、地方公共サービスを増加させる。他方で、 \bar{h} の増加は、課税ベースの拡大を意味し、固定資産税収 $tp\bar{h}$ を増大させて、地方公共サービスを増加させる。以上の理由から、地方公共サービスは増加するのである。

同様に、新規参入世帯数 n で(2)式、(3)式、(4)式を偏微分し、これを解くと、新規参入世帯数の変化に伴う地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの供給者価格への影響、すなわち、

$$\partial g^*/\partial n < 0, \partial t^*/\partial n < 0, \partial p^*/\partial n > 0$$

を導くことができる。この結果を用いて、先住世帯数の変化が新規参入世帯数に及ぼす影響を求めよう。新規参入世帯は、第1段階において第2段階での影響を見込んでコミュニティを選択している。新規参入世帯の均衡は(5)式で示され、この式を先住世帯数で偏微分することにより、先住世帯数が新規参入世帯数に及ぼす影響を以下のように求めることができる。

$$\frac{\partial n^{**}}{\partial n_0} = - \frac{u_z \left[\frac{\partial t^*}{\partial n_0} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n_0} \right] h - w_g \frac{\partial g^*}{\partial n_0}}{u_z \left[\frac{\partial t^*}{\partial n} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n} \right] h - w_g \frac{\partial g^*}{\partial n}}$$

比較静学の結果を代入することにより、 $\partial n^{**}/\partial n_0 > 0$ を得る。これらの結果を用いて、先住世帯数が変化したときの、地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの消費者価格への影響、すなわち、

$$\frac{\partial g^{**}}{\partial n_0} = \frac{\partial g^*}{\partial n_0} + \frac{\partial g^*}{\partial n} \frac{\partial n^{**}}{\partial n_0} \quad (6)$$

$$\frac{\partial t^{**}}{\partial n_0} = \frac{\partial t^*}{\partial n_0} + \frac{\partial t^*}{\partial n} \frac{\partial n^{**}}{\partial n_0} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial q^{**}}{\partial n_0} = & \left[\frac{\partial t^*}{\partial n_0} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n_0} \right] \\ & + \left[\frac{\partial t^*}{\partial n} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n} \right] \frac{\partial n^{**}}{\partial n_0} \quad (8) \end{aligned}$$

を求めることができる。比較静学の結果は、表1(a)のケース2にまとめられている。

まず、(7)式の固定資産税率への影響を見てみよう。右辺第2項の符号は負であるから、右辺第1項の符号が正の値をとるならば、先住世帯数の変化が固定資産税率に及ぼす影響の符号は定まらない。同様の理由から、先住世帯数の変化が住宅サービスの生産者価格に及ぼす影響も確定しない。しかしながら、(8)式の消費者価格への影響を見ると、右辺第1項はゼロ、また第2項の括弧の中は正の値をとるので、新規参入世帯が自由に移動する場合、先住世帯の増加は新規参入世帯の流入を招き、住宅サービスの消費者価格を上昇させる効果を持つことがわかる。

この結果をふまえて、先住世帯数が増加したことによる地方公共サービスの水準への影響を考察しよう。(6)式から、2つの要因に分解することができる。第1項の要因は、新規参入世帯数を所与としたときの影響で、すでにその符号は正であることを見た。第2項の要因は、新規参入世帯数が増加することによる影響で、地方公共サービスを減少させる効果を持つ。それは、コミュニティ構成と住宅サービス市場への2つの影響からなる。前者は、新規参入世帯数の増加が、 θ を上昇させる影響である。後者は、新規参入世帯数の流入によって住宅サービスの消費者価格が上昇し、新規参入世帯の住宅サービス需要を減少させる影響である。これらの影響は、コミュニティの平均住宅サービス \bar{h} を減少させる効果を持つ。比較静学の結果から、(6)式の第1項の要因が第2項の要因を凌駕することを示すことができる。すなわち、たとえ新規参入世帯が自由に移動する場合であっても、

先住世帯数が増加すれば、地方公共サービスの水準は増加する。換言すれば、先住世帯数が多く、新規参入世帯に割り当てられた土地の面積が小さいコミュニティほど、地方公共サービスの水準が拡大する。

経済厚生への影響

先住世帯数の変化は、先住世帯と新規参入世帯の経済厚生にどのような影響を及ぼすのであろうか。先住世帯と新規参入世帯の間接効用関数 $V_0((1+t^{**})p^{**}, g^{**}, y-\tau)$, $V((1+t^{**})p^{**}, g^{**}, y-\tau)$ をそれぞれ先住世帯数 n_0 で偏微分すると、包絡線定理を用いて、次のような結果を得る。

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_0}{\partial n_0} = & -u_z h_0 \left[\frac{\partial p^{**}}{\partial n_0} \right] \\ & - w_g \frac{t^{**}}{1+t^{**}} h \theta \varepsilon_a \left[\frac{\partial t^{**}}{\partial n_0} p^{**} \right. \\ & \left. + (1+t^{**}) \frac{\partial p^{**}}{\partial n_0} \right] \\ & + w_g t^{**} p^{**} \left[\frac{\partial \bar{h}}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial n_0} \right] \\ \frac{\partial V}{\partial n_0} = & -u_z h \left[\frac{\partial t^{**}}{\partial n_0} p^{**} + (1+t^{**}) \frac{\partial p^{**}}{\partial n_0} \right] \\ & + w_g \left[\frac{\partial g^{**}}{\partial n_0} \right] \end{aligned}$$

ここで、 ε_a は住宅サービス需要に対する価格弾力性で、 $\varepsilon_a = -(\partial h / \partial q)(q/h)$ である。先住世帯数の変化が彼らの効用水準に及ぼす影響は、3つの要因からなる。右辺第1項は、住宅サービスの生産者価格の変化に伴う固定資産税の納税額を通ずる効果、第2項は住宅サービスの消費者価格の変化に伴う新規参入世帯の住宅サービスに対する需要量の変化を通ずる効果、第3項はコミュニティ構成の変化に伴う平均住宅サービスの变化を通ずる効果である。また、新規参入世帯の効用水準に及ぼす影響は、住宅サービスの消費者価格の変化に伴う新規参入世帯の住宅サービスに対する需要量を通ずる効果と地方公共サービスの变化を通ずる効果に依存している。まず、先住世帯の経済厚生の変化を見よう。

新規参入世帯が移動しない場合、すなわち、

$\partial n^{**}/\partial n_0=0$ のとき、先住世帯の増加は先住世帯の経済厚生にどのような影響を及ぼすのであろうか。第1項の符号は正である。なぜなら、住宅サービスの生産者価格の低下にともない、固定資産税の納税額が減少するので、効用水準が上昇するからである。一方、先住世帯数の変化によって住宅サービスの消費者価格は影響を受けないので、新規参入世帯の住宅サービス需要の変化による平均住宅サービス \bar{h} への影響はない。さらに、先住世帯が増加すると、 θ が減少し、平均住宅サービス \bar{h} に正の影響をもたらすので、地方公共サービスが増加し、第3項の符号は正となる。したがって、新規参入世帯が移動しない場合、先住世帯数の増加は先住世帯の経済厚生を高める効果を持つ。

それでは新規参入世帯が自由に移動する場合、先住世帯の経済厚生はどのような影響を受けるのだろうか。まず、新規参入世帯の移動によって住宅サービスの生産者価格が上昇し、その結果、固定資産税の納税額が増大する影響が加わるので、第1項の符号は不確定となる。新規参入世帯の住宅サービス需要への変化に伴う平均住宅サービス \bar{h} の影響について見ると、住宅サービスの消費者価格が上昇して、新規参入世帯の住宅サービスが縮小し、平均住宅サービスは減少する。その結果、第2項の符号は負となる。第3項には、新規参入世帯の移動の影響が加わって、先住世帯の経済厚生に負の影響をもたらすが、この影響は新規参入世帯が移動しない場合でふれた経済厚生に及ぼす正の影響よりも小さい。よって、この項の経済厚生に与える影響は正となる。以上から、経済厚生へのトータルな影響は不確定となる。

新規参入世帯の経済厚生について見ておこう。新規参入世帯が移動しない場合には、住宅サービスの消費者価格への影響が存在しないので、第1項の影響はゼロとなる。先住世帯数が増加すると地方公共サービス水準が増加し、第2項の影響は正となる。したがって、先住世帯数が増加すると、彼らの経済厚生も改善される。一

方、新規参入世帯が自由に移動する場合には、先住世帯数が増加しても新規参入世帯の移動によって裁定が働くので、彼らの経済厚生は変化しない。

3 容積率の緩和

地方公共サービスへの影響

本節では、コミュニティにおける容積率の変化が、そのコミュニティの地方公共サービス g^{**} 、固定資産税率 t^{**} 、新規参入世帯数 n^{**} にどのような影響を及ぼすのか、さらにコミュニティの経済厚生にどう影響するののかという点について検討する。容積率の緩和は、コミュニティの住宅サービスの供給量、さらには新規参入世帯数を増加させ、コミュニティ構成に影響を及ぼす。しかし、容積率の緩和によるコミュニティ構成の変化は、必ずしも期待される成果を生まない可能性がある。この点を中心に考察を行なう。

モデルの第2段階において、容積率の変化が均衡にどのような影響を及ぼすのかを分析するために、容積率に関する比較静学から始める。(2)式、(3)式、(4)式を m で偏微分し、それを解くことにより、新規参入世帯が移動しない場合の容積率の変化に伴う地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの生産者価格への影響、すなわち、

$$\partial g^*/\partial m > 0, \partial t^*/\partial m > 0, \partial p^*/\partial m < 0$$

が得られる（なお、比較静学の結果は、表1(b)のケース1を参照）。

容積率の緩和は、固定資産税を引き上げ、住宅サービスの生産者価格を引き下げる効果を持つ。なぜなら、容積率の緩和によって住宅サービスの供給量が増大すれば、需要曲線に沿って住宅サービスの需要量の増大と消費者価格の低下をもたらすからである。この住宅サービスの消費者価格の低下は、固定資産税収の不足を招き、税収を維持するために固定資産税率が引き上げられる。住宅サービスの消費者価格は、固定資産税率が上昇する以上に低下するので、住

宅サービスの生産者価格は低下する。

また、容積率の緩和は、地方公共サービスを増加させる。容積率の緩和は、新規参入世帯の住宅サービスの需要量を増加させ、コミュニティの平均住宅サービス \bar{h} の水準を引き上げる。平均住宅サービスの上昇は、限界的な税価格を引き下げると同時に、固定資産税による税収を増加させる効果をもつ。容積率の緩和が税収を増大させるのは、固定資産税率の引き上げによってだけでなく、住宅サービスの消費者価格の低下に伴う需要量の増加がコミュニティの平均住宅サービスの水準を引き上げ、課税ベースを増加させるからである。この限界的な税価格の低下と税収の増大によって、地方公共サービスは増加する。

次に、新規参入世帯が自由に移動する場合、容積率の変化が均衡にどう影響を及ぼすかについて考察しよう。第2節と同様に、新規参入世帯は、第1段階において第2段階での影響を見込んだ上で居住選択を行なう。新規参入世帯の居住選択の均衡の条件である(5)式を m で偏微分することにより、容積率の緩和が新規参入世帯数に及ぼす影響を求めることができる。

$$\frac{\partial n^{**}}{\partial m} = - \frac{u_z h \left[\frac{\partial t^*}{\partial m} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial m} \right] - w_g \frac{\partial g^*}{\partial m}}{u_z h \left[\frac{\partial t^*}{\partial n} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n} \right] - w_g \frac{\partial g^*}{\partial n}}$$

比較静学の結果を代入することにより、 $\partial n^{**}/\partial m > 0$ であることがわかる。これらの結果をふまえて、容積率の緩和が地方公共サービス、固定資産税率、住宅サービスの消費者価格に及ぼす影響、すなわち、

$$\frac{\partial g^{**}}{\partial m} = \frac{\partial g^*}{\partial m} + \frac{\partial g^*}{\partial n} \frac{\partial n^{**}}{\partial m} \quad (9)$$

$$\frac{\partial t^{**}}{\partial m} = \frac{\partial t^*}{\partial m} + \frac{\partial t^*}{\partial n} \frac{\partial n^{**}}{\partial m} \quad (10)$$

$$\frac{\partial q^{**}}{\partial m} = \left[\frac{\partial t^*}{\partial m} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial m} \right] + \left[\frac{\partial t^*}{\partial n} p^* + (1+t^*) \frac{\partial p^*}{\partial n} \right] \frac{\partial n^{**}}{\partial m} \quad (11)$$

を求めることができる（比較静学の結果は、表1(b)のケース2を参照）。

まず、(10)式の固定資産税率への影響について見よう。第1項は、新規参入世帯が移動しない場合の固定資産税率への影響で、符号は正であった。しかし、第2項は負の値を取るため、容積率の緩和が固定資産税率に及ぼす影響は不確定である。しかし、(11)式の住宅サービスの消費者価格への影響を比較静学の結果を用いて計算すると、(11)式は負となり、住宅サービスの消費者価格は、容積率の緩和によって低下することがわかる。

以上の結果をふまえて、容積率の緩和が地方公共サービスにどのような影響を及ぼすか考察しよう。(9)式から、2つの要因に分解することができる。ひとつは、新規参入世帯が移動しない場合の影響で、すでにこの符号は正であることを見た。もうひとつは、新規参入世帯が自由に移動する影響で、先と同様に、さらに2つの要因に分けることができる。ひとつは住宅サービスの需要量の変化を通ずる影響で、もうひとつはコミュニティ構成の変化を通ずる影響である。容積率の緩和は住宅サービスの消費者価格を引き下げ、住宅サービスの需要量を増加させる。他方で、この住宅サービスの消費者価格の低下によって新規参入世帯が流入し、コミュニティ構成に影響を及ぼす。後者の影響は、前者のそれを上回り、平均的な住宅サービスの水準は減少する。その結果、地方公共サービスの限界的な税価格を引き上げ、同時に固定資産税の減少を招き、地方公共サービス水準は減少する。なるほど、比較静学の結果を用いて(9)式を計算すると、 $\partial g^{**}/\partial m < 0$ なる結果が得られる。

