

[巻頭言]

# 構造改革の行方

金本良嗣

東京大学大学院経済学研究科・経済学部 教授  
財団法人日本住宅総合センター 理事

小泉内閣は大胆な構造改革を行なうということで発足し、それに対する国民の期待感は大きかった。当初の支持率が80%を超えるという状況がこの期待感を如実に物語っている。

当然のことながら、大きなインパクトをもつ構造改革は大規模な制度改変をとめない、その実現には時間がかかる。かなりの数の構造改革が進みつつあるが、決着には時間がかかるし、それらの多くは小泉内閣以前から検討されてきたものでもある。これらの構造改革が良い方向で実現できれば、日本経済の再生は軌道に乗ってくるであろう。

住宅・土地関係の構造改革では、不動産金融・住宅金融が最大のターゲットである。不動産金融一般については、不動産証券化の制度が整備されつつあり、日本版REITがすでに上場されている。不動産証券化の進展は土地担保融資が主体であった日本の金融システムに大変革をもたらす可能性がある。

住宅金融においては、特殊法人改革の一貫として住宅金融公庫を廃止し、その代わりに住宅ローン証券化市場を育成する方向が打ち出されている。これについても、有効に機能する住宅ローン市場が形成できるかどうかは今後の課題である。

不動産・住宅分野における金融システムの構造改革においては、市場制度設計を行なう主体と実際の市場参加者の双方が十分な専門的能力を持つことが欠かせない。高度専門教育の一翼を担うはずの大学人にとっても大きな課題を投げかけている。

---

## 目次●2002年夏季号 No.45

---

[巻頭言] 構造改革の行方 金本良嗣	—1
[特別論文] ホームレスの人々への居住支援 中島明子	—2
[研究論文] 都市住宅市場と固定資産税の経済効果 中神康博	—10
[研究論文] 借地借家法の正当事由条項が借家人の付け値家賃に与える影響 岩田真一郎	—20
[研究論文] 地価とマーケット・ファンダメンタルズ 吉岡孝昭	—28
[海外論文紹介] 容積率規制による開発制約の実証分析 寺崎友芳	—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

# ホームレスの人々への居住支援

中島明子

## はじめに：本研究の視座

東京、大阪のみならず、全国各地に家のない人々が増え、日常誰もが目にするようになった。政府が2001年9月末に取りまとめた路上生活者の概数調査結果では2万4090人で、昨年より3600人増えている。その背後には生活保護世帯の増加があり、青年を含めた失業や不安定・短期雇用の増大といった膨大な「ホームレス」予備軍が控えている。これらの人々は、家族・友人の人的ネットワーク、福祉サービスや支援のネットワークからはずれるや否や、針の一突きで公共空間へと押し出され、貧困の姿を晒す危険をもっている。

路上生活者の増加は、1980年代以降、新自由主義政策を導入した先進諸国共通の問題である。日本でもホームレス問題はもはや社会的に無視できない状況になったことを反映し、居住支援にかかわるさまざまな試みが行なわれるようになってきた。社会不安を表象する危機管理の意味もあるだろう。現在、ホームレス自立支援法案が国会に上程されているが、抜本的解決を語るうえでは、支援および防止策としての居住保障の問題は避けては通れない。

「家のない人々」の問題は複雑であり、福祉、保健医療、住居、雇用、教育などの包括的内容をもっている。この分野については、従来福祉学における貧困問題、都市社会学における都市不平等論など、多分野からの蓄積がなされてきた。本稿は、従来日本において欠落してきた居

住保障の側面からその可能性について検討する構想的研究の端緒を紹介するものである。前提条件を整理したうえで、居住保障にかかわる課題について、東京を中心に提起する。

## 1 「ホームレスの人々」、そして「支援に値する人々」

最初に、ここで取り上げる「ホームレスの人々」あるいは「路上生活者」とはどのような人々かについて整理しておく。

近年、「家のない人々」を「ホームレス」という。「ホームレス」とは「公園、道路、河川敷、駅舎等、公共の空間で、テント小屋を建てたり、段ボールを敷いて寝泊まりするなどして日常生活を送っている人々」（東京都福祉局2001、16頁）の総称とされ、従来よりも幾分かは人権が配慮されるようになったことの反映とみられるが、2点について注意が必要である。

ひとつは、「ホームレス」が単に「屋根がない状態で暮らしている人々」を指すならば、不定住・漂泊の文化をもつ人々や自由意志による人々も含まれる。しかし、ここでは一般的な「家のない人々」を対象にするのではない。岩田正美は「不定住的貧困状態にある」人々と定義し、「あくまで“貧困”の一形態であり、しかも“不定住”という“異質な”側面を付加するほどに極まった“貧困”=極貧」（岩田1995）状態にある人々を対象にしているが、本稿でも同様である。また、「ホームレス」は単純な表現ではあるが、「一般の人々」と差別化された

概念で、怠惰で不潔な人々といった人間像や「不定住文化」をもつ固有の人々としてラベリングされている。しかし、ここでは権利主体である「家のない状態」にある人々を指す。

2つには、欧米で「ホームレスの人々：the homeless, homeless person」と日本の「ホームレス」とは概念が違うことである。日本における「ホームレス」は、「路上生活者」あるいは「野宿生活者」を指しているが、欧米では国により定義は異なるものの、緊急一時施設や簡易宿泊所（ホステル等）などに居住している人々や、家を失うおそれのある人々をも含んでいる（中島2001）。1987年の国連国際居住年での定義はさらに広く、「人間らしい住居に住んでいない状態」<sup>1)</sup>、すなわち屋根があっても貧困居住にある人々をも homeless としている。家のない状態の人々は street people, rough sleeper, shelterless, houseless と使い分ける。こうした定義は、家のない状態の人々の人数の推定と施策に関係してくる。一般にどの国でも行政は数（行政需要）を小さくしようと、支援組織は多く見積もろうとする。政策としては、家のない人々に限定するのか、貧困居住と連続させて組み立てるかで異なってくる。日本で

(中島氏写真)

なかじま・あきこ  
1946年長野県生まれ。1976年京都大学大学院工学研究科博士課程修了。博士（工学）。目白学園女子短期大学教授を経て、現在、和洋女子大学家政学部生活環境学科教授。  
著書：『目白文化村』（編著、日本経済評論社）ほか。

「ホームレス」とすることで認識のズレが生じ、路上生活問題も、貧困居住問題も曖昧になる。筆者はこの点から「ホームレスの人々」と「路上生活者」<sup>2)</sup>とは区別して使ってきた。

こうした「ホームレス」の定義に加えて、公的支援を行なう段階では、納税者が納得する「支援に値する人」とそうでない人のふり分けが行なわれる。稼働年齢層は排除されやすく、怠惰やギャンブルといった本人の属性や問題に起因するか失業などの社会的要因か、そして「自立」の意志の有無が問われる。その線の引き方は、政治的、財政的、制度的、社会的通念や支援状況により決まる。

## 2 ホームレスの人々への支援の新たな状況：日本型非営利組織の成立

全国的に路上生活者が増加していると述べたが、新たに調査した自治体が増加したことによる増加分も含まれている。注目すべきことは、継続して調査している自治体の大半が増加しているなかで、東京23区および横浜市は路上生活者が減少している点である（表1）。これには、2つの要因が考えられる。

ひとつは都市生活研究会が実施した「平成11年度路上生活者実態調査」<sup>3)</sup>に示されているように、路上生活者の拠点の「多極化」すなわち分散化がある。東京都東村山市で起こった少年によるホームレス襲撃事件に象徴されるように、東京においては寄せ場であった山

表1 全国のホームレスの人々の概数調査結果

	2001年9月末 <sup>1)</sup>	1999年10月末 <sup>2)</sup>	1999年3月末 <sup>3)</sup>
五大都市 計	17,081人	17,174人	14,903人
東京23区	5,600人	5,800人	4,300人
横浜市	602人	794人	439人
川崎市	901人	901人	746人
名古屋市	1,318人	1,019人	758人
大阪市 <sup>4)</sup>	8,660人	8,660人	8,660人
その他政令指定都市 計	1,900人 (8市)	1,452人 (8市)	956人 (8市)
中核市および 県庁所在地の市	1,684人 (38市)	706人 (24市)	388人 (23市)
その他の市町村	3,425人 (347市町村)	1,119人 (73市町)	—
合計	24,090人 (420市区町村)	20,451人 (132市区町)	16,247人 (58市区町)

出所) 厚生労働省社会・援護局地域福祉課「全国のホームレスの状況について(概数調査結果)」2001年12月、2000年3月より作成。

注1) 大阪市を除き、2000年12月～2001年8月までの間に各自治体で実施された調査結果。

2) 大阪市を除き、1999年5～11月に実施された調査結果。

3) 北九州市は1997年3月、その他は1998年5月～1999年3月に実施された調査結果。

4) 大阪市は1998年8月の調査結果を提出していない。

表2—東京都による緊急一時保護センターおよび自立支援センター

施設	設置時期	設置箇所	定員	全体計画
緊急一時保護センター	平成13年度	大田寮	300人	計 5カ所 700人程度
	平成14～15年度	千代田区、荒川区、板橋区、江戸川区	各100人規模	
自立支援センター	平成12年度	台東寮 新宿寮	104人 52人	計 5カ所 400人程度
	平成13年度	豊島寮 墨田寮	80人 110人	
	平成14年度以降	渋谷区（予定）	未定	

出所) 城北福祉センター、平成13年度第2回地域交流会配布資料。

谷や新宿地域、公共空間や設備を利用できる都心区に集中していたが、今日では全地域に拡散してきている。都市の多様なサービス業従事者や、都市勤労者や自営業者の「ホームレス化」も関係している。

しかし、より以上に大きな要因としては、東京都の自立支援事業、さらに民間などによる宿泊所経営の効果が非常に大きくなっていると推定される。

バブル経済の陰りが見えた1990年代の前半から路上生活者が増え続け、これに対して、従来の保護行政や法外援護等による緊急施策では対応できないとして、国および東京都は「自立支援」を掲げ<sup>4)</sup>、東京都の自立支援センター台東寮、新宿寮が2000年11月に開設された。わずかであるが、そこに入所した利用者が路上生活者の減少に寄与していると考えられる（表2）。

他方、路上生活者への支援を行ってきた民間ボランティア組織や民間諸団体が、1990年代後半から社会福祉事業法に基づく第2種社会福祉事業としての宿泊所を運営しはじめ、これが急激に増加した。これらは路上生活者に居所を提供することで生活保護を受給し<sup>5)</sup>、その住宅給付分で経営を行なうことを基本にしている。10年前の段階では28カ所であったが、2002年には108カ所、定員4118人と急増している。規模は定員50名以下のところが8割を占めており、比較的小規模な施設が多く、また「特定非営利活動促進法」（1998年3月）により法人格を取得している組織が経営しているのは71カ所、全体の7割近くを占めている。これらが東京都の

路上生活者の数を引き下げているのは明らかであり、横浜市の人数の減少も同様に説明することができる。

欧米における非営利住宅供給組織と類似の性格のものが、日本においては生活保護を資源とした福祉事業として成立し、そのあり方が問われようとしている。

### 3 居住支援の可能性

#### 福祉施策の限界

現在路上生活者への支援としては、自治体の福祉行政が主要な窓口となっている。問題発見には公園課や河川課などもかかわるが、支援は福祉部局である。横断的、戦略的政策は都道府県があたり、実施は基礎自治体が行なう。

道義的援護としての食事券や乾パンの提供、就職などのための交通費支給といった法外援護があるが、中心は生活保護である。本来生活に困窮した状態であれば、不定住であっても生活保護法第2条「保護請求権無差別平等原則」により、困窮の原因如何にかかわらず保護を受けられ、路上生活者も援護できる。しかし、1981年の「厚生省123号課長通達」による生活保護受給の「適正化」によりきびしい対応がはかられ、高齢・疾病等の理由であれば保護されるが、稼働年齢層の保護適用は困難になっている。

こうした生活保護運用上の限界とともに、社会的生活に復帰する段階での良質な低家賃住宅の圧倒的不足の問題がある。福祉行政では既存住宅を活用して居所の確保につなげるしかなく、自立につながる宿泊所であっても、劣悪な状態の賃貸住宅でも、そこを居宅保護の場としなければならないケースが多いのだ。また、民間賃貸住宅入居時の保証人問題もある。これらは住宅制度の問題である。ここに福祉行政の限界があり、住宅政策との連携が必要なのである。

#### 住宅政策の限界

路上生活者対策にあたっては、常に「住宅政

策との連携」が掲げられるが、現状の日本の住宅政策では限界がある。

第1に、日本の住宅政策は基本的に路上生活者を対象にしてこなかったことである。戦後日本の住宅政策では、厚生行政から建設行政に移ることにより、生活困窮者は福祉政策で、住宅困窮者は住宅政策でというすみ分けが行なわれ、東京都などでは都営住宅への特別枠が行なわれてきたが、需要を満たす量ではない。1960年代に東京都は簡易宿泊所を実質的居住の場とみなし、居宅保護を認めるようになったが、簡易宿泊所は住宅政策上「非住宅」であり対象外である。この点が欧米先進諸国と基本的に異なる。

第2の理由は、1990年代後半からの住宅政策の市場化のなかで、さらに低所得者の居住困難が生じてきていることである。バブル経済期以降、とりわけ1995年の住宅宅地審議会答申を契機として、日本では本格的な新市場主義的住宅政策への転換が行なわれた。住宅の自己責任が強調され、戦後に成立した公共住宅政策の実質的解体が進み、供給戸数の想定は顕在化した需要を根拠としているために量的に少ない。したがって、生活困窮はもちろん、住宅困窮に陥った場合でも、審議会答申で示されたセイフティネットとしての公営住宅の機能は果たしえないのである。

以上の理由に加え、バブル期に低家賃住宅が減少したこと、また1990年代後半の自治体財政危機により、住み替え家賃補助制度等が後退し、居住不安を拡大していることもあげておこう。

ところで、こうした日本の住宅政策の基本的枠組みと方向に対して、東京都が初めて住宅政策において「ホームレス」対策を取り上げた。2001年6月に発表した住宅政策審議会答申「21世紀の豊かでいきいきとした東京居住を実現するための住宅政策の展開について——住宅政策のビッグバン」は、国の答申を受けて本格的市場主義的転換を行なう性格の答申である。この中の2カ所に、「ホームレス対策における福祉施策等との連携・協力の体制づくり」が盛り込

まれた。この答申に基づき策定された『2001-2015住宅マスタープラン』（2002年2月）にも引き継がれ、より具体的に「ホームレスに対して、福祉施策等と連携し、宿泊所等の福祉施設で自立を図った後、都営住宅の特定目的住宅制度により居住を支援します」とある（61頁）。これは、2001年3月に東京都福祉局が発表した「自立への新たなシステムの構築」と連動したもので、都営住宅の特別割当の枠の拡大や、グループ入居（空家入居などを活用し、生活支援・就労支援を行なうグループホームへの入居）の導入が想定されている。

一方で市場主義的住宅政策を推進し、公的住宅政策を縮小しておいて、他方でホームレス対策を掲げていることは、マッチポンプの観もあり、また都営住宅の奪い合いにもつながるが、住宅政策として取り上げた点、そしてこれが国および他の自治体にどのような影響を及ぼすかも注目される場所である。

#### 居住保障政策の3つの課題：中間居住施設、アフォーダブル住宅および地域再生

現状の住宅政策では限界があると指摘したが、路上生活者問題を考えるうえで、屋根の確保は解決の前提である。しかし、単に屋根を確保すればよいのではなく、雇用、福祉、保健医療、都市計画などとの連携が必要である。その意味では、住宅政策というより「居住保障政策」として展開するのがよい。路上生活者問題を考慮した居住政策の課題を3つに絞って取り上げる。

##### (a)多様な中間居住施設（準住宅）

一般に、生活保護による路上生活者の「自立」は、生活・健康・就労援助を行なう更生施設を経て一般住宅に至る。しかし東京都と横浜市では、日雇い労働者を対象とした簡易宿泊所を居所と認めており、更生施設を経ずに簡易宿泊所に住む人々もいる。山谷地域では簡易宿泊所居住者約5400人中、4割以上が生活保護受給者である（2000年12月末）。また、非営利組織などによる多様な宿泊所にも、生活保護受給者

や年金生活者などが3000人以上暮らしている。

これらの一般住宅と路上とのあいだにある中間居住施設である簡易宿泊所や宿泊所、また東京、大阪などに開設されている緊急一時保護センター等は、都市最底辺の人々やそこに転落するおそれのある人々、公営住宅から排除されている人々にとって、第1に最後にたどり着く屋根 (last resort) として、第2に一般住宅に移るためのステップハウス (step house) として、第3に終の棲家 (parmanent house) としての機能をもっている。とくに生活・就労支援を行なう非営利組織の宿泊所は、グループホームに近い形態をとり、個々の人々の「自立」の課題に応じた支援が行なわれ、更生施設を越える役割と実績を蓄積しつつある。

しかし、これらを居住の場と考えるとあまりにも居住水準は低い。これらが実態として居住の場であることを確認し、準住宅として定義し、構造、安全、衛生、専有空間および共同空間や設備などのハード面の改善を行ない、そのための公的支援を行なう。つまり住宅政策の枠組みの拡大である。これらをケア付住宅やグループホームに改装し、住宅政策に乗せることも考えられる。大阪釜ヶ崎の簡易宿泊所経営者のサポートハウス試みはその先行事例である<sup>6)</sup>。

#### (b)低所得者向けアフォーダブル住宅の供給

路上生活者が居所を確保する段階で、また生活困窮者が路上に押し出されるのをくい止めるためにも、低所得者向けのアフォーダブル住宅の供給が必要である。市場では劣悪な住宅しか提供されず、公共住宅の入居はさらに制限されている状況で、居住の確保をするためには新たに2つの課題が考えられる。

ひとつは、欧米にみられる非営利組織による低家賃住宅の供給である。ただし、土地の確保や建物建設費等、資本支出にかかわる部分への公的支援は不可欠である。これらを公的施策住宅とみなす論理の組立てが必要となる。

2つは民間住宅居住者への家賃補助である。公営住宅入居資格者 (世帯) は当然として、生

活保護基準の人 (世帯) も対象とする。住居費を支援すれば自立した生活が可能な人には、住宅給付の単独給付または家賃補助を行なう。家賃補助は①地域資源を活用し、②制度次第で居住水準向上させることができ、③居住選択の幅が広がり、④生活困窮者が地域的に集中することを避けることができる。すでに大阪市や東京都特別区で経験が蓄積されており、これらを参考にして国の制度として住宅政策に盛り込む。

#### (c)地域再生を行なうなかでの路上生活者の居住保障を行なう課題<sup>7)</sup>

3つめの課題は、地域再生と結合し、低所得者用アフォーダブル住宅や準住宅を供給して、路上生活者の居住支援を行なうことである。可能性としては東京、大阪、横浜などの寄せ場地域が考えられる。寄せ場は歴史的に日雇い労働者の就労斡旋の場であり、日雇い労働に対応して柔軟に居住できる簡易宿泊所が多数供給されてきた。しかし、1990年代以降の不況は日雇い労働者を直撃し、寄せ場は路上生活者を抱える地域に変貌した。地域経済は衰退し、バブル期にビジネスホテルなどへの建て替えを行なった宿泊所には空室が目立つ。しかし、こうした地域には多様な支援組織が集中し、食事サービス、安否確認、健康相談、アルコール対策や文化活動などを行なっている。ヘルパーやリサイクルなどの地域住民の要求に合わせた地域ビジネスの創出や、地域通貨も試みられている。

