

[巻頭言]

# 住宅が世界を、日本を救う

佐藤和男

三井不動産株式会社 顧問  
財団法人日本住宅総合センター 理事

2、3年前の『ロンドン・エコノミスト』誌のある号の表紙が、住宅が地球となって地球を浮かび上がらせている絵であったことがある。

「世界が地球を救った (The house that saved the world)」(2002.3.30) とするトップ論説記事で、内容は「住宅が、世界経済が深刻な景気後退に陥ることを防ぐのに役立った」とし、「日本でさえ、経済が底を打った兆候が見られる」とするものであった。

わが国経済も曙光が見え、下落を続けた不動産価格も底打ち感が出てきたが、その底支えは住宅であったと見て間違いなかろう。住宅は、土地の取得、建築、家具、さらには自家用車等とその関係分野が広く、経済全体への波及効果が大きいことはよく知られているが、今回は、それを世界経済、日本経済の規模で実証したと言えそうである。

これからの住宅に関連する金融、財政、税制等の施策も、また民間における投資も、こうした住宅投資の拡がりを少しでも助長するような方向へ足並みをそろえていくことが必要になる。わが国人口の頭打ちから悲観論も強いが、各世帯が2戸以上の住宅を持つことは、先進国の常識であり、広い意味での住生活の飛躍的向上とその結果としても経済活性化に向けた官民あげての結集が望まれる。

「住宅で世界を、日本を救おう。」

---

## 目次●2005年夏季号 No.57

---

[巻頭言] 住宅が世界を、日本を救う 佐藤和男	—1
[特別論文] バブルの生成・崩壊と日本経済の構造変化 小峰隆夫	—2
[研究論文] 市街地再開発の手法について 山崎福寿	—10
[研究論文] 中国の住宅価格変動分析 瀬古美喜・冒 匯	—19
[研究論文] 住宅政策の制度設計 中川雅之	—28
[海外論文紹介] 都市のスプロール化と固定資産税 中神康博	—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

# バブルの生成・崩壊と 日本経済の構造変化

小峰隆夫

1980年代後半のバブルの発生とその後の崩壊は、日本経済全体のパフォーマンスに大きな影響を及ぼしてきた。なぜこれほど大規模なバブルが日本に生まれ、その後遺症は、これほど長い間、日本経済を苦しめてきたのか。そして、このバブルの経験をふまえて、日本の経済社会はどのような方向に向かいつつあるのだろうか。本稿では、こうした点について、主に日本の経済社会の構造変化という側面から考察してみたい。

## 1 国民経済計算で見るバブルの生成と崩壊

昨年末、新基準（93SNA）ベースでの1980年代以降の国民経済計算ストック勘定が初めて公表された<sup>1</sup>。この国民経済計算のデータに基づいて、バブルの生成と崩壊、それが経済パフォーマンスに及ぼした影響を再確認しておこう。それは次のような点に要約される。

第1は、巨額のキャピタル・ゲイン（ロス）の発生である。国民経済計算では、毎年末のストックが「国民貸借対照表」として計算されている。このストックの評価額の変動のうち資産価格の変化によって評価額が変動する部分が「調整勘定」として表示されている。この調整勘定に表われる土地と株式の評価額の増減がキャピタル・ゲイン（ロス）である。

表1は、各年末時点における土地<sup>2</sup>、株式の資産評価額とその変化を見たものである。86年から89年には土地、株式合計で370～480兆円ものキャピタル・ゲインが発生している。85年から89年の期間のキャピタル・ゲインの合計は

1800兆円を上回っている。その後、91年からは一転して、キャピタル・ロスが発生する。これも相当の規模であり、91年から2003年の期間におけるロスの合計は約1400兆円である。

第2は、企業部門のバランス・シートの激しい変化である。表2は、非金融法人企業（通常の企業）の資産・負債残高の変化を見たものである。80年代後半には企業の借入れが大幅に増加している（借入残高の名目GDP比率の上昇）。しかし、借り手である企業も、貸し手である金融機関も、これを必ずしも不健全なものとは考えなかった。企業が保有する資産がそれ以上に増加していたからである。借入残高の資産に対する比率は、85年から90年にかけてむしろ低下している。

ところが90年代以降、バブルが崩壊し企業の保有する資産価値が減少すると、今度は、借入れは減少しているのに、借入れの資産比率は2000年頃まで高い水準が続いた。これがいわゆる企業のバランス・シート悪化問題である。その過程で、金融部門には大量の不良債権が発生することとなったわけである。

第3は、フローの経済パフォーマンスの大きな変化である。表3に見るように、実質経済成長率は、バブル期の80年代後半には平均5%程度にまで達したが、その後は1%台に急落している。もっと激しいのが名目成長率の変動である。バブル期の6%台から90年代以降は極端に伸び率が低下し、2001～2004年平均ではついにマイナスとなった。これはいうまでもなく、デ

フレの進行によってGDPデフレーターが低下したからである。1990年代後半以降のGDPデフレーターの伸び率は平均してマイナスとなった。

デフレが進行した理由としては、需給ギャップの拡大、輸入品の流入などの要因が指摘されているが、この間サービス価格も下落しており、これは賃金の下落が大きな理由となっている。

国民経済計算によって1人当たり雇用者報酬(ほぼ賃金に相当)の伸びを見るとバブル後伸び率が大きく低下し、2001年以降は平均してマイナスとなった。

以上のように、国民経済計算の上からも、バブルがいかに大きな規模で発生したか、それがその後の経済にいかに大きな歪みをもたらしたかを知ることができるのである。

## 2 日本型経済社会の構造変化の進展

一方で、90年代以降、日本では経済社会構造

(小峰氏写真)

こみね・たかお  
1947年埼玉県生まれ。1969年東京大学経済学部卒業。同年、経済企画庁入庁。同庁審議官、経済研究所所長、経済企画庁物価局長、調査局長、国土交通省国土計画局長などを経て、現在、法政大学社会学部教授。  
著書：「最新 日本経済入門」(日本評論社)ほか。

がほとんどあらゆる面で大きな構造変化を示している。本論の狙いは、前述のようなバブルの生成と崩壊、その後の経済パフォーマンスの変化と、日本型経済社会の構造変化とがどのように関連し合っているかを考察することにある。そこで今度は、構造変化がどのように進捗しつつあるかを概観しておこう。

日本型の経済システムは、雇用、企業間関係、金融、教育・人材形成、公的部門、地域政策など多くのサブシステムから成立している。表4

表1 土地・株式の評価額とキャピタル・ゲインとキャピタル・ロス (兆円、%)