新規参入世帯が自由に移動するとき、容積率の緩和が地方公共サービスを減少させるのは以下の理由による。第1段階で新規参入世帯は、容積率の緩和によって住宅サービスの消費者価格が低下する効果と地方公共サービスが増加する効果の双方を見込んで、コミュニティの居住選択を行なう。しかし、新規参入世帯は、互い

の行動を予測して居住選択を行なっているわけではない。自らが当該コミュニティを選択することによって、どの程度住宅サービスの消費者価格が引き上げられるのか、またどの程度地方公共サービスが減少するのか、さらに言えば、新規参入世帯全体の流入が、住宅サービスの消費者価格や地方公共サービスにどのような影響をもたらすのか、これらの点については考慮されていないのである。

経済厚生への影響

容積率の緩和は、先住世帯と新規参入世帯の経済厚生にどのような影響を及ぼすのだろうか。そこで、第2節と同様に、先住世帯と新規参入世帯の間接効用関数をそれぞれ m で偏微分を行なう。結果は、第2節と同様に、以下のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_0}{\partial m} &= -u_z h_0 \left[\frac{\partial p^{**}}{\partial m} \right] \\ &\quad - w_g \frac{t^*}{1+t^{**}} h \theta \varepsilon_d \left[\frac{\partial t^{**}}{\partial m} p^{**} \right. \\ &\quad \left. + (1+t^{**}) \frac{\partial p^{**}}{\partial m} \right] \\ &\quad + w_g t^{**} p^{**} \left[\frac{\partial h}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial m} \right] \\ \frac{\partial V}{\partial m} &= -u_z h \left[\frac{\partial t^{**}}{\partial m} p^{**} + (1+t^{**}) \frac{\partial p^{**}}{\partial m} \right] \\ &\quad + w_g \left[\frac{\partial g^{**}}{\partial m} \right] \end{aligned}$$

まず、先住世帯への影響を見てみよう。新規参入世帯が移動しない場合、容積率の緩和は住宅サービスの生産者価格を低下させ、固定資産税の納税額を減少させて、先住世帯の効用水準を引き上げる。また、住宅サービスの消費者価格も低下するので、新規参入世帯の住宅サービス需要を高めて、コミュニティにおける平均住宅サービスの水準を引き上げ、地方公共サービスが増加して、効用水準を引き上げる。新規参入世帯が移動しない場合には、コミュニティ構成に変化は生じないので、第3項の影響は存在しない。したがって、新規参入世帯の移動がない場合、容積率の緩和は先住世帯の経済厚生を引き上げる効果を持つ。

新規参入世帯が自由に移動する場合、住宅サービスの生産者価格への影響は不確定であるため、第1項の影響もまた不確定となる。一方、容積率の緩和によって住宅サービスの消費者価格は低下するので、第2項の影響は正となる。また、新規参入世帯が自由に移動する結果、容積率の緩和はコミュニティへの流入をもたらす、コミュニティ構成の変化が平均住宅サービス水準を引き下げる。したがって、第3項の影響は負となる。以上から、容積率の緩和による先住世帯に対する経済厚生へのトータルな影響は不確定となる。

容積率の緩和が新規参入世帯の経済厚生に及ぼす効果を見ておこう。新規参入世帯が移動しない場合、住宅サービスの消費者価格は低下するので、第1項の影響は正となる。また、容積率の緩和は、住宅サービスの消費者価格を低下させ、住宅需要を増大させるので、コミュニティの平均住宅サービス水準を引き上げ、効用水準は上昇する。したがって、容積率の緩和は、新規参入世帯の経済厚生を高める。一方、新規参入世帯が自由に移動する場合、新規参入世帯の移動によって裁定が働くので、容積率緩和によって経済厚生は変化しない。

おわりに

本稿では、先住世帯と新規参入世帯から構成されるコミュニティを想定し、先住世帯数の変化と容積率の緩和が、地方公共サービスの水準と経済厚生にどのような影響を及ぼすかを中心に分析を行なった。本稿の結論は、以下の点である。コミュニティが先住世帯と新規参入世帯によって形成され、先住世帯がそのコミュニティにおける政治的パワーを持つとき（先住世帯が中位投票者となっている）、固定資産税を課税ベースとする地方公共サービスの供給はファーストベストの水準に比べて過少となる。また、コミュニティの先住世帯数が増加して政治的パワーが増すほど、換言すれば、新規参入世帯に割り当てられる土地面積が減少するほど、地方

公共サービスの水準はより増大する。さらに、コミュニティの容積率の緩和によって土地の有効利用が図られるとき、新規参入世帯が移動できない場合には地方公共サービスの水準は増大するものの、新規参入世帯が自由に移動する環境のもとでは当該コミュニティへの流入を招き、地方公共サービスの水準は減少する。新規参入世帯が移動しない場合、先住世帯数の増加や容積率の緩和によって先住世帯の経済厚生は改善されるが、新規参入世帯が自由に移動する場合には必ずしも彼らの経済厚生が改善されるわけではない。

今後の課題として、以下の4点をあげておこう。第1に、本稿では、暗黙裡に先住世帯が中位投票者であることが仮定されていた。しかし、新規参入世帯が中位投票者となるコミュニティの場合も十分考えられ、先住世帯が中位投票者である場合と新規参入世帯が中位投票者である場合との比較を行なう必要がある。第2に、本稿のモデルは、国際経済学における小国のモデルと同じように、小コミュニティの仮定を設けて分析を行なった。2つのコミュニティ、あるいは複数のコミュニティから構成されるモデルを構築して同様の分析を行なうことも可能である。第3に、本稿では政府間トランスファーが考慮されていない点である。日本の場合、地方交付税や国庫支出金がコミュニティの地方政府の歳入の多くの割合を占めている。したがって、こうした政府間トランスファーや補助金の効果を議論する必要がある。最後に、実証分析の可能性である。本稿では、先住世帯数と地方公共サービスの水準との関係、容積率と地方公共サービスとの関係を理論的に説明しようとした。ここでの理論的な結果を実証分析によってどこまで検証できるかは興味あるテーマである。これらについては、今後の課題としたい。

*住宅経済研究会の発表において、参加された多くの先生方々から貴重なご意見をいただいた。本稿は、とくに金本良嗣先生、瀬古美喜先生、八田達夫先生、山

崎福寿先生のご助言をもとに、研究会で発表した論文に加筆・修正を施したものである。記して感謝申し上げたい。また、本研究は、著者のひとりである中神が「大平正芳記念財団」から受けた研究助成によるプロジェクトの一環として生まれたものである。ここに、財団に対し記して謝意を表したい。

注

- 1) 本稿のモデルは、Epple and Zelenitz (1981)、Henderson (1985) に基づいている。なお、大重・中神 (2004) では、モデルの構築に関する議論を行なっている。
- 2) 比較静学の詳細については、大重・中神 (2004) を参照されたい。なお、比較静学を行なうにあたって、先住世帯数が増加したことによる新規参入世帯に対する土地供給量の減少が、均衡に及ぼす影響は小さいと仮定している。

参考文献

- de Bartolome, C. A. M. (1992) "The Fiscal Effect of Community Composition on Public Services and Welfare," *Journal of Urban Economics*, 32, pp.140-158.
- Epple, D. and A. Zelenitz (1981) "The Implications of Competition among Jurisdictions: Does Tiebout Need Politics?" *Journal of Political Economy*, 89, pp.1197-1217.
- Henderson, J. V. (1985) "The Tiebout Model: Bring Back the Entrepreneurs," *Journal of Political Economy*, 93, pp.248-264.
- Wyckoff, P. G. (1995) "Capitalization, Equalization, and Intergovernmental Aid," *Public Finance Quarterly*, 23, pp.484-508.
- Yinger, J. (1985) "Inefficiency and the Median Voter: Property Taxes, Capitalization, Heterogeneity, and the Theory of the Second Best," Quigley, J.M. (ed.) *Perspectives on Local Public Finance and Public Policy*, Vol.2, pp.3-30, JAI Press.
- 大重・中神康博 (2004) 「コミュニティ構成と地方公共サービス支出」mimeo.
- 中神康博 (2004) 「分権化と固定資産税の役割」嘉治佐保子・柳川範之・白井義昌・津曲正俊編『経済学の進路——地球時代の経済分析』第10章、慶應義塾大学出版会。

住宅の品質と所有形態

岩田真一郎・山鹿久木

はじめに

住宅の所有形態は、所有権の強さに依存し、建物の品質に影響を及ぼす。そこで本稿は、住宅の所有形態の違い、および建物の所有権に影響を与える借地借家法が、建物の品質にどのような影響を及ぼすかを理論的な考察と実証的な分析を行なうことにより、明らかにする。

日本の代表的な住宅の所有形態は、持ち家と借家である。ただし、持ち家の場合、土地の所有者が自己の場合と他者の場合がある。そこで、以下では、自己の土地に建てた持ち家を「持ち家」、他者の土地を借り、その土地の上に借地人が建てた持ち家を「借地」¹⁾と呼ぶ。なお、「借家」とは、土地と建物の両方が他者のものである。

Henderson and Ioannides (1983) は、家主にとって、借家人が住居を傷つけたり汚したりしても、その損害をすべて賠償させるような契約を借家人と結ぶことは困難であるため、一般に借家人は住居をていねいに扱わない傾向があり、借家の品質は持ち家に比べて悪くなると述べている。一方、金本 (1989) は、借家人が住居をていねいに扱わないのは、借家人が行なう維持・補修に関する契約が不完全であるからだとしている。すなわち、借家人の維持・補修投資の便益は契約期間終了後も発生するが、裁判所など第三者はその便益や価値を知ることができないため、借家人は契約終了時にその正当な対価を家主から受け取ることができない。この

ため、金本 (1989) は、借家人の維持・補修努力は不十分なものになると述べている。

借地の場合、契約終了後の建物の残存価値は借地人に帰属される。したがって、建物の使用方法については持ち家と借地に差はない。しかし、この場合も、裁判所が建物の価値を過小評価すれば、借地の品質は持ち家よりも劣化する可能性がある。

また、借地借家法による借地借家権の保護も、建物の品質に影響を及ぼす。借家の品質は、借家人の維持・補修投資や借家の利用状況だけでなく、家主の維持・補修投資にも依存する。Albon and Stafford (1990)、Arnault (1975)、Frankena (1975)、Henderson (1985)、Kiefer (1980) および Moorhouse (1972) は、アメリカのいくつかの州で採用されている家賃規制が²⁾、家主の維持・補修投資にどのような影響を与えているかを分析している。その結果、家賃規制は借家経営の収益を低下させるため、既存の借家に対する家主の維持・補修投資を減少させていることを示した³⁾。

日本の借家権の保護に偏った借地借家法も、家賃規制同様に、借家経営の収益を低下させるため、家主の維持・補修投資を減少させる可能性がある⁴⁾。しかし、Olsen (1988) は、借家人が家主に代わって建物の維持・補修を行なえば、家賃規制は借家の品質を低下させるとは限らないという。

Olsen (1988) の議論は、日本の借地借家法にも当てはまるかもしれない。

(岩田氏写真)

いわた・しんいちろう

1971年東京都生まれ。1995年立命館大学経済学部卒業。2000年大阪大学大学院経済学研究科博士課程単位取得満期退学。現在、富山大学経済学部助教授。

論文：“The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length” ほか。

(山鹿氏写真)

やまが・ひさき

1973年京都府生まれ。2001年大阪大学大学院経済学研究科博士課程修了。同大学社会経済研究所研究生を経て、現在、筑波大学社会工学系専任講師。

論文：「通勤の疲労コストと最適混雑料金の測定」『日本経済研究』（共著）ほか。

金本（1989）の議論によれば、借家権の保護がない場合には、借家人の維持・補修投資は減少するから、逆に借地借家法によって借家権を保護すれば、それは増加することになる。そうであれば、山崎（1999）が述べているように、借地借家法によって投資便益の多くは借家人に帰着する可能性が大きくなるため、維持・補修投資の権利を家主よりも借家人に与えたほうが効率的である。しかし、日本の一般の借家契約では、借家人が建て替えや部屋のリフォーム、屋根や壁の修理など大掛かりな増改築を行なうことは認められていないことが多い。

借地の場合も、借地権保護により、借地人の投資から得られる便益が高められるため、維持管理投資が増加する可能性がある。ただし、Seshimo（2003）は、借地人が契約更新から得られる便益を、土地の転用から得られる便益に比べ過大に評価するため、借地権保護は投資水準を過大にさせる可能性を指摘している。

既存の研究は、建物の品質に影響を及ぼす主体は家主か借家人のどちらか一方のケースが多い。実際には、両方の主体が投資を行なう可能性が高いと考えられる。そこで本稿では、どちらか一方の主体だけではなく、両方の主体が建物の品質に影響を及ぼす投資を行なう場合も考慮し、①住宅の所有形態の違いが住宅の品質維持にどのような影響を及ぼしているのか、②借地借家法の継続地代（または家賃）抑制主義が住宅の品質にどのような影響を与えているのかについて、理論的な考察と実証的な分析を行なうことにより明らかにする。

1 理論的考察

本節では、①「持ち家」、「借地」、「借家」という住宅の所有形態の違いが、住宅の品質維持にどのような影響を及ぼすか、②借地借家法の継続地代（または家賃）抑制主義が住宅の品質にどのような影響を与えているのかについての理論的考察を行なう。

住宅の所有形態と住宅の品質

住宅の品質維持は、家主の維持管理投資によるところが大きい。家主は現在の価値だけではなく、将来、自分自身が居住したり、他人に売却したり、他人に貸したりするときの価値も考慮して維持管理投資を実行する。家主の代わりに、借家人が同一の維持管理投資を実行することも可能である。以下では、住宅の所有関係別に、建物の維持管理投資がどのように異なるのかを、持ち家を基準に考えてみよう。

持ち家の場合、家主と借家人は同一人物になる。したがって、家主の維持管理投資だけを考えればよい。借家の場合、家主と借家人は同一人物ではない。このとき、仮に家主ではなく、借家人が建物の維持管理投資を行なうとすると、持ち家に比べ借家の維持管理投資は減少することになる。なぜなら、借家人は自分自身が居住し続けた場合の価値は考えるが、他人に売却したり他人に貸したりするときの価値は考慮しないからである。したがって、借家の維持管理投資は家主が行なうほうが品質はより高い水準で維持され、かつそれが効率的である。このように考えた場合、借家と持ち家の品質は等しくな