したがって寄せ場地域では、簡易宿泊所を地域再生資源の核として、一部をグループホームに改装・改築したり、地域に開かれた共同リビングや仕事場に改装することにより、多様な支援ネットワークと連携して支援を行なうことが可能なのである。簡易宿泊所の経営活性化をはかる選択肢のひとつにもなろう<sup>8)</sup>。また、路上から住居を確保した人々の中には、就労自立に至る人もいるだろうし、地域住民として暮らすことにより地域経済を活性化させることになる。

問題は地域に働き暮らす人々がこうした方向を選択するかどうかであり、この構想は始まっ

ばかりである。自治体としても、生活保護費4分の1の自治体負担(国4分の3)を重荷と考えるか否か、冷静に判断する必要があるだろう。このように、既存資源を利用して路上生活者の居住支援を行ない、人的支援を行なう条件が整えば、どの地域でも実施可能である。

### おわりに：路上からの早期の回復

本稿は、ホームレス問題に対する居住支援からのアプローチであった。住宅政策あるいは居住政策の方向については、いまだにラフスケッチの段階である。

また、財政については重要なポイントでありながらまったく触れていない。現在、路上生活者に関連する福祉関連予算は相当額が投下されてきている。これらが、個々の家のない人々の自立課題に沿って効果的に配分されているかどうかは、納税者にとって関心のあるところである。もしそれが順当に使われ、ひとたび極限的貧困に陥っても、再度生活再建に挑戦できる道を確認していることがわかれば、納税者は納得するだろう。反面、緊急対策に終始するならば、根本的な問題が解決されず、膨大な対策費が浪費されることになる。そして、路上生活が長期になるほど、心身ともに疲弊し、就労自立と生活自立への意欲を喪失し、窮乏は極まり、人間的尊厳を失い、回復のコストは高くつく。一刻も早い路上からの脱出が必要なのである。また、路上への転落防止を行なうほうが安くつくかもしれない。

限られたパイのなかでも居住支援の可能性はあるだろうし、全体の財政的枠組みを変えることも検討すべきである。その論理的枠組みの検討については経済学者に期待したい。

### 注

- 1) 日本住宅会議(1987)は、そうした広義の「ホームレス」概念で編集されている。
- 2) 「路上生活者」という言い方は必ずしも正確ではないが、関東地域では慣習的に使用しており、本稿でもこれを使う。関西などでは「野宿生活者」を使用することが多い。

- 3) 「平成11年度路上生活者実態調査」(代表 日本女子大学教授岩田正美)は、東京のホームレス支援団体・個人を組織し、冬期臨時宿泊施設利用者および路上生活者へのインタビュー調査を2000年3月に実施したもので、1028人の回答を得た。この概要は、東京都福祉局(2001)に掲載されている。
- 4) 国は1999年に関連省庁による「ホームレス連絡会議」、続いて厚生省に「ホームレスの自立支援の方策に関する研究会」を設置し、自立支援型施策を掲げた。これに先立ち、東京都は1996年に「路上生活者問題に関する都区検討会」を開催し、自立支援センターの設置を主要業務に位置づけ、2000年秋から設置を開始し、2002年3月現在、4施設が開設されている。あわせて2001年3月に「ホームレスの自立支援システム」として、第1ステップ：緊急一時施設、第2ステップ：自立支援プログラム、第3ステップ：生活指導、就労指導を行なうグループホームを想定した地域生活のサポート、社会生活への復帰というプログラムを発表。現在、緊急一時施設が開設され、グループホームの計画が行なわれている。
- 5) そのほかに現在地保護の形で、居所がない人々、退院後に帰る家のない人や、他の福祉事務所から依頼されて生活保護を受給して入居する場合もある。
- 6) 大阪市は、政令指定都市として直接路上生活者に対応するが、東京都や横浜市と異なり、簡易宿泊所を居所として生活保護をかける居宅保護を認めないため、簡易宿泊所経営者は、賃貸アパートに転換し、浴室などの整備やバリアフリー化、相談や支援を行なえる24時間管理とし、高齢、疾病などの生活保護受給者を受け入れ、これを当初「福祉マンション」と称した。その後、アパートに転換するだけで類似の名称を使うところが増えたため、これらと区別するために「サポートハウス」としている(1999年以降7棟)。
- 7) 中島・阪東・大崎・義平(2002)として、2002年8月に報告予定。
- 8) 簡易宿泊所の中には、外国人向けの低宿泊料金のホテルとして成功しているところもある。

### 参考文献

- 岩田正美(1995)『戦後社会福祉の展開と大都市最辺』ミネルヴァ書房。
- 東京都(2002)『2001-2015東京都住宅マスタープラン——豊かでいきいきとした東京居住の実現をめざして』。
- 東京都福祉局(2001)『東京のホームレス——自立への新たなシステムの構築に向けて』。
- 中島明子(2001)「イギリスにおける野宿生活者の居住支援」『月刊住宅着工統計』No.193、6-16頁。
- 中島明子・阪東美智子・大崎元・義平真心(2002)「寄せ場型地域における地域再生と路上生活者への居住支援の可能性」『日本建築学会学術講演梗概集』。
- 日本住宅会議(1987)『1988年版住宅白書——日本のホームレス』、ドメス出版。

中神康博論文（「都市住宅市場と固定資産税の経済効果」）は、持ち家世帯と借家世帯が共存するコミュニティを想定した場合に、固定資産税が地代や家賃にどのような影響を及ぼすかという点を分析するとともに、地方公共サービスの水準がどのようなメカニズムによって決定され、コミュニティにいかなる影響を及ぼすかについて分析している。

ここで持ち家世帯と借家世帯の決定的な違いは、持ち家世帯がコミュニティに固定的な主体であるのに対して、借家世帯は自由にコミュニティ間を移動するフットルースな主体として考えられている点である。したがって、持ち家世帯だけが存在するモデルと借家世帯だけが存在するモデルの違いは、人口が内生的かどうかという点である。

借家世帯だけが存在するコミュニティモデルにおいては、固定資産税によってファイナンスされた地方公共サービスの便益は、地代に帰着する。効率的な地方公共サービスを供給することによって、人々の人口流入が促進される結果、家賃や地代が上昇する。

この論文の特徴は、このような借家世帯と持ち家世帯が共存するという点を考慮に入れて、地方公共サービスの帰着のメカニズムがどのように変化するかを分析する点にある。

ここで政治的な意思決定によって、地方公共支出の決定メカニズ

ムを考える際に重要になるのが、持ち家世帯の存在である。借家世帯は自由に地域間を移動できるので、現在のコミュニティの政策的な決定についてはまったく興味を持ち得ない。それに対して、地域に固定的な主体である持ち家世帯は、この政治的なプロセスに強い関心を持っている。彼らが地方公共サービスの水準を決定するものとするのが自然である。このとき持ち家世帯が、地代収入を最大にするように公共サービスを決定すると考えると、この解は借家世帯による効用最大化の解と一致する。これは借家世帯の効用の増加が地代に帰着することを考えれば、当然の帰結であろう。

これに対して、持ち家世帯が自らの効用を最大にするように、地方公共サービスの最適水準を決定すると考えると、それが借家世帯による効用最大化の最適水準と一致するのは、持ち家世帯と借家世帯の選好が等しい場合だけである。これらはみな当然の結果といえるだろう。

このようなモデルを拡張する方向としては、著者が主張するように、コミュニティ間で戦略的に行動する借家世帯を考えることであろう。しかし、そのためには借家世帯が完全なフットルースではなく、移転する際に何らかの費用がかかることを前提にしなければ、借家世帯による政治的なプロセスへの関与を説明できないように思われる。



借地借家法についての理論的な分析や実証研究が次第に蓄積されてきている。岩田真一郎論文（「借地借家法の正当事由条項が借家人の付け値家賃に与える影響」）は、借地借家法の正当事由条項が市場家賃関数を上昇させる結果、契約更新を望まない借家人だけでなく、契約更新を望む借家人の効用水準も低下させるという結論を理論的かつ実証的に導いている。家主と借家人のあいだに情報の非対称性が存在しなければ、コースの定理が成立し、正当事由条項はなら資源配分に影響を及ぼさない。正当事由条項によって、借家人が保護される程度に応じて、家賃が上昇するだけで、借家の供給量や借家の床面積は変化しない。

岩田論文は、情報が非対称的な場合に、この結論がどのような影響を受けるかについて分析している。非対称情報の下では、すなわち家主が借家人の契約期間について十分な情報をもっていない場合には、家主はある確率で契約更新がある場合とない場合を考慮しなければならない。その結果、家主がオファーする平均的な家賃は、完全情報下で契約更新を前提とする家賃よりも低下するために、契約更新を意図する借家人の効用水準はかえって上昇することになる。

しかし、ここにリスクを導入して、危険回避的な家主の存在を仮定すると、家主のオファーする家賃はさらに上昇する可能性が高い。

理論的には、家賃がどれだけ上昇するかは、家主の危険回避度などに依存して、一概に結論を出すことはできない。この点を考慮して、岩田論文では家賃関数を推定することによって、情報の非対称性の下での家賃関数が、情報が完全な場合に契約更新を意図する借家人に対する家賃よりも上回ることを実証的に明らかにしている。これが実証されれば、借地借家法の正当事由制度は、契約を終了する借家人だけでなく、契約更新を意図する借家人にとっても不利になることが明らかにされる。

この実証研究で必要なのは、更新確率と立退き料についてのデータである。正当事由借家の市場家賃が定期借家の家賃よりも高くなるのは、契約期間終了後に家主が借家人に立退き料を支払わなくてはならないからである。データに基づいた立退き料や更新確率を前提にしたうえで、現在の正当事由制度は、更新を望む借家人に対する家賃関数を大きく上昇させて、借家の需要量を減少させ、効用水準の低下を招いているとしている。しかし、ここでの実証研究の問題点は、推定の際に線形の家賃関数を用いている点にある。家賃の付け値関数は床面積に関して非線形な影響を持っている。とくに、リスク回避的な家主を前提とすると、非線形の効果は無視できないものとなるであろう。したがって、線形モデルから推定された結果を用いて、非線形の影響を分析するこ

とには限界があるように思われる。

●

吉岡孝昭論文（「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」）は、地価とマーケット・ファンダメンタルズのあいだに安定的な関係が存在するかどうかについて、さまざまな手法を用いて、日本の地価を実証的な観点から分析している。バブルの検証の問題点は、マーケット・ファンダメンタルズの推定がどの程度正しいかということに決定的に依存している。吉岡論文では、従来の推定の問題点として、全国平均の地価を用いている点をあげている。大都市と地方都市、とくに六大都市とそれ以外の地域の地価の変動には無視できない大きな差異があることを指摘したうえで、より詳細な地価データを用いて分析が行なわれている。

吉岡論文では、必ずしもバブルの検証という点に主眼は置かれていないが、まず共和検定を用いることによって、地価とマーケット・ファンダメンタルズのあいだに長期的に安定的な関係があることが見出されている。次に、エラーコレクション・モデルを用いて、短期的な地価の変動によって生じる長期均衡からの乖離が、修正されるようなメカニズムが働いているかどうかについて分析されている。この分析によれば、それらには安定的な関係があることが見出されている。最後に、グレンジャー・テストを用いて、金利と地価との間の先行遅延関係が分析され

ており、地価が金利よりも先行することが明らかになった。このことは逆に言えば、地価に対して金融政策が反応していることを示唆している。

このような分析はきわめて重要ではあるが、本来目的とした各都市の地価データ、あるいは住宅地、商業地、工業地といった用途別の地価を用いた分析をもっと掘り下げる必要があるように思われる。実際に共和分ベクトルにおける六大都市のマーケット・ファンダメンタルズの係数は、全国のその係数より絶対値が大きくなっている。これはどうして生じるのだろうか。また、ダミー変数を用いて分析したように、金融緩和と地価変動のサイクルの上昇局面が一致するときには、急激な地価高騰が発生して、バブルが発生しているという結論が得られているが、それがどのようなメカニズムから発生するのかは必ずしも明らかではない。さらに、工業地の地代の代理変数として県民生産が有効ではなくて、民間投資が有効であったなどの理由を詳細に分析するのは興味深いように思われる。

そのほか、税制の影響が無視されているが、住宅地や農地では相続税の影響がかなり大きいこと、また譲渡所得税の影響も無視できないことがこれまでの研究から明らかにされている。このような税制の影響を用いたモデルに拡張されるのが望ましいように思われる。

（山崎福寿）

# 都市住宅市場と固定資産税の 経済効果

中神康博

## はじめに

本稿の目的は、持家世帯と借家世帯が居住するコミュニティにおける固定資産税の経済効果について分析を行なうことである。先行文献（たとえば、Epple and Zelenitz 1981、Henderson 1985a, 1985b、Bucovetsky 1985、Hoyt 1991、Krellove 1993など）によれば、固定資産税の経済効果を分析する際、借家世帯、持家世帯いずれか一方が居住するコミュニティを想定している。しかし、持家世帯と借家世帯が同時に居住するコミュニティを想定するほうがより現実的であろう。

本稿は、固定資産税の経済効果について、2つのことを分析する。ひとつは、固定資産税によって地方公共財サービスがファイナンスされるとき、固定資産税の帰着の問題を考える。しかし、固定資産税の帰着は、地方公共財サービスの水準に依存している。そこで、いかにして地方公共財サービスの水準が決定されるかについても分析する必要がある。

モデルを展開するにあたって、Henderson (1994, 1995) と Wildasin (1983) のモデルを参考にしている。コミュニティの土地はすべて持家世帯によって所有されており、持家世帯はコミュニティを離れることはない。それに対して、借家世帯は効用が最大になるように自由にコミュニティのあいだを動く。地方公共財サービスは固定資産税によってファイナンスされ、住宅サービスの生産者価格に上乗せする

かたちで課税される。このような状況において、地方公共財サービスの水準はどのようにして決定され、この固定資産税をいったい誰が負担するのであろうか。

さらに、コミュニティの土地が持家世帯にすべて所有されているという仮定を緩めて、一部は不在地主によっても所有されているケースを考える。このような状況において、持家世帯による土地占有率が上昇したとき、地方公共財サービス支出と持家世帯、借家世帯の効用は、どのような影響を受けるのであろうか。

本稿の構成について述べておこう。第1節において、モデルの説明を行なう。さらに、第2節、第3節において、コミュニティにそれぞれ借家世帯、持家世帯が居住する際の、地方公共財サービス支出の決定と固定資産税の帰着について考察する。第4節で、コミュニティに借家世帯と持家世帯が同時に居住するケースについて、地方公共財サービス支出の決定と固定資産税の帰着について分析を行なう。さらに第5節で、持家世帯による土地所有率が変化したとき、地方公共財サービス支出と経済厚生への影響について考察する。そして、最後に結論と今後の課題について述べる。

## 1 モデルについて

まず、モデルの説明をしよう。ある共通する経済圏に属するひとつのコミュニティを考える。このコミュニティには、それぞれ同質の持家世帯と借家世帯が居住しており、借家世帯

はコミュニティのあいだを自由に移動することができる(しばしば、「足による投票」を行なうといわれる)。それに対して、持家世帯はこのコミュニティに定住し、その他のコミュニティへ移動することはない。持家世帯の数を  $N^0$  とし、住宅サービス生産に使用される土地 ( $\bar{L}$ ) は、すべてこの持家世帯によって等しく所有されているものとする。

持家世帯と借家世帯は、いずれも住宅サービス以外の財 ( $x$ )、住宅サービス ( $h$ )、そして当該コミュニティで供給されている地方公共財サービス ( $g$ ) から効用を得ているものとする。ここでいう地方公共財サービスとは、教育サービスや介護サービスなどのように公的に供給される私的財を想定している。住宅サービス以外の財を基準財として、住宅サービスの価格を  $p$  とする。借家世帯の効用関数を  $U^R(x^R, h^R, g)$  とし、標準的な仮定が成立しているものとする。ここで、上付き文字の  $R$  は、借家世帯を表す(以下、上付き文字の  $O$  については持家世帯を表すものとする)。借家世帯は、借家世帯の労働所得を  $y^R$  とし、予算制約  $x^R + ph^R = y^R$  のもとで効用が最大になるように  $x^R$  と  $h^R$  の水準を決定する。このとき、住宅サービスに対する需要関数は  $h^R = h^R(p, y^R, g)$ 、借家世帯の間接効用関数は  $V^R(p, y^R, g)$  となる。

一方、持家世帯についても同様に住宅サービスに対する需要関数を求めることができる。ただし、持家世帯の所得  $W^0$  は、労働所得  $y^0$  に加えて地代収入を含む。地代を  $p_L$  とすれば、地代収入は

$$\frac{p_L \bar{L}}{N^0}$$

となるから、持家世帯の所得は

$$W^0 = y^0 + \frac{p_L \bar{L}}{N^0}$$

である。借家世帯と同様に、持家世帯の効用関数を  $U^0(x^0, h^0, g)$  とし、標準的な仮定が成立しているものとする。このとき、持家世帯は予算制約  $x^0 + ph^0 = W^0$  のもとで効用が最大にな

(中神氏写真)

なかがみ・やすひろ

1957年宮崎県生まれ。1981年慶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：“For Essays on Housing Market Dynamics” ほか。

るように  $x^0$  と  $y^0$  の水準を決めるとすれば、住宅サービスに対する需要関数は  $h^0 = h(p, W^0, g)$ 、また持家世帯の間接効用関数は  $V^0(p, W^0, g)$  となる。

次に、住宅サービスの生産を考えよう。ここでは、持家世帯と借家世帯は、いずれも住宅サービスを生産する企業から住宅サービスを購入するものとする。持家世帯と借家世帯の違いは、持家世帯が自ら所有する土地を企業にレントし、それに対する地代収入を得ると同時に、生産された住宅サービスの一部を持家として購入する。それに対して、借家世帯はその残りの住宅サービスを購入する。住宅サービスは、持家世帯から供給される土地 ( $\bar{L}$ ) と住宅資本 ( $K$ ) によって生産され、生産関数を  $H(K, \bar{L})$  としよう。ただし、生産関数は収穫一定で、生産される住宅サービスは持家世帯と借家世帯とのあいだで同質であるものとする。持家世帯から供給される土地については非弾力的に供給され、また、住宅資本については価格  $\bar{p}_K$  のもとで完全弾力的に供給されているものとする。住宅サービス市場は競争的で、企業は利潤が最大になるように住宅資本を決定し、地代も利潤がゼロとなるように決定される。

コミュニティの地方公共財サービスは、住宅サービスに対する固定資産税によってファイナンスされる。住宅サービスの生産者価格を  $q$ 、固定資産税率を  $t$  とすると、住宅サービスの消費者価格と生産者価格とのあいだには  $p = (1 + t)q$  なる関係が成立する。住宅サービスを生産する企業の利潤は  $qH(K, \bar{L}) - (\bar{p}_K K + p_L \bar{L})$  であるから、住宅資本の均衡条件と土地市場の

均衡条件は、それぞれ次のようになる。

$$(1+t)\bar{p}_K = p_H(K, \bar{L}) \quad (1)$$

$$p_H(K, \bar{L}) = (1+t)(\bar{p}_K K + p_L \bar{L}) \quad (2)$$

(1)式は、住宅資本に対する限界生産物の価値が住宅資本の限界費用に等しいことを意味し、(2)式は競争均衡において利潤がゼロであることを意味する。一方、住宅サービス市場の均衡条件は、