年	資産評価額				キャピタル・ゲイン (ロス)			
	土地	株式	合計	GDP比	土地	株式	合計	GDP比
1985	1062	254	1316	4.1	78	34	112	0.3
1986	1328	394	1722	5.1	263	132	395	1.2
1987	1735	485	2220	6.3	404	77	481	1.4
1988	1923	681	2604	6.9	185	184	369	1.0
1989	2244	854	3098	7.6	316	155	471	1.2
1990	2454	521	2975	6.8	206	-339	-133	-0.3
1991	2274	508	2782	5.9	-184	-16	-200	-0.4
1992	2062	369	2431	5.1	-216	-140	-356	-0.7
1993	1970	397	2367	4.9	-95	27	-68	-0.1
1994	1912	473	2385	4.9	-63	73	10	0.0
1995	1829	468	2297	4.6	-88	-7	-95	-0.2
1996	1795	426	2221	4.4	-39	-43	-82	-0.2
1997	1755	366	2121	4.1	-44	-37	-81	-0.2
1998	1683	306	1989	3.9	-77	-63	-140	-0.3
1999	1608	515	2123	4.2	-79	205	126	0.2
2000	1540	423	1963	3.8	-73	-106	-179	-0.4
2001	1445	374	1819	3.6	-99	-56	-155	-0.3
2002	1372	379	1751	3.5	-77	-8	-85	-0.2
2003	1300	480	1780	3.6	-76	108	32	0.1

出所) 内閣府「国民経済計算」による。

表2 非金融法人企業の資産と負債の動き (兆円、倍)

年	資産評価額	うち土地	負債評価額	うち借り入れ	借り入れ GDP比率	借り入れ・ 資産比率
1985	1186	251	902	391	1.21	0.33
1990	2003	632	1417	559	1.27	0.28
1995	1897	492	1457	596	1.20	0.31
2000	1750	369	1351	517	1.01	0.30
2003	1675	312	1285	444	0.89	0.27

出所) 内閣府「国民経済計算」による。

表3 バブル期とその後の経済パフォーマンス

(%)

年	実質成長率	名目成長率	GDPデフレーター	1人当たり雇業者報酬
1986～1990	4.8	6.4	1.5	4.1
1991～1995	1.5	2.5	0.9	2.0
1996～2000	1.3	0.6	-0.5	0.2
2001～2004	1.3	-0.1	-1.3	-0.8

出所) 内閣府「国民経済計算」による。実質成長率、GDPデフレーターは、1994年までは固定ウェイト方式、その後は連鎖ウェイト方式による。1人当たり雇業者報酬の2001～2004年は、2001～2003年平均を使った。

表4 日本型経済社会の特徴

	日本	アメリカ
雇用	終身雇用 年功賃金	流動的な雇用 能力賃金
企業経営	株式持合い 長期的取引関係	株式の個人・機関投資 家保有 アウトソーシング
金融	メインバンク制 間接金融	市場取引 直接金融
教育・ 人材形成	スクリーニング重視 OJT中心	専門教育 職務のプロ
公的部門	規制と縦割り行政 公共事業依存	NPM 市場メカニズムの活用
地域開発	国主導型 分散重視	州レベル主導 クラスター

に整理したように、このそれぞれのサブシステムが「日本型」ともいうべき特徴を持っていた。

こうしたサブシステムを考えるとときに重要なものが「相互補完性 (complementarity)」という概念である。これはお互いが依存しあって存在しているという関係を指している。日本が経済社会を形成するサブシステムには強い相互補完性があった。例えば、終身雇用的な慣行があったからこそ企業は自前で人材を養成し、大学は学歴を付与するだけの役割を果たしていればよかった。終身雇用の下で従業員と企業が運命共同体であったため、企業も長期的な存続を重要視し、株の持が多用され、企業同士の関係、企業と銀行の関係も長期・継続的なものとなりがちだった、という具合である。

こうした関係がいったん生じてしまうと、一部のサブシステムだけが変化するわけにはいかないから、構造変化は進みにくい。しかし、強いシステム変革圧力が生じて一部が変わってしまうと、関連するシステムも変わらざるを得なくなるから、関連分野が次々に「ドミノ倒し」

のように変化を迫られることとなる。日本では、すでにそのドミノ倒しが進行しているように見える。「企業は終身雇用、年功賃金といった慣行を維持できなくなってきている」→「雇用の流動性が高まり、人材派遣などが活用されつつある」→「企業への帰属意識が薄れ、資格に対する関心が高まっている」という流れや、「企業経営が株主中心の経営に変わりつつある」→「株の持合いが解消されつつある」といった流れが急速に進展しているからである。

### 3 バブルの生成・崩壊と日本型経済社会の関係

以上述べてきたように、80年代後半以降の日本経済は、バブルの生成・崩壊と日本型経済社会の構造変化という2つの大きな流れの中にあつた。この2つの流れは「日本型経済社会の存在がバブルの生成を助長した」「日本型経済社会の存在がバブルの処理を長引かせた」「バブル後の経済停滞が日本型経済社会の変化を加速している」という3つの側面で関係しあっている。以下、順番に考えてみる。

#### バブルの生成と日本型金融システム

80年代後半の資産価格の上昇にはいくつかの要因が関係しているが、金融面から資産価格の上昇を支えるような資金供給が行なわれたことも大きな原因であった。

当時の状況を金融面を中心に要約してみよう。まず、金融機関サイドでは、80年代以降の金融自由化の進展の中で競争が激化していった。一方、資金の需要サイドでは、とくに大企業を中心に資金調達手段が多様化し、銀行離れが加速しつつあった。このため、それまで大企業向け

の貸し出しのウェイトが高かった都銀、長信銀、信託銀行などは中小企業向けの融資を増やそうとした。問題は、融資先である中小企業との間には情報の非対称性が大きく、これをカバーするためには大きなエージェンシー・コスト（融資先をモニターするためのコスト）がかかることである。ここで、土地が登場する。当時、土地は値下がりしないと考えられていたので、金融機関は、土地を担保に取っておけば貸し倒れリスクを回避できると考えた。こうして金融機関はエージェンシー・コストを節約する手段として土地担保を活用し、融資を拡大させていった。