る。

次に、借地の場合、借地人は家主であると同時に借家人でもある。したがって、借地も持ち家の品質と異なることはない⁶⁾。しかし、借地の場合は、将来自分自身が居住しない場合に、次のような問題が生じると考えられる。借地借家法の下では、借地人は、契約期間終了後に契約更新をしない場合、建物の残存価値に等しい金額を地主から補償されることになっている。これが、市場価値に等しければ問題はない。しかし、その補償額に関して交渉がまとまらなければ、裁判所が補償額を決定することになる。ここで、裁判所の判断する補償額が市場価値より低いと予想されれば、借地の維持管理投資が減少し、借地の品質は持ち家の品質よりも悪くなる。

持ち家と借家人の維持管理投資がまったく同じ効力を発揮するならば、借家の品質と持ち家の品質が等しくなると述べたが、海外の実証研究はそれを支持していない (Galster 1983, Gatzlaff, Green and Ling 1998, Shilling, Sirmans and Dombrow 1991)。すなわち、借家の品質は持ち家の品質に比べて悪くなることが実証されている。そこで、借家人の投資の意味を次のように変えて考えてみよう。借家人は、家具を設置・移動したり、絵画やカレンダーを壁に張ったりするなどの生活活動を営んでいる。このような活動は、借家人の満足度を向上させるが、同時に床や壁を傷つけることになり、住宅の品質にマイナスの効果を与えることになるだろう⁶⁾。先にも述べたように、借家の場合、借家人は将来自分が居住しないときの価値を考慮しない。したがって、その分、持ち家に居住する人よりも日々の活動が過剰になる (あるいは住居をていねいに使用することを怠る)⁷⁾。その結果、家主の維持投資水準が等しくても、借家人の負の投資活動が過大なため、借家の品質は持ち家よりも悪くなる⁸⁾。

借地の場合は、裁判所の判断により建物を失う補償額が建物の市場評価額より低くなると予

想されると、家主としての維持管理投資水準は、先の議論と同様に、持ち家に比べ過小になり、借家人としての負の活動は持ち家に比べ過大になる。その結果、このような状況の下では、借地の品質は持ち家よりも悪くなる。

借地借家法と住宅の品質

日本では、さらに借地借家法の継続地代 (または家賃) 抑制主義のため、借地借家人が将来居住し続けることを有利にしている。この借地借家法が住宅の品質にどのような影響を及ぼすのかを考えてみよう。

借地の場合、地代の低下により借地人の居住権が保護されるということは、契約更新しなかった場合の利益を一定として、自分自身が居住し続ける場合の利益を増大させるため、維持管理投資を増加させる。この意味で、借地の品質は借地借家法により改善される。ただし、契約更新しなかった場合の補償額の問題は変わらないため、持ち家ほどには品質はよくなるまい。

借地人の品質に対する負の投資を別に考えた場合はどうだろうか。自分自身が居住し続ける場合の利益の増大は、日々の活動を過剰な方向に働かせる。ただし、このような行動は将来の補償額の低下にもつながる。借地人はこのことも考慮するため、借地借家法が、負の影響をもたらす投資行動に与える影響は不確定になる。結果として、負の影響をもたらす投資行動も考慮すると、借地の品質は借地借家法により改善する場合もあれば (ただし持ち家ほどまでには改善しない)、改悪につながる場合もあるということになる。

借家の場合、家賃の低下により借家人の居住権が保護されると、契約更新した場合の家主の利潤を低下させる。したがって、家主の維持管理投資水準は借地借家法によりさらに減少し、借家の品質悪化に拍車がかかる。借家人が完全代替的な投資を行なった場合はどうだろうか。確かに、Olsen (1988) が指摘しているように、この場合家賃低下は単なるトランスファーであ

るため、借家人はその分投資を増加させる。しかし、先にも述べたように、借家人は他人に売却したり他人に貸したりするときの価値は考慮しない。したがって、たとえ借家権を保護しても、持ち家よりは品質は悪くなる。借家人の品質に対する負の投資を別に考えた場合は、借家権保護により契約更新した場合の借家人の利益が増加するため、借家人の日々の活動はさらに過剰になる。したがって、借地借家法は、家主の維持管理投資水準をより減少させ、借家人の負の活動をより過大にさせるため、借家の品質を借地借家法がない場合に比べ、必ず劣化させることになる。

2 実証分析

実証分析に入る前に、第1節の考察結果をまとめておこう。ただし、ここでは、家主の投資は建物の品質に対してプラスの効果を及ぼすが、借家人の諸活動は建物の品質に対してマイナスの効果を及ぼすことを前提とした場合の結果をまとめている。①住宅の所有形態の違いに注目すると、借地と借家の品質維持は持ち家の品質維持よりも悪くなる、②借地借家法の存在に注目すると、借家の品質はさらに悪化する。借地の品質は、借地権保護により、良くなる場合も悪くなる場合もある。ただし、良くなる場合でも、①の所有形態の違いが影響するため、持ち家ほどには改善しない。第2節では以上のことを計量経済学的に分析し、検証していく。

データ

実証分析に用いるデータは、『平成10年住宅需要実態調査』と『平成15年住宅需要実態調査』の個票データである。以下で本稿の分析に用いたデータを解説していく。

(a)老朽度

平成10年、平成15年の『住宅需要実態調査』では、調査員によって住宅の老朽度が目視により調査されている。老朽度は必要と考えられる修理の程度によって、平成10年度では3段階

(無・小修理、中修理、大修理)、平成15年度では2段階(無・小修理、大修理)に分けられている。分析では、老朽度のデータを住宅の品質を表す変数として、プロビットモデルの被説明変数として用いている⁹⁾。その際、平成10年度の3段階を2段階(無・小・中修理、大修理)に集計しなおし、平成15年度調査の2段階と同様にし、修理がそれほど必要ない良い状態の建物を1、修理が必要な建物を0という2値変数である¹⁰⁾。

(b)居住形態

居住形態としては、第1節で定義したように、「持ち家」、「借地」、「借家」の3分類であり、これらの区別をダミー変数で行なっている。

(c)建築年度

住宅が建築された年度を表す。データは平成10年度調査では14、平成15年度調査では13の階級に区分されている量的変数である。もっとも古い年度階級を1としている。各階級の対応年度は表1で示されている。

(d)入居年度

当該住宅に入居した年度を表す変数である。データは建築年度と同様、量的変数を平成10年度調査では14、平成15年度調査では13の階級に区分したものである。

(e)住宅構造

住宅の構造を表すダミー変数である。構造の種類としては、「木造」(防火木造を含む)、「鉄筋鉄骨コンクリート造」、「その他」の3分類である。

(f)床面積

住宅の1階の床面積である。単位は㎡である。

(g)所得

『住宅需要実態調査』では、世帯全員の1年間の税込みの収入額の合計をきいており、収入の低いほうから平成10年度調査では9、平成15年度調査では13の階級に区分されている。

(h)総合評価

現在居住している住宅およびそのまわりの環境に対しての、居住者の総合評価である。4つ

表1-割合(%)／平均値

変数名	カテゴリー		平成10年		平成15年	
	よ	い				
住宅の状態	悪	い	89.29		97.60	
		い	10.71		2.40	
所有形態	所	有	90.19		92.33	
	借	地	5.17		3.74	
	借	家	4.64		3.92	
建築年度・ 入居年度	H10年	H15年	建築年度	入居年度	建築年度	入居年度
1	終戦前	S25以前	5.31	12.67	6.78	15.77
2	終戦時～S25	S26～S35	2.24	4.61	4.10	6.78
3	S26～S35	S36～S45	5.45	7.68	12.04	12.69
4	S36～S45	S46～S55	13.55	12.90	23.85	19.57
5	S46～S50	S56～S60	13.62	10.69	12.56	9.55
6	S51～S55	S61～H2	15.42	12.15	11.88	9.23
7	S56～S60	H3～H7	12.14	9.67	11.55	9.47
8	S61～H2	H8～H10	12.72	10.79	8.11	6.95
9	H3～H5	H11	7.42	6.84	2.11	1.92
10	H6	H12	2.58	2.14	2.27	2.24
11	H7	H13	2.65	2.38	1.90	2.06
12	H8	H14	3.02	2.73	1.63	1.97
13	H9	H15	2.38	2.59	1.20	1.80
14	H10		1.51	2.15		
建物構造	木造		92.39		92.81	
	鉄筋鉄骨コンクリート造(SRC)		5.42		3.45	
	その他		2.19		3.74	
床面積(m ²)			87.85		87.12	
総合評価	満	足	11.11		16.57	
	ま	あ	55.99		53.47	
	多	少	28.63		24.83	
	非	常	4.27		5.13	
世帯人数(人)			3.45		3.23	
世帯主年齢(歳)			55.58		58.39	

H：平成 S：昭和

の階級に分けられた質的変数であり、1が満足度がもっとも高く、4がもっとも低いという順序付けがされている(表1参照)。

(i)世帯人数

世帯主を含む世帯人員の数である。

(j)世帯主年齢

世帯主の年齢である。

(k)引越し予定ダミー

『住宅需要実態調査』では住宅の住み替え・改善の意向があるかどうかを聞いており、改善の内容も聞いている。それらから現在の居住地を引越すかどうかを識別することが可能である。後でみるように、本稿では居住期間を借地借家権保護の強さの代理変数とする。借地借家人が今後引越すかどうかは、居住期間に影響を及ぼ

すため、このダミー変数を作成する。引越す予定がある世帯が1、そうでない世帯が0を表すダミー変数である。引越す予定がある居住者とならない居住者の行動の差が住宅の品質に与える影響をコントロールするために説明変数として採用した¹¹⁾。

(1)建て替えダミー

『住宅需要実態調査』では、住宅の建築時期と入居時期をきいているが、ある住宅への入居時期よりもその住宅の建築時期が後になっているサンプルがある。『住宅需要実態調査』の質問票によれば「増改築をした場合は、その部分が現住宅の床面積の合計の半分以上であれば、その時期を建築時期とする」と記されており、これにより入居時期の後に建築時期がきている

サンプルが存在していると考えられる。よって、このサンプルを過去において増改築を行なった住宅と解釈し、住宅の品質に影響を与えらるるため、それについてのダミー変数を作成し説明変数として加えた。すなわち、入居時期よりも建築時期のほうが後の住宅を1、そうでないものを0とするダミー変数である。

以上が、本分析で用いた変数である¹²⁾。主なデータの割合(平均値)は表1で示している。表1によると、住宅の老朽度について、大きく修理が必要とされた住宅が平成10年度調査では約11%あったのが、平成15年では2.4%に減っている。また、居住形態をみると約9割が「持ち家」であり、建物構造も木造が約9割を占めていることがわかる。

推定モデル

①持ち家、借地、借家という住宅の所有形態の違いが、建物の品質維持にどのような影響を及ぼすか、②借地借家法の継続地代(または家賃)抑制主義が建物の品質にどのような影響を及ぼすかについての実証分析を以下のモデルを用いて検証する。

①についての推定モデル

日本では借地借家については、どの物件も借地借家法が適用されているため、①だけの効果を純粋に取り出すことは難しい。したがって、ここでは借地借家法の効果を含めた所有形態の違いが建物の品質に与える影響を分析する。分析手法として、Gyouroko and Linneman (1990)と同様の手法を用いる。彼らは、住宅の品質の状態が良い(sound)ものを1、そうでないものを0とする2値変数を被説明変数とし、家賃規制が建物の品質に与える影響をプロビット推定している。本稿でも住宅の品質を表す「老朽度」のデータを被説明変数としてプロビット推定を行なう。推定する方程式は、

住宅の品質

$$= f(\text{所有形態ダミー、住宅の属性}) \quad (1)$$

表2-(1)式の推定結果

	平成10年		平成15年	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
借家	-0.481***	(0.0334)	-0.425***	(0.0505)
借地	-0.145***	(0.0360)	-0.267***	(0.0559)
建築年度	0.196***	(0.0038)	0.188***	(0.0077)
木造	-0.133***	(0.0468)	-0.060	(0.0889)
その他	-0.086	(0.0852)	0.234	(0.1489)
床面積	0.002***	(0.0002)	0.001***	(0.0003)
定数項	0.201***	(0.0551)	1.157***	(0.0989)
サンプル数	44142		45753	
LR chi ²	3771.11		1048.46	
Pseudo R ²	0.1255		0.1011	

注1) ***、**、*は、推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

2) 定数項は、SRC造の「持ち家」を表す。

である。住宅の品質は「老朽度」のデータを用い、住宅の品質が良いなら1、悪いなら0をとる変数である。住宅の所有形態は「持ち家」を定数項として、「借地」と「借家」のダミー変数を加えている。第1節の理論的な考察から、借地と借家の品質は持ち家と比較して悪くなるということが示されている。このことは、定数項が持ち家を表しているため、借地と借家のダミー変数の係数がマイナスで推定されれば理論と整合的になることになる。

住宅の属性を表す変数としては、住宅の建築年度、構造、1階床面積である。推定結果は表2のとおりである。

表2によると平成10年、平成15年にかかわらず借家や借地のダミー変数の係数がマイナスで推定され、理論的な考察を支持している。また絶対値では借家の係数値のほうが大きい。定数項が持ち家を表していることを考えると、借家や借地は持ち家と比較して、住宅の品質が良い状態になる可能性が低いということであり、その低くなる度合いは借地よりも借家のほうが大きいことが示された。

そのほかのコントロール変数の係数値をみておこう。建築年度の係数値がプラスであることより、より新しい住宅になるにつれ品質が良い状態になる可能性が高くなることがわかる。ま