$N^R h^R(p, y^R, g) + N^0 h^0(p, W^0, g) = H(K, \bar{L})$  (3) である。左辺の第1項は、借家世帯の数を  $N^R$  として借家世帯の住宅サービスに対する総需要を示している。したがって、(3)式は借家世帯と持家世帯の住宅サービスに対する総需要が住宅サービスの総供給に等しいということ意味する。

持家世帯はコミュニティのあいだを移動することができないものの、借家世帯は自らの効用が最大になるように自由にコミュニティのあいだを移動することが可能である。本稿では、借家世帯に関して完全競争的な仮定を設けており、借家世帯は自由にコミュニティのあいだを動くことによって、この経済圏に居住することで得られるある一定水準の効用  $\bar{V}$  を得る。すなわち、

$$V^R(p, y^R, g) = \bar{V} \quad (4)$$

である。借家世帯における完全競争の仮定は、借家世帯の行動がこの効用水準  $\bar{V}$  に影響を及ぼさないことを意味する。

最後に、地方政府の行動を述べよう。地方政府は、それぞれのコミュニティにおいて地方公共財サービスを供給している。その財サービスを供給するときの限界費用は  $c$  で、一定である。この財サービスを供給するための費用は、各コミュニティの固定資産税によってファイナンスされており、地方政府の予算制約は均衡している。すなわち、

$$t(\bar{p}_K K + p_L \bar{L}) = cg(N^R + N^0) \quad (5)$$

が成立している。左辺は、住宅サービスに課せられた固定資産税によって徴収された税収で、右辺は、借家世帯と持家世帯に地方公共財サー

ビスを等しく供給するための総費用である。

上述したモデルにおいて、内生変数は  $p, p_L, K, N^R$ , そして  $t$  もしくは  $g$  のいずれかである。5つの内生変数は、(1)式から(5)式の5本の式を解くことによって得られる。ここで、第2節以降の分析のために、(1)式から(5)式を全微分しておこう。分析を簡単にするために、地方公共財サービスから得られる効用は、私的財から得られる効用から分離しているものとする。この仮定は、住宅サービスに対する需要関数が、借家世帯、持家世帯を問わず、住宅サービスの価格と所得のみに依存し、地方公共財サービスからは独立になることを意味する。

全微分の結果は、以下のとおりである。

$$\alpha \hat{N}^R - \eta \hat{p} + (1-\alpha)\gamma \rho \hat{p}_L = \theta_K \hat{K} \quad (6)$$

$$\epsilon_K \hat{K} = \hat{p} - \hat{t} \quad (7)$$

$$\theta_L \hat{p}_L = \hat{p} - \hat{t} \quad (8)$$

$$-\hat{p} + \frac{m^R g}{p h^R} \hat{g} = 0 \quad (9)$$

$$\left(\frac{t}{1+t}\right)\hat{t} + \theta_K \hat{K} + \theta_L \hat{p}_L = \hat{g} + \left(\frac{N^R}{N}\right)\hat{N}^R \quad (10)$$

ただし、 $\hat{t} = dt/(1+t)$ 、それ以外の内生変数、外生変数を  $x$  として、 $\hat{x} = dx/x$  と定義する。ここで、 $\eta$  と  $\gamma$  は、それぞれ住宅サービス需要の価格弾力性と所得弾力性で、価格弾力性については借家世帯と持家世帯とのあいだで等しいと仮定している。また、(9)式における  $m^R$  は、借家世帯にとっての基準財に対する地方公共財サービスの限界的な評価を示しており、

$$m^R = \frac{\partial V / \partial g}{\partial V / \partial y^R}$$

で定義される。その他のパラメータの定義は、

$$\alpha = \frac{N^R h^R}{H}$$

$$\rho = \frac{p_L \bar{L} / N^0}{y^0 + p_L \bar{L} / N^0}$$

$$\theta_K = \frac{(1+t)\bar{p}_K K}{p_H}$$

$$\theta_L = \frac{(1+t)p_L \bar{L}}{p_H}$$

$$\varepsilon_K = -\frac{KH_{KK}}{H_K}$$

である。すなわち、 $\alpha$ はコミュニティー全体の住宅サービスのうち借家世帯に供給されている割合、 $\rho$ は持家世帯にとって地代収入の所得全体に占める割合、 $\theta_k, \theta_l$ はそれぞれ住宅サービスの生産にともなう資本所得と地代所得の住宅サービス収入に対するシェア、そして $\varepsilon_K$ は資本の限界生産力の資本に対する弾力性で、資本と土地の代替の弾力性を $\sigma$ とすれば

$$\varepsilon_K = \frac{\theta_l}{\sigma}$$

という関係が成立している。

## 2 借家世帯のみが居住する場合

### モデル

持家世帯と借家世帯が混在するコミュニティーにおける固定資産税の経済効果を分析する前に、2つのケースについて考える。まず、借家世帯のみが居住する場合について分析しよう。このコミュニティーの土地は、不在地主によって所有されているものとする。つまり、不在地主は、住宅サービスを生産する企業に土地をレントし、その地代を受け取る。企業の行動は、土地を不在地主から借り受けても彼らの行動に変化はない。したがって、住宅サービス市場における均衡式と地方政府の予算制約は、次のように書き直される。

$$N^R h^R(p, y^R, g) = H(K, \bar{L}) \quad (3)'$$

$$t(\bar{p}_K K + \bar{p}_L \bar{L}) = cgN^R \quad (5)'$$

内生変数は、先述したモデルと同じように、 $p, \bar{p}_L, K, N^R$ と $t$ もしくは $g$ のいずれかである。この5つの内生変数は、(1)式、(2)式、(3)式、(4)式、(5)式の5本の式を解くことによって得られる。

### 固定資産税の帰着

まず、固定資産税の帰着について考察しよう。そのために、固定資産税率 $t$ を外生変数として比較静学を行なう。固定資産税率の変化が住宅

サービス価格と地代に及ぼす影響は次のようになる。

$$\hat{p} = \frac{1}{\Delta} \left( \frac{m^R}{c} \right) \left( \frac{1}{1+t} \right) \hat{t} \quad (11a)$$

$$\hat{q} = -\frac{1}{\Delta} \left[ 1 - \left( \frac{m^R}{c} \right) \left( 1 - \frac{t}{1+t} \eta \right) \right] \hat{t} \quad (11b)$$

$$\hat{p}_L = -\frac{1}{\theta_L \Delta} \left[ 1 - \left( \frac{m^R}{c} \right) \left( 1 - \frac{t}{1+t} \eta \right) \right] \hat{t} \quad (11c)$$

ここで、

$$\Delta = 1 - (1-\eta) \left( \frac{m^R}{c} \right) \left( \frac{t}{1+t} \right)$$

で、 $\Delta > 0$ としよう。固定資産税率の上昇は、住宅サービスの消費者価格を上昇させる。しかし、固定資産税率の上昇が住宅サービスの生産者価格、そして地代を押し上げるかどうかは、分子の符号によって決まる。分子の符号はどのように決定されるのであろうか。

### 地方公共財サービス支出の決定

借家世帯は、自由にコミュニティーを選ぶことによって、「足による投票」を行なう。その結果として、すべての借家世帯がこの経済圏に居住することによって得られるであろうある一定水準の効用 $\bar{V}$ を獲得する。したがって、完全競争の仮定のもとでは、借家世帯は $g$ を直接決定するという政治的なプロセスには関心がない。これを見るために、借家世帯の間接効用関数 $V^R(p(g), y^R, g)$ を $g$ で微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{dV^R/dg}{\partial V^R/\partial y^R} &= -h^R \frac{dp}{dg} + m^R \\ &= -h^R \left( \frac{dt}{dg} q + (1+t) \frac{dq}{dg} \right) + m^R \end{aligned}$$

を得る。2番目の式の第1項は $g$ の増加による住宅サービスの価格効果、第2項は $g$ が借家世帯の効用に及ぼす直接効果である。(9)式から、2番目の式は常にゼロであるから、どのような $g$ であっても効用は $\bar{V}$ の水準で最大化されている。

それでは、完全競争の仮定のもとで、 $g$ の水準が一意に決定されるとすれば、それはいかな

るケースであろうか。いま、借家世帯は、 $g$ の決定が住宅サービスの生産者価格に与える影響を無視して（すなわち、 $dq/dg=0$ を意味する）、間接効用関数が最大になるように $g$ を決定するものとしよう。このとき、比較静学によって得られる $dt/dg$ を3番目の式に代入すると、 $g$ の最適化の条件

$$1 - \left( \frac{m^R}{c} \right) \left( 1 - \frac{t}{1+t} \eta \right) = 0$$

が得られる。

また、(11c)式が示すように、不在地主がこのコミュニティの開発にかかわっており、彼らにとっての動機づけが地代収入を最大にするように、すなわち、 $dp_L/dg=0$ であるように $g$ を決定する場合でも、同じ条件を得ることができる。これは、比較静学の結果から、 $dp_L/dg=0$ であれば $dq/dg=0$ であることから明らかである。したがって、不在地主による地代収入最大化と借家世帯による効用最大化は、 $g$ の水準を決定するうえで同値である。

さて、この条件は、

$$\frac{m^R}{c} = \frac{1}{1 - \frac{t}{1+t} \eta} > 1$$

と書き直すことができるので、 $g$ の水準はセコンド・ベストの状態、ファースト・ベスト( $m^R=c$ が成立する状態)に比べて過少供給となる。その理由は、地方公共財サービスをファイナンスするために固定資産税が課されたことで、歪みが生じたためである。この点は、Atkinson and Stern (1974)によって、より一般的なモデルの中で指摘された。

地方公共財サービスの水準が決まれば、固定資産税の帰着について以下のようにまとめることができる。借家世帯が、 $g$ の決定が住宅サービスの生産者価格に及ぼす影響を無視して効用を最大にするように、あるいは、不在地主によってコミュニティの開発が行なわれて地代収入が最大になるように $g$ を決定するとき、固定資産税率の変化は住宅サービスの生産者価格、

地代には影響を与えず、すべて借家世帯が負担することになる。

### 3 持家世帯のみが居住する場合

#### モデル

次に、持家世帯のみが居住する場合について分析しよう。この場合、コミュニティの土地は、すべて持家世帯によって所有されている。持家世帯は住宅サービスを生産する企業に土地をレントし、その地代を受け取る。企業の行動は、土地を不在地主から借り受けた場合と何ら変わりはない。住宅サービス市場における均衡式と地方政府の予算制約が次のように変更される。

$$N^0 h^0(p, W^0, g) = H(K, \bar{L}) \quad (3)''$$

$$t(\bar{p}_K K + \bar{p}_L \bar{L}) = c g N^0 \quad (5)''$$

先と同じように、内生変数は $p, p_L, K$ と $t$ もしくは $g$ のいずれかで、(1)式、(2)式、(3)''式、(5)''式の4本の式を解くことによって、4つの内生変数を求めることができる。

#### 固定資産税の帰着

まず、固定資産税の帰着について考察しよう。先と同様にして、固定資産税率の変化が住宅サービス価格と地代に及ぼす影響を比較静学によって求めよう。

$$\hat{p} = \frac{1}{\Delta} \left( \frac{\theta_K \sigma}{\theta_L} - \frac{\gamma \rho}{\theta_L} \right) \hat{t} \quad (12a)$$

$$\hat{q} = -\frac{1}{\Delta} \eta \hat{t} \quad (12b)$$

$$\hat{p}_L = -\frac{1}{\theta_L \Delta} \eta \hat{t} \quad (12c)$$

ここで、

$$\Delta = \frac{\theta_K \sigma}{\theta_L} - \frac{\gamma \rho}{\theta_L} + \eta$$

で、 $\Delta > 0$ を仮定しよう。コミュニティに持家世帯のみ居住する場合、固定資産税の帰着は、地方公共財サービスの水準に依存せず、以下のように結論づけることができる。

もし、

$$\frac{\theta_k \sigma}{\theta_l} - \frac{\gamma \rho}{\theta_l} > 0$$

であれば、固定資産税率の上昇は、住宅サービスの生産者価格を下落させ、持家世帯は住宅サービスの消費者価格の上昇と地代の下落というかたちで負担する。

しかし、

$$\frac{\theta_k \sigma}{\theta_l} - \frac{\gamma \rho}{\theta_l} < 0$$

であれば、固定資産税率の上昇分は、住宅サービスの消費者価格を下落させるが、その税の負担は住宅サービスの生産者価格と地代の下落によって負担することになる。

#### 地方公共財水準の決定

持家世帯のみが居住する場合、そのコミュニティにおける地方公共財水準はどのように決定されるのであろうか。借家世帯と同様に、持家世帯には2つの動機づけが考えられる。ひとつは、コミュニティの開発にかかわる不在地主と同じように、持家世帯は地代収入が最大になるように  $g$  を決定するというものである。しかし、(12c)式からも推測できるように、 $g$  の増加は地代を下げることになるので、持家世帯にとって地代収入を最大にしようとするのであれば、地方公共財サービスが供給されないというのがベストということなる。つまり、地方公共財サービスの限界的な負担が、持家世帯にとっての限界的な便益を常に上回っている。

次に、持家世帯が効用を最大にするように  $g$  を供給するケースについて考えよう。持家世帯の間接効用関数は、 $g$  の関数として  $V^0(g) = V^0(p(g), W^0, g)$  と書くことができる。したがって、この間接効用関数を  $g$  に関して微分してゼロとおけば、

$$\frac{dV^0/dg}{\partial V^0/\partial W^0} = -h^0 \frac{dp}{dg} + \frac{\bar{L}}{N^0} \frac{dp_L}{dg} + m^0 = 0$$

を得る。ここで  $m^0$  は、

$$m^0 = \frac{\partial V^0/\partial g}{\partial V^0/\partial W^0}$$

で定義される。

2番目の式の第1項は、 $g$  の増加による住宅サービスの価格効果、第2項は土地のキャピタルゲイン効果、第3項は  $g$  が持家世帯の効用に及ぼす直接効果である。もし、 $g$  の最適水準(内点解)が一意に決まるとすれば、比較静学によって得られる  $dp/dg$ ,  $dp_L/dg$  を2番目の式に代入することにより、 $g$  の純限界便益がゼロとなるときの  $m^0/c$  を解くことができる。すなわち、

$$\frac{m^0}{c} = \frac{1}{1 - \frac{t}{1+t} \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} \eta - \left( \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} - \frac{\gamma \rho}{\theta_l} + \left( \frac{1}{1+t} \right) \eta \right)}$$

となり、ファースト・ベストの状態に比して過少供給にも、過大供給にもなりうる。

## 4 持家世帯と借家世帯が居住する場合

### 固定資産税の帰着

持家世帯と借家世帯が居住するコミュニティにおける固定資産税の経済的效果について分析することにしよう。まず、固定資産税の帰着を考えるために、 $t$  による比較静学を行なう。

$$\hat{p} = \frac{1}{\Delta} \left[ \left( \frac{1}{t} - \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} \right) + \frac{\bar{h}}{h^R} \left( \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} - (1-\alpha) \frac{\gamma \rho}{\theta_l} \right) \right] \left( \frac{m^R}{c} \frac{t}{1+t} \frac{\bar{h}}{h^R} \right) \hat{t} \quad (13a)$$

$$\hat{q} = -\frac{1}{\Delta} \left[ 1 - \frac{m^R}{c} \frac{\bar{h}}{h^R} \left( 1 - \frac{\bar{h}}{h^R} \frac{t}{1+t} \eta \right) \right] \hat{t} \quad (13b)$$

$$\hat{p}_L = -\frac{1}{\theta_l \Delta} \left[ 1 - \frac{m^R}{c} \frac{\bar{h}}{h^R} \left( 1 - \frac{\bar{h}}{h^R} \frac{t}{1+t} \eta \right) \right] \hat{t} \quad (13c)$$

ここで、

$$\Delta = 1 - \left[ \left( 1 + \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} \right) - \frac{\bar{h}}{h^R} \left( \frac{\theta_k}{\varepsilon_k} - (1-\alpha) \frac{\gamma \rho}{\theta_l} + \eta \right) \right] \left( \frac{m^R}{c} \frac{t}{1+t} \frac{\bar{h}}{h^R} \right)$$

で、 $\Delta > 0$  としよう。また、 $\bar{h}$  はコミュニティの住宅サービス需要の平均である。(13a)式

の分子の大カッコが正であるとすれば、固定資産税率の上昇は住宅サービスの消費者価格を上昇させる。一方、住宅サービスの生産者価格と地代への影響は、それぞれ共通する分子の符号、すなわち、地方公共財サービスの水準に依存して決まる。そこで、地方公共財サービスの水準がどのように決定されるか分析する必要がある。

### 地方公共財水準の決定

持家世帯と借家世帯が居住するコミュニティでは、どのように地方公共財サービスの水準が決定されるのであろうか。公共選択の立場からすれば、このコミュニティにおける中位投票者の選好が  $g$  の水準に反映されると考える。ここでは、借家世帯は自由にコミュニティのあいだを移動できるのに対して、持家世帯は移動しないと想定している。そこで、持家世帯のみが政治的プロセスに強い関心があり、彼らによって地方公共財サービスの水準が決定されると仮定しよう。

第3節と同様に、彼らには2つの動機づけが考えられる。ひとつは、地代収入を最大にするように  $g$  を決定するというもので、もうひとつは持家世帯の効用を最大にするように  $g$  を決定するというものである。まず、地代収入が最大になるように  $g$  を決定するときの必要条件は、 $dp_L/dg=0$ 、すなわち、(13c)式の分子と一致する項がゼロになることである。このとき、

$$\frac{m^R}{c} = \frac{1}{\frac{\bar{h}}{h^R} \left( 1 - \frac{\bar{h}}{h^R} \frac{t}{1+t} \eta \right)}$$

である。限界便益と限界費用との比率は、固定資産税率と住宅サービス需要の価格弾力性だけでなく、コミュニティの住宅サービス需要の平均と借家世帯の住宅サービス需要の比率に依存している。したがって、地方公共財サービスの最適水準がファースト・ベストのそれより過少供給となるか、それとも過大供給となるかは、持家世帯と比較して借家世帯の住宅サービス需要がどれだけ乖離しているかに依存してい

る。

一方、持家世帯の効用が最大になるように  $g$  を決定する場合、持家世帯の間接効用関数  $V^0(g) = V^0(p(g), W^0, g)$  を  $g$  について最大化すればよい。そのとき  $g$  が最適化されるための必要条件は、以下ようになる。

$$\begin{aligned} \frac{dV^0/dg}{\partial V^0/\partial W^0} &= -h^0 \frac{dp}{dg} + \frac{\bar{L}}{N^0} \frac{dp_L}{dg} + m^0 \\ &= h^0 \left( \frac{m^0}{h^0} - \frac{m^R}{h^R} \right) + \frac{\bar{L}}{N^0} \frac{dp_L}{dg} = 0 \end{aligned}$$

2番目の式の第1項は持家世帯にとっての住宅サービスの価格変化にともなう影響、第2項は土地のキャピタルゲイン効果、第3項は持家世帯にとっての  $g$  の直接効果で、 $dp/dg$  に(9)式の関係式を代入すれば3番目の式に書き換えることができる。住宅サービス1単位当たりの地方公共財サービスに対する限界便益が、持家世帯と借家世帯のあいだで等しければ、効用最大化と地代収入最大化は同値である。しかし、持家世帯のほうが借家世帯を上回れば  $dp_L/dg < 0$ 、逆に借家世帯のほうが持家世帯を上回れば  $dp_L/dg > 0$  となる。