これを需要者側から見よう。バブルによってとくに土地の資産価格が上昇したとき、企業は保有する土地を売却して巨額のキャピタル・ゲインを手にするにはできる。しかし、大部分の土地は事業用の資産だから売却するわけにはいかない。そこで、値上がりした土地を担保として融資を受け事業を拡大したのである。こうして、需要側と供給側双方で土地担保融資を増大させるインセンティブが作用し、銀行の融資規模が拡大し、それを原資とした投資が拡大したのである。

従来型の日本の金融システムは、間接金融のウェイトが大きいという特徴があった。つまり、資金余剰主体である家計はもっぱら銀行に資金を預け、資金不足主体である企業はもっぱら金融機関からの融資という形態で資金を調達し、金融機関の中では銀行のウェイトが大きいという姿を続けてきた。こうした間接金融中心の金融システムであったからこそ、資産価格の上昇が資金供給の増大と結びつきやすくなり、バブルが自己増殖的に形成されていったのである。

### バブル崩壊後の経済パフォーマンスと

#### 日本型経済社会構造

日本の経済パフォーマンスは、バブル崩壊後の90年代に入って極端に悪化した。この点にも、日本型経済社会の存在が関係している。それは次の3つの点に要約される。

第1は、日本型経済システムの存在が、不良債権処理を長期化させ、さらには金融不安を引き起こしたということである。

表2に見たように、バブル崩壊後の企業のバランス・シートは大きく傷んだ。企業は、バブル期に土地の担保価値の増大を背景に金融機関から多額の融資を受けた。その後、バブルの崩壊で土地の価値が下落し、担保価値が下落したのだが、負債は減らない。必然的に資産と負債のバランスが崩れる。融資を受けて実行された投資が予定どおりの収益を上げれば問題はないが、バブル後の経済の低迷で収益は上がらない。これに、デフレの進行が追い討ちをかける。デフレによって物価が下落すると、負債の実質価値が高まり、返済負担が増えるからだ。一方、融資を行なった金融機関の側では、予定どおり利息が入らなくなったからといって、担保を処分して元本を取り戻そうとしても、担保価値が下がっているから、元本割れになってしまう。これが不良債権問題である。

不良債権は、バブル後雪だるま式に膨張していった。93年度年度末に12.7兆円だったリスク管理債権は、2002年度末のピーク時には42.0兆円となっている<sup>3)</sup>。バブル崩壊後かなりの時間が経過する中で、この間に30兆円も不良債権が増えたわけだが、問題はもっと大きい。この間に不良債権の処分損が累計で81.5兆円にも達しているからである。つまり、巨額の不良債権を処理して、なおかつ残高が増えたわけであり、単純に計算すると、この間に111.5兆円の不良債権が新たに加わったことになる。

こうして増大した不良債権は、90年代の経済的低迷の一大原因となったと考えられる。不良債権の存在は金融機関の収益力を損ない、新規融資への態度を消極化させた。いわゆる「貸し渋り」現象である。負債を負う企業の側も、収益を前向きな投資ではなく、後ろ向きの債務処理に振り向けることとなった。さらに、97年秋には大型金融機関の破綻が表面化し、多くの預金者が預金を引き出しにかかるという金融パニ

ックに近い状況となった。

こうした企業のバランス・シートの悪化、金融機関の不良債権の増大は、間接金融中心の金融システムだったからこそ生じたものである。仮に、これが株式による資金調達であれば、株式には債務性はないから、企業の資産価値が減ってそれで終わる。さらに、金融システム不安、それを防ぐための公的資金の投入などの問題が起きるのも、間接金融だからである。預金を取り扱う銀行は、どんな健全であっても、不安に駆られた預金者が一斉に預金を引き出そうとしたら、破綻せざるをえない。だから銀行を簡単に潰すわけにはいかないのである。

第2は、日本型の経済構造が、不良債権の最終処理を遅らせたことである。表4で整理したような日本型経済システムの特徴のひとつは、長期継続性を重視するという点にある。雇用面では終身雇用が重視され、企業間関係でも系列、下請けなどを通じた長期的取引関係が重視され、企業と金融機関の間でも、メインバンクを中心に長期的な取引関係が維持されてきた。こうした長期的な取引関係を前提に考えると、銀行はできるだけ企業の存続を図ろうとする。すると早期の損切りが行なわれにくくなる。「いずれ地価は上昇するだろう」という楽観的な見通しの下に、追い貸しを重ねているうちに、デフレが進行し、不良債権が雪ダルマ式に増えていってしまったのである。

第3は、日本型雇用慣行が賃金切り下げとデフレを加速したという側面である。日本型の雇用慣行の下では、企業はできるだけ正社員の雇用を守ろうとする。90年代のバブル後の経済的低迷の中で、企業の収益は大きく落ち込んだ。長期雇用を前提として企業がこれに対処するには、次のような道しかない。

ひとつは、新規採用の抑制である。すでに雇用されている正社員を整理するには、かなり高い調整コストを必要とする。しかし、新規採用社員は、まだ採用されていないのだから、文句は出ない。これが近年の若年層の失業率の上昇

につながっている。2つめは、賃金の抑制である。長期雇用を前提として雇用者数を調整することが難しければ、賃金を抑制するしかないことになる。そして、3つめが、正規社員を非正規社員で代替することである。90年代にはパートタイマー、派遣社員などの利用が大幅に増えた。表3で見たように、1人当たり雇用者所得の伸びが低下し、ついにはマイナスになったのは、一人一人の雇用者の賃金が増えなかったということもあるが、賃金水準が低い非正規社員のウェイトが高まったという「構成比効果」による面が大きかったのである。

### 経済パフォーマンスの悪化と経済社会の構造改革

最後に、90年代の経済パフォーマンスの悪化が経済社会の構造改革にどう影響したかという点を見よう。短期的な経済パフォーマンスと長期的な構造改革の間には、2つの相反する関係がある。ひとつは、経済パフォーマンスが悪化したときに、危機感が強まって構造改革が進むという関係である。

表4で整理したような日本型経済社会システムが持つ問題点は、すでに80年代から潜在的には表われていた。それまでの日本型システムがうまく機能していたのは、基本的には日本の成長率が高く、キャッチアップ型の発展を続けていたからである。しかし、80年代にはすでに高度成長は終わり、企業の資金需要は縮小し、多くの面でグローバル化が進展していた。しかし、バブル期には資産価値が高まり、高い成長率が実現した結果、経済的にはすべてがうまくいっているように見えた。こうして経済パフォーマンスが良いときには、構造的な課題は見逃されがちとなる。むしろ、当時は、日本的な特徴の存在こそが、経済的繁栄の理由だとさえ考えられていたのである。