表3 一借地における(2)式、(3)式の推定結果

引越し予定ダミー	平成10年		平成15年	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
建築年度	-0.119***	(0.0207)	-0.132***	(0.0300)
木造	0.385	(0.2573)	-0.349	(0.2506)
その他	0.418	(0.4153)	-0.438	(0.5089)
床面積	-0.0002	(0.0013)	0.0001	(0.0022)
世帯所得	0.121***	(0.0256)	0.065***	(0.0212)
総合評価	0.095	(0.0729)	0.2***	(0.0708)
世帯主年齢	-0.015***	(0.0045)	-0.011*	(0.0058)
世帯人数	0.031*	(0.0188)	-0.074	(0.0528)
定数項	-1.239***	(0.4481)	-0.655	(0.5746)
住宅の品質				
引越し予定ダミー	1.053***	(0.2933)	-1.28	(1.4849)
建て替えダミー	-0.122	(0.0860)	-0.229*	(0.1374)
入居年度×建築年度1	0.024	(0.0603)	0.236**	(0.0988)
×建築年度2	0.003	(0.0641)	-0.143*	(0.0848)
×建築年度3	-0.039	(0.0468)	-0.043	(0.0609)
×建築年度4	-0.092**	(0.0448)	-0.093	(0.0888)
×建築年度5	-0.187***	(0.0627)	7.198***	(0.1870)
×建築年度6	-0.100	(0.1135)	-0.103	(0.1178)
×建築年度7	-0.001	(0.1067)	6.57***	(0.3047)
×建築年度8	-0.163	(0.1182)	6.366***	(0.3711)
×建築年度9	4.483***	(0.9178)	3.023***	(0.2169)
×建築年度10	4.459***	(0.7768)	5.516***	(0.4997)
×建築年度11	4.179***	(0.7950)	5.378***	(0.5581)
×建築年度12	4.223***	(0.8699)	5.225***	(0.6223)
×建築年度13	4.022***	(0.7897)		
建築年度	0.179***	(0.0198)	0.262***	(0.0654)
木造	0.029	(0.1722)	-0.574*	(0.3505)
その他	-0.191	(0.3046)	7.614***	(0.3740)
床面積	0.002**	(0.0012)	0.003*	(0.0018)
定数項	-0.168	(0.2215)	1.127***	(0.4094)
Log pseudo-likelihood	-1088.87		-547.50	
サンプル数	1866		1562	
Wald test of $\rho=0$	chi ² (1)=5.70 Prob.>chi ² =0.02		chi ² (1)=0.51 Prob.>chi ² =0.48	

- 注1) ***, **, *は、推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。
 2) ρ は、(2)式と(3)式の誤差項の共分散であり、ゼロであれば内生性の問題は起こらない。平成10年では内生性の問題が認められる。
 3) 定数項はSRC造を表す。

た床面積の広い住宅ほど良い状態になる可能性が高いことが、床面積の係数の推定値がプラスであることから示された。住宅の構造に関する係数は平成10年に関しては、木造ダミーの係数がマイナスで推定されている。定数項が鉄筋鉄骨コンクリートを表していることから、木造の住宅は状態が良くなる可能性が低いことがわかる。このことは平成15年では係数は負であるが有意ではなかった。

②についての推定モデル

借地借家法の住宅品質への影響をみるために、サンプルを借地と借家に限って、さらにそれぞれ個別に推定を行なう。推定方法は Seemingly unrelated bivariate probit モデルを用いている¹³⁾。

第1節の理論的考察で、借地借家法の存在が、借家の住宅の品質を悪化させる傾向にあり、借地の品質は、借地権保護により、良くなる場合も悪くなる場合もあるということが示された。よって理想的には、借地借家法の影響を受けている住宅と受けていない住宅を比較するのが望ましいが、『住宅需要実態調査』のデータでは不可能であったため、借地借家法の影響を強く受けているものとそうでないものの差を比較する。その際に入居時期を影響の強さの代理変数として用いている。つまり、入居時期がかなり前である借地(借家)人は、長い期間継続地代(家賃)抑制主義の恩恵を受け続けてきていると解釈し、建築年度が等しい住宅において、入居時期の差が住宅の品質に異なった影響を与えるのかどうかを検証する。これ

により、借地借家法の強さの影響が住宅の品質にどのような影響を与えているかを分析する。推定するモデルは、

$$\text{住宅の品質} = g(\text{入居時期、改築ダミー、引越し予定ダミー、住宅の属性}) \quad (2)$$

である。(2)式を、借地と借家について別々に推定する。

入居時期は、住宅の建築年度の階級ダミーと交差項になっており、建築年度別に係数を推定できるようにしている。さらに建て替えダミー

との交差もとっている。したがって、入居時期の係数は、過去に大きな改築が行なわれていないものについてのみ建築年度別に推定され、過去に大きな改築が行なわれたものについては引越し予定ダミーの係数として平均的に評価される。

理論的考察を検証するためには、各建築年度別の入居時期の係数をみればよいことになる。この係数がプラスであれば、建築年度を固定した場合に、入居時期が新しいほど住宅の品質がよいことになる。

ここで、入居時期や居住期間に影響を与える引越し予定ダミー変数の内生性の問題を考慮する必要がある。引越し予定ダミーが完全に外生変数であれば、(2)式のプロビット推定のみでよいが、引越し予定も住宅の属性によって影響を受ける可能性があり、その場合に(2)式の誤差項と引越し予定ダミー変数との間に相関があり、内生性の問題が起る。そこで、将来引越し予定があるかどうかの決定を以下のようにモデル化する。

引越し予定

$$= h \text{ (住宅の属性、居住者の属性)} \quad (3)$$

住宅の属性は、(1)式や(2)式と同様である。それらに加えて居住者の属性として、所得、住宅の総合評価、世帯主年齢、世帯人数を加えている。(2)式と(3)式を Seemingly unrelated bivariate probit モデルを用いて推定する¹⁴⁾。(2)式と(3)式の誤差項はともに正規分布であると仮定する¹⁵⁾。推定結果を表3、表4に報告している。

上段が(3)式の推定結果になる。借地、借家あるいは調査年によって、有意かそうでないかの差はあるが、有意であった係数についてはどれ

表4—借家における(2)式、(3)式の推定結果

引越し予定ダミー	平成10年		平成15年	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
建築年度	-0.008	(0.0157)	-0.029*	(0.0162)
木造	-0.167	(0.1906)	0.274	(0.2706)
その他	-0.653	(0.4404)	0.527	(0.3987)
床面積	0.0003	(0.0014)	0.002	(0.0011)
世帯所得	0.172***	(0.0207)	0.081***	(0.0134)
総合評価	0.188***	(0.0464)	0.128***	(0.0450)
世帯主年齢	-0.025***	(0.0029)	-0.018***	(0.0026)
世帯人数	0.094***	(0.0257)	0.033	(0.0266)
定数項	-0.504***	(0.3181)	-0.593	(0.3621)
住宅の品質	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
引越し予定ダミー	1.021***	(0.1553)	0.611**	(0.2808)
建て替えダミー	-0.611***	(0.2559)	-0.325	(0.2919)
入居年度×建築年度1	0.042	(0.0238)	-0.009	(0.0285)
×建築年度2	0.055*	(0.0269)	-0.016	(0.0335)
×建築年度3	-0.001	(0.0210)	0.01	(0.0247)
×建築年度4	0.007	(0.0151)	0.02	(0.0232)
×建築年度5	0.018	(0.0179)	0.043	(0.0371)
×建築年度6	0.005	(0.0204)	0.342*	(0.1761)
×建築年度7	0.022	(0.0306)	0.01	(0.0933)
×建築年度8	0.043	(0.0449)	4.533***	(0.2729)
×建築年度9	5.198***	(0.1363)	4.439***	(0.2765)
×建築年度10	5.134***	(0.1593)	4.391***	(0.3226)
×建築年度11	1.428***	(0.1763)	-1.675**	(0.6709)
×建築年度12	4.893***	(0.2158)	4.062***	(0.3947)
×建築年度13	4.635***	(0.2277)		
建築年度	0.151***	(0.0253)	0.126***	(0.0396)
木造	-0.218	(0.2504)	-0.315	(0.4640)
その他	-0.833	(0.4593)	-0.359	(0.5911)
床面積	0.001***	(0.0012)	0.001	(0.0016)
定数項	-0.352***	(0.2923)	1.001**	(0.5037)
Log pseudo-likelihood	-1739.87		-1327.04	
サンプル数	1713		1691	
Wald test of $\rho=0$	chi ² (1)=19.80 Prob. >chi ² =0.00		chi ² (1)=3.40 Prob. >chi ² =0.07	

注1) ***, **, *は、推定された係数がそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

2) ρ は、(2)式と(3)式の誤差項の共分散であり、ゼロであれば内生性の問題は起らないが、両年度ともに ρ はゼロではない。

3) 定数項はSRC造を表す。

も同じ符号であった。将来引越し可能性が高いものとして、住宅の建築年度が古いもの、また世帯の特徴に関しては、収入が高い世帯、住宅の総合評価が低い世帯、世帯主の年齢が若い世帯であることが示された。

下段が住宅の品質（老朽度）を被説明変数とするプロビット推定モデルの推定結果である。まず、入居年度の係数についてみていこう。調査年度や借地、借家に関わらず、過去に大きな改築を行っていない住宅に関しては、符合がプラスで有意に推定されているものが多くみら

れる。すなわち住宅の建築時期が同じであっても、居住期間が長いと品質が悪くなる可能性が高くなるということが示された。しかし、借地と借家を比較すると、平成10年、平成15年度調査の両方にマイナスで有意に推定されているものが借地のほうにみられる。また、建築年度間で比較すると、比較的住宅の建築年度が新しい住宅は、借地、借家に関わらずプラスで有意に推定されている。入居時期を借地借家法の影響度の代理変数として考えるとすれば、借地借家法の影響が強い住宅ほど住宅の品質が悪くなるという傾向が、借地よりも借家に、また比較的新しい建築年度の住宅に対して安定的にみられることが示された。

引越す予定ダミーの係数は有意に推定されているものはどれも符号がプラスであった。すなわち、引越す予定がすでにある世帯は、住宅をていねいに使っている傾向にあることがわかる。

一方、過去に大きな増改築を行なった住宅に関しては、建て替えダミーの係数がマイナスで有意に推定されていることから、過去に大きな建て替えが行なわれたにもかかわらず、住宅の品質は悪い傾向にあるということが示された。

おわりに

本稿では、家主と借家人の双方が建物の品質に影響を及ぼす投資を行なう場合を考慮し、①住宅の所有形態の違いが住宅の品質維持にどのような影響を及ぼしているのか、②借地借家法の継続地代（または家賃）抑制主義が住宅の品質にどのような影響を与えているのかについて理論的な考察と実証的な分析を行なった。その結果、家主の投資は建物の品質に対してプラスの効果を及ぼすが、借家人の諸活動は建物の品質に対してマイナスの効果を及ぼすことを前提とすれば、①住宅の所有形態の違いに注目すると、借地と借家の品質維持は持ち家の品質維持よりも悪くなること、②借地借家法の影響度が強くなると、借家においては、住宅の品質はさらに悪化し、借地における住宅の品質は、借地

権保護により悪くなる場合が多いが、良くなる場合もみられる、ということが理論と実証の両方から示された。

* 本稿作成にあたり、住宅経済研究会に参加された方々から有益なコメントをいただいた。御礼申し上げます。

注

- 1) ここでいう「借地」に、定期借地は含まれない。
- 2) 借家法と家賃規制の類似点や違いについては Hubert (1989)、八田 (1994) を参照せよ。
- 3) Gyourko and Linneman (1990)、Moon and Stotsky (1993) はニューヨークの家賃規制が借家の品質を低めていることを実証している。
- 4) 借地借家法が借家の質的側面に与える影響の分析は、それが量的側面に与える影響の分析と異なる。すなわち、後者は借地借家法が新規の借家供給や借家需要に及ぼす影響を分析するのに対し、前者は、すでに存在する借家の維持・補修投資の影響を分析する。
- 5) 本稿では、地主は建物に対してなら投資活動を行なわないと仮定している。
- 6) ただし、借家人は玄関、窓を開けたり、掃除をしたりするなどの生活活動も営んでいる。これらは、住居の湿度を調整したり、部屋を清潔に保ったりするという意味で、住宅の品質維持にプラスの効果を発揮すると思われる。このようなことも維持管理投資と考えれば、家主と借家人の維持管理投資は同一とは考えられなくなる。この点は岩田 (2001) を参照せよ。
- 7) このため、借家契約においては、家主は借家人の行動を敷金でコントロールしようとする。しかし、近年の敷金に関わるトラブルの増大は、敷金で借家人の行動をコントロールすることの難しさを物語っている。
- 8) この結論は、建物の品質は家主と借家人の投資活動に依存し、かつそれら2つの変数の水準が無関係に決まる（戦略的に独立である）ことを仮定している。この結論は、家主と借家人の投資活動が（戦略的）補完関係にある場合も支持される。詳細は Iwata and Yamaga (2004) を参照せよ。
- 9) 調査員の目視という点で、データの信頼性に疑問がもたれるが、簡単なものであれ、すべての住宅について共通の基準に基づいて判断がされている。住宅の増改築にかかった費用額のデータを用いることも検討したが、過去5年以内に住宅に変化があった場合にのみ質問されており、用いることができなかった。
- 10) この老朽度のデータは、建物の外側からの評価のみとなるため、内部の老朽度の評価は考慮されていない。
- 11) ただし、この変数に関しては内生性の問題が考え

- られる。そのことへの対策は後述する。
- 12) このほか、『住宅需要実態調査』には都道府県の識別が可能である。本稿でもこの都道府県による固定効果をみた分析も行なったが、それらの固定効果がほとんど有意でなかったこと、また推定モデルのひとつが収束にいたらなかったこと、さらに都道府県という地域の違いのくくりが今回の分析において理論的に重要でなかったなどの理由から、本稿は都道府県の固定効果を除いて分析を行なった。
- 13) この手法は、説明変数内に内生性の可能性をもつ変数が含まれている場合に推定を2段階に分けて推定する方法である。
- 14) 内生性の問題の対処方法としては、ヘックマンの2段階推定法やDD推定法などいくつか存在するが、データの利用可能性や頑健性を考慮してBivariate probitモデルを今回は採用した。日本の住宅に関する内生性の問題を考慮している分析として、大竹・山鹿(2001、2003)がある。また、Bivariate probitモデルについてはGreene(2003)を参照されたい。
- 15) (2)式と(3)式の誤差項の共分散を ρ とすると、 ρ がゼロであれば(2)式のモデルを独立でプロビット推定するのが適当ということになるが、表3、表4の ρ の推定結果をみると、平成15年の借地以外はすべてゼロでない。したがって内生性の問題が起こっていないと断定することはできない。

参考文献

- Albon, R. and D. Stafford (1990) "Rent Control and Housing Maintenance," *Urban Studies*, 27, pp.233-240.
- Arnault, J. (1975) "Optimal Maintenance under Rent Control with Quality Constraints," *American Real Estate and Urban Economic Association Journal*, 3, pp.67-81.
- Frankena, M. (1975) "Alternative Model of Rent Control," *Urban Studies*, 12, pp.303-308.
- Galster, G.C. (1983) "Empirical Evidence on Cross-tenure Differences in Home Maintenance and Conditions," *Land Economics*, 59, pp.107-113.
- Gatzlaff, D.H., R.K. Green and D.C. Ling (1998) "Cross-tenure Differences in Home Maintenance and Appreciation," *Land Economics*, 74, pp.328-342.
- Greene, W. (2003) *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Gyourko, J. and P. Linneman (1990) "Rent Controls and Rental Housing Quality: A Note on The Effects of New York City's Old Controls," *Journal of Urban Economics*, 27, pp.398-409.
- Henderson, J. (1985) *Economic Theory and the Cities*, Academic Press.
- Henderson, J. and Y. Ioannides (1983) "A Model of Housing Tenure Choice," *American Economic Review*, 73, pp.98-113.