ところで、持家世帯が  $dp_L/dg=0$  となるように  $g$  を決定するとき、借家世帯が効用最大化によって選ぶ水準はこの水準と一致する。つまり、このケースにおける借家世帯による最適化の条件は、持家世帯による地代収入最大化の最適化の条件と一致する。言い換えれば、持家世帯は、地代収入を最大化するという行為によって、借家世帯の地方公共財サービスに対する限界便益の情報を知ることが可能となる。また、この最適化の条件は、住宅サービス1単位当たりの地方公共財サービスに対する限界便益が、持家世帯と借家世帯のあいだで等しいときの持家世帯による効用最大化の最適化の条件とも一致する。したがって、以下のような結論を得る。

### 命題1

持家世帯が地代収入を最大にするときの  $g$  の最適水準は、借家世帯による効用最大化の最適

水準と一致する。一方、持家世帯が効用を最大にするときの  $g$  の最適水準は、もし  $m^0/h^0 = m^R/h^R$  であれば、借家世帯による効用最大化の最適水準と一致し、 $m^0/h^0 > m^R/h^R$  ( $m^0/h^0 < m^R/h^R$ ) であれば、それと比して過大供給（過少供給）となる。

たとえば、持家世帯には高齢者が多く、借家世帯に比して介護サービスに強い関心があり、借家世帯は若年層が多く、持家世帯に比して教育サービスに関心があるものとしよう。いま、介護サービスが問題になっており、持家世帯によって彼らの効用が最大になるようにその水準が決定されるとする。命題1は、このときの水準が、借家世帯の効用最大化によって決まるそれよりも過大供給となることを意味する。それに対して、持家世帯によって彼らの効用が最大にするように教育サービス水準が決定されるとする。これによって決まる水準は、借家世帯の効用最大化によって決まる水準よりも過少供給となることを意味する。ただし、持家世帯が地代収入を最大にするように教育サービス水準を決定するのであれば、借家世帯の効用最大化によって決まる水準と一致する。

持家世帯と借家世帯が同じコミュニティに居住するとき、固定資産税の帰着は地方公共財サービスの水準に依存していた。ここで、地方公共財サービスの決定が固定資産税の帰着にどのような影響を及ぼすか、まとめておこう。

### 命題2

持家世帯による地代収入最大化によって地方公共財サービス支出が決定されているならば、固定資産税率の変化は地代には資本化されない。一方、持家世帯が効用最大化によって地方公共財サービスの水準を決定する場合でも、 $m^0/h^0 = m^R/h^R$  であれば、固定資産税率の変化は地代に資本化されない。また、 $m^0/h^0 > m^R/h^R$  ( $m^0/h^0 < m^R/h^R$ ) であれば、固定資産税率の上昇は地代を下落（上昇）させる。

## 5 持家世帯による土地所有率 ( $\theta$ ) の影響

### モデル

第3節、第4節では、コミュニティの土地をすべて持家世帯が所有しているものとして分析を進めてきた。しかし、実際には持家世帯だけでなく、不在地主によっても所有されていると考えるほうが自然であろう。そこで、コミュニティの土地の一部（全体に占める割合を  $\theta$  としよう）を等しく持家世帯によって所有しているものとする。すなわち、持家世帯の所得は

$$W^0 = y^0 + \frac{\theta p_L \bar{L}}{N^0}$$

となる。

住宅サービスを生産する企業にとっては、持家世帯、不在地主いずれから土地をレントしても彼らの行動に変化はない。したがって、モデルそのものは、持家世帯の所得の定義が変わるのみで変更はなく、(1)式から(5)式の5本の式を  $p, p_L, K, N^R, t$  について  $g, \theta$  の関数として解けばよい。以下の分析のために、 $\theta$  による比較静学の結果を記しておこう。

$$\hat{p} = 0 \quad (14a)$$

$$\hat{p}_L = \frac{\frac{\bar{h}}{h^R}(1-\alpha)\frac{\gamma\rho}{\theta_L}}{\theta_L \left[ \left( \frac{1}{t} - \frac{\theta_K}{\varepsilon_K} \right) + \frac{\bar{h}}{h^R} \left( \frac{\theta_K}{\varepsilon_K} - (1-\alpha)\frac{\gamma\rho}{\theta_L} \right) \right]} \hat{\theta} \quad (14b)$$

すなわち、 $\partial p / \partial \theta = 0$ 、また(13a)式の分子の大カッコが正であれば、 $\partial p_L / \partial \theta > 0$  である。

さて、コミュニティの土地が持家世帯によって所有される割合が上昇したとき、地方公共財サービスの水準とコミュニティに居住する持家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。

### $\theta$ が地方公共財支出に及ぼす影響

第4節で、持家世帯が地方公共財サービスを最適化するための2つの動機づけを考えた。最適化された地方公共財サービスの水準は、 $\theta$  の関数として解くことができる。

まず、地代収入を最大にするような  $g$  を  $g^*(\theta)$  としよう。最適化のための必要条件から、 $\partial p_L(g^*(\theta), \theta)/\partial g = 0$  が成立している。この  $\theta$  に関する恒等式を  $\theta$  によって微分することによって、

$$\frac{dg^*(\theta)}{d\theta} = -\frac{\partial^2 p_L / \partial g \partial \theta}{\partial^2 p_L / \partial g^2}$$

を得る。分母は最適化のための十分条件から負であるから、 $\theta$  が  $g^*(\theta)$  に及ぼす影響は分子の符号に依存して決まる。(14b)式から、 $\partial^2 p_L / \partial g \partial \theta \approx (1/p_L)(\partial p_L / \partial \theta)(\partial p_L / \partial g)$  であるとしよう（このためには、(14b)式の分数が  $g$  によって影響を受けないという仮定が必要である）。これを  $g = g^*(\theta)$  で評価すると、 $\partial^2 p_L / \partial g \partial \theta$  はゼロとなるから、 $dg^*(\theta)/d\theta = 0$ 、すなわち、 $\theta$  は  $g^*(\theta)$  には影響を与えないという結果を得る。

次に、持家世帯が効用を最大にするような  $g$  を  $g^{**}(\theta)$  としよう。持家世帯の間接効用関数は、

$$V^0(g, \theta) = V^0\left(p(g, \theta), y^0 + \frac{\theta p_L(g, \theta) \bar{L}}{N^0}, g\right)$$

となるから、持家世帯によって効用が最大になるように  $g$  が決定されるとすれば、最適化された  $g^{**}(\theta)$  は

$$\frac{\partial V^0(g^{**}(\theta), \theta)}{\partial g} = 0$$

を満たす。先と同様に、この  $\theta$  に関する恒等式を  $\theta$  によって微分することによって、

$$\frac{dg^{**}(\theta)}{d\theta} = -\frac{\partial^2 V^0 / \partial g \partial \theta}{\partial^2 V^0 / \partial g^2}$$

を得る。分母は最適化のための十分条件から負であるから、 $\theta$  が  $g^{**}(\theta)$  に及ぼす影響は分子の符号に依存して決まる。

ところで、 $\partial V^0 / \partial W^0$  が一定で、かつ  $\partial^2 p_L / \partial g \partial \theta \approx (1/p_L)(\partial p_L / \partial \theta)(\partial p_L / \partial g)$  を仮定すれば、 $dg^{**}(\theta)/d\theta$  の符号は  $\partial p_L / \partial g$  の符号に一致する。つまり、 $\partial p_L / \partial g$  の符号は地方公共財サービスに対する住宅サービス1単位当たりの限界便益の、持家世帯と借家世帯との差に依存

しており、両方が一致していれば  $dg^{**}(\theta)/d\theta = 0$ 、持家世帯のほうが借家世帯を上回れば  $\partial p_L / \partial g < 0$  で、地方公共財サービスの最適水準は  $\theta$  の増加にともなって減少する。逆に、借家世帯のほうが持家世帯を上回れば  $\partial p / \partial g_L > 0$  となって、地方公共財サービスの最適水準は  $\theta$  の増加にともなって増加する。

### $\theta$ が経済厚生に及ぼす影響

持家世帯の土地の所有率が上昇するとき、持家世帯、借家世帯の効用水準はどのような影響を受けるのであろうか。まず、持家世帯が地代収入を最大にするように、 $g$  を決定するケースについて考えよう。このとき持家世帯の間接効用関数を  $\theta$  で微分すると、 $dg^*(\theta)/d\theta = 0$  を考慮して、

$$\frac{dV^0(\theta)}{d\theta} = \frac{\partial V^0}{\partial p} \frac{\partial p}{\partial \theta} + \frac{\partial V^0}{\partial W^0} \left( \frac{p_L \bar{L}}{N^0} + \frac{\theta \bar{L}}{N^0} \frac{\partial p_L}{\partial \theta} \right)$$

となる。(14)式から  $\partial p / \partial \theta = 0$ 、 $\partial p_L / \partial \theta > 0$  であるから、 $dV^0/d\theta > 0$ 、すなわち、持家世帯の土地所有率の増加は持家世帯の効用水準を増大させる。

持家世帯が効用を最大にするように  $g$  を決定する場合はどうであろうか。包絡線定理を考慮して、持家世帯の間接効用関数を  $\theta$  で微分すると、上式と同じ結論を得る。すなわち、持家世帯の土地所有率が増加すると持家世帯の効用水準は増大する。

したがって、いずれの場合も、持家世帯の土地占有率が上昇することによって持家世帯の効用は増大する。なお、借家世帯は自由にコミュニティーのあいだを動くことによって  $\bar{V}$  という効用水準を獲得することができるので、持家世帯の土地所有率が増大しても効用水準には影響しない。

### おわりに

本稿は、コミュニティーに持家世帯と借家世帯が居住する場合について、地方公共財サービスの最適水準と固定資産税の資本化について考

察することであった。本稿の結論は、命題1と命題2にまとめられている。とくに、持家世帯が効用最大化によって地方公共財サービスの水準を決定するとき、その水準が借家世帯にとっての最適水準に比べて過大供給となるか過少供給となるかは、両世帯のその財サービスに対する選好の強さに依存しているという結論は、近い将来、コミュニティーの世帯構成が急激に変化していく中で重要な意味を持つものと思われる。また、持家世帯の地代収入最大化による地方公共財サービス水準の決定は、借家世帯の効用最大化による最適水準と一致する。持家世帯の地代収入最大化は、借家世帯の地方公共財サービスに対する選好を反映させることができるという結論はとても興味深い。

本稿の拡張として、次の3つの点を指摘しておこう。ひとつは、ここで仮定されていた借家世帯に関する完全競争ではなく、不完全競争、言い換えれば、コミュニティー間で戦略的に行動することを仮定することである。借家世帯は、自ら地方公共財サービスの水準を決定するように政治的プロセスに参加し、均衡においてはすべてのコミュニティーで同じ水準の効用を達成することができる。このような設定のもとでは、持家世帯が地方公共財水準を決定するという行為が、借家世帯の効用水準に影響を及ぼす。また、借家世帯が地方公共財の水準を決定するという行為が、持家世帯の効用水準に影響を及ぼすことも考えられる。

さらに、持家世帯と借家世帯が混在するコミュニティーにおいて、望ましい税システム、あるいは財政システムとはいかなるものか、効率性と公平性の観点から分析する必要がある。

もうひとつの拡張は、居住選択を内生的に考えることである。本稿では、持家世帯と借家世帯のステータスについては、所与として分析を行なっている。持家か借家かという居住選択の問題が内生的に決定されるのが望ましい。

これらの拡張については、今後の課題としたい。

\* 住宅経済研究会における発表の際に、参加者の方々、とりわけ金本良嗣教授と浅見泰司教授から有益な助言をいただいた。記して感謝申し上げたい。本稿は、「大平正芳記念財団」と「成蹊大学研究助成」から研究助成を受けている。財団と大学に対し、感謝の意を表したい。

#### 参考文献

- Atkinson, A. B. and N. H. Stern (1974) "Pigou, Taxation and Public Goods," *Review of Economic Studies*, 41, pp.119-128.
- Bucovetsky, S. (1985) "Housing Tenure Status and Public Policy in a Metropolitan Area," *Perspectives on Local Public Finance and Public Policy*, Vol.2, pp.151-180, JAI Press Inc..
- 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. (1985a) "The Tiebout Model : Bring Back the Entrepreneurs," *Journal of Political Economy*, 93, pp.248-264.
- Henderson, J. V. (1985b) *Economic Theory and the Cities*, 2nd (ed.), Academic Press.
- Henderson, J. V. (1994) "Community Choice of Revenue Instruments," *Regional Science and Urban Economics*, 24, pp.159-183.
- Henderson, J. V. (1995) "Will Homeowners Impose Property Taxes?" *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp.153-181.
- Hoyt, W. H. (1991) "Competitive Jurisdictions, Congestion, and the Henry George Theorem," *Regional Science and Urban Economics*, 21, pp.351-370.
- Krelove, R. (1993) "The Persistence and Inefficiency of Property Tax Finance of Local Public Expenditures," *Journal of Public Economics*, 51, pp.415-435.
- Wildasin, D. E. (1983) "The Welfare Effects of Intergovernmental Grants in an Economy with Independent Jurisdictions," *Journal of Urban Economics*, 13, pp.147-164.

# 借地借家法の正当事由条項が 借家人の付け値家賃に与える影響

岩田真一郎

## はじめに

借地借家法が改正され、2000年3月から定期借家権が認められるようになった。この改正により、良質な借家供給が増加し、借家人の厚生も改善すると期待されている。改正前の借地借家法の特徴は、借地借家法第28条における契約更新拒絶および解約申し入れの際の正当事由条項と、それを補完するための立退料の支払命令や借家訴訟の判例により慣例となった継続家賃の抑制である。これらが家主の借家供給インセンティブを阻害し、借家の家賃を高め、借家人の効用水準を低下させてきたことは、岩田(1976)、八田(1996)、山崎(1996)を中心に主張されてきた。また、岩田(1997)、大竹・山鹿(2001)、外館(1997)、山崎(1996)は、借家の市場家賃関数が正当事由条項によって高まっていることを実証し、上記の主張を裏付けたとしている。しかし、正当事由条項による市場家賃関数の上昇を実証しても、それによって借家人の効用水準が低下していることを実証したことにはならない。なぜなら、上記の理論的主張は、借家人の最適化行動が描写されていないため、どのような状況で正当事由条項が借家人の効用を低下させているのかは明らかにされていないからである。

そこで、本稿では、第1にIwata(2002)や瀬下(2000)、山崎(1999)のように、借家人の最適化問題も考慮したうえで、契約期間終了後における借家人の契約更新希望の有無につい

て、家主と借家人のあいだに情報の非対称性が存在するときに、正当事由条項が借家人の借家需要量や付け値家賃(効用水準)にどのような影響を及ぼすのかを検討する。その際、実証研究の結果を評価できるようなモデルを構築する。このモデルから、家主が十分リスク回避的であれば、正当事由条項による市場家賃関数の上昇は、契約更新を望まない借家人だけでなく、それを望む借家人の効用水準も低下させるという結論が導かれる。この場合、市場家賃の上昇は実際に支払われることになる正当事由条項による損失額の補償分を上回る。第2に、実証研究で推定された値が、このことを実証しているかどうかを数値計算により確認する。

## 1 モデル

### 借家がすべて定期借家のケース

本稿では、実証研究結果を評価できるようにヘドニック・モデルを用いて、正当事由制度が市場家賃関数や借家人の付け値家賃関数(効用水準)にどのような影響を及ぼすのか検討する。また、実証研究がクロスセクション・データを用いて推定していることに注目し、1期間で評価できるモデルを構築する。なお、この節ではベンチマークとして正当事由条項がない(定期借家が認められている)場合の市場均衡を描写する。

家主は、ある一定の期間だけ借家を経営するとしよう。すなわち、供給される借家はすべて一定期間の定期借家である。契約終了後に家主

がこの借家を自己使用すると、彼は0の期待効用（期待利得）を得ると仮定する。一方、契約終了後にも借家経営を続けた場合には、家賃収入を得るが、自己使用できない心理的負担費用が $\infty$ かかるとする。この場合、たとえ期待効用が0でも、家主は自己使用を選択する。

市場には割合  $p$  で契約終了後に契約を終了する借家人（終了タイプ）と、割合  $(1-p)$  で契約更新を望む借家人（更新タイプ）がいるとしよう。また、借家人は自分が属するタイプを知っているが、家主は知らないものとする。ただし、家主は割合  $p$  を知っているとして仮定する。

定期借家が認められている場合、家主は契約終了後に正当事由なしで契約更新を拒否できるため、どの借家人と契約しても契約終了後に借家を自己使用できる。すなわち、定期借家が認められている場合、情報の非対称性は問題とならない。以上から、割引率を0とすれば、家主の利潤  $(\Pi)$  最大化問題は次のように表せる。

$$\max_h \Pi^F = R(h) - c(h) \quad (1)$$

ここで、上付きの  $F$  は定期 (Fixed-Term) 借家を意味する。また、 $h$  は借家床面積 ( $m^2$ ) を、 $R(h)$  は家賃を、 $c(h)$  は借家供給の費用をそれぞれ示す。また、 $c(h)$  はすべての  $h$  に関して  $c_h > 0$ 、 $c_{hh} \geq 0$  と仮定する。

(1)式より次のオファー家賃関数を得る。

$$O^F(h; \Pi^F) = \max_h \Pi^F + c(h) \quad (2)$$

すべての家主のオファー家賃関数が等しいとすると、市場家賃関数  $R$  は次に示されるように家主のオファー家賃関数に一致する。

$$R^F(h) = O^F(h; \Pi^F) \quad (3)$$

ここで、(3)式の  $\Pi^F$  は、借家市場は競争的であり、家主は  $\Pi^F$  しか得られないことを意味する。

次に、借家人の効用最大化問題を描写する。借家人の効用 ( $U$ ) は、

$$U_i = u_i(h, \theta) + z \quad (4)$$

で表されるとする。ここで、 $z$  は合成財であり、価格は1に基準化する。下付きの  $i$  はタイプを示し、更新タイプを  $c$  で、終了タイプを  $t$  で表す。 $u_i(h, \theta)$  はすべての  $h$  に関して  $u_h > 0$ 、 $u_{hh}$

(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。2001年4月富山大学経済学部講師。論文：“The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length” ほか。

$< 0$ と仮定する。 $\theta$  はある借家人の借家床面積に対する嗜好を示す。以下では、図1と注2を除いて、 $\theta$  は明示的には扱わないため、効用関数への表記は省略する。

すべての借家人の所得を  $y$  とし、借家人は  $y$  の範囲内で  $h$  と  $z$  を購入するとしよう。以上から、正当事由条項がなく、すべての借家が定期借家の場合、借家人の効用最大化問題は次のようになる。

$$\begin{aligned} \max_{h,z} U_i^F &= u_i(h) + z \\ \text{subject to } y &= R(h) + z \end{aligned}$$

上の最大化問題から次の付け値関数を得る。

$$B_i^F(h; U_i^F) = \max_h u_i(h) + y - U_i^F \quad (5)$$

市場均衡では、市場家賃関数と各借家人の付け値関数が等しくなり、かつ両者の  $h$  に関する偏微分係数が一致する。したがって、市場均衡は次のように描写される。

$$R^F(h) = B_i^F(h; U_i^F) \quad (6)$$

$$R_h^F = B_{ih}^F \quad (7)$$

以下では、(6)式の市場家賃関数と付け値関数が等しくなる条件を家賃一致条件、(7)式の市場家賃関数の  $h$  に関する1階微分と付け値関数のそれが一致する条件を限界条件と呼ぶ。

### 正当事由が存在するケース

次に、借地借家法の正当事由条項が存在するケースを考える。この場合、定期借家は認められず、借家はすべて正当事由借家になる。契約更新拒否の正当事由は、一般に家主の自己使用の理由だけでは認められず、当該借家を必要とする家主の事情と借家人の事情が比較され、前者が後者を上回ると判断された場合に認められ