ところが、バブルが崩壊し、経済的パフォーマンスが悪化すると、日本型システムの問題点が一挙に表面化した。間接金融の下ではリス

ク・マネーの供給が行なわれにくいこと、大企業指向が強い中で、ベンチャー企業が生まれにくいこと、企業が短期的なシェア維持を重視する結果、資本の効率（ROA など）が低いこと、従業員中心の経営で、株主の利益が後回しにされがちであること、硬直的な雇用制度の下で、優秀な人材が発展分野に集まらないことなどが次々に指摘されるようになり、今度は、日本的なシステムの存在こそが経済停滞の原因だとする議論が高まった。こうした中で、90年代半ば頃から、構造改革論議が急速に表面化してきたのである。

しかし、もうひとつの方向として、経済パフォーマンスの悪化が構造改革を阻害するという関係もある。構造改革は、今まで維持してきた仕組みを変えるということだから、必ず資源配分の変化を伴う。その結果、雇用者の職場が変わったり、企業が入り替わったり、産業の盛衰が分かれたりする。この時、経済成長が高いと、資源配分の変化による部分を成長分野で吸収できるので、改革は進みやすい。ところが、90年代以降の日本経済のように、低い成長率の下で改革を行おうとすると、どうしても特定の部分に改革の痛みが集中することになる。

90年代以降の日本では、「構造改革が必要だ」という総論ではおおむね意見の一致が見られた。これは、経済パフォーマンスの悪化が、日本型経済社会の問題点を誰の目にも明らかにしたからである。しかし、一方で各論段階になると、なかなか改革が進まないという面も多く見られた。これは、成長率が低いことが、改革の調整コストを大きくしていたからである。

#### 4 結局、バブルとは何だったのか

以上のように考えてくると、80年代後半のバブルが日本の経済社会にとってどんな意味を持っていたのかが明確となる。

バブルは、一方では、日本型経済社会システムに対する過剰な信頼から生まれた。バブルの中で、日本的システムの評価は大きく高まり、

実際に経済パフォーマンスも好転した。しかし、バブル崩壊後はそれが一挙に逆転し、日本型システムの問題点が表面化し、それを改革しようという機運が盛り上がり、現在に至っている。

つまり、バブルは、いずれは必要としていた日本型経済社会の改革の必要性を多くの人々に認識させたという役割を果たしたのである。長く続いてきた日本型システムを変えるためには、かなり大きな認識の転換が必要である。そのため、シグナルとしては、80年代後半程度の大バブルが必要だったということなのかもしれない。それはあまりにも大きなシグナルであり、その犠牲はあまりにも大きかったとも言える。失われた10年という大きな代償を払って手に入れたシグナルを無駄にしないためには、経済社会の各面における構造改革の動きをさらに促進し、一刻も早く時代の流れにあった新しい経済社会システムを構築することが必要だと言えよう。

\* 本稿の執筆に際しては、法政大学2003年度特別研究費の助成を受けた。

#### 注

- 1) 内閣府経済社会総合研究所ホームページ (<http://www.esri.go.jp>) を参照。
- 2) ここでは土地として有形非生産資産を取った。厳密には土地以外の資産も含むが、そのほとんどは土地である。
- 3) 金融庁「不良債権の状況」(2005年1月)による。ただし、この間にリスク管理債権の定義が変更されているので、厳密な比較ではない。

#### 参考文献

- 青木昌彦・奥野正寛編著 (1996)『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会。
- 小峰隆夫 (1989)『株価・地価変動と日本経済』東洋経済新報社。
- 内閣府 (1993)『1993年版経済白書 バブルの教訓と新たな発展への課題』。
- 西村清彦・三輪芳朗編 (1990)『日本の株価・地価』東京大学出版会。
- 西村吉正 (2003)『日本の金融制度改革』東洋経済新報社。
- 野口悠紀雄 (1992)『バブルの経済学』日本経済新聞社。
- 村松岐夫編著 (2005)『平成バブル先送りの研究』東洋経済新報社。
- 村松岐夫・奥野正寛編 (2002)『平成バブルの研究 (上) (下)』東洋経済新報社。

山崎福寿論文（「市街地再開発の手法について」）は、マンション開発に伴う外部経済の問題を解決する手法として導入された「プット・オプション履行義務付き開発許可制度」を応用して市街地再開発を円滑に進めるための新手法を提案しており、土地政策を考えるうえで大いに参考となる。

再開発が予定されている土地の地権者にとって、再開発後の資産価値がどうなるのかわからないというのが土地の売却を渋る理由のひとつである。そこで、開発事業者は地権者に土地の交換として再開発によって生み出される権利床と、この権利床についてのプット・オプションを供与する。もし開発によって得られる権利床の価値が低下すれば、地権者はプット・オプションを行使することによって開発前の資産価値に等しく設定された権利行使価格で開発業者に売却することができる。もし、権利床の価格が権利行使価格よりも高くなった場合には、プット・オプションを行使する必要はなく、権利床の価値そのものが地権者のものとなる。また、再開発によって資産価値が低下することになれば、それは開発事業者が負担しなければならず、開発事業者にとっては資産価値を高めようとするインセンティブが生まれ、この手法は効率的な資源配分という観点からも望ましい。しかも、地権者にとって必ず開発前の資産価値を確保できることから、開発に

反対するインセンティブは薄れ、交渉がスムーズに運ぶ。さらに、地権者が開発後の権利床の評価に不満があれば、プット・オプションを行使することで市場を通じた権利床の変更ということも可能である。このように、「プット・オプション付き権利床転換手続き」と呼ばれる手法は、開発地域内の地権者間の権利調整というものに威力を発揮することが期待される。

ただし、山崎論文でも指摘しているように、権利行使価格をどのように決めるかという問題がある。論文では、プット・オプションの行使価格として「開発計画の影響をまったく受けていない市場価格」であることが望ましいとされる。しかし、土地の価値が土地利用に依存して決まる性格のものである以上、地権者にとって開発前の土地の価値を決めることはそう容易なことではない。この点は、プット・オプションの考え方がマンション開発に伴う外部経済の問題を解決する手法として導入される場合と大きく異なるところである。マンション開発の場合にはマンション開発によってその周辺地域が影響を受けたとしても土地利用は変わらないということを前提にすることができるが、市街地再開発の場合には再開発の前後で地権者にとっての土地の利用そのものが変わってしまう。何をもち従前の土地利用とするのか、その合意が開発事業者と地権者との間でいかになされるのかという問題