- Hubert, F. (1989) *The Regulation of Rental Contracts in the Housing Market*, Peter Lang.
- Iwata, S. and H. Yamaga (2004) "Tenure Security and Housing Quality, Rental Externality," mimeo.
- Kiefer, D. (1980) "Housing Deterioration, Housing Code and Rent Control," *Urban Studies*, 17, pp.53-62.
- Moon, C. and J. Stotsky (1993) "The Effects of Rent Control on Housing Quality Change: A Longitudinal Analysis," *Journal of Political Economy*, 101, pp.1114-1148.
- Moorhouse, J. (1972) "Optimal Housing Maintenance under Rent Control," *Southern Economic Journal*, 139, pp.93-106.
- Olsen, E. (1988) "What Do Economists Know about the Effect of Rent Control on Housing Maintenance?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1, pp.295-307.
- Seshimo, H. (2003) "Optimal Tenant Protection," *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp.59-92.
- Shilling, J.D., C.F. Sirmans and J.F. Dombrow (1991) "Measuring Depreciation in Single-family Rental and Owner-occupied housing," *Journal of Housing Economics*, 1, pp.368-383.
- 岩田真一郎 (2001) 「借家法と借家の維持管理」『都市住宅学』No.33、82-91頁。
- 大竹文雄・山鹿久木 (2001) 「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42、1-20頁。
- 大竹文雄・山鹿久木 (2003) 「定期借家制度と民間賃貸住宅市場」『都市住宅学』No.43、78-83頁。
- 金本良嗣 (1989) 「契約の経済理論と不動産市場——持ち家、借地、借家」『住宅問題研究』Vol.5(2)、12-26頁。
- 総務庁統計局『平成10年住宅需要実態調査』。
- 総務庁統計局『平成15年住宅需要実態調査』。
- 八田達夫 (1994) 「ニューヨークの家賃規制と日本の借家法」『季刊住宅土地経済』No.14、2-7頁。
- 山崎福寿 (1999) 「借地借家法の経済分析2——借地借家法の効果と非対称情報」『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会、83-105頁。

小地域情報を用いたホームレス居住分布に関する実証分析

鈴木 亘

はじめに

深刻化するわが国のホームレス問題に対処するため¹⁾、政府は平成14年8月に「ホームレスの自立の支援等に関する特別措置法」を施行し、ホームレス自立支援を国および地方自治体の責務と位置づけた。現在は、各自治体によって具体的な対策が「ホームレスに関する問題の実情に応じた施策を実施するための計画」(実施計画)として実施されつつある。

本稿は、自治体が効果的なホームレス対策を策定するための基礎資料として、小地域情報を利用したホームレス居住分布の分析を行なうことを提案し、具体的に全国でもっともホームレス数が多い大阪市における分析を行なった。すでにそのような観点から分析を行なった例として、著者自身によるもの(鈴木2003)があるが、本稿はその分析を発展させ、テントや小屋掛けに居住する「定住型ホームレス」と、ダンボールなどで睡眠を行なう「非定住型ホームレス」に分けた分析を行なった。また、地域の空間自己相関を厳密に考慮するなどの方法論の改善も行なっている。その結果、①定住・非定住別にホームレスの居住要因がかなり異なっている、②ホームレスが近隣地価に負の影響を与えていることなどが新たに明らかとなった²⁾。

1 データ

本稿で用いるホームレス数のデータは、大阪市の委託で大阪市立大学都市環境問題研究会が

行なった「野宿生活者(ホームレス)概数・概況調査」である(大阪市立大学都市環境問題研究会1998)。この調査は、1998年8月に総動員数758人日をかけて一斉に行なわれた大規模な目視調査であり、ダブルカウントを避けるために、テント等に居住する定住型に関しては昼間、段ボールなどに就寝している非定住型に関しては夜間に実施された。確認されたホームレス総数は8660人であるが、夜間調査で確認した「移動している野宿者」については、ダブルカウントのおそれがあるために、合計からは除くことにした。その結果、合計は8092人であり、その内訳は定住型が2255人、非定住型が5837人である。これらは町丁目別の小地域情報としてデータ化されている。図1は、ホームレス数を町丁目別にみた状況である。すでに水内(2001)が指摘しているように、大阪市のホームレスは、伝統的な寄席場である釜ヶ崎地区や梅田・難波の繁華街を中心にして周辺に広がっていく構造となっていることがわかる。また、大阪城公園、長居公園などの大規模な公園がある地域にも集中している。

一方、図2、図3はそれぞれ定住、非定住に分けて、ホームレスの分布をみたものである。図2の非定住ホームレスにおいては、釜ヶ崎地区に集中する構造がより明確となっており、定住ホームレスに比べて広域にわたって分布している。それに対して、定住ホームレスは、大公園や河川敷に分布が集中しており、両者の居住分布規定要因はかなり異なっていることがうか

がえる。

このホームレス居住分布と関連づけるための小地域情報は、①地図情報については国土地理院「数値地図2500（空間都市基盤）」（大阪市1、大阪市2）、②コンビニエンスストア（コンビニ）やスーパーマーケット（スーパー）、レストランの住所についてはNTTインターネットタウンページのHPから、③行政事務所の住所は大阪市のHPなどから入手した。④その他、公園・河川敷面積については、昭文社ジオアトラスの面積計算ツールを用いて、公園や河川敷、空き地等の面積を計算して作成した。

これらの一次データを加工した変数を、ホームレス居住分布の規定要因として使い、関係性を探る。変数の内容および加工方法の詳細については表1、記述統計については表2のとおりである。

鈴木（2003）同様、「公園・河川敷面積比率」

図1—大阪市におけるホームレスの分布（全体）



図2—大阪市におけるホームレスの分布（非定住）



（鈴木氏写真）

すずき・わたる

1970年生まれ。1994年上智大学経済学部経済学科卒業。2000年大阪大学大学院博士後期課程単位取得退学。(注)日本経済研究センター研究員、大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授などを経て、2004年10月より東京学芸大学教育学部助教授。

は居住スペース要因、「コンビニ数」「スーパー数」「レストラン数」は食料調達要因、「ハローワークから500m圏、1km圏」「高齢者職業紹介所から500m圏、1km圏」「西成労働福祉センターから500m圏、同1km圏」は就業アクセス要因、「福祉事務所から500m圏、1km圏」「区役所から500m圏、1km圏」は行政サービス要因、「保健所・保健センターから500m圏、1km圏」「診療所・病院数」は医療アクセス要因とする。一方、分析対象は、ホームレス町丁目別にホームレス数を居住面積で割った「(面積当たり)ホームレス数(人/h)」とし、合計数のほか、定住、非定住別にも作成した。

2 推定モデル

小地域データの実証分析に発生する独特な問題として、小地域間の相関関係があげられる。例えば、図1～図3のホームレスの地域分布を眺めると、釜ヶ崎地区や梅田・難波の繁華街を

図3—大阪市におけるホームレスの分布（定住）

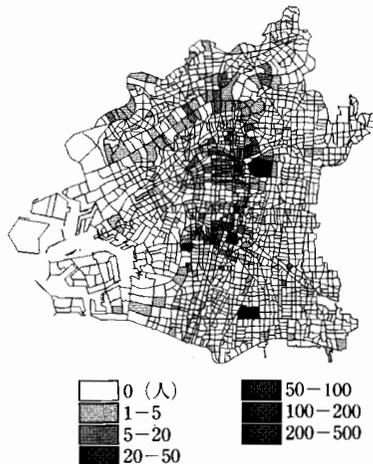


表1 変数加工方法

変数	内容	データ出所
(面積当たり)ホームレス数、定住ホームレス数、非定住ホームレス数(人/h)	町丁目別ホームレス数を、町丁目別面積で割り標準化した。面積については、「数値地図2500」を用いてArcViewにより計算。	①
公園河川敷面積比率(%)	公園面積を町丁目面積で割ったもの。公園面積は、昭文社「ジオアトラス」の面積計算ツールを用いて筆者が独自に計算した。	②
(面積当たり)コンビニ数(店舗数/h)	町丁目内のコンビニ数を、町丁目面積で割ったもの。	③
(面積当たり)病院・診療所数(施設数/h)	町丁目内の病院・診療所数を、町丁目面積で割ったもの。	③
(面積当たり)スーパー数(店舗数/h)	町丁目内のスーパー数を、町丁目面積で割ったもの。	③
(面積当たり)レストラン数(店舗数/h)	町丁目内のレストラン数を、町丁目面積で割ったもの。	③
ハローワークから500m圏、1km圏	ハローワークから500m、1km圏に入る町丁目について1、それ以外について0をとるダミー変数。	④
高齢者職業紹介所から500m圏、1km圏	高齢者職業紹介所から500m、1km圏に入る町丁目について1、それ以外に0をとるダミー変数。	④
西成労働福祉センターから500m圏、1km圏	西成労働福祉センターから500m、1km圏に入る町丁目について1、それ以外について0をとるダミー変数。	④
福祉事務所から500m圏、1km圏	福祉事務所から500m、1km圏に入る町丁目について1、それ以外について0をとるダミー変数。	④
保健所・保健センターから500m圏、1km圏	保健所・保健センターから500m、1km圏に入る町丁目について1、それ以外について0をとるダミー変数。	④
区役所から500m圏、1km圏	区役所から500m圏、1km圏に入る町丁目について1、それ以外について0をとるダミー変数。	④

データ出所) ①ホームレス数については、大阪市内における野宿生活者の概数概況調査。面積については、国土地理院「数値地図2500(空間都市基盤)」からGISにより計算。

- ② 筆者試算
- ③ NTTタウンページの住所からアドレスマッチングをして集計
- ④ 大阪市ホームページの住所からアドレスマッチングをして集計

表2 記述統計

(データ数: 1901)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
町丁目面積(h)	11.71427	12.92618	0.54	291.55
ホームレス数	4.250921	23.65308	0	424
非定住ホームレス数(面積非考慮)	3.070489	17.35946	0	358
定住ホームレス数(面積非考慮)	1.186218	10.35303	0	261
公園・河川敷面積(h)	0.5938401	3.978189	0	119
病院・診療所数	0.3445555	0.7001188	0	12
コンビニ数(面積非考慮)	0.5244608	0.8310148	0	8
スーパー数(面積非考慮)	0.3487638	0.7531581	0	6
レストラン数(面積非考慮)	0.446607	1.411947	0	25
ホームレス数(人/h)	0.4890663	2.169249	0	43.069
非定住ホームレス密度(人/h)	0.3895229	1.842559	0	37.699
定住ホームレス密度(人/h)	0.0999532	0.5968044	0	10.054
公園河川敷面積比率(%)	3.633309	10.99272	0	131.644
ハローワークから500m圏	0.0762756	0.2655085	0	1
ハローワークから1km圏	0.2056812	0.4043049	0	1
高齢者職業紹介所から500m圏	0.1178327	0.3224948	0	1
高齢者職業紹介所から1km圏	0.2630195	0.4403887	0	1
西成労働福祉センターから500m圏	0.0126249	0.1116786	0	1
西成労働福祉センターから1km圏	0.0331405	0.1790503	0	1
保健所から500m圏	0.2461862	0.4309017	0	1
保健所から1km圏	0.6191478	0.4857241	0	1
福祉事務所から500m圏	0.2225145	0.4160443	0	1
福祉事務所から1km圏	0.6007365	0.4898759	0	1
区役所から500m圏	0.216202	0.4117619	0	1
区役所から1km圏	0.5902157	0.4919232	0	1
コンビニ数(店舗数/h)	0.0656928	0.1186459	0	1.226
病院・診療所数(施設数/h)	0.0425939	0.1003067	0	1.025
スーパー数(店舗数/h)	0.0384219	0.0942855	0	0.868
レストラン数(店舗数/h)	0.0711536	0.2366525	0	3.27

注) 各変数の出所、加工方法については表1を参照。

中心として周辺に広がる空間的自己相関がみてとれる。そこで、誤差項の空間相関を考慮する空間回帰分析として、次のようなSAR(Simultaneously Autoregression Model)およびMAモデル(Moving Average Model)を用いた分析を行なう。

$$Y = \beta X + \rho W(Y - \beta X) + \varepsilon \quad (1)$$

$$Y = \beta X + \varepsilon + \rho W\varepsilon \quad (2)$$

Yは被説明変数、Xは説明変数の行列、εは各要素が互いに独立に平均0、分散σの正規分布に従う列ベクトルであり、ρ、σは空間回帰によって推定されるパラメータ、WはSpatial Weight Matrix³⁾である。

説明変数は、前節であげた「公園・河川敷面積比率」「ハローワークからの距離圏」「高齢者職業紹介所からの距離圏」「西成労働福祉センターからの距離圏」「保健所からの距離圏」「福祉事務所からの距離圏」「区役所・保