ている。ただし、家主から借家人に立退料を支払うことにより、正当事由を補完することができる。すなわち、移転に伴う借家人の損失を立退料という金銭により補償すれば、契約更新拒否の正当事由が認められる<sup>1)</sup>。そこで、次を仮定する。

(A1)：立退料による正当事由の補完

契約終了時に借家人が更新を望む場合、家主は借家人に  $\alpha(h)$  ( $\alpha(0)=0, \alpha(h)>0, \alpha_h>0, \alpha_{hh}=0$ ) の立退料を支払えば、更新拒否の正当事由が認められる。

まず、仮定(A1)により、更新タイプの効用最大化問題がどのように変更されるのかを考えよう。更新タイプは、仮定(A1)より契約終了時に借家の床面積に応じて立退料  $\alpha(h)$  を受け取る。したがって、任意の  $h$  について、彼が借家に対して支払う家賃は  $R(h)$  だが、純家賃は  $R(h)-\alpha(h)$  になる。以上から、(5)式の付け値関数は次式のように変更される。

$$B_c^J(h; U_c^J) = \max_h u_c(h) + y + \alpha(h) - U_c^J \quad (8)$$

ここで、上付きの  $J$  は正当事由 (Just-Cause) 借家を意味する。

一方、終了タイプは、契約終了時に立退料を受け取らないため、効用最大化問題および付け値関数は前項と変わらない。

次に、家主の行動に移ろう。家主は更新タイプと契約するときは、仮定より契約終了時に借家の床面積に応じて立退料を支払う必要がある。したがって、家主が更新タイプから受け取る純家賃は  $R(h)-\alpha(h)$  になる。以上から、更新タイプと契約するときの利潤は、

$$\Pi^J = R(h) - \alpha(h) - c(h) \quad (9)$$

になる。一方、終了タイプと契約するときには、立退料を支払う必要はない。したがって、終了タイプと契約する場合の利潤は、前項同様、 $\Pi^F = R(h) - c(h)$  になる。

## 2 正当事由条項の影響

### 情報が対称なケース

ここでは、契約更新にかかわる情報の非対称

性の影響を明らかにするために、仮に家主が借家人のタイプを見分けられると前提し、正当事由条項の影響を分析する。

終了タイプと契約するときは、たとえ正当事由条項があっても、終了タイプは自ら転出するため、定期借家契約が有効になる。したがって、家主の目的関数は定期借家を供給するときと変わらない。終了タイプの目的関数にも変化がないため、家賃一致条件と限界条件は定期借家契約の場合と変わらない。すなわち、借地借家法の正当事由条項は終了タイプの契約に対して何ら影響を与えない。

一方、更新タイプと契約するときは、契約終了時に立退料を支払う必要がある。(9)式より、更新タイプと契約するときの家主のオファー家賃関数は次式のようなになる。

$$O^J(h; \Pi^J) = \max_h \Pi^J + c(h) + \alpha(h) \quad (10)$$

借家市場が競争的であれば、 $\Pi^F = \Pi^J = \Pi^*$  になる。したがって、更新タイプに対する家主のオファーは、任意の  $h$  について  $\alpha(h)$  だけ高くなる。

更新タイプが直面する市場家賃関数は、家主のオファー家賃関数に一致する ( $R^J = O^J$ )。したがって、家賃一致条件は次のようになる。

$$R^J(h) = B_c^J(h; U_c^J) \quad (11)$$

(8)式と(10)式から(11)式の両辺にある  $\alpha$  は相殺されるため、(11)式は(6)式に一致することが確認できる。したがって、この場合の限界条件は、定期借家契約の場合に等しくなる。すなわち、均衡における借家需要量と効用水準はともに正当事由条項の影響を受けない ( $U_c^F = U_c^J$ )。これは、更新タイプの支払う家賃が契約終了後に受け取る立退料分だけ上昇するため、純家賃が定期借家の場合と変わらないからである。

### 非対称情報かつリスク中立的な家主

ここでは、借家人のタイプについて、家主と借家人の間に情報の非対称性が存在する一般的なケースを扱う。ただし、リスクに対する影響を明らかにするために、この項では家主はリスク

中立者と仮定する。

情報が非対称なケースで、情報が対称なケースと同一の契約を提示すると家主は逆選択の問題に直面する。なぜなら、更新タイプは自分が終了タイプと偽れば、効用を増加させることが可能だからである。逆に、家主は、終了タイプと同様の契約を更新タイプと結べば損失を被る。そこで、家主は、逆選択の問題を軽減するために、Iwata (2002) や瀬下 (2000) 同様、すべての借家人に対して平均的な更新・終了の確率を前提に契約を結ぶとしよう。すなわち、家主は  $p$  の確率で終了タイプと、 $(1-p)$  の確率で更新タイプとそれぞれ契約すると期待する。以上の仮定の下で、家主がリスク中立者であれば、利潤最大化問題は次式のように変更される。

$$\max_h \Pi^N = p\Pi^F + (1-p)\Pi^J$$

ここで、上付きの  $N$  は家主がリスク中立者であることを示す。上の問題のオファー家賃関数を求めると次式のようにになる。

$O^N(h; p, \Pi^N) = \max_h \Pi^N + c(h) + (1-p)\alpha(h)$  (12)  
 家主が競争的であれば、利潤は留保利潤  $\Pi^N = \Pi^*$  に落ち着く。この場合、(2)式と(12)式から家主のオファーは任意の  $h$  に関して  $(1-p)\alpha(h)$  だけ高くなる。

両タイプの借家人が直面する市場家賃関数は、家主のオファー家賃関数に一致する。したがって、次式を得る。

$$R^N(h) = O^N(h; p, \Pi^N)$$

終了タイプと更新タイプの付け値関数は、それぞれ(5)式と(8)式である。したがって、家賃一致条件と限界条件は以下のようにになる。

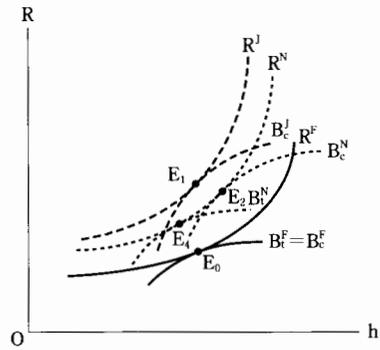
$$R^N(h) = B^N(h; U^N) \quad (13)$$

$$R_h^N = B_h^N \quad (14)$$

第2節第1項の結果および(13)式と(14)式の間を関係を示したものが図1である。なお、図1では、図が煩雑になるのを避けるため、更新タイプ、終了タイプの嗜好は同一としている。

まず、第2節第1項の結果を説明しよう。正当事由条項が存在しない場合、両タイプは  $R^F$  上で効用が最大になる点 ( $E_0$ ) を選択する。こ

図1—正当事由条項と家賃関数、付け値関数の関係



こでは、両タイプとも嗜好が同一なため、同じ点を選択している。情報が対称なケースで正当事由条項が存在する場合、正当事由借家の市場家賃  $R^J$  は、ちょうど立退料の大きさだけ上昇シフトする。ただし、更新タイプの付け値家賃  $B_h^J$  も、ちょうど同じ高さだけ上昇シフトするため、最適点は  $E_1$  になり、選択される床面積や効用水準は何ら影響を受けない。また、終了タイプには、定期借家が供給されるため、終了タイプの最適点は  $E_0$  のままになる。

しかし、情報が非対称なケースで正当事由条項が存在し、かつ家主がリスク中立者の場合、正当事由借家の市場家賃曲線は  $R^N$  までしか上昇シフトしない。これは、家主が平均的な更新・終了の確率を前提にして行動しているからである。このため、更新タイプの最適点は  $E_2$  になり、借家需要量、効用はともに増加する。一方、終了タイプも  $R^N$  上の契約を選択せざるをえないため、最適点は  $E_4$  になり、更新タイプとは逆に、借家需要量、効用はともに減少する<sup>2)</sup>。

### 非対称情報かつリスク回避的な家主

非対称情報の下では、家主はリスクに直面する。そこで、ここでは、家主をリスク回避者と仮定して分析を進める。

家主の期待効用最大化問題は次式のようになる。

$$\max_h \Pi^A = p\psi(\Pi^F) + (1-p)\psi(\Pi^J) \quad (15)$$

ここで、 $\psi(\cdot)$  はフォン・ノイマン＝モルゲンシュテルン(VNM)型の効用関数であり、 $\psi_{II} > 0$ ,  $\psi_{III} < 0$  である。また、上付きの A は家主がリスク回避者であることを示す。

(15)式の1階の条件を求めると、

$$O_h^A = c_h + (1-p)\Psi_{II} \alpha_h \quad (16)$$

になる。ここで、

$$\Psi_{II} = \frac{\psi_{II'}}{p\psi_{III'} + (1-p)\psi_{II'}} \quad (17)$$

である。なお、以下では  $\Psi_{II}$  の  $h$  に関する積分値を  $\Psi$  で表し、これを「リスク調整項」と呼ぶ。

一方、家主がリスク中立者の場合の1階条件は次式ようになる。

$$O_h^N = c_h + (1-p)\alpha_h \quad (18)$$

ここで、 $h > 0$  である任意の  $h$  について、 $(\Pi^J < \Pi^F$  から、 $\psi_{III'} > \psi_{II'}$  になるため、 $\Psi_{II} > 1$  になる。したがって、 $h > 0$  である任意の  $h$  について、(16)式の右辺は、(18)式の右辺より大きい。オファー家賃関数の関係は、(16)式と(18)式を積分して得られる。ここで、 $\Pi^A = \Pi^*$  になるようなオファー家賃関数を求めると、(16)式と(18)式から次の関係を得る。

$$O^A(h; p, \Pi^*) > O^N(h; p, \Pi^*) \quad (19)$$

すなわち、家主がリスク回避者であると、任意の  $h$  について、リスク中立者のケースよりも、リスク調整項分だけオファー家賃が高くなる。(19)式から、市場家賃関数の関係は、

$$R^A(h) > R^N(h)$$

になる。

さらに、家主がリスク回避的なほど、任意の  $h$  についてリスク調整項は大きくなる(補論参照)。したがって、家主がリスク回避的なほど任意の  $h$  について両タイプが直面する(純)家賃は高くなる。

もし、家主が十分リスク回避的であれば、観察される正当事由借家の市場家賃は、図1の  $R^J$  より上方に位置することになる。この場合、借家法の正当事由条項は、終了タイプはもちろん、本来保護を目的とする更新タイプの借家需

要量も減少させ、借家人全体の効用水準を低下させることになる。

### 3 数値分析

この節では、実証研究が  $R^J, R^N, R^A$  のどの値を推定していたのかを検討する。情報の非対称性が存在し、かつ家主がリスク回避者であるという仮定が妥当と思われるため、一般的に観察される正当事由借家家賃は  $R^A$  と考えられる。このとき、

$$R^N < R^A < R^J \quad (20)$$

が成立しているならば、正当事由条項は更新タイプの借家需要量と効用を増加させていることになる。一方、

$$R^N < R^J < R^A \quad (21)$$

が成立しているならば、正当事由条項は更新タイプの借家需要量と効用を減少させていることになる。本稿では、岩田(1997)の推定値を用いて上記の大小関係を調べる。

岩田(1997)は、正当事由借家と正当事由条項を回避できると考えられている法人に限定して貸し出される借家の市場家賃関数を、それぞれ別々に推定している。使用されているデータは、東京都のJR中央線(新宿駅から高尾駅間)、1995年8月時点の新規貸し出し家賃である。以下では、本稿との表現を合わせるため、法人限定借家の市場家賃関数を定期借家のそれ  $R^F$  で表し、正当事由借家の市場家賃関数を  $R^A$  で表す。 $\Pi^*$  を 0 と置けば、 $R^F$  と  $R^A$  はそれぞれ次式のように表せる。

$$R^F = \gamma + \beta^F h \quad (22)$$

$$R^A = \gamma + \beta^A h \quad (23)$$

床面積に依存しない設備、すなわち定数項  $\gamma$  については福島(1998)の考えを取り入れ、2本の推定値の平均値をとる<sup>3)</sup>。また、本稿では、床面積以外の係数は扱っていないため床面積以外の係数は無視する。

ここで、仮に情報が対称であれば、推定式は、

$$R^J = \gamma + \beta^J h \quad (24)$$

になり、情報が非対称であり、かつ家主がリス

ク中立者であれば、次のようにある。

$$R^N = \gamma + \beta^N h \quad (25)$$

### 立退料の算定方法

前半のモデルより、正当事由借家の市場家賃関数が定期借家のそれよりも高くなるのは、契約期間終了後に家主が借家人に立退料を支払う必要があるからである。そこで、この節では立退料の算定を行なう。立退料の算定方法については確定した方法は存在しないが、立退料の考え方は契約更新拒否によって失われる借家人の損失を立退料によって補填することにある。そこで本稿では、契約更新した場合の家賃と移転先となる代替借家の家賃の差額を補償できれば正当事由が具備されると考える。なお、移転先となる代替借家は従前住居と同等の借家を考える。

ここで、立ち退かされる借家人の移転先の期待市場家賃を  $r_2h$  と表そう。一方、契約更新した場合の期待継続家賃を  $\bar{r}_2h$  と表そう。継続家賃抑制主義の考え方から継続家賃は市場家賃を下回るのが一般的なため、 $r_2 > \bar{r}_2$  が成立する。以上から、割引率を  $\rho$  で表せば、立退料は次式のように表せる。

$$\alpha h = \frac{\Delta r_2}{1+\rho} h = \frac{(r_2 - \bar{r}_2)}{1+\rho} h \quad (26)$$

(26)式から(24)式、(25)式、(23)式の係数の値は、それぞれ次のようになる。

$$\beta^J = \beta^F + \alpha \quad (27)$$

$$\beta^N = \beta^F + (1-\rho)\alpha \quad (28)$$

$$\beta^A = \beta^F + (1-\rho)\Psi\alpha \quad (29)$$

ただし、岩田(1997)の推定結果から、 $\beta^F = 1589.7$ 、 $\beta^A = 2717.99$ である。

### $\beta^J$ と $\beta^N$ の計算

$\beta^J$  と  $\beta^N$  を実際に計算するにあたり、さらに以下を参考にする。2年契約のアパートにおいて、家主都合で契約解除する場合の立退料の算定方法として、水本・澤野・内田(1999)は、「この場合の立退料は、アパートであることも

考慮し、移転実費、新たな借家を得るための費用(仲介手数料、敷金等の差額など)のほか、実質差額の2~5年程度が補償されるべき」であると述べている。

そこで本稿では、立退料は家賃差額5年間に移転実費として引越料金を加えたものとして計算する。ここで、5年間をとるのは、本稿ではできるだけ厳しい条件を設定し、(21)式が成立しているかを確認したいからである。以下同様の考え方で値を設定している。

借家契約は一般に2、3年で更新時期がくるものが多い(水本・澤野・内田1999参照)、ここでは契約期間を2年間(24ヵ月)と仮定する<sup>4)</sup>。この場合、立退料は3年目に発生する。以上から立退料の割引現在価値(月割1㎡当たり)は次のようになる。

$$\alpha = \sum_{n=3}^7 \frac{\Delta r_n}{(1+\rho)^n} + \frac{T^h}{(1+\rho)^3 \cdot 24 \cdot h}$$

ここで、 $T$  は引越料金を示す。

各種引越業者のホームページを閲覧すると、引越料金は部屋の間取りに応じて変化している。たとえば、京王運輸では、部屋の間取りと家族構成と概算料金(平日料金)が紹介されている(表1)。

本稿では、表1を参考に、引越料金を居住者1人当たり3万円で計算する。次に、1995年の国勢調査(総務庁)によれば、東京都の民間借家の1人当たり居住床面積は17.5㎡である。ここでは、若干小さく15㎡と考える。以上から、引越料金を次のように計算する。

$$\begin{aligned} T^h &= 30,000 & \text{if } 0 < h \leq 30 \\ &= 45,000 & \text{if } 30 < h \leq 45 \\ &= 60,000 & \text{if } 45 < h \leq 60 \\ &= \dots \end{aligned}$$

同等借家の差額家賃5年分の割引現在価値を求めるためには、当該借家家賃が契約期間の3年から7年後にどのように設定されるか予想する必要がある。ここでは、『消費者物価指数年報』(1995年、総務庁)から得られる東京都23区内の過去5年間の平均家賃変化率と同じ率で

表1 一京王運輸の引越料金

部屋数(間取り)	家族構成	概算料金(円)
ワンルーム	1人	29,000
2K~2DK	2人	60,000
3DK	3人	83,000
3LDK~4DK	4人	110,000
4LDK以上	5人以上	150,000

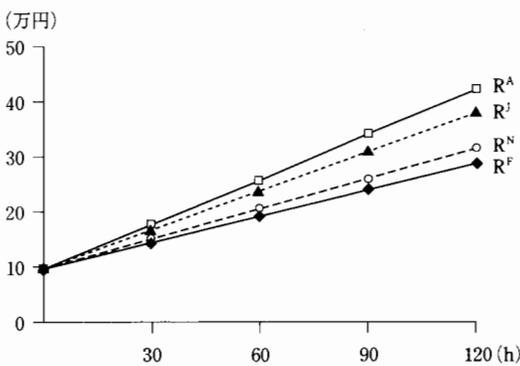
出所) <http://www.keio.co.jp>

表2  $\beta$  の推定値および計算値

$\beta$	推定または計算結果
$\beta^F$	1589.7
$\beta^N$	1828.21
$\beta^J$	2384.74
$\beta^A$	2717.99

注) ただし、 $\beta^N$ ,  $\beta^J$  は30m<sup>2</sup>, 45m<sup>2</sup>, 60m<sup>2</sup>, …の値。

図2 推定結果と計算結果の比較



借家賃が変化すると仮定する。1990年から1995年にかけての平均家賃変化率を計算すると、変化率は2.04%になる。一方、継続家賃抑制主義の考え方から継続家賃は変化しないと仮定する。

次に、割引率については、家主や借家人の資金運用として定期預金を考える。ここでは『経済統計年報』(1995年、日本銀行)から得られる値、すなわち1995年8月時点における定期預金(5年以上6年未満)の預入金額が300万円未満の金利2.153%を使用する。

最後に、(約)2年後に契約更新を望む借家人、すなわち更新タイプの割合(1-p)を『住宅統計調査』(1993年、総務庁)に基づいて計算する。第1に、1989年以降に現住居に入居した世帯の従前の居住形態における居住期間をみ

ると、民間借家世帯については2年から3年未満が58.3%と最も多く、1年未満、1年から2年未満を合わせて72.3%になる。第2に、1993年9月時点で、民間借家世帯が現住居に入居した時期を時期別に比率で表すと、1991年から1993年9月の間が44.6%、1986年から1991年が32.6%になっており、合計で77.2%が1986年から1991年以降の入居となっている。第2の指標については、居住期間が終了していないという問題があるが、第1の指標と合わせて、借家人の居住期間は概して短い。そこで、本稿では更新タイプの割合を30%として計算する。

以上から、 $\beta^N$ と $\beta^J$ を計算すると、表2を得る。

表2を用いて、(22)式から(25)式の値をプロットすると図2を得る。

図2から(21)式が成立していることが確かめられる。すなわち、実際に観察された正当事由借家の市場家賃関数  $R^A$  は  $R^N$  より上方に位置しているため、家主はリスク回避者であることが確認できる。ここで、リスク調整項  $\Psi$  を計算すると、

$$\Psi = \frac{(\beta^A - \beta^F)}{(\beta^N - \beta^F)} = 4.7$$

になる。この値が十分高いために、 $R^A$  は  $R^J$  より上方に位置する。したがって、第2に、正当事由条項は更新タイプの借家需要量と効用を減少させていることが予想される。