が残るように思われる。



中国の住宅市場改革が始まってから20年近くも経過し、住宅市場に関する分析も徐々に蓄積されつつある。しかし、そのほとんどが理論分析や時系列データ分析であるという。中国の住宅価格は地域間の格差がかなり大きいとされ、時系列データによる計量分析では限界がある。このような観点から、瀬古美喜・冒険論文（「中国の住宅価格変動分析」）は、長期的住宅価格の決定要因と住宅価格の短期的な調整過程を、1994～2003年の中国29省（直轄市、自治区）の住宅価格のパネルデータを用いて計量分析を行なっている。

瀬古・冒険論文では、まず住宅のファンダメンタルズ価格を求め、それを用いて住宅価格の短期的な調整メカニズムを分析している。住宅価格の短期的な動きは、系列相関によって生ずるもの、住宅価格がその平均に回帰しようとする力によって生ずるもの、さらにファンダメンタルズそのものが変動することによって生ずるもの、これら3つの力によって説明しようとする。推定結果によれば、地域の実質世帯所得、実質建築コスト、人口は住宅のファンダメンタルズ価格に対してポジティブ、また持家資本コストはネガティブな影響を及ぼすという理論と整合的な結論を得ている。一方、住宅価格の系列相関を示す係数は地域の実質世帯所得と実質建築コストとの間

に正の相関があり、平均回帰を示す係数は実質世帯所得と実質建築コストとの間に負の相関があることが示されている。これらの結果を用いて、ここ10年近くの中国における住宅市場の動学的な性質をみると、すべてのサンプル地域の6年間の列相関係数と平均回帰係数の平均はいずれも住宅価格が振動しながら収束するという特徴をサポートするものであるという。このように、瀬古・冒論文は中国における住宅の価格形成についてパネルデータを用いた実証分析を行ない、一部の大都市で住宅バブルの傾向が見られはするものの、国全体として住宅バブルは存在しないという興味ある結果を得ている。

ただし、次のような課題も残る。まず、瀬古・冒論文でも指摘しているように、使用された住宅価格データが品質調整済みのものではないという点である。この点は日本でも同じであるが、ヘドニック分析を用いた品質調整済み住宅価格指数がまたれよう。また、1994年から2003年というサンプル期間は北京や上海において、いわゆるバブルが発生した時期と重なっており、ファンダメンタルズ価格がうまく説明されているかどうかという疑問が残る。さらに、この点とも関連して、ここで用いられた短期調整モデルではすべての変数について定常性が要求されおり、データがそれに耐えうるものであるかの検証も必要であろう。



**中川雅之論文**（「住宅政策の制度設計——公営住宅制度と福祉競争」）は、三位一体改革の議論が進む中、公営住宅政策は今後どのように制度設計されていくべきかという興味あるテーマを取り扱っている。公営住宅などいわゆる再分配政策は、中央政府レベルで行なわれるべきか、それとも地方政府レベルで行なわれるべきかという点については、すでに多くの先行研究がある。その際、2つの大きな視点があるように思われる。ひとつは、住民がコミュニティを自由に移動できる環境下では、低所得者は高福祉地域に移住し、逆に高所得者は低負担地域に流出しようとするので、地方政府による再分配政策は地方政府間の福祉競争をもたらし、福祉水準を低下させてしまうというものである。もうひとつは、コミュニティ間で福祉サービスに対する選好が異なるとすれば、それぞれのコミュニティの選好に即した再分配政策が行なわれるべきであるというタイプの考え方に即したものである。中川論文はこの2つの視点を踏まえながら、日本の公営住宅政策の制度設計を模索している。

まず、現行の公営住宅制度によって福祉競争がもたらされているかどうかの検証が行なわれ、現行制度が福祉競争の回避に失敗し、福祉水準が最適な状態に比べて過小なものとなっていることが示される。また、こうした外部性が存

在する場合、中央政府が住宅補助率を設定することによって最適な状態に導くことが理論的には可能とされるが、実際には現行の住宅補助率ではその外部性の影響が完全には打ち消されていないという。さらに、中央政府がコミュニティごとの住宅補助率を決定するとすれば、中央政府が公営住宅に対するコミュニティごとの評価をいかに把握するかが重要なポイントとなるが、その解決法としてリングールメカニズムに似た補助率決定プロセスというものが提案されている。

中川論文で紹介されている理論モデルは、低所得者はコミュニティ間を自由に移動することが可能で、しかもそのコミュニティ内の労働市場において彼らの賃金が内生的に決定されるというものである。わが国の公営住宅制度を考えると、低所得者のコミュニティ間移動（中川論文では都道府県間の住民移動を問題にしている）がどれほどの影響力をもつかは意見が分かれるところであろう。中川論文では、公営住宅政策による福祉競争の存在が実証的に確認されることが論文の展開に大きな意味を持つだけに、理論モデルの妥当性を含めて実証部分におけるrefinementが望まれる。分権化が進む中で、効率性が求められる今、中川論文は重要な問題を提起しており、この分野での今後のさらなる研究が期待される。

(NY)

# 市街地再開発の新手法について

山崎福寿

## はじめに

都心部には再開発すべき多くの地域が存在する。地震によって甚大な被害が発生すると予想される地域も数多い。木造密集住宅地域や零細な土地所有によって、危険な地域が数多く存在する。そのような地域の土地を集約化して、再開発を進めることには、著しい規模の経済性がある。

それにもかかわらず、現状の市街地再開発はさまざまな課題が存在するために、円滑には進んでいない。実際に、六本木ヒルズの開発には17年間という年月を必要とした。このように、事業の完成までに長期間を要することが地権者に予想されると、計画実現までの不確実性が高まる結果、本来ならば事業に積極的に賛成した地権者たちでさえも、消極的になる傾向にある。こうした交渉面での不確実性を軽減し、悪循環を解消するためには、地権者間に分配の不公平性を残さずに、利害を速やかに調整できるような権利変換の仕組みを導入する必要がある。

本稿では、あまりにも長期に及ぶ市街地再開発の現状を改善する目的のために、瀬下(2002)が考案した「プット・オプション履行義務つき開発許可制度」を応用して、新しい再開発方法を提案してみよう。