表3ーホームレス数関数の推定結果

説明変数	OLS モデル1	OLS モデル2	SAR モデル3	SAR モデル4	MA モデル5	MA モデル6
公園河川敷面積比率	0.0198** (0.0037)	0.0186** (0.0037)	0.0203** (0.0037)	0.019** (0.0037)	0.0205** (0.0037)	0.0185** (0.0037)
ハローワークから半径500m圏内	0.3792* (0.1622)	—	0.3944* (0.1625)	—	0.3141* (0.1596)	—
ハローワークから半径1km圏内	—	0.4007** (0.1114)	—	0.4089** (0.1123)	—	0.4182** (0.113)
高齢者職業紹介所から500m圏内	0.4907** (0.1394)	—	0.4881** (0.1389)	—	0.4406** (0.1403)	—
高齢者職業紹介所から1km圏内	—	0.6338** (0.1076)	—	0.6105** (0.1072)	—	0.6033** (0.1114)
西成労働福祉センターから500m圏内	6.0003** (0.4664)	6.3507** (0.4662)	5.9965** (0.4661)	6.3592** (0.4661)	5.7568** (0.4589)	6.3446** (0.4676)
西成労働福祉センターから1km圏内	3.3325** (0.2871)	3.2827** (0.2861)	3.3245** (0.288)	3.2832** (0.2867)	3.2941** (0.2947)	3.3189** (0.2933)
保健所・保健センターから500m圏内	0.8321** (0.1655)	—	0.8222** (0.1653)	—	0.8245** (0.1642)	—
保健所・保健センターから1km圏内	—	0.0649 (0.1582)	—	0.0676 (0.1582)	—	0.0887 (0.1596)
福祉事務所から500m圏内	-0.9219** (0.21)	—	-0.9167** (0.2094)	—	-0.9422** (0.2079)	—
福祉事務所から1km圏内	—	-0.1603 (0.1903)	—	-0.1757 (0.1905)	—	-0.2089 (0.1919)
区役所から500m圏内	0.2944 (0.1698)	—	0.3138 (0.17)	—	0.3095 (0.1674)	—
区役所から1km圏内	—	0.1685 (0.1452)	—	0.1974 (0.1457)	—	0.1797 (0.1468)
コンビニ数	0.5943 (0.3606)	0.2868 (0.3607)	0.5509 (0.3606)	0.2598 (0.3608)	0.5585 (0.3598)	0.2601 (0.3638)
病院・診療所数	0.2174 (0.4108)	0.016 (0.4107)	0.2212 (0.41)	0.0115 (0.4101)	0.2332 (0.4092)	0.0036 (0.4139)
スーパー数	-0.3348 (0.436)	-0.2543 (0.4332)	-0.3032 (0.4356)	-0.2364 (0.433)	-0.3101 (0.4346)	-0.1962 (0.437)
レストラン数	0.4777* (0.1905)	0.2094 (0.1891)	0.4759* (0.1903)	0.2077 (0.1892)	0.4749* (0.1888)	0.2614 (0.1901)
定数項	0.0113 (0.0582)	-0.0848 (0.0732)	0.0146 (0.0557)	-0.0913 (0.072)	0.0188 (0.0628)	-0.0973 (0.0756)
Rho	—	—	-0.001685	-0.001194	0.004734	0.00253
S.E.	1.766	1.758	1.76528	1.75813	1.763	1.77446
N	1901	1901	1901	1901	1901	1901
Moran's I Statistic	15.48 [0.0000]	14.61 [0.0000]	0.7989 [0.4243]	0.6342 [0.526]	1.201 [0.2298]	0.668 [0.5041]

注) ()内は標準誤差、Moran's Iの []内はTwo-Sided p-valueである。*および**は、それぞれ5%、1%基準で有意であることを示す。

「保健センターからの距離圏」のほか、「コンビニ数」「病院・診療所数」「スーパー数」「レストラン数」(すべて面積当たり)である。距離圏については距離圏選択の恣意性を考慮するために、500m圏と1km圏の2種類について分析を行なった。ただし、日雇い労働の紹介所(寄席場)である西成労働福祉センターの近隣は、図1、図2、図3からうかがえるように、とくにホームレス居住と関係が深いために、すべての推定で500m圏、1km圏の両者を用いた。

まず、空間的自己相関を考慮しない通常のOLSによってホームレス数を推定してみると

(表3、モデル1、2)、誤差項のMoran's Iはそれぞれ15.48、14.61であり、誤差項に空間的自己相関が存在しないという帰無仮説は1%基準で棄却されてしまう。

3 推定結果

そこで、空間相関を考慮したモデルにより推定を行なう。鈴木(2003)では、Spatial Weight Matrixの近隣の定義として、お互いの地区に接しているという1次の近隣の定義を用いていたが、空間自己相関が排除し切れていないという課題があった。本稿では、7次にまで定義を

表4 一定住・非定住別のホームレス数関数の推定結果

被説明変数	定住ホームレス		非定住ホームレス	
	SAR モデル7	SAR モデル8	SAR モデル9	SAR モデル10
説明変数				
公園河川敷面積比率	0.0094** (0.0011)	0.0092** (0.0011)	0.0109** (0.0032)	0.0097** (0.0032)
ハローワークから半径500m圏内	0.0839 (0.0501)	—	0.3198* (0.1401)	—
ハローワークから半径1km圏内	—	0.0775* (0.0349)	—	0.3338** (0.0968)
高齢者職業紹介所から500m圏内	0.0747 (0.0427)	—	0.41** (0.1198)	—
高齢者職業紹介所から1km圏内	—	0.1233** (0.0328)	—	0.4895** (0.0928)
西成労働福祉センターから500m圏内	0.6562** (0.1436)	0.7133** (0.1435)	5.338** (0.402)	5.6398** (0.403)
西成労働福祉センターから1km圏内	0.8603** (0.0889)	0.8581** (0.0885)	2.4593** (0.2483)	2.4155** (0.2477)
保健所・保健センターから500m圏内	0.1388** (0.0509)	—	0.6829** (0.1426)	—
保健所・保健センターから1km圏内	—	0.0427 (0.0487)	—	0.0274 (0.1367)
福祉事務所から500m圏内	-0.0971 (0.0644)	—	-0.8185** (0.1807)	—
福祉事務所から1km圏内	—	-0.0935 (0.0587)	—	-0.0805 (0.1646)
区役所から500m圏内	-0.0012 (0.0524)	—	0.3119* (0.1466)	—
区役所から1km圏内	—	0.0849 (0.0451)	—	0.1077 (0.1258)
コンビニ数	-0.1333 (0.1111)	-0.2071 (0.1112)	0.6902* (0.311)	0.4734 (0.3119)
病院・診療所数	-0.1788 (0.1262)	-0.2279 (0.126)	0.3978 (0.3537)	0.2337 (0.3547)
スーパー数	-0.0841 (0.1342)	-0.0729 (0.1333)	-0.2146 (0.3757)	-0.1617 (0.3744)
レストラン数	-0.0321 (0.0586)	-0.1105 (0.0582)	0.5071** (0.1641)	0.3144 (0.1635)
定数項	0.0272 (0.0168)	-0.0046 (0.0217)	-0.0112 (0.0482)	-0.0853 (0.0625)
Rho	-0.002719	-0.002981	-0.001554	-8.19E-04
S.E.	0.543988	0.541303	1.52263	1.51987
N	1901	1901	1901	1901
Moran's I Statistic	0.9699 [0.3321]	0.9428 [0.3458]	0.6692 [0.5034]	0.4541 [0.6497]

注) ()内は標準誤差、Moran's Iの []内はTwo-Sided p-valueである。

*および**は、それぞれ5%、1%基準で有意であることを示す。

広げた結果、モデル3以降のすべての推定でMoran's Iは小さくなり、空間自己相関を考慮することに成功している。

まず、SARによって推定した結果が表3のモデル3、4である。鈴木(2003)の報告と同様、就業アクセス要因がすべて有意に影響しており、これは500m圏の定義においても、1km圏の定義においても頑健な結果となっている。そのほか、モデル3の500m圏の定義では保健所・保健センターからの距離圏や福祉事務所からの距離圏、レストラン数などが有意に影響していることも鈴木(2003)と同様である。また、MA

表5 一住宅地価関数の諸変数の加工

変数	内容	出典
住宅地価 (円/m ²)	公示地価(平成10年1月1日)および都道府県地価調査(平成10年7月1日)の1m ² 当たりの住宅地価	①
通勤時間 (分)	最寄駅から市営地下鉄梅田駅・なんば駅のうち近いほうまでの通勤時間。「駅すばあと」(株)ヴァル研究所により試算	①
駅までの 距離(m)	最寄駅までの距離	①
地積(m ²)	標準値の登記簿記載面積	①
公示地価 ダミー	公示地価の場合に1をとるダミー変数	①
公園面積 (m ²)	地価の所在地番から同心円内(半径500m)にある公園面積	②
コンビニ 数	地価の所在地番から同心円内(半径500m)にあるコンビニ数	③
スーパー 数	地価の所在地番から同心円内(半径500m)にあるスーパー数	③
レストラ ン数	地価の所在地番から同心円内(半径500m)にあるレストラン数	③
病院・診 療所数	地価の所在地番から同心円内(半径500m)にある病院・診療所数	③
人口数	地価の所在地番から同心円内(半径500m)に居住する住民数	④
ホームレス 数(合計定 住、非定住)	地価の所在地番から同心円内(半径500m)に居住するホームレス数	⑤
ホームレス 数予測値 (合計定住、 非定住)	地価の所在地番から同心円内(半径500m)に居住するホームレス数の予測値(SARモデルによる推定予測値から計算)	②

データ出所) ① 地価公示(平成10年)、都道府県地価調査標準価格一覧(平成10年)

② 筆者試算

③ NITタウンページの住所からアドレスマッチングをして集計

④ 国勢調査(平成7年)

⑤ 大阪市内における野宿生活者の概数概況調査

モデルによって推定されたモデル5、6もSARモデルとほぼ同様の結果となっている⁴⁾。

次に、定住・非定住別に推定した結果が表4に示されている。定住ホームレスについての結果をみると、モデル7においてハローワークからの距離圏や高齢者職業紹介所からの距離圏が有意ではなく、就業アクセス要因と関係が薄れていることがわかる。モデル8では両変数の関係は認められるものの、係数の大きさは小さく、定住ホームレスの人数が少ないことを考慮しても、ホームレス全体あるいは定住ホームレスよ

表6－住宅地価関数の推定結果1 被説明変数：ln(住宅地価)

	モデル11	モデル12	モデル13	モデル14
ホームレス	定住	非定住	定住	非定住
現実値、予測値の区別	現数値	現数値	予測値	予測値
ln(通勤時間)	-0.1583113** (0.0291563)	-0.1562246** (0.0293478)	-0.1718308** (0.0291121)	-0.1703817** (0.0291782)
ln(駅までの距離)	-0.0789252** (0.0122962)	-0.0794017** (0.0123231)	-0.0814819** (0.0122781)	-0.0813676** (0.0122909)
ln(地積)	0.0349038 (0.0196005)	0.0354829 (0.0198566)	0.033233 (0.0195154)	0.033497 (0.0195939)
公示地価ダミー	0.0010207 (0.0171279)	0.0028953 (0.0170781)	-0.0000772 (0.0166785)	0.0005213 (0.0167532)
近隣環境1：公園面積	0.000000865** (0.000000261)	0.000000951** (0.000000251)	0.00000137** (0.000000254)	0.00000113** (0.000000236)
近隣環境2：コンビニ数	0.0114834** (0.0042286)	0.0112303** (0.004264)	0.0101562* (0.004189)	0.0111118** (0.0042271)
近隣環境3：スーパー数	-0.0106234* (0.0044632)	-0.0111405* (0.0044631)	-0.013769** (0.0044033)	-0.0133614** (0.0044199)
近隣環境4：レストラン数	0.0276129** (0.0054964)	0.0277881** (0.0056512)	0.0288189** (0.0056178)	0.0294152** (0.0055941)
近隣環境5：病院・診療所数	-0.0085043 (0.0043794)	-0.0090134* (0.0044781)	-0.0078611 (0.0043989)	-0.0073753 (0.0044146)
近隣環境6：人口数	0.00000765** (0.0000028)	0.00000774** (0.00000287)	0.00000919** (0.00000268)	0.00000885** (0.00000269)
近隣環境7：ホームレス数	0.0015955 (0.0013922)	0.0003569 (0.0003172)	-0.0032607** (0.0009606)	-0.0007525** (0.0002556)
定数項	13.44407** (0.1547855)	13.43764** (0.1573062)	13.51096** (0.1545778)	13.50103** (0.1556231)
R ²	0.4307	0.4304	0.4404	0.4375

注) サンプル数は350。()内は、Whiteによる一貫性を持つ標準誤差。***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表7－住宅地価関数の推定結果2 被説明変数：ln(住宅地価)

	モデル15	モデル16	モデル17	モデル18
ホームレス	定住	非定住	定住	非定住
現実値、予測値の区別	現数値	現数値	予測値	予測値
ln(通勤時間)	-0.0438193 (0.501624)	-0.0135385 (0.512459)	-0.2242223 (0.4753516)	-0.24258 (0.4745154)
ln(通勤時間)2乗	-0.0193929 (0.0836382)	-0.024124 (0.0852496)	0.0086812 (0.0796105)	0.0120134 (0.0794838)
ln(駅までの距離)	0.285807 (0.1781989)	0.2919112 (0.1785922)	0.3205301 (0.1817649)	0.3164005 (0.1806898)
ln(駅までの距離)2乗	-0.0288499* (0.0137091)	-0.0293668* (0.013742)	-0.0317661* (0.014018)	-0.0314283* (0.0139332)
ln(地積)	0.0344525 (0.0192978)	0.0349652 (0.0195104)	0.0322706 (0.0191324)	0.032518 (0.0192199)
公示地価ダミー	0.0027264 (0.0171018)	0.0044979 (0.0170661)	0.0015707 (0.016682)	0.002157 (0.0167529)
近隣環境1：公園面積	0.000000858** (0.000000255)	0.000000929** (0.000000244)	0.00000137** (0.000000246)	0.00000112** (0.000000229)
近隣環境2：コンビニ数	0.0112283** (0.0041809)	0.0110138** (0.0042091)	0.0096838* (0.0041373)	0.0106627* (0.0041668)
近隣環境3：スーパー数	-0.0105964* (0.00452)	-0.0110636* (0.0045213)	-0.0135303** (0.0044475)	-0.0130992** (0.0044636)
近隣環境4：レストラン数	0.0277084** (0.0054679)	0.0278505** (0.0056037)	0.0289317** (0.005696)	0.0295612** (0.0055469)
近隣環境5：病院・診療所数	-0.0087506* (0.0042942)	-0.0092297* (0.0043781)	-0.0082401 (0.0042994)	-0.0077361 (0.0043204)
近隣環境6：人口数	0.00000693* (0.00000289)	0.00000696* (0.00000296)	0.00000873** (0.00000281)	0.00000843** (0.00000281)
近隣環境7：ホームレス数	0.0014302 (0.0013707)	0.0003317 (0.0003152)	-0.0033889** (0.0009385)	-0.0007858** (0.0002505)
定数項	12.14711** (1.015211)	12.07933** (1.032286)	12.34131** (0.9907904)	12.37318** (0.9897088)
R ²	0.4387	0.4387	0.4502	0.4472