## 結論

借地借家法の正当事由条項が借家の家賃関数に与える影響を実証的に研究した論文は、家主の最適化行動を考慮したモデルのみに依存していたため、借家人の借家需要量や付け値関数に与える影響を読み取ることができない。そこで、本稿では、それらを評価できるヘドニック・モデルを構築した。

その結果、家主が契約を結ぼうとしている借家人の契約更新希望の有無を事前に知ることができず、かつリスクに関して十分に回避的なら

ば、実証研究で示された借地借家法の正当事由条項の市場家賃上昇効果は、更新を望まない借家人はもちろん、更新を望む借家人の付け値曲線も大きく上昇させ、借家需要量を減少し、効用水準の低下を招いていることを明らかにしている可能性があることを証明した。さらに、実際の推定結果が、上記の条件を満たしているかどうか計算したところ、家主はリスク回避的に行動していることが確認された。すなわち、家主はリスク中立的に行動するときと比べ、床面積1㎡当たり約1.5倍( $\beta^A/\beta^N$ )家賃を割増している。この値が十分大きいために、正当事由条項は更新タイプの借家需要量を減少させ、効用水準の低下を招いている可能性があることが間接的に確認できた。

ただし、本稿で計算した立退料の値が判例などと照らし合わせて妥当かどうかは確認できなかった。この点については今後の課題としたい。

### 補論：リスク調整項とリスク態度

当初のVNM型効用関数よりリスク回避的な効用関数を得るには、当初のVNM型効用関数を単調増加凹変換すればよい。そこで、次のような新しいVNM型効用関数 $\phi(\psi(\Pi))$ を考える。ここで、 $\phi(\cdot)$ は単調増加の凹関数である。この関数の(17)式に対応するものを求めると次のようになる。

$$\Phi_{\Pi} \equiv \frac{\phi_{\Pi}}{p\phi_{\Pi} + (1-p)\phi_{\Pi}} \quad (30)$$

ここで、(30)式から(17)式を差し引くと、(31)式を得る。

$$\text{sign } \Phi_{\Pi} - \Psi_{\Pi} = \text{sign } \psi_{\Pi} \psi_{\Pi} (\phi_{\Pi} - \phi_{\Pi}) \quad (31)$$

ここで、 $\Pi^J < \Pi^F$  から  $\psi(\Pi^J) < \psi(\Pi^F)$  になるため、 $\phi_{\Pi} > \phi_{\Pi}$  になる。したがって、(31)式の符号は正になる。以上から、新しいリスク調整項を $\Phi$ とすれば、 $\Phi > \Psi$ が成立する。

\*住宅経済研究会の発表において、参加していただいた方々からは貴重なご意見をいただいた。また、山鹿久木講師（筑波大学）からは、本稿を作成するうえで有益なご助言をいただいた。ここに記して感謝したい。なお、本稿に残る誤りはすべて著者の責任である。

### 注

1) 内田(1997)は、このように借家人と家主の必要

度比較原則を維持しない立退料には問題があるとしている。

- 2) 一般に、嗜好が異なる場合、更新タイプの中に契約 $E_4$ を選択したり、終了タイプの中に $E_3$ を選択したりするものが存在する。ただし、いまあげた契約を選択する更新タイプは、 $R^J$ 上ではなく $R^N$ 上を選択できるという意味で、やはり借家需要量、効用水準はともに増加している。また、 $E_3$ を選択している終了タイプについては、 $R^F$ 上ではなく $R^N$ 上を選択せざるをえないという意味で、借家需要量、効用水準はともに減少する。
- 3) 岩田(1997)の推定によれば、床面積に依存しない設備水準(定数項)は法人限定借家(定期借家)のほうが正当事由借家より値が大きい。
- 4) 大竹・山鹿(2001)の定期借家のサンプルでは、一戸建ての53.66%が2年から3年の契約期間であり、マンションのそれは68.47%になる。

### 参考文献

- Iwata, S. (2002) "The Japanese Tenant Protection Law and Asymmetric Information on Tenure Length," *Journal of Housing Economics*, forthcoming.
- 岩田規久男(1976)「借地借家法の経済学的分析」『季刊現代経済』No.24、122-138頁。
- 岩田真一郎(1997)「マイクロデータによる借地借家法の計量分析——法人限定と一般借家の家賃比較」『都市住宅学』No.19、45-50頁。
- 内田勝一(1997)『現代借地借家法学の課題』成文堂。
- 大竹文雄・山鹿久木(2001)「定期借家制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』No.42、1-20頁。
- 金本良嗣(1994)「日本・ドイツ・アメリカの住宅政策I——借家権の保護」『季刊住宅土地経済』No.11、16-23頁。
- 水本浩・澤野順彦・内田勝一(1999)『借家の法律相談』第3版、有斐閣。
- 瀬下博之(2000)「借家法と逆選択」『季刊住宅土地経済』No.35、29-35頁。
- 外館光則(1997)「期限付借家契約と契約更新権のオプションバリュー」『日本経済研究』No.35、45-68頁。
- 八田達夫(1996)「借地借家法の定住型住宅供給抑制効果」『都市住宅学』No.14、78-80頁。
- 福島隆司(1998)「定期借家権論議と家賃・床面積試算」都市住宅学会関東支部住宅市街地形成論研究小委員会『1997年度研究成果報告書 住宅地形成論』、34-39頁。
- 山崎福寿(1996)「土地・住宅賃貸借市場の不完全性について」『都市住宅学』No.10、113-122頁。
- 山崎福寿(1999)『土地と住宅市場の経済分析』東京大学出版会。

# 地価と マーケット・ファンダメンタルズ

吉岡孝昭

## はじめに

戦後日本の地価変動(図1)は、都市間で大きくその様相を異にしている。すなわち、全国地価や六大都市を除く全国地価は、1990年頃まで日本経済の高度成長と土地神話など地価上昇期待を反映してGDPを上回る伸びを示していたが、その後のバブル崩壊とともにGDPを下回って下落を続けている。しかし、これを大きくとらえれば、全国地価はGDPとの乖離は少なく、GDPとよく似た動きをしていることがみてとれよう。他方、六大都市(東京、大阪、横浜、名古屋、京都、神戸市)の地価をみると、バブル期までは、都市化による集積のメリットなどから、全国をいくぶん上回っていたものの、1985年以降、東京都心部の商業地に端を発した地価高騰は、東京圏の住宅地などに波及し、その後、1988年から1989年にかけて大阪圏、名古屋圏などへと地価高騰を波及させ、結果的に、大きくGDPと乖離することになった。

こうしたなかで、これまで、地価の時系列分析に基づく先行研究として、バブル検出を目的にした井出(1992)や、それを発展させようとした吉岡・山田(2002)があるが、いずれも全国地価を用いた分析であった。このように、大都市と地方都市とを区別するという視点からの時系列分析による地価の研究が不足しているため、この問題に検討を加えるのが本稿の目的である。もっとも、ここでは、統計上の制約(サンプル数を満たす都市別の長期時系列デー

タ入手難)などから、今次バブルの影響をきわめて強く反映しGDPから大きく乖離した六大都市の地価と、比較的軽微だった全国(除く六大都市)の地価との分析に絞って検証することとした<sup>2)</sup>。

本稿の構成は次のとおりである。まず第1節では、地価変動理論であるマーケット・ファンダメンタルズ方程式と、1980年代後半からのバブル期における地価決定に関する先行研究などを整理し、マーケット・ファンダメンタルズを評価する場合の金利等の問題点について論じ、本稿の研究の位置づけを明確にする。そのうえで、第2節で単位根・共和分分析等、非定常時系列分析を通じて、六大都市やその他都市の地価関数がマーケット・ファンダメンタルズに基づく長期関係によって説明できるか否かについて検証する。第3節では、第2節で検証した地価との長期関係をもとに、金融変数や各種ダミー変数を組み込んだ誤差修正モデル(Error Correction Model、以下「ECM」という)によって短期分析が可能か否かを検証し、本稿の仮説——長期的に土地市場のマーケット・ファンダメンタルズによって変動するが、他方で短期的には、金融市場、とくにマネーサプライからも大きな影響を受けている——が、大都市とその他地方都市に区別しても妥当するか否かについて論じる。最後に、本稿の結論と今後の政策的インプリケーションなどについて取りまとめる。

# 1 地価変動理論と先行研究

地価は、経済理論では、将来地代の割引現在価値で決定されるので、通常、数学的には  $P_t$  を  $t$  期の地価、 $R_t$  を  $t$  期の債券利子率、 $V_t$  を  $t$  期の地代、 $E_t$  を  $t$  期の情報に基づいて形成される条件付き期待値を表すオペレータとすると、次の(1)式のとおり定式化される。これをマーケット・ファンダメンタルズ (以下、「MF」という) 方程式と呼ぶ。

$$P_t^* = E_t \left[ \sum_{i=1}^{\infty} \frac{V_{t+i}}{(1+R)^i} \right] \doteq \frac{V}{R} \quad (1)$$

地価 ( $P_t$ ) は、(1)式のMFである  $P_t^*$  に、「バブル」と呼ばれる変数  $B_t$  を組み込み、(2)式のように修正される。

$$P_t = P_t^* + B_t \quad (2)$$

ただし、 $B_t(1+R_t) = E_t(B_{t+1})$ 。

この地価変動理論で1980年代後半の地価高騰が、ファンダメンタルズによって説明できるか否かに関して意見が分かれている。

宮尾 (1991)、原田・井上 (1991)、岩田 (1992) などはいずれも実証的な裏付けはないが、基本的にファンダメンタルズによって説明できるとの立場に立っている。一方、野口 (1989) は、東京におけるピーク時の地価水準のうち半分程度がバブルであると最初に結論づけた<sup>3)</sup>後、経済企画庁 (1988, 1990)、西村 (1990, 1995)、山田 (1995)、田淵 (1995) などは、それぞれ考え方に違いがあるが、バブルの

(吉岡氏写真)

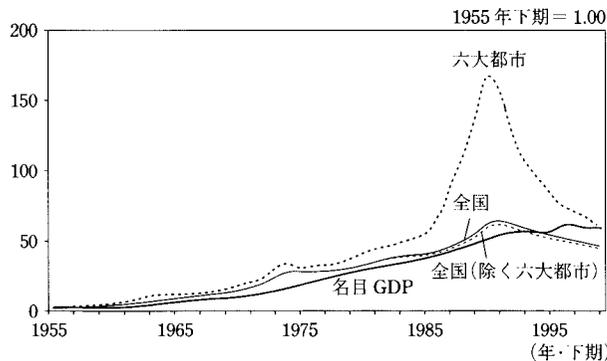
よしおか・たかあき  
1958年大阪府生まれ。2001年大阪商業大学大学院地域政策学研究所博士前期課程修了。2002年大阪大学大学院国際公共政策研究所博士後期課程修了、大阪大博士。  
論文：「都市システムと中心性の分析」ほか。

存在を認めている。これらの論議に不足している実証分析に対し、金本 (1992)、山崎 (1994) はバブルを統計的に検証することが容易でない<sup>4)</sup>と指摘しているが、1980年代後半の地価上昇がバブルであったか否かについては、①推計されたファンダメンタルズ価格と実際の価格を比較して、その乖離幅の妥当性を議論する方法 (経済企画庁 1991)<sup>4)</sup>と、②発散的なバブルが存在する場合、データが定常性を満たさなくなるという視点から地価のバブルの存在を検定する方法 (井出 1992)<sup>5)</sup>との2つで研究が行なわれている。しかし、その後の地価下落時をも含めた時系列分析は、吉岡・山田 (2002) を除きあまり行なわれていない。

これは、戦後長いあいだ、金利が政策的に規制されていたため、金利形成に歪みが生じており、時系列でMFを評価する場合の問題点となっていること<sup>6)</sup>に加え、バブル崩壊後の地価下落時に、景気対策を通じた間接的なものとはいえ、金利が政策対応として引き下げられたにもかかわらず、期待の弱気化を変化させることができず、地価が下落を続けたことに原因があるのではないと思われる。

また、時系列分析にあたって、適切な金利変数の選択は、コールレート、長期国債レート、約定平均金利など、さまざまな考え方があるが、いまだ確立されたものは存在しない。そこで本稿では、MFで評価する場合、金利に加え、マネーサプライを考慮することで、この問題に関しひとつの解決策を提示するとともに、短期的な期待形成

図1 一名目GDPと市街地価格指数(全用途平均)の推移



出所) 日本不動産研究所「市街地価格指数」、日本銀行「経済統計月報」。

表1—単位根検定 (Unit Root Tests)

			Test Statistics		p 値		ラグ次数	
			ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
地 価 (land)	全 国	全用途・レベル	-1.81	-2.05	0.701	0.969	3	3
		住宅地・レベル	-1.12	-1.13	0.926	0.987	3	3
		商業地・レベル	-1.28	-1.90	0.893	0.973	3	3
		工業地・レベル	-2.79	-3.43	0.200	0.918	3	3
		全用途・1階差	-3.39	-24.10	0.053	0.031	3	3
		住宅地・1階差	-3.92	-27.99	0.011	0.013	3	3
		商業地・1階差	-3.25	-21.61	0.075	0.051	3	3
		工業地・1階差	-3.22	-22.68	0.081	0.041	3	3
	六大都市	全用途・レベル	-1.38	-2.35	0.867	0.960	3	3
		住宅地・レベル	-0.96	-1.54	0.949	0.980	3	3
		商業地・レベル	-1.90	-0.25	0.652	0.995	3	3
		工業地・レベル	-2.39	-4.85	0.385	0.832	3	3
		全用途・1階差	-2.98	-19.98	0.137	0.071	3	3
		住宅地・1階差	-3.40	-26.26	0.051	0.019	3	3
		商業地・1階差	-2.90	-14.76	0.161	0.194	2	2
工業地・1階差		-3.10	-21.22	0.106	0.055	3	3	
全 国 (除く六大都市)	全用途・レベル	-1.71	-1.87	0.447	0.809	3	3	
	住宅地・レベル	-1.02	-1.07	0.511	0.828	3	3	
	商業地・レベル	-1.21	-1.62	0.679	0.864	3	3	
	工業地・レベル	-2.53	-3.21	0.118	0.736	3	3	
	全用途・1階差	-3.54	-26.27	0.036	0.019	3	3	
	住宅地・1階差	-3.88	-28.73	0.013	0.011	3	3	
	商業地・1階差	-3.37	-24.09	0.055	0.031	3	3	
	工業地・1階差	-3.60	-25.56	0.030	0.023	3	3	
MF で算出された地価 (MF land)	全 国	レベル	-2.33	-6.52	0.416	0.704	3	3
		1階差	-4.55	-26.64	0.001	0.018	3	3
	六大都市	レベル	-2.53	-6.75	0.312	0.674	3	3
		1階差	-4.59	-28.94	0.001	0.011	3	3
	全国 (除く六大都市)	レベル	-2.37	-6.57	0.395	0.700	3	3
		1階差	-4.52	-28.50	0.001	0.012	3	3
マネーサプライ (M)	全 国	レベル	0.01	1.08	0.994	0.999	3	3
		1階差	-3.52	-30.95	0.037	0.007	3	3

出所) 日本不動産研究所「市街地価格指数」、日本銀行「経済統計月報」、経済企画庁「県民経済計算年報」。

注) 計測期間：1956年上期～1997年下期。データはすべて対数値。

に重要な役割を果たしていると思われるマネーサプライの影響をも同時に検証することとした。他方、地価下落時への対応から間接的ではあるが、金利が政策的に利用されていたこと（地価が金利に先行）については、グレンジャー・テスト (Granger 1969) などによる先行・遅行関係の分析で検証する。

これまでの戦後日本の地価変動をめぐる時系列分析による先行研究では、このような視点に加え、大都市と地方都市とを区別するという視点が欠けていたので、以下で議論したい。

## 2 地価の長期均衡関係

### 地価とマーケット・ファンダメンタルズの関係

本節では、全国、六大都市、全国（除く六大都市）を、それぞれの対象地域をひとつの土地市場と考え、地価がマーケット・ファンダメンタルズをベースにした長期均衡関係が存在するか否かについて検討を加える。

そこで、MF 方程式によって算出される試算地価を「MF land」と呼び、その MF land と地価とのあいだにみられる2変数の関係を分析していく。その際、地価は市街地価格指数（全国、六大都市、全国〔除く六大都市〕）を用いた<sup>8)</sup>。地価決定に関する理論的な考え方である MF（地代/金利）で算出される地価は、地

代の代理変数として県民総生産<sup>9)</sup>を用い、金利は全国銀行約定平均金利により計算した。なお、地代の代理変数として用いた県民総生産の算出にあたっては、該当都市を含む都道府県分を集計した。金利は全国、六大都市、全国（除く六大都市）とも同じ金利を用いた<sup>10)</sup>。

この2変数（地価と MF land）を対数変換し、2変数間の「長期的関係」の適合度を、共和分分析により検証する<sup>11)</sup>。ここで、2変数のあいだに共和分関係が成立すれば、2変数には、“つかず離れず”の関係があること、すなわち、長期均衡関係の存在が確認でき、地価は、土地市場のマーケット・ファンダメンタルズに基づ

表2—Johansenの最大固有値検定・トレース検定

		最大固有値検定	トレース検定
全 国	全用途平均	21.6097	31.1733
	住宅地	12.7502	20.7969
	商業地	19.3555	28.6621
	工業地	25.2363	33.0272
六大都市	全用途平均	20.0088	21.8340
	住宅地	17.8805	19.2742
	商業地	12.5531	15.9335
	工業地	27.3649	18.7705
全 国 (除く 六大都市)	全用途平均	18.5610	28.9613
	住宅地	12.5543	19.9793
	商業地	18.3810	27.5107
	工業地	20.6657	29.4372
		5%臨界値	14.8800
		10%臨界値	12.9800
			17.8600
			15.7500

出所) 日本不動産研究所「市街地価格指数」、日本銀行「経済統計月報」、経済企画庁「県民経済計算年報」。

注) 最大固有値検定：帰無仮説 [r=0]、対立仮説 [r=1]、トレース検定：帰無仮説 [r=0]、対立仮説 [r>1]。計測期間：1956年上期～1997年下期。

いて変動していると結論づけることができよう。

なお、バブル検出を目的に分析を行なった井出(1992)は、地価、地代、金利の3変数の分析を行なったが、単位根検定において、井出(1992)の用いた変数の実質金利がレベルで定常であるとの結果を得たことなどから、共和分分析の変数に用いず、本稿ではあえて地価とMF方程式によって算出される試算地価との2変数間の関係を見ることとした。このため、かなりきびしい制約を課すこととなったので、計測結果については、この点いくぶん割り引いて判断する必要がある。

### 単位根検定・共和分分析

共和分検定を行なう前に、各変数の単位根(Unit Root)検定を行なう。まず、地価、MF land(県民総生産/金利)、マネーサプライの3変数<sup>12)</sup>に単位根がいくつ存在するかを調べる。共和分分析を行なう前に、名目地価とMF landとがそれぞれ非定常過程(I(1))であることを、ADFテスト(Augmented Dickey-Fuller test; Dickey and Fuller 1979)、PPテスト(Phillips-Perron test; Perron 1988, Phillips and Perron 1988)により確認した。この間、ADFテスト時のラグ(k)の設定は、半

表3—共和分ベクトル(Cointegration Vector)