## 1 望ましい市街地再開発手続きのあり方

市街地再開発の長期化をもたらす基本的な原因は、権利調整の困難さにある。事業計画が発

表されてから完成に至るまでに、多数の地権者が交渉のテーブルに着くことになる。こうした交渉過程の参加者は、行政区域の担当者、開発業者、地権者さらに周辺地域の地権者を含んでいる。一般に利害関係者の数が多くなればなるほど、交渉は容易に進まなくなる。取引費用を軽減し、開発事業を円滑化するための手続きのためには、まずこれらの交渉費用をできるだけ軽減し、「事業を円滑化」する手続きが要求される。

こうした交渉をすみやかに進めるためには、プロジェクト全体の利益を事業者と各地権者になるべく公正に分配する必要がある。一部の強硬な反対者のために、賛成者の利益や開発業者の利益が失われる問題は「ゴネ得」と呼ばれる。山崎(1999)で明らかにしたように、ゴネ得を助長する制度の下では、有望なプロジェクトがそもそも計画さえされなくなってしまう。

また、当初から賛成していた人と当初は反対していたが最終的に合意した人、あるいは最後まで反対した人との間に、分配上の不公平が発生してはならない。不公平な分配が予想されると、賛成者の数は減少してしまう。このことは、調整にかかる時間や費用を増大させる。したがって、手続きの取引費用を軽減するためにも、分配の公平性を確保することが求められる。

市街地再開発計画の実施にともなう、さまざまな権利調整の手段として、本稿では、瀬下(2002)が、マンションの紛争問題を解決する手段として提案した「プット・オプション履行義務付きの開発許可制度」と呼ばれる手続きを

市街地再開発計画にも適用することを提案する。

この手続きにおけるプット・オプションというのは、周辺地域および開発地域内の「不動産保有者に対し、その保有不動産を一定期間（権利行使期間）に、一定の価格（権利行使価格）で開発業者等に売る権利（プット・オプション）を与え、開発業者にはそのプット・オプションの行使を受け入れる義務を課す」（瀬下2003、168頁）というものである。

さらに、「このプット・オプションの行使にあたって、権利行使した不動産保有者はその売却資産を権利行使時点の市場価格で買い戻すことも権利として認められるものとする」（瀬下2003、168頁）。

瀬下（2002）は、この手続きをマンション開発にともなう外部経済の問題を解決する手法として導入することを提案した。そのため、市街地再開発の周辺地域にもたらされる外部経済の問題に対して、この手続きを直接的に応用することができる。

さて、再開発自体を円滑に進めるためにも、この手法はきわめて有効である。この手法の下では、「開発事業者は、従前の土地所有者に対して、従前の土地と交換に、再開発によって生み出される権利床とこの権利床についてのプット・オプションを供与する。このプット・オプションの権利行使価格は従前の土地の価格と等しく設定する」。この手続きを「プット・オプション付き権利床転換手続き」と呼ぼう。

#### 資産価値の保全と居住の安定性

この「プット・オプション付き権利床転換手続き」の利点は、開発によって得られる権利床の価値が低下した場合には、地権者がプット・オプションを行使することによって、資産価値を保全できるという点にある。

一般に、地権者の資産価値が権利変換の前後で大きく増加することが予想されるならば、すなわち、新たに与えられる権利床の価値と現在の保有土地価格の差がプロジェクトの成功によ

（山崎氏写真）

やまざき・ふくじゅ

1954年埼玉県生まれ。1983年東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。上智大学経済学部講師、助教授を経て、現在、同大学経済学部教授。

著書：「土地と住宅市場の経済分析」（東京大学出版会）ほか。

って、大きく増加すると予想されるのであれば、事業を支持する人たちが増えるであろう。

しかし、現状では、計画から着工そして完成までに多大な時間を要する結果、この価格差に対する不確実性がきわめて大きなものとなる。各地権者の利益が著しく変動すると予想される結果、危険を回避しようとする多くの個人は事業に賛成しなくなるという問題が発生する。

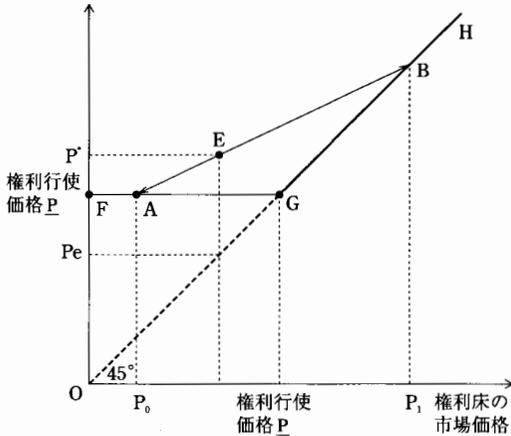
このとき、プット・オプション制度を用いると、計画前に保有している土地の価格を権利行使価格に設定することによって、もし、権利変換後に獲得できる床（区分所有）の価格がその権利行使価格を下回るような場合には、プット・オプションを行使することで、従前の資産価値を保全することが可能となる。

いま、この点を図を用いて説明しよう。図1は、横軸に地権者に新たに譲渡される権利床の価格を、縦軸に地権者の資産価値を測ったものである。両者の関係はFGH線で描くことができる。

オプションが与えられると、権利床の市場価格が権利行使価格（＝従来の土地価格）より低下しても、地権者の資産価値は保全される。権利変換で取得した権利床が権利行使価格を下回れば、プット・オプションの権利を行使すればよいからである。したがって、従前の土地価値Pよりも権利床の市場価格が低下しても、地権者の資産は一定である。これはFG線で示すことができる。

これに対して、権利床の価格がPよりも上昇すると、プット・オプションの権利は行使されず、権利床の価値が地権者のものになるので、

図1—プット・オプションと権利床の総価値  
地権者の資産価値



その価値はGH線のように、45°線に沿って上昇していく。

例えば、現在5000万円と評価された土地を手放して、権利変換後の権利床を受け取った場合に、この権利床の価格が何らかの理由によって5000万円以下になったとしても、そのときプット・オプションを行使することによって、5000万円でこの権利床を事業者売却することが可能となる。

したがって、仮に完成までの期間が長期化したとしても、事業前の評価額、すなわち従前に所有していた土地の評価額を完全に保全することが可能となる。同時に、この地権者には、市場価格で新たな権利床を買い取る権利を付与しておけば、居住権の確保も可能になる。プット・オプションを行使しても、新たな土地に移転する必要はなく、この権利床上に住み続けることが可能となる。すなわち、権利床の市場価格と従前に保有していた土地の評価額との差が、結果的に開発業者によって補填されるという仕組みになる。