注) サンプル数は350。()内は、Whiteによる一貫性を持つ標準誤差。***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

りも関係が薄いことがわかる。また、モデル7で保健所・保健センターからの距離圏が有意になっているほかは、すべての変数が有意な影響となっており、定住型ホームレスはこれらの要因とは独立した自立型の生活を送っていることが示唆される。

一方、非定住ホームレスについての推定結果では、まず就業アクセス要因との関係が深いことが特徴的である。とくに、西成労働福祉センターから500m圏では係数が非常に大きく、定住ホームレスの8倍程度となっていることから⁹⁾、釜ヶ崎への依存関係が明白である。また、モデル9は区役所からの距離圏、コンビニ数、スーパー数なども有意であり、食料調達面や行政サービスの面でも依存性が高いことがうかがえる。

4 近隣地価への影響

鈴木(2003)では、ホームレスの居住が近隣地価にどのような影響を与えるかについてヘドニック地価関数による分析を行なっているが、本稿では定住・非定住ホームレス別に分析を深めることにする。分析の対象となる住宅地価のデータは、1998年における大阪市の地価公示および都道府県地価調査における住宅地価である。地価を説明する要因としては、通勤時間(最寄駅から市営地下鉄なんば駅もしくは梅田駅の近い方への時間:分数)、駅までの距離(m)、地積(m²)といった属性変数のほかに、近隣環境要因として、本稿で作成したデータから、コンビニ数、スーパー数、レストラン数、病院・診療所数、人口数、ホームレス数などを用いることにする。これらの近隣環境のデータは、住宅地の地番から半径500mの同心円を描き、その中に含まれるデータを計算した⁹⁾。データ加工方法の詳細は、表5のとおりである。

推定結果は通勤時間、駅までの距離について1次項を考慮したものが表6、2次項まで考慮したものが表7である。まず、表6でホームレス数を現数値のまま説明変数としたモデル11、

12の結果をみると、定住・非定住ともに近隣住宅地化への影響は有意とはなっていない。しかしながら、ホームレス数は外生変数ではなく、地価が高く環境の良いところほどホームレスが増えるという内生性が存在すると考えるほうが現実的である。もしくは、この地価関数の説明変数では説明しきれなかった要因(省略変数)とホームレス数が相関していると考えられる。この場合、ホームレス数の係数は一致性を持たないことになってしまう。そこで、前節表4のモデル7およびモデル9の推定結果からホームレス数の予測値を計算し、それを地価関数の説明変数として用いる2段階推計を行なうことにする。この場合の推定結果を見ると、モデル13、14ともにホームレス数は負で有意な結果となっている。とくに、定住ホームレスの係数は非定住と比べて4倍程度大きく、ホームレスが10人増加すると3%程度地価が下がるという関係となっている。これは関数型を変えた表7の場合にもほとんど結果が変わらない。したがって、ホームレス数が地価に影響を与えていないとする鈴木(2003)の結論とは異なる結果となった。これは、鈴木(2003)では1段階めのホームレス数の推定が空間自己相関を処理し切れていなかったことや、そもそも分布が異なる定住・非定住ホームレスを分割せずに説明力の低い予測値を用いていたことが原因であると思われる。したがって、本稿の結果のほうがより信頼性の高い結果であると考えられる。

おわりに

本稿は、鈴木(2003)で行なわれた小地域情報を用いたホームレス居住分布の分析を発展させ、定住・非定住別ホームレスの居住規定要因を、より厳密な統計的方法で検証した。その結果、定住・非定住別に状況がかなり異なっており、前者は自立度が高い一方、後者は就業アクセスや食料調達など周辺環境への依存性が高いことがわかった。とくに、非定住ホームレスは釜ヶ崎地区への依存が高い。

また、ホームレス居住が近隣の住宅地価へ与える影響を、改善された方法を用いて分析した結果、ホームレス居住が近隣地価を下げているという結果が得られた。しかしながら、このことはホームレスを近隣地域から排除すべきとの論理を正当化するものではない。むしろ、このような負の外部性があるからこそ、政府や自治体が税金を用いてホームレスの自立支援策を行なうことが正当化されると解釈すべきである。また、これまで倫理的な批判の多かった地域住民の反対運動も理由なく存在しているのではないことがわかった。政府・自治体は地域住民にしかるべき所得保証を行なうなど、早急な政策的対応を行なうべきであり、この観点からもホームレスの自立支援対策が急がれるべきであると言えよう。

*大阪市立大学都市環境問題研究会（代表者：森田洋司大阪市立大学教授）に対して、本稿の分析の元になったホームレス概況・概数調査の町丁目別データをご提供いただいたことに感謝を申し上げたい。また、第117回住宅経済研究会で発表した旧稿に対して参加者の皆様から数多くの有益なコメントを頂戴した。改めて感謝をする次第である。

注

- 1) 平成15年現在の公表値でわが国のホームレス数は2万5296人に達しており、大阪府(7757人)や東京都(6361人)といった大都市部を中心に、すべての都道府県にまたがる581市町村で存在が確認されている。
- 2) ところで、小地域情報を用いて、このような観点からホームレスの地域分布を分析した先行研究例は、わが国はおろか、諸外国においても見当たらない。米国においては、O'Flaherty (1996)に代表されるようにホームレスに対して経済分析が進んでおり、都市間のホームレス分布についても分析が進んでいるが、それらをもっぱら住宅政策の観点から分析されている。たとえば、Quigley(1990)、Honig and Filer(1993)、Grimes and Chressanthi (1997)、Early and Olsen (1998)、Ying and Park (2000)、Quigley, Raphael and Smolensky (2001)などは、全米都市のクロスセクションデータやパネルデータを用いて、賃貸住宅市場の需給がタイトである都市ほど、ホームレス人口比率が高いことを報告している。また、Grimes and Chressanthi (1997)、Early and Olsen (1998) は、とくに家賃統制法を実施している都市においてホームレスが多いことを報告して

おり、家賃統制の是非をめぐるでも論争が起きている。

- 3) 近隣地区が1、それ以外が0となる行列である。
- 4) したがって、以下はSARのみの結果を報告する。
- 5) 非定住ホームレスと定住ホームレスの比率は2.6倍程度(5837/2255)であるから、もし両者の分布が同様であれば各変数の係数は2.6倍程度にしかならないはずである。
- 6) 人口数やホームレス数といった町丁目別のポリゴン(面)データについては、①同心円を描いて町丁目ポリゴンデータを分割し、②町丁目の同心円内に入る面積を町丁目面積で割った「割合」を計算し、③町丁目のデータに割合を乗じたものを、④同心円内で足し上げた。

参考文献

- Early, D. W. and E. O. Olsen (1998) "Rent Control and Homelessness," *Regional Science and Urban Economics*, 28, pp.797-816.
- Grimes, P. W. and G. A. Chressanthi (1997) "Assessing the Effect of Rent Control on Homelessness," *Journal of Urban Economics*, 41, pp.23-37.
- Honig, M. and R. Filer (1993) "Causes of Inter-city Variation in Homelessness," *American Economic Review*, 83(1), pp.3-21.
- Quigley, J. M. (1990) "Does Rent Control Cause Homeless? Taking the Claim Seriously," *Journal Policy Analysis and Management*, 9, pp.89-93.
- Quigley, J., S. Raphael and E. Smolensky (2001) "Homeless in America, Homeless in California," *Review of Economics and Statistics*, 83(1), pp.37-51.
- O'Flaherty, B. (1996) *Making Room: The Economics of Homelessness*, Harvard University Press.
- Ying, J. and S. Park (2000) "Increased Homelessness and Low Rent Housing Vacancy Rates," *Journal of Housing Economics*, 9, pp.76-103.
- 大阪市立大学都市環境問題研究会 (1998) 『大阪市内における野宿生活者(ホームレス)の概数・概況調査』。
- 鈴木亘 (2003) 「GISを用いたホームレス居住権の分析と都市政策」山崎福寿・浅田義久編『都市再生の経済分析』第8章、181-201頁、東洋経済新報社。
- 水内俊雄 (2001) 「都市大阪の光と陰」森田洋司編『落層』日本経済新聞社。

持家居住が子どもの成育の質に与える影響

Haurin, D. R., T. L. Parcel and R. J. Haurin (2002) "Does Homeownership Affect Child Outcomes?," *Real Estate Economics*, 30, pp.635-666.

はじめに

米国では、持家居住者は税制を通して優遇されており、加えて、住宅都市開発省、州、そして地方自治体による多くの政策プログラムが、住宅取得の促進を目標としている。しかし、持家居住が世帯構成員に与える影響について分析した研究は、それほど多く存在しない。今回紹介する Haurin, Parcel and Haurin (2002) は、持家居住が、認識力（理解力）や素行といった子どもの成育の質に、どのような影響をもつのか検証している。

持家居住が子どもに影響するメカニズムには、持家居住者の高い投資意欲と、地理的な安定性があげられる。持家居住者は、借家居住者に比べ、修繕・補修などのため、住宅に対する投資を大きくする傾向がある。Parcel and Menaghan (1994) などの先行研究では、修繕・補修等による物理的な住環境の質の改善は、子どもの認識力や行動に大きく影響することが示されている。

Elton and Packer (1986) などは、これらの住環境の改善は、社会的な孤立といった心理的なストレスを軽減する役割を果たし、また、住宅を所有すること自体が、世帯の生活満足度を高めると主張している。このように優れた住環境をもち、生活満足度の高い世帯では、子どもに対する感情面でのサポートも優れており、子どもの素行や認識力の向上を導く。

社会学的には、社会資本は、婚姻状態や地域社会等の安定をもたらす、子どもの成果に大きな影響を与えると考えられる。持家居住者は、移住コストが高いため、長く1カ所に住みつづける傾向にあり、近隣の環境やコミュニティに進んで参加し投資をする。近隣の社会資本への投資は地域のネットワークを生み出し、子どもの成育に正の効果をもたらす。

1 基本モデル

基本モデルは、Becker (1965) の家計内生産関数モデルを利用して、以下の3つのモデルを考える。i 番目の子どもに対して、

$$H_{iT} = f_1(O_{iT}, X_{iT}) \quad (1)$$

$$C_{iT} = f_2(O_{iT}, H_{iT}, Z_{iT}) \quad (2)$$

$$B_{iT} = f_3(O_{iT}, H_{iT}, Z_{iT}) \quad (3)$$

ここで、 $t=1, \dots, T$ で、 T は現在時点を表す。(1)式は、現在の持家居住状況 (O_{iT}) と制御変数のベクトル (X_{iT}) が、現在の住環境 (H_{iT}) を生産することを表している。(2)式、(3)式は、子どもの現在の認識力 (C_{iT}) と素行 (B_{iT}) についてのモデルである。これらの変数は、現在の住環境と現在にいたるまでの他の説明変数 (Z_{iT}) の関数であると仮定する。なお、現在の持家居住の子どもは認識力や素行に及ぼす効果だけでなく、持家居住期間の子どもへの成育への影響についても検討する。

実際の推定に際しては以下のような線形の変量効果モデルを仮定する。

$$H_{iT} = \beta_H O_{iT} + \delta_H X_{iT} + \alpha_{Hi} + \epsilon_{HiT} \quad (4)$$

$$C_{iT} = \beta_C O_{iT} + \alpha_C H_{iT} + \delta_C Z_{iT} + \alpha_{Ci} + \epsilon_{CiT} \quad (5)$$

$$B_{iT} = \beta_B O_{iT} + \alpha_B H_{iT} + \delta_B Z_{iT} + \alpha_{Bi} + \epsilon_{BiT} \quad (6)$$

ここで、世帯に固有の特性誤差 α_{Hi} は、住環境整備に関する観測されない両親の能力や姿勢を表す。 ϵ_{HiT} は、平均ゼロの確率的な要素である。認識力と素行の関数において、 α_{Ci} と α_{Bi} は、子どもに固有の特性誤差で、観測されない先天的な能力や世帯固有の影響要因を反映している。 ϵ_{CiT} と ϵ_{BiT} はどちらも平均ゼロの確率変数、 α_i は時間について不変で、平均ゼロの確率変数であると仮定する。この変量効果アプローチを使うことで、母集団に対し標本が小さくても、自由度を確保し適切な推定が可能になる。

j 番目の方程式について、仮定したモデルの確率

的な特性は以下のとおりである ($j=H,C,B$)。ここで、方程式間の誤差項は無相関と仮定する。

$$E[\alpha_{jt}] = 0, E[\epsilon_{jIT}] = 0, E[\alpha_{jt}^2] = \sigma_{\alpha_j}^2, E[\epsilon_{jIT}^2] = \sigma_{\epsilon_j}^2,$$

$$E[\alpha_{ji}\epsilon_{jIT}] = 0 \text{ for all } i, T \text{ and } k$$

$$E[\epsilon_{jIT}\epsilon_{jIS}] = 0 \text{ if } T \neq S \text{ or } i \neq k$$

$$E[\alpha_{ji}\alpha_{jk}] = 0 \text{ if } i \neq k$$

持家居住の影響を考えると、持家志向と子どもへの投資意向の両方に影響を与える観測されない変数の存在に注意が必要である。持家居住世帯は子どもへの投資も多い傾向があるので、標本世帯が、持家居住と子どもへの投資について、ランダムでなく偏りを持って選択されるというサンプル・セレクション・バイアスの問題が生じる可能性がある。この問題を解決するため、(5)式、(6)式については、Barrow, Cain and Goldberger (1981) が提唱したトリートメント・エフェクト・モデルを導入する。すなわち、プロビットモデルによって、両親のテニユア・チョイスを推定した後、借家居住者と持家居住者それぞれについて、子どもの成育方程式を推定し、逆ミルズ比を用いて、サンプル・セレクション・バイアスの検定を行なう。