地価=1としたときのMF(県民総生産/利子率)

	全 国	六大都市	全 国 (除く六大都市)
全用途平均	-0.5747	-0.7876	-0.5984
住宅地	-0.8257	-0.9569	-0.8517
商業地	-0.4547	-0.7827	-0.3954
工業地	-0.5317	-0.6316	-0.5340

出所) 日本不動産研究所「市街地価格指数」、日本銀行「経済統計月報」、経済企画庁「県民経済計算年報」。

注) 計測期間：1956年上期～1997年下期。

期データであることを考慮したラグ(k≤3)をとり、AIC 2基準により、最適なラグ数を決定した。ADFテスト推定モデルは次のとおりである。

$$\Delta X = aX_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta X_{t-i} + ct + d + \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし、t：トレンド項、d：定数項、 $\varepsilon_t$ ：誤差項、a, b<sub>i</sub>, c：パラメータ。

単位根検定の結果(表1)をみると、地価、MF land、マネーサプライの各変数ともレベルでは単位根を持ち、1次階差では定常となった<sup>13),14)</sup>。

非定常系列間の定常的一次結合を共和分(Cointegration)といい、その係数行列は、共和分ベクトル(Cointegration Vector)と呼ばれる。共和分の推計には、Johansen(1988)の最尤推定法を用い検証を行なった。

共和分検定の結果(表2)、計測期間中、地価とMF landには、共和分関係が存在することが、統計的にも確認された。

計測された表3の共和分ベクトルは理論から期待される符号条件(地価は1に基準化、MF landは負の値)などを満たしており、MF landが上昇(下落)すると、地価も上昇(下落)し、共和分の存在が確認された。このことから考え、地価は長期的には、土地市場のマーケット・ファンダメンタルズによって変動することが明らかになった。

### 3 地価の短期関係

地価の短期的な変動メカニズムを検証するため、すでに前節で地価とMF landのあいだに

表4-1 地価関数（全国・六大都市・全国〔除く六大都市〕）の推計結果

		全用途平均			住宅地			商業地			工業地		
		係数	t 値	p 値									
全 国	EC1(-1)	-0.030	-4.64	0.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	EC2(-1)	—	—	—	-0.033	-3.43	0.001	—	—	—	—	—	—
	EC3(-1)	—	—	—	—	—	—	-0.025	-4.18	0.000	—	—	—
	EC4(-1)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.035	-5.15	0.000
	$\Delta landn(-1)$	0.522	8.99	0.000	0.582	9.74	0.000	0.519	8.14	0.000	0.510	9.04	0.000
	$\Delta MF(-1)$	0.044	1.30	0.198	0.062	1.51	0.134	0.048	1.32	0.191	0.016	0.41	0.684
	$\Delta M$	0.274	2.94	0.004	0.392	3.77	0.000	0.193	1.99	0.051	0.360	3.56	0.001
	$\Delta M \times DM1$	0.337	5.35	0.000	0.224	3.32	0.001	0.343	5.06	0.000	0.389	5.56	0.000
	$\Delta MF \times DM2(-1)$	-0.136	-1.94	0.056	-0.145	-1.75	0.083	-0.207	-2.80	0.006	-0.027	-0.36	0.720
	定数項	0.017	2.00	0.049	-0.085	-3.97	0.000	0.050	3.15	0.002	0.033	2.86	0.005
	adj. R <sup>2</sup>	0.90			0.86			0.90			0.89		
	D. W.	1.61			1.66			1.75			1.67		
六大都市	EC1(-1)	-0.048	-4.55	0.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	EC2(-1)	—	—	—	-0.057	-4.27	0.000	—	—	—	—	—	—
	EC3(-1)	—	—	—	—	—	—	-0.035	-3.28	0.002	—	—	—
	EC4(-1)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.052	-5.41	0.000
	$\Delta landn(-1)$	0.505	7.97	0.000	0.459	6.92	0.000	0.613	8.52	0.000	0.481	7.91	0.000
	$\Delta MF(-1)$	0.099	1.51	0.136	0.106	1.59	0.116	0.124	1.54	0.127	0.062	0.91	0.365
	$\Delta M$	0.252	1.67	0.100	0.530	3.45	0.001	0.104	1.40	0.166	0.251	1.56	0.123
	$\Delta M \times DM1$	0.693	5.74	0.000	0.516	4.61	0.000	0.618	4.14	0.000	0.783	6.27	0.000
	$\Delta MF \times DM2(-1)$	-0.396	-3.00	0.004	-0.411	-2.98	0.004	-0.493	-2.82	0.006	-0.193	-1.52	0.133
	定数項	-0.051	-4.50	0.000	-0.170	-4.78	0.000	-0.052	-3.16	0.002	0.043	2.93	0.005
	adj. R <sup>2</sup>	0.87			0.86			0.85			0.86		
	D. W.	2.12			1.92			1.92			2.12		
全 国 (除く六 大都市)	EC1(-1)	-0.029	-4.32	0.000	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	EC2(-1)	—	—	—	-0.031	3.89	0.000	—	—	—	—	—	—
	EC3(-1)	—	—	—	—	—	—	-0.022	3.99	0.000	—	—	—
	EC4(-1)	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.035	-4.62	0.000
	$\Delta landn(-1)$	0.545	9.47	0.000	0.612	10.35	0.000	0.525	8.06	0.000	0.496	7.97	0.000
	$\Delta MF(-1)$	0.043	1.30	0.198	0.063	1.53	0.131	0.045	1.59	0.116	0.014	0.32	0.753
	$\Delta M$	0.318	3.44	0.001	0.413	2.93	0.004	0.188	1.89	0.063	0.409	3.65	0.000
	$\Delta M \times DM1$	0.296	4.80	0.000	0.199	2.93	0.004	0.333	4.94	0.000	0.348	4.51	0.000
	$\Delta MF \times DM2(-1)$	-0.117	-1.69	0.094	-0.130	-1.58	0.118	-0.181	-2.50	0.015	-0.020	-0.24	0.812
	定数項	0.014	1.67	0.100	-0.077	-3.79	0.000	0.065	3.20	0.002	0.039	2.76	0.007
	adj. R <sup>2</sup>	0.90			0.86			0.90			0.87		
	D. W.	1.61			1.65			1.74			1.95		

出所) 日本不動産研究所「市街地価格指数」、経済企画庁「県民経済計算年報」、日本銀行「経済統計月報」。

注1) 推計期間：1959年下期～1997年下期。

2) land 1 (全用途地価平均)、land 2 (住宅地地価)、land 3 (商業地地価)、land 4 (工業地地価)。

3) 記号について ( ) 内係数は自己ラグ。Δは1階差。

マネーサプライの影響を組み込んだ時に共和分関係とよばれる長期均衡関係が確認されていることから、こうした長期均衡関係の存在をベースにマネーサプライの影響とダミー変数を組み込んだECM型の地価関数について、全国、六大都市、全国(除く六大都市)の3つの角度から分析する。

全国、六大都市、全国(除く六大都市)の各ECM型地価関数の計測にあたっては、被説明変数を、全国、六大都市、全国(除く六大都

市)における全用途平均・住宅地・商業地・工業地の地価指数の対数前期差( $\Delta land1 \sim 4$ )とし、説明変数としては、①期待を含む短期的な調整ラグの存在に対応した地価の自己ラグ項、②MF方程式から算出された試算地価の対数前期差( $\Delta MF land$ )、③「経済主体は、長期均衡からの乖離があれば、その乖離の一定割合を当期に修正するように行動する」という考え方に基づく「誤差修正項」(EC)、④マネーサプライは対数前期差( $\Delta M$ )、⑤山田(1995)

が指摘するように、地価変動サイクルでの上昇期最後の局面が金融緩和と重なるときには、急激な地価高騰が発生してバブルを含んでいる可能性が高いことを実証するため、地価が急騰した1960～1961年、1972～1973年、1986～1990年を1、その他は0とするダミー（DM1：マネーサプライ係数ダミー）を使用した。さらに、⑥期待の弱気化からバブル崩壊以降地価下落が続いているため、1992年以降を1、その他は0とするダミー（DM2：マーケット・ファンダメンタルズ係数ダミー）を使用し、その影響を計測してみた。定式化は次の式で表される。

$$\begin{aligned} \Delta \text{land } n_t = & \alpha \Delta \text{land } n_{t-1} + \beta \Delta \text{MF land}_{t-1} \\ & + \gamma \text{EC}_{t-1} + \delta \Delta M_t + \zeta \Delta M_t \times \text{DM1} \quad (4) \\ & + \eta \Delta \text{MF land}_{t-1} \times \text{DM2} + C + \varepsilon_t \end{aligned}$$

ただし、 $\text{EC}_{t-1} = \text{land } n_{t-1} - \theta \text{MF land}_{t-1}$ 、 $\varepsilon_t$ ：誤差項、 $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \zeta, \eta, \theta$ ：パラメータ。

本稿での仮説から、期待される符号条件は、誤差修正項、マーケット・ファンダメンタルズ係数ダミーは負の値、一方、自己ラグ項、MF land、マネーサプライ、マネーサプライ係数ダミーは正の値である。

計測結果（表4）をみると、①地価は、前期以前の地価が上昇（下落）していれば、これをもとに当期も上昇（下落）すると期待する傾向がある。②MF landのt値は高くないが、前述したように、MFを計測するのにかなりきびしい制約を課したことから判断すれば、前期以前のMF landが上昇（下落）すれば当期の地価が上昇（下落）するなど、まさにMF方程式の関係が成り立っていると考えてもよからう。もっとも、工業地のt値は低い、地代の代理変数を県民総生産から民間投資に変更するとモデルは明らかに改善し、MFが成立するなど、中期変動に基づく動きをしていることが推測できよう。また、③地価がMF landから導き出される「長期関係」以上に上昇（下落）すれば、それを均衡に戻すように調整する（誤差修正項がマイナス）という関係がみられる。④マネーサプライが増加する時、地価は上昇し、⑤地価

表5—地価と金利の関係

		貸出約定平均金利
グレンジャー・テスト (4期ラグ・F値)	地価先行	2.665**
	地価遅行	1.212
時差相関係数		0.556 (-5)

出所) 日本銀行『経済統計月報』、日本不動産研究所「市街地価格指数」。

注1) 地価は第2・4四半期は対数の平均。\*\*は5%有意。

2) 時差相関係数は-8～+8期内で最大のもの。

3) ( ) 内はラグ期間（マイナスは地価先行）。

4) 推定期間：1992年第1四半期～1999年第1四半期。

変動サイクルでの上昇期最後の局面が金融緩和と重なるときには地価の上昇を加速させ、バブル発生を含んでいる可能性が高いことがマネーサプライの係数ダミーによって示唆されている。さらに、⑥期待の弱気化からバブル崩壊以降地価下落が続いているが、マーケット・ファンダメンタルズ係数ダミーがマイナスとなり、しかも、マイナス幅も大きく、対象期間の1992年以降、マーケット・ファンダメンタルズが上昇（下落）すると、逆に下落（上昇）するとの結果を得た。これは、景気回復をねらった金融面等での梃子入れが、期待に影響を与えることができず、地価が下落し、一方で、金利が景気政策的に期を追って引き下げられたため、MF方程式から導き出される地価は上昇する計算結果となっているにもかかわらず、現実の地価は下落し続けたことを表していると考えることができよう。その意味でこのダミーは、ケインズの美人投票的な期待弱気化もしくは、期待弱気化がTirole (1985)の共通の確信を表す指標と考えることもできよう。

そこで、上記の解釈を別の角度から検討するため、地価の金利に対する先行・遅行関係につき、四半期データによる対数4期差を利用した2変数VARによるグレンジャー・テスト、時差相関係数を用い検証した。そこで得られた結論は、表5のとおりである。すなわち、地価と金利（貸出約定平均金利）との関係についてみると、グレンジャー・テストでは、1992～1999年の時期に、地価の金利に対する先行性が確認された。また、時差相関係数でも、地価が5期先行性を示すなど、資産価格上昇・崩壊の対応

策として操作変数である金利が活用されてきた事実がこの点からも読み取れる。このことから、本節で行なったマーケット・ファンダメンタルズ係数ダミーの解釈が相応の妥当性を有するのではないかと思われる。

このように、前期比型の関数としての説明力についてみると、決定係数は高く、統計的有意性についても、MF landで、工業地を除きほぼ満足しうる結果が得られている。したがって、経済的な解釈に留意しつつ<sup>15)</sup>、ここで計測されたような短期の地価関数を地価の分析・評価に用いることは有用と考えられる。

### おわりに

最後に、本稿での結論を取りまとめておこう。今次バブルの影響がきわめて強く、県民総生産から大きく乖離した六大都市の地価や、比較的軽微だった全国（除く六大都市）の地価との分析を通じ、戦後日本の地価変動は、短期的には将来に対するさまざまな期待を反映し、大きく変動することがあるが、基本的には、六大都市、全国ともマーケット・ファンダメンタルズ（土地が生む地代と金利）によって、経済理論的に説明できることを明らかにした。すなわち、地価は、長期的に土地市場のマーケット・ファンダメンタルズによって変動するが、他方で短期的には、金融市場、とくにマネーサプライからも大きな影響を受けていると結論づけることができよう。

これらの結果からみると、地価は経済成長と期待を反映する土地市場で決定されるので、資産価格のひとつである地価の動きそのものを政策のターゲットにすることは適当でなく、とくに期待に影響を与える政策はとるべきでないし、事実成果もあがらないことは明らかである。しかし、地価はいったん急騰し始めると、なかなか止められないのがバブル期の教訓のひとつであるため、今後とも地価の動向には景気や物価の先行きとの関係で、十分な関心を払っていく必要があろう。したがって、今後、政策当局が、

振れの少ないマクロ経済環境を作り出していくことが、人々の期待の安定化を通じて、地価の大きな変動を未然に防ぎ、ひいてはマクロ経済運営の円滑な遂行に役立っていくのではないかと思われる。

このように、今次バブルの影響がきわめて強く反映した六大都市の地価も含め、長期的関係や短期的関係がマーケット・ファンダメンタルズやマネーサプライなどに基づいておおむね説明できるので、マクロ経済的な解釈に留意しつつも、今後、実体経済の回復へ向けた政策対応に加え、不良債権処理を通じた金融の健全化、さらには不動産の証券化、税制見直しなどにより、土地市場を一段と活性化させる適時適切な政策運営が求められよう。

今後は、地価変動の質的相違などに関し分析を深めるとともに、不良債権処理を通じた健全な金融機能の回復と、同時に土地市場の機能向上策を通じた地価の健全な価格形成のための処方箋づくりに関する研究に励んでいきたい。

\*本稿は、山田浩之教授（羽衣国際大学）との共同研究成果の一部を加筆・修正したものである。本稿の作成にあたり、跡田直澄教授（慶應義塾大学）、森棟公夫教授（京都大学）、中村良平教授（岡山大学）ならびに住宅経済研究会参加者の各氏から貴重なご意見を頂戴した。記して感謝の意を表したい。なお、含まれる誤謬の一切の責任が著者にあることはいうまでもない。

### 注

- 1) 1980～1990年代に地域間に地価上昇が波及した空間的モデル分析は、肥田野・山村・樋口（1994）、安藤（1999）などにくわしい。
- 2) 時系列データのある、全国、六大都市と全国（除く六大都市）の分析を行なった。
- 3) 東京、名古屋、大阪の商業地で推計した収益還元地価と現実の地価との乖離が1980年代後半に発生したと論じた。
- 4) この方法は基準時点の取り方で乖離発生時期が異なるという問題がある。
- 5) 井出（1992）は、バブルの存在を否定できないとしつつも、確認するまでには至っていない。
- 6) 本稿では、①長期時系列データがあり、②金融機関が個別に貸出を行なう長期金利であるため、約定平均金利を用いた。預金歩留まり調整などは、今後の課題とした。

- 7) 短期モデルとしての井出 (1992) の ECM は、金利のパラメータが正の値となっている問題がある。
- 8) 地価は名目ベースで定義されることが多いため、名目ベースで分析を行なう。
- 9) GDP を全国地代の代理変数とするのは、吉野 (1992)、井出 (1992) など、一般的に分析に用いられている。これと同様に、県をひとつの土地市場とみなしたとき、そこから得られる価値フローは県民総生産の一定率部分であり、地代に対応できるものと考えることができよう。
- 10) 約定平均金利は地域ごとに異なるものの、地域別の長期データが不足していることから、地域ごとに同一と仮定して分析を行なった。理論的にも、長期国債レートは全国同一であるので、無理な仮定ではなく、相応の妥当性があるものと思われる。
- 11) 名目地価と MF land とのあいだの長期的関係は、変数のレベルを用いた最小 2 乗法などの手法では、「見せかけの相関」を排除し難いため、共和分ベクトルの推計による共和分関係の有無の検定を行なった。
- 12) 変数はすべて暦半年期データを用い、原係数を自然対数に変換する。land1~4 は、おのおの全国の全用途平均、住宅地、商業地、工業地の名目地価指数 (「市街地価格指数」日本不動産研究所) である。また、地代の代理変数として県民総生産 ( $Y_p$ ) を使用し、半年期データの推計には名目 GDP などを利用して算出した後、自然対数に変換した (『県民経済計算年報』経済企画庁)。金利 ( $r$ ) は、全国銀行平均約定金利 (『経済統計月報』日本銀行など) を用いた。マネーサプライ ( $M$ ) は、 $M_2 + CD$  (『経済統計月報』日本銀行など、 $CD$  は 1979 年 5 月以降) を自然対数に変換して用いた。
- 13) 1 階差で定常であれば、それ以上階差処理を施しても定常性は棄却されないが、念のため 2 階差まで検定したが定常となった。
- 14) 井出 (1992) との比較は、吉岡・山田 (2002) を参照。
- 15) 実証的に確認された地価関数の計測結果の意味をマクロ経済的に解釈するにあたっては、次の点について留意しておく必要がある。すなわち、①本稿での MF の推計は、各時点で、将来に向かって、地代、金利一定という仮定があり、②長期のダイナミックな予測力は限定的に止まっている可能性がある。③全国地価関数で地価変動がおおむね説明できることは、地価がほぼ経済活動に見合った変動をしているにすぎない。

#### 参考文献

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- Granger, C. W. J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37, pp.424-438.

- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.
- Perron, P. (1988) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.297-332.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, pp.335-346.
- Tirole, J. (1985) "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica*, 53, pp.1499-1528.
- 安藤朝夫 (1999) 「東京圏地価データベースの延長と地価関数のパラメータ変動——時空間分析に向けて」『季刊 住宅土地経済』No.31、20-27頁。
- 井出多加子 (1992) 「地価バブルの統計的考察」『季刊 住宅土地経済』No.6、17-23頁。
- 岩田規久男 (1992) 「ストック経済の構造」、岩波書店。
- 金本良嗣 (1992) 「「地価バブル」の実証は可能か?」『季刊 住宅土地経済』No.3、26-27頁。
- 経済企画庁 (1988) 『経済白書』昭和63年度版。
- 経済企画庁 (1990) 『経済白書』平成2年度版。
- 経済企画庁 (1991) 『経済白書』平成3年度版。
- 田淵隆俊 (1995) 「都市空間と土地市場」山田浩之・西村周三・綿貫伸一郎・田淵隆俊編『都市と土地の経済学』第4章、日本評論社。
- 西村清彦 (1990) 「日本の地価決定メカニズム」西村清彦・三輪芳朗編『日本の地価・株価』第5章、東京大学出版会。
- 西村清彦 (1995) 『日本の地価の決まり方』、ちくま書房。
- 野口悠紀雄 (1989) 『土地の経済学』、日本経済新聞社。
- 原田泰・井上裕行 (1991) 『土地・住宅の経済学』、日本評論社。
- 肥田野登・山村能郎・樋口洋一郎 (1994) 「ネットワーク自己相関モデルを用いた首都圏における地価動向モデルの構築」『日本不動産学会誌』第9巻第2号、53-63頁。
- 宮尾尊弘 (1991) 『土地問題は解決できる』、東洋経済新報社。
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』、東洋経済新報社。
- 山崎福寿 (1994) 「地価バブルの検証」『都市住宅学』No.5、67-68頁。
- 山田浩之 (1995) 「地価変動の過程と要因」山田浩之・西村周三・綿貫伸一郎・田淵隆俊編『都市と土地の経済学』第5章、日本評論社。
- 山本拓 (1989) 『経済の時系列分析』、創文社。
- 吉岡孝昭・山田浩之 (2002) 「戦後日本の地価変動の時系列分析」『日本不動産学会誌』第16巻第2号 (近刊予定)。
- 吉野直行 (1992) 「バブル期における企業の資産運用行動」『季刊 住宅土地経済』No.5、2-9頁。

# 容積率規制による開発制約の実証分析

Fu, Y. and C. T. Somerville (2001) "Site Density Restriction: Measurement Empirical Analysis," *Journal of Urban Economics*, 49, pp.404-423.