#### 開発利益の内部化

さて、プット・オプションの価格はどのように決定されるのだろうか。単純化して、将来の権利床の価格が $P_0$ に低下する状態と $P_1$ に上昇する状態の2つしかない場合を想定すると、

このオプションが供与された地権者の資産価値は、従前の土地価値(=権利行使価格)と $P_1$ の期待値に等しい。したがって、オプション自体の価値はこの資産価値から、権利床の期待価値 $P_e$ を差し引いた値に等しくなる<sup>1)</sup>。

図1でいうと、A点とB点を両方のケースが出現するそれぞれの確率で内分した点、例えばE点の縦軸座標 $P^*$ が権利床とプット・オプションの価値の合計である。

ここで、この権利床の市場価格と地権者への利得(資産価値)を表す図1が、通常のプット・オプション保有者が得る利得の特性と異なっていることに注意しよう。通常プット・オプション(のみ)の保有者は土地の市場価格が低下するほど、高い利得を得ることができる。それに対して、ここで描かれている図は土地の市場価格が上昇するほど、高い利得を得られる。これは、むしろコール・オプションから得られる利得の特性である。コール・オプションとは、プット・オプションとは逆に、あらかじめ定められた一定の価格(権利行使価格)で資産を購入できる権利をいう。

市街地再開発からの利益を享受できる立場にいる地権者にとってプット・オプションが与えられることは、再開発後の権利床とプット・オプションを組み合わせた合成資産を保有しているのと同じことになる。このような合成資産は、よく知られているように、権利行使価格(保有不動産の開発計画前の市場価値)に等しい安全資産とコール・オプションの両方を保有しているのと同じことになる<sup>2)</sup>。そのため反対する地権者にも開発利益が内部化されることになる。このことが地権者に都市開発の利益を積極的に獲得するような行動を選択させる誘因となる。

#### 効率的な開発事業

プット・オプションを用いた手続きでは、開発業者はプット・オプションが行使される可能性を考慮する。変換後の権利床の価格が、従前の地価よりも下がるようなことがあれば、開発

事業者はそれを補填しなければならない。そのため、開発業者が地権者にリスクや損失を押しつけて非効率な再開発事業を追求する機会は排除され、効率的な再開発事業だけが実施されるようになる。

さらに、再開発事業で大きな問題になるのは、リスクの問題である。さきに述べたように、プット・オプションは従前の地権者に一種の保険を供給することを意味する。ここでは値下がりリスクは地権者から事業者に移転される。地権者が零細な土地所有者であればあるほど、リスク負担能力は小さいと考えると、こうしたリスクの移転は、資源配分上望ましいと考えられる。

また、インセンティブの観点からも、リスクを最終的に負担する者が、事業の責任を負うことは、効率的な資源配分に資すると考えられる。瀬下（2003）が強調したように、開発業者は、プット・オプションの行使によって生じる不利益を十分に予想して、権利床の総価値を高めるようなプロジェクトを採用しなければならなくなる。

### 事業の円滑化

保険としての機能を果たすプット・オプションは開発地域内の交渉を円滑にすることにも寄与すると予想される。事業の遅れが生じる最大の原因は交渉が円滑に進展しないことにある。事業の遅れは将来の権利床の価値を損なうことにもなる。こうした将来の不確実性を取り除くことによって、地権者の不安が取り除かれ、多くの地権者が事業計画に賛成することが期待される。これは事業を促進する結果、権利床の価値を高めることに貢献する。

この「プット・オプション付き権利床転換手続き」が「事業の円滑化」に寄与するもうひとつの理由は、地権者の協力をより早く取り付けることができる点にある。権利変換後の権利床にプット・オプションを組み合わせることによって、事業計画の進捗状況は、実質的に開発利

益のコール・オプション価値に反映される。交渉が計画どおりに円滑に進展すれば、権利床の期待価格や成功確率がともに上昇する結果、オプション付き権利床の価値も上昇していく。すなわち、反対者も含め、すべての地権者が開発利益を内部化することになる。

これは事業には反対はしないが、そこに居住する意思のない人々にとって転出を促す結果となる。なるべくオプション（権利床）が高く売れたほうが有利であるから、そういった人たちは自らオプションを手放すことになる。ここで、このオプションを購入する人々は、開発事業者や投機家も含めて、事業に賛成する人々である。反対者の中にも、権利床が自分の好みに合わないという理由で、オプションを売却して転出する人が出現するであろう。

従来の権利変換方式では、交渉期間中は取引が生じないか、生じても取引価格が明らかにされないといった不透明性によって、不公平感が生じ、ひいては事業の遅れが生じているように思われる。

こうしたオプションの売買を通じて、積極的に賛成する地権者の数が増加する結果、利害調整の問題が軽減され、それがオプション価値に反映される。したがって、賛成者は反対者にさまざまな機会に、積極的に働きかけることによって、事業計画の推進に貢献することになる。

これは反対者が少なくなればなるほど、事業は円滑に進行し、それによって多くの人達が利益を得ることになる。これは反対者にとってもいえることである。反対者にとっても、オプションは同じように与えられるので、反対者が賛成に転じることによって、利益を自分のものにできる。すなわち、反対者が計画に同意することによって、利害調整が円滑に進む結果、それが市場で評価されることになる<sup>3)</sup>。

すなわちプット・オプションは、反対する地権者を賛成する地権者に転化させるメカニズムを持つことになる。反対者はオプションを売って転出することにより、従来よりも利益を得る

ことができる。また、賛成者も従前の利益を受けられることができ、そしてさらにこれがプロジェクトの進展につながるという好循環的なメカニズムを内包している。事業の成功確率が上昇していることをオプション価格の上昇によって日々確認できることも、地権者の協力へのインセンティブを高めることにもなるであろう。

これまでは、開発事業者だけが反対地権者に働きかけることによって、開発業者の負担が大きくなっていったのに対して、こうしたプット・オプション制度は、反対者への説得・交渉という事業者の負担を軽減し、同時に賛成者だけでなく反対者の利益をも増大させるという意味で、利害対立の可能性を低めることに役立ち、それが事業の円滑な推進に役立つことになる。

#### 分配の公平性：ゴネ得とオプションの価値

市街地再開発における従来の手続きの問題点の大きな部分は、権利変換された権利床に、従前の資産価値が十分に反映されていないという主張が生じやすいという点にある。これによってゴネ得が助長される結果、交渉を複雑化・長期化させてしまう。