実際に、ここでの手順を紹介すると、第1段階では、両親が所有を選択した場合を $O=1$ とする所有選択方程式を推定する。

$$O_{IT} = \gamma_H Y_{IT} + \alpha_{O1} + \epsilon_{OIT} \quad (7)$$

(7)式では、 Y は持家居住に関連する説明変数ベクトルを表し、資産、所得等、 Z にも含まれる説明と、持家居住の場合のみ含まれる説明変数である相対価格から構成される。住宅価格の変動は、所有する住宅の質、住宅ローン金利、期待される住宅価格インフレ率、税率などを一定とすれば、空間的・時間的な変化に依存する。第2段階で、(7)式によって作成した操作変数を用いて(5)式、(6)式を推定する。

また、トービットアプローチにより持家居住期間を持家居住変数するモデルの分析も行なう。

2 データセット

両親のデータには、National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79)、子どものデータには、NLSY Child data (NLSY-C) を用いる。両親のデータは、1979年に始まり1994年まで毎年集められて

いる。子どもについては、1988年に5～8歳の子どもを対象とし、1994年まで隔年で、認識力テストの結果を直接比較できる。基本的な観測値は、1026人の子どもに対するパネルデータで、4年で4104の観測値が存在する。

従属変数に使用するデータについて見ると、まず住環境変数について、NLSY-Cでは、以下の2つの住環境指標が報告されている。ひとつは、Home-Cで、建物や生活空間の物理的な質の改善と、認識力を向上させるために費やした財や時間の指標である。もうひとつは、Home-Eで家庭における感情面のサポートについての指標である。どちらも指標の値が高ければ、子どもの成果によりプラスに働く環境を意味する。

子どもの認識力の変数には、読解力と数学のそれぞれの到達度の指標である Peabody Individual Achievement の標準化されたスコアを用いる。

子どもの素行の変数には、NLSY-Cの28項目の子どもの問題行動についての母親の回答をベースとしたデータ (BPI; Behavior Problems Index) を用いる。この変数の数字が大きいと、問題行動が多いということになる。

説明変数である持家居住については、子どもを持つ世帯の持家居住状況が1979年から毎年利用可能であり、また、一時点の居住状況だけでなく、所有期間についても利用が可能である。

このほかに、説明変数である持家居住の効果を抽出するために、さまざまな制御変数を用いている。代表的なものをあげると、子どもの性別、誕生時の体重、健康問題のほか、両親の年齢、母親の人種、教育、精神状況、家族数、婚姻の安定性、近隣の特性の変数などが含まれる。

3 推定結果

まず、最尤法を使い、両親の1988～94年の賃金方程式を推定した。標本平均における母親の推定賃金は8.23ドル、父親のそれは、12.78ドルであった。

次に、持家居住の決定を行なう(7)式のモデルについて推定を行う。デモグラフィック変数には、両親の年齢、人種/民族、子どもの数、子どもの年齢、人口密度、大都市圏居住などの変数が含まれる。経

表1－説明変数に持家居住を用いたモデルの推定結果

変数	HOME-C		HOME-E		数学到達度		読解力到達度		素行	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
持家居住	10.67	4.7	5.89	2.5	3.44	1.7	3.15	1.7	-1.69	0.8
HOME-C	—	—	—	—	0.06	4.4	0.04	3.4	-0.03	2.2
HOME-E	—	—	—	—	0.03	2.5	0.04	2.9	-0.04	3.4

出所) Haurin, Parcel and Haurin (2002) より作成。

注) HOME-Cは、建物等の物質的な質の改善と、認識力を高める活動に費やした財や時間の変数。

HOME-Eは、家庭での感情面のサポートについての変数。

実際の推定モデルでは、これらの説明変数のほかに多くの制御変数を使用しているが、誌面の都合上割愛している。

持家居住変数は、持家志向方程式による操作変数を用いている。

表2－説明変数に持家居住期間を用いたモデルの推定結果

変数	HOME-C		HOME-E		数学到達度		読解力到達度		素行	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
持家居住期間	1.40	4.6	0.83	2.6	0.49	1.8	0.65	2.6	-0.39	1.4
HOME-C	—	—	—	—	0.06	4.4	0.04	3.4	-0.03	2.1
HOME-E	—	—	—	—	0.03	2.5	0.03	2.9	-0.04	3.4

表1に同じ。

済的な説明変数には、両親の賃金、資産、住宅価格指数、住宅ローン金利、頭金制約に関する指標が含まれる。推定結果の詳細についてはここでは割愛するが、符号条件はすべての変数について期待どおりの結果となった。とくに、住宅価格指数と頭金制約に関する指標は、有意に負の推定値が得られた。

次に、セレクション・バイアス検定を行なっている。(7)式の推定結果より、持家居住者と借家居住者それぞれについて、3つの子どもの成育指標ごと、計6本の推定モデルについて逆ミルズ比を計算した。その結果、5%水準で借家居住者の3つの方程式とひとつの持家居住者の方程式でバイアスが確認された。このバイアスの存在は、持家居住の住環境や子どもの成育に与える影響を過小評価することになるため、トリートメント・エフェクト・モデルを採用し修正を加える。(4)式の持家居住の住環境への影響についての推定結果は、表1に示す。第1列は、HOME-Cについての推定結果を報告している。持家居住は、HOME-Cの値(平均47)を10.7ポイント上昇させる。これは、多く制御変数の存在にもかかわらず、持家居住者のHOME-Cは借家居住者に比べ23%も高いことを示している。

また、世帯に特有の性質の誤差についての自己相関係数は0.42であり、自己相関の存在が確認された。この後、すべてのモデルで、世帯特性や子どもの特性についての誤差が時間を通じて独立であるという

仮定は、棄却されている。

2列目は、HOME-Eに対する説明変数の影響を示している。持家居住は、HOME-E(平均47)を5.9ポイント押し上げる。他の条件を一定としたとき、持家居住によりHOME-Eは13%も上昇する。

結論として、持家居住は、HOME-CとHOME-Eに大きな影響を及ぼすことが判明した。

子どもの成育の推定(5)式、(6)式に際しては、サンプル・セレクション・バイアスを回避するため、テニユア・チョイスと居住期間の決定モデルから導かれた操作変数を用い、変量効果モデルにより推定している。表1の第3列は子どもの数学の到達度を従属変数として用いた推定結果である。この結果より、持家居住は数学の到達度を3.4ポイント、7%上昇させる。さらに、持家居住はHOME-Cを10.7ポイント、HOME-Eを5.9%上昇させるので、間接的な持家居住の数学の到達度への影響は、0.8ポイントになる。したがって、他の変数を制御した上でも、持家居住者は、借家居住者に比べ、数学の到達度が全体で9%高い。

第4列は読解力の到達度についての推定結果を示している。持家居住は、10%水準で有意かつ正であり、持家居住は読解力を直接的に3.2ポイント、間接的に0.7ポイント上昇させ、借家居住者に比べ、全体でおおよそ7%スコアを上昇させる。

最後の列は子どもの素行についての結果である。

借家居住者に比べると、持家居住者は子どもの問題行動(平均2.6%)を1.7ポイント減少させる。HOME-CやHOME-Eを通じた間接的な効果は0.9ポイントであり、全体で3%の問題行動の減少をもたらすが、統計的には有意でないことに注意すべきである。

居住期間を被説明変数とした推定結果を表2に示している。テニユア・チョイスと同様、ここでも持家居住が子どもの認識力を向上させ、問題行動を減少させるというこれまでの仮説を支持する結果となった。その効果には、直接的なものとしてHOME-CやHOME-Eの改善を通して波及する間接的なものが存在する。

また、ここでは詳細を示していないが、子どもの成育へ重要な影響を与えた制御変数の推定結果についてみると、男性で黒人の子どもは、女性で白人の子どもより数学と読解力の成績が悪く、問題行動が多いことが示された。母親の年齢が高く、両親の教育水準の高い子どもは、数学、読解力とも成績が良い。賃金や資産、非労働所得については、子どもの成育との相関は確認されなかった。また、離婚や再婚については、子どもの認識力や素行について負のショックを与えることが示された。

結論

ここでの結果は、持家居住が、財産や質の高い住

環境への投資を通して、子どもの成育の質にプラスに働くことを示している。すなわち、これまでの主として一次取得世帯を対象とした住宅政策だけでなく、子どものいる借家居住者を支援する政策も有用であることが示された。子どものいる世帯の持家への移行が進めば、子どもたちは、長期にわたり安定した質のよい住環境で過ごすことが可能になる。

さらに、住宅政策だけでなく、教育政策の面からも、持家率の上昇による住環境の改善が教育の達成度を高める、という結果は意味のあるものであろう。

参考文献

- Barnow, B. S., G. G. Cain and A. S. Goldberger (1981) "Issues in the Analysis of Selectivity Bias," Stromsdorfer, W.E. and G. Farkas (ed.) *Evaluation Studies Review Annual*, Beverly Hills.
- Becker, G. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75, pp.493-517.
- Elton, P. J. and J. M. Packer (1986) "A Prospective Randomised Trial of Value of Re-Housing on the Grounds of Mental Ill-Health," *Journal of Chronic Disease*, 39, pp.221-227.
- Parcel, T. L. and E. G. Menaghan (1994) "Early Parental Work, Family Social Capital and Early Childhood Outcomes," *American Journal of Sociology*, 99, pp.972-1009.

(行武憲史/財団法人日本住宅総合センター研究員)

投稿論文募集

本誌では、住宅・土地に関連する経済学的な論文を募集いたします。投稿規定は下記のとおりです。

1. 投稿論文の内容は、住宅・土地に関連する経済学的研究の成果とする。
2. (1)本誌への投稿は、他誌に未投稿のものに限る。
(2)原稿は日本語で、おおむね12,000字以内とする。
(3)投稿者は、プリントアウトした原稿(A4)2部、FD(MS Wordまたはテキストファイル)を送付すること。また、原稿・FDは返却しない。
(4)採否については、6カ月以内に審査委員会(学識経験者数名で構成)のレフェリー制により決定し、採否を含む審査結果は速やかに投稿者に通知する。なお、原稿については、投稿者に一部修正を求めることがある。
(5)投稿者の氏名・所属・連絡先(電話番号・メールアドレス)を明記すること。
3. 原稿の送り先・問い合わせ先

財団法人 日本住宅総合センター 『季刊 住宅土地経済』編集担当
〒102-0083 東京都千代田区麴町5-7 秀和紀尾井町 TBR ビル1107号
TEL: 03-3264-5901 FAX: 03-3239-8429

●近刊のご案内

『居住者組織による住環境の管理手法に関する基礎的研究』

定価2,300円(税込み)

わが国の都市景観や街並みは美しさに欠けるとの指摘を受けることが多い。密集住宅市街地はもとより計画的に良好な住環境が創出された住宅地においても、長い年月の間に相続などを契機とした敷地の細分化や個性のみを主張する建築に溢れ、徐々に街並みは崩れる傾向にある。

まちづくりはしばしば「総論賛成、各論反対」の壁に阻まれる。土地基本法は「土地利用については公共の福祉を優先させる」と高らかに謳っているものの、わが国においては依然として私権(土地の財産権)が強く認められている。また、かつて近隣コミュニティの規範として存在していた暗黙のル

ールや慣習は、都市化の進展、コミュニティの衰退などに伴い、機能しなくなっている。

一方で、NPOなどによる草の根的なまちづくり活動が近年活発化しつつあり、まちづくり協議会などの地域の住民や居住者を主体とした組織が計画や事業へ参画することも見られるようになってきた。今後の住環境の持続的な維持・向上を図るためには、居住者自身がまちづくりに対する認識を高め、地域コミュニティがその機能を取り戻し、「住民自治」という考え方にに基づき、主体的かつ組織的に住環境のマネジメントに関与していくことが重要である。本調査はこうした視点のもと、わが国や諸外国の事例をふまえて、居住者組織による住環境の管理手法に関する制度的な枠組みについて検討を行なったものである。

本報告書は5章からなり、第1

章でわが国の住宅市街地を取り巻く状況と問題意識を提示し、第2章で住環境管理の先進的事例として国内10事例、海外2事例を紹介している。とくに「祇園町南側」や「中間法人汐留シオサイト」はほかではあまり紹介されていないが示唆に富む事例である。第3章では既存の制度の比較としてわが国のまちづくり制度と海外のHOA、BIDを論じ、また法人制度・意思決定の要件などの比較検討も行なった。第4章では本調査の主眼である「住民自治」を基礎とした住環境マネジメントのありかたを提言し、第5章では具体的な制度提案として管理規約と所有権双方からのアプローチを試みている。

なお、巻末に資料として、ヒアリング調査の要旨、ラドバーン「制限の宣言」の原文、レッチワースの収支報告等を付した。

編集後記

ある親しい友人から聞いた話。彼は東京に住んでいるが、数年前に両親が他界して、田舎の家を相続した。すぐには使うあてもないので、その家を1年間だけという口約束で知人に貸したところ、その後3年間も居座られてしまった。ようやく今回、1年間の定期借家契約を結ぶことができたが、相手はなんだかんだといって出ていく気配をみせず、さらに住み続けるといっているという。負けることは承知のうえで、立ち退き裁判でもなんでもおこしてみよう居

直っている。裁判になれば、時間も費用もかかるし、そもそも普通の人間にとって裁判など厄介だし、気が重い。甘い気持ちで貸してしまった自分が情けない、と彼は嘆いていた。漱石がいうように、「普通の人」が、突然悪人に変身するのだから始末が悪い。彼はいわば、本誌No51(2004年冬季号)の座談会で話題に出た「家だらけ家族」ということになるが、「空き家」管理の問題は、すでに個人のレベルでさまざまな悲喜劇を引き起こしはじめている。(h)

編集委員

委員長——瀬古美喜
委員——浅見泰司
中神康博
八田達夫

季刊 住宅土地経済

2004年秋季号(通巻第54号)

2004年10月1日 発行

定価750円(内消費税35円) 送料180円

年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——(財)日本住宅総合センター

東京都千代田区麹町5-7

紀尾井町TBR1107 〒102-0083

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)