## はじめに

日本経済復活の原動力として都市再生に向けた取り組みが本格化するなか、その実現にむけた具体的な政策として容積率規制の緩和が狙上に上っている。しかしながら、土地利用規制に関する実証研究の多くは、土地利用の外部性やゾーニングに焦点をあてるものが多く、容積率規制に焦点をあてる文献は少なかった。ここで紹介する Fu and Somerville 論文は、容積率規制が都市開発に与える影響の大きさを計測するためのモデルを構築した先駆的な論文で、さらに、そのモデルを拡張し、上海地区の不動産市場のデータから、容積率による制約がどのような地方政府のインセンティブによってもたらされているのかについて分析をしている。

Fu and Somerville 論文のアプローチは、土地・資本価格比が土地と資本の技術的限界代替率 (RTS) に等しいときに地価が最大化されるという標準的な結論を基礎にしている。しかしながら、この論文の特徴は、容積率規制が binding ではないときには、われわれの直感には反して、地価は使用容積率のみの関数となり、混雑や土地利用パターンといった地域属性は地価に影響を与えず、容積率規制が binding のときだけ、地域属性が地価に影響を与える、ということを示した点にある。

## 1 先行研究

土地利用規制の社会的厚生や都市パターンに与える影響を考察する理論的な文献は枚挙にいとまがないが、これらの研究のほとんどは、Wallace (1988) や Pogodzinski and Sass (1994) などゾーニングを対象にしており、容積率については、White (1988) が部分的に洞察している程度である。ただし、White (1988) においても規制の強さを簡潔に表現する手法は欠けていた。また、土地利用規制に関する政府間の戦略的相互作用については、

Helsley and Strange (1995) と Burueckner (1998) のモデルを応用している。ただし、これらの論文では地方政府間の水平的な相互作用を分析しているのに対して、Fu and Somerville 論文では地方政府間の垂直的な相互作用を分析している。

## 2 モデル

$L$  m<sup>2</sup>の敷地でオフィスビルを開発するケースを想定する。Qを床面積、Kを資本、オフィス床面積の生産関数Fは一次同次の凹関数であるとする、床面積は、

$$Q = F(K, L) \quad (1)$$

として表される。S=K/Lは構造的な密度を示しているとする、使用容積率hは、

$$h \equiv Q/L = F(K/L, 1) \equiv f(S) \quad (2)$$

と表せる。S=f<sup>-1</sup>(h)より、iを資本価格とすると使用容積率hのときの土地1 m<sup>2</sup>当りの上物部分の費用関数とその限界費用関数は、それぞれ次のように導かれる。

$$c(h) = iS = if^{-1}(h) \quad (3)$$

$$c'(h) = i/f'(S) = i/F_K > 0 \quad (4)$$

次に、床面積1 m<sup>2</sup>当りの市場価格pは、その土地の地域特性Xの従属変数、かつ使用容積率hとは独立であるとき、vを1 m<sup>2</sup>当りの地価とすると、土地1 m<sup>2</sup>当りのディベロッパーの利潤πは次のようになる。

$$\pi = p(X)h - c(h) - v \quad (5)$$

完全競争の下では利潤は0になるので、市場均衡では、

$$v = p(X)h - c(h) \quad (6)$$

となる。このとき、容積率の限界価値は、

$$v_h = p(X) - c'(h) \quad (7)$$

となるので、利潤最大化を図るディベロッパーは、容積率規制がbindingでないかぎり、利潤最大化の1階条件 $v_h(X, h^*) = 0$ となる $h^*$ を選択する。つまり、 $v_h > 0$ となるということは、容積率規制がbind-

ingであることを示しており、この $v_h$ こそが容積率規制による制約の大きさの尺度になっている。

一方、資本と土地の技術的限界代替率は、

$$RTS = F_L / F_K = [h \cdot c'(h) - c(h)] / i \quad (8)$$

と $h$ の関数として表されるので<sup>1)</sup>、(6)式、(7)式から求めた $c(h)$ 、 $c'(h)$ を(8)式に代入し、整理すると、

$$v_h = (v - i \cdot RTS) / h \quad (9)$$

が得られる。これは、容積率の限界価値、すなわち規制による制約の大きさの尺度である $v_h$ は、地価 $v$ と使用容積率 $h$ から求めることができることを意味している。また同時に、容積率規制がbindingではないときは、 $v_h = 0$ となるので、地価 $v$ は $h$ のみ関数として表されることも意味している。すなわち、このとき地域属性はすべて使用容積率 $h$ に体化されているのである。

次に、(9)式を実証分析に耐えるモデルにするために、 $i=1$ と正規化し、コブ＝ダグラス型の生産関数 $F(K, L) = aK^\lambda L^{1-\lambda}$ を仮定する<sup>2)</sup>。 $z$ を容積率100%当たりの地価とすると、(9)式は、

$$z = (RTS/h) / (1 - v_h/z) \quad (10)$$

$$\text{where } z = \frac{v}{h}$$

と変型できる。両辺を対数化し、

$$\ln(z) = \ln(RTS/h) - \ln(1 - v_h/z) \quad (11)$$

とし、 $v_h/z$ は十分に小さく、 $\ln(1 - v_h/z) \approx -v_h/z$ とみなすと、(12)式<sup>3)</sup>のように簡単化できる。

$$\ln(z) = a + b \cdot \ln(h) + v_h/z \quad (12)$$

次節の実証分析においては、どのような地域属性が地方政府の容積率規制のインセンティブとなるのかを検証する。そのために、容積率規制の制約の大きさを表す $v_h/z$ を $v_h/z = \gamma \cdot X + \varepsilon$ のように土地属性 $X$ の線形関数と誤差項 $\varepsilon$ からなる誘導型で表し、次式を推定する。

$$\ln(z) = a + b \cdot \ln(h) + \gamma \cdot X + \varepsilon \quad (13)$$

推定の結果 $\gamma$ が正であれば、容積率規制による制約の大きさを表す $v_h$ は $X$ の増加関数であるということなので、その地域属性 $X$ は容積率規制を強化するインセンティブになっていることを示している。

### 3 上海地区における地方政府と容積率規制

前節で説明した手法を用いて、上海地区において市政府と区政府の土地利用に関する利害が容積率規制にどのように影響を与えているのかを検証する。

中国では、土地は基本的には地方政府によって所有されているが、1990年代の初めから再開発を目的とする私営企業への土地の長期リースが認められるようになり（住居用には75年、非住居用には50年）、とりわけ上海地区では海外資本による再開発事業が活発化した。上海では、行政上の権限と財政は、市政府とその下位にある区政府にそれぞれ分与されている。容積率の認可権限については、基本的には市政府が持つが、区政府も、本来市が行なうインフラ整備の役割を引き受けることなどで指定容積率の決定に影響力を持っている。また、土地のリース収入の市政府と区政府の配分は15%対85%と定められている。

ここで重要なのは、再開発による純便益は両政府に均等に割り振られるわけではないという点である。両政府ともリース料収入を最大化するために容積率規制を緩和しようとするインセンティブを持つが、区政府は、事業税の増収や区内での集積の経済など市政府にはない便益を享受することができるので、正の便益は市政府よりも区政府のほうが大きい。

一方、費用面では、区政府は、再開発によって移転される住宅や工場の補償費用を負担し、市政府は再開発によって起こる混雑を改善するためのインフラ投資を負担する。さらに、市政府の関心は市全体に及ぶことから、ある再開発事業が他の地区のオフィス需要に及ぼす影響や区の境界で起きる外部性を内部化しようとするため、市政府は容積率規制について区政府よりも強いインセンティブを持っている。

### 4 実証分析

#### データ

分析の対象は、上海市内の中心10区において1992年から93年の間に、外資系ディベロッパーに再開発

表1—(13)式の推定結果

	回帰式(1)	回帰式(2)	回帰式(3)
定数項	6.262 (0.365)	6.776 (0.239)	6.498 (0.337)
ln(h)	0.205 (0.083)	0.220 (0.073)	0.225 (0.075)
地域属性			
I. CBDからの距離	-0.073 (0.037)	-0.108 (0.026)	-0.085 (0.035)
II. 商業・官公庁地域比率	1.054 (0.581)		0.964 (0.586)
III. 工場・倉庫地域比率	-2.290 (0.896)	-2.772 (0.691)	-2.244 (0.839)
IV. IとIIIの相互効果項	0.400 (0.165)	0.512 (0.134)	0.433 (0.157)
V. 再開発の20%を含む円の半径		-0.084 (0.013)	-0.076 (0.014)
VI. 人口密度	-0.015 (0.005)	-0.016 (0.004)	-0.014 (0.004)
観測数	148	148	148
R <sup>2</sup>	0.314	0.363	0.375

注) ( )内は標準誤差。

用にリースされた204筆の土地のうち、48のsub-district別の土地利用統計と人口統計がカバーしている148筆である。それぞれの敷地について、立地、リース料、敷地面積、使用容積率が判明している。

### 推定式の特定化

(13)式における土地属性の変数選択においては、容積率の決定において地方政府の利害をうまくとらえる地域属性を示す指標を用いた。そのために以下の3つの仮定を設けた。

①混雑が問題化するような地区では、市政府の利害を反映して、容積率規制はより強化され、開発を制約する。

②再開発に伴い多額の移転補償金を要する地区では、区政府は、移転補償金を賄うだけのリース料を得るために、容積率を緩和するように市政府に働きかける。その結果、容積率は高めに設定され、開発の制約とはならない。

③既存の土地利用が非効率的である地区では、土地利用の変更を促すために、区政府と市政府の両方

が容積率を緩和し、再開発の投資環境を整えようとする。このため、容積率規制は開発の制約とはならない。

①の検証に際しては、混雑の発生確率と程度は、地域内の商業・官公庁地域の割合が高く、再開発プロジェクトが集積しているほど大きくなると考え、sub-district内の商業・官公庁地域比率と再開発事業サンプルの20%が含まれるような円の半径を変数として採用した。もし、混雑問題によって容積率が制約的に設定されるとしたら、商業・官公庁地域比率の係数は正に、円の半径の係数は負になるはずである。

②の移転補償金については、移転補償金の総額は住宅数に比例すると考え、sub-districtごとの居住地区の人口密度を変数に用いた。もし、移転補償金の高額化が容積率を緩和させるという仮定が正しければ、人口密度の係数は負になるはずである。

③の土地利用の効率化については、sub-districtにおける工場・倉庫地域比率、CBDへの距離、そして、それらの相互効果項の3指標を変数として採用した。CBD地区に近いほど工場・倉庫地域比率の高い地区で容積率規制による制約は小さくなるが、CBD地区からある程度離れると、工場・倉庫地域比率は容積率緩和の要因にはならないと予測する。この仮定が正しければ、工場・倉庫地域比率の係数は負に、相互効果項の係数は正になる。

### 推定結果

容積率100%当たりの地価を従属変数とし、容積率規制による制約の尺度  $v_n/z$  を表わす線形の誘導型  $\gamma \cdot X$  を含む(13)式を推定し、表1に表した。推定パラメータが正であれば、説明変数は容積率規制を強化するインセンティブをもつことを示している。なお、(13)式は左辺に地価を、右辺に地域属性をとっているが、この式は地価関数ではないことに留意したい。繰り返しになるが、(9)式から地域属性の項は容積率規制がbindingのとき(すなわち  $v_n > 0$  のとき)以外は、地価に影響を与えないからである。

推定結果は、政府のインセンティブと容積率制約に関する仮説とおおむね整合的であった。たとえば、回帰式(1)の結果を見ると、①の混雑については、商業・官公庁地域比率は正であり、統計的にも有意である。したがって、混雑の発生しそうな地区では、指定容積率を意図的に下げるために、制約が大きくなっている。②の住宅の移転補償については、人口密度の係数は負で統計上も有意であることから、人口密度が高く移転補償金が大きくなりそうな地区では、容積率は制約にならないように設定されていることが示唆された。③の土地利用の効率化については、CBDから5.7km以内の地区では、工場・倉庫地域比率が高く非効率的な土地利用の地区では容積率は制約とはならないが、さらに中心部から離れると、相互効果項が大きくなり容積率はbindingとなる。したがって、土地利用が非効率的であるCBDでは、再開発を促すために容積率制約は緩和されるという仮説が支持された。

回帰式(2)、回帰式(3)において、これらの結果の頑健性を検証するために、再開発の集積度を表す変数を入れて推定した。推定パラメータは負であり、直近20%の再開発地区を含む円の半径が大きいくほど、つまり、再開発が分散しているほど容積率は制約的でなくなり、①の仮説が正しいことが確認された。

## おわりに

本稿では、Fu and Somerville 論文から容積率規制による制約の大きさの尺度を導き、さらに、容積率規制がbindingでなければ、観察される使用容積率だけで地価を説明することを示した。また、上海地区において、市政府と区政府の利害が容積率規制にどのように影響を与えるかについての実証分析を紹介した。その結果、混雑への懸念が容積率規制を強化していること、高額な移転補償と非効率的な既存の土地利用は容積率規制を緩和し、規制による開発制約を小さくしていること、などがわかった。ただし、上海のように急速な発展を遂げている地域では、使用容積率が最適化されていない一因として、

都市構造が調整過程にあることも考えられるが、Fu and Somerville 論文ではすべて容積率制限に起因しているとしている点には留意が必要と思われる。

今後については、集積の経済や混雑の社会的費用に関する研究も進んでいるので、現行の容積率規制の規制値が個々の土地ではなく、社会全体にとって望ましい水準なのか否か、という視点での考察も早晚可能になるだろう。

## 注

- 1) オイラーの定理と(3)式から、
$$h = F_K \cdot S + F_L = F_K \cdot c(h) / i + F_L$$
を得るが、これを  $F_K$  で除し、(4)式を代入すると、(8)式が導かれる。
- 2) このとき、RTS の関数型は、
$$RTS = ((1-\lambda)/\lambda)(h/\alpha)^{\frac{1}{\lambda}}$$
と特定化できる。
- 3) ただし、
$$a = \left( \frac{1-\lambda}{\lambda \alpha^{\frac{1}{\lambda}}} \right), b = \frac{1-\lambda}{\lambda}$$

## 参考文献

- Burueckner, J. K. (1998) "Testing for Strategic Interaction among Local Governments : The Case of Growth Controls," *Journal of Urban Economics*, 44, pp.438-467.
- Helsley, R. W. and W. C. Strange (1995) "Strategic Growth Controls," *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp.435-460.
- Pogodzinski, J. M. and T. R. Sass (1994) "The Theory and Estimation of Endogenous Zoning," *Regional Science and Urban Economics*, 24, pp.601-630.
- Wallace, N. (1988) "The Market Effects Zoning Undeveloped Land : Does Zoning Follow the Market?" *Journal of Urban Economics*, 23, pp.307-326.
- White, J. R. (1988) "Large Lot Zoning and Subdivision Costs : A Test," *Journal of Urban Economics*, 23, pp.370-384.

(寺崎友芳/日本政策投資銀行審査部副調査役)

●近刊のご案内

『新たな居住指標等検討調査』

定価3,200円(税込み)

本調査は、住宅・住環境などの水準状況を客観的に判断するための居住指標づくりを目指し、住居費、住宅単体(面積・性能)、住環境などの側面から、住宅市場を通じた消費者の適切な選択や社会的要請への対応を実現するための目標となる指標を検討した。

第1章では、住宅建設五箇年計画における居住水準・住環境水準設定の経緯と基本的な考え方を整理するとともに、海外4カ国の居住指標についての文献調査を行なった。

第2章では、居住水準・住環境水準の役割について概説した。

第3章では、持ち家の住居費の傾向を把握するとともに、民営借家に居住する勤労者世帯の消費実態をもとに「住居費負担率」の試

算を行なった。

第4章では、目標となる住宅の面積を「居住面積」(居住する人数に対応した面積)と「住宅面積」(長期にわたる良質なストックとして備えるべき面積)に区分し、それぞれの面積を設定した。

第5章では、住宅性能の評価構造を明らかにするため、性能体系を9項目に分類・整理し、そこから住宅性能として重視される5項目を取り上げ、これに基づいて住宅性能水準を構成することを提案した。

第6章では、「安全性」「保健性」「利便性」「快適性」に、新たに「持続性」という社会的な概念を付加して、住環境指標項目の抽出、検証を行なった。

第7章では、住居費負担指標、居住指標、住環境指標それぞれの課題と、指標の水準化の課題をあげた。

●お知らせ

平成14年5月21日午前11時より、(財)日本住宅総合センターの評議員会および理事会が開催され、平成13年度事業報告および収支決算の承認、平成14年度事業計画および収支予算の決定がなされました。また、評議員および役員の改選が行なわれました。

【評議員】(50音順)

安藝哲郎、伊藤 滋、岩瀬義郎、救仁郷 斉、河野正三、坂下 昇、高木丈太郎、高城申一郎、高橋 進、田中順一郎、豊歳 一、藤原良一、星野進保、山口信夫、渡邊 尚

【役員】

理事長 宮繁 護  
専務理事 森 正臣  
理事 稲本洋之助、金本良嗣、佐藤和男、立石 真、宮本武彦、大柿晏己  
監 事 川添和夫  
(平成14年6月1日現在)

編集後記

今年で設立25年目を迎えた当センターに評議員制度が導入されたのは1982年のことです。その時から今まで、当センターの活動を大所高所からご指導くださった安藤太郎氏、大津留温氏、志村清一氏が、本年5月末をもって評議員を退任されました。先般の評議員会・理事会の席上、これらの方々に対し理事長より感謝の言葉がのべられるのを傾聴しながら、改めて時の流れを実感いたしました。

センター設立の事情を知る方々が

少なくなるとともに、「財団は、……ただ設立者の意思によって与えられた、固定した目的と組織の下に、恒常不変の存在を持続しうるだけである。」(我妻I [140])という言葉の重みをいっそう強く感じます。

設立者の意思に忠実であるかどうか絶えず反省しながら、初心を忘れず、時流に流されず、センターの目的である住宅宅地に関する調査研究と諸制度の改善のために活動を行ないたいと思います。(M)

編集委員

委員長——山崎福寿  
委員——吉野直行、森泉陽子、西村清彦

季刊 住宅土地経済

2002年夏季号(通巻第45号)  
2002年7月1日 発行  
定価(本体価格715円+税)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)