プット・オプションを使った手続きの利点は、従前の資産価値についての同意が成立すれば、転換後の権利床の評価の問題を排除できるという点にある<sup>4)</sup>。もし、転換後の権利床の資産価値が、現在の資産価値よりも低いと思う場合には、プット・オプションを行使して売却し、従来の資産価値を手に入れることができる。場合によっては、その売却価値を用いて、改めて資産価値に見合う、開発後の保留床などを購入することもできる。

その際に、自分の事業により有利なフロアや店舗位置を選ぶことも可能になるだろう。従来の手続きでは、できるだけ有利な権利床を得るために、転換後の権利床の価値を過小評価することが、マッチングの問題を複雑化させている。

提案されている手続きでは、権利床の割当て

に不満があれば、権利者が従前の資産価値を維持しつつ、自由に開発後の権利床の特性を、売買を通じて変更することができる。したがって誰にも不満が生じない。すなわち、これまで交渉にゆだねられていた権利床の（特性も含めた）割当てを、市場を通じて可能にする。これによってゴネ得を排除し、開発事業者だけでなく、賛成する地権者、そしてさらには反対する地権者にも同様の利益が及ぶことが期待される。反対者にも賛成者と同じ権利、利益を保証するというのが、このオプションの高く評価される点である。その意味で「公平な分配」を可能にする手続きになる<sup>5)</sup>。

## 2 その他の利点と論点

### 開発事業者の負担

まず開発事業者の立場を考えてみよう。ここで、こうしたプット・オプションは、事業者にも多大な負担をかけると心配されるかもしれない。しかし、これまで開発事業者は、転出者に対してはその所有する土地を市場価格よりもかなり高く購入するという方法を通じて、利益を再分配してきた。しかし、そうした交渉の経過は明らかにされないために、他の地権者との公平性がどの程度確保されているか明らかではなかった。

むしろ、このオプションは市場で評価が可能なので、客観性を担保できる。さらに、開発事業者が必ずしもこのオプションを購入する必要はない。市場で他の投資家がオプション付き権利床を購入することもできる。また、プット・オプションを行使されても、その権利床を別の主体に売却すれば済む。その意味でいえば、開発事業者の負担は、むしろ軽減される。

### 高齢の地権者等のメリット

次に地権者の立場を考えよう。一般的に高齢者は居住の安定性を重視する結果、相続時点まで事業に反対する傾向がある。一部の高齢者は、現状では権利変換までの期間が長期化すること

を予想して、土地・建物を事業者に売却して転出してしまふことが多い。このオプション制度の下では、こうした人たちは、従前の土地と交換に交付されたプット・オプションと権利床の売却価額を手にして転出することが可能となる。また、事業の不確実性や2度の移転（事業完成までの借家住まい）にともなう煩雑さを嫌う人々も、プット・オプション付きの権利床を売却することによって、転出することができる。その結果、図1で用いた数値例を用いれば、彼には5000万円以上の価値 $P^*$ が保証される。もちろん、この価値は、権利交換後の床の予想市場価格 $P_1$ が高くなればなるほど、また事業の成功確率が高くなればなるほど、高く評価される。

#### 事業認可基準の問題点

これまでにも、長い交渉の過程に疲れた転出者が、その土地を他の開発事業者に売却した結果、その土地が別の用途に開発されてしまい、本来の開発の利益が一部失われるという事態が生じたことがある。たとえば、集合住宅が建設される予定地で、一部の地権者が土地を他の事業者へ売って転出してしまうという場合を考えてみよう。他の開発事業者がその土地を取得して戸建て用地として開発すると、その一角の土地が利用できなくなってしまう、大規模開発の経済性を実現できなくなってしまう。

このプット・オプションの制度は、こうした事態を回避することができる。他の開発業者は転出を予定している地権者から、プット・オプション付き権利床を購入したうえで、当初の開発業者との交渉に入ることができる。代替的な開発計画を有する事業者は、オプション価値以上の便益があると予想して、オプションを購入するはずである。こうすることによって、戸建てとして開発すべきか、大規模開発すべきかという問題に対して、市場による解決が準備されることになる。

問題となるのは、事業に賛成していた地権者

が土地を事業者に売却することによって、賛成地権者の割合が減ってしまうという点である。事業認可には、組合設立・都市計画決定の各段階で全体の地権者の3分の2の同意が必要であるにもかかわらず、土地を売却することによって賛成者が転出してしまうと、地権者の数が減ると同時に賛成者の数も減ってしまうという点が、問題を複雑にしている。

この問題を解決するためには、地権者数の3分の2の合意という条件ではなく、面積要件だけに変更すべきである。すなわち、総土地面積の3分の2を所有する地権者が合意すればよいという条件に緩和すべきである。実際に、ある地区では権利者50人のうち33人が準備組合設立に賛成して、この条件が1度は満たされたが、その後9人が転出した結果、地権者は41人に減り、同意者も24人に減った。同意率は58.5%で、この条件はクリアできていない<sup>6)</sup>。

さらに、このような多数決要件自体を廃止すべきである。ここで提案されている手続きでは、地権者の権利は開発手続きの中で完全に保護されているから、多数決の意義はほとんどなくなる。多数決は権利が侵害される恐れがある場合に、それを拒否できるためのものだからである。そのため、「プット・オプション付き権利床転換手続き」を導入するにあたって、このような3分の2の同意という規制も同時に廃止することができる。

本稿で導入を提案しているプット・オプションを用いた手続きは、開発業者が不動産の価格変動リスクを負うことになる。そのため、従来の開発規制や手続きと比較する限りにおいて、（それが効率性に資するとしても）開発事業者の負担は重くなる可能性もある。しかし、この制度の下では、開発業者がリスクを負担することで、多数決要件の存在意義自体が失われるのであるから、これを撤廃することで、開発事業者の負担が加重になるとはかぎらない。

## 収用権の必要性

さて、このオプション制度は、ゴネ得といった独占的な交渉力を「完全に」排除することができるだろうか。いま述べたように、第1に、このオプション制度は住民間の議論や交渉を促進するという意味で、従来の事業者対住民という対立図式を基本的に変化させることができる。こうした交渉をつうじて、「より望ましい街区とは何か」という議論を深めることができるであろう。より望ましい街区はオプション価値を目にみえる形で上昇させるからである。

第2に、このオプション制度の下では、転出してしまふ住民や新たにオプションを買って転入する住民間の利害を調整するという点で、より公平な分配状態を生み出すことが可能となる。その結果、不公平感が取り除かれることによって、反対者の不満を緩和することができる。

しかし、公平な分配状態についての各人の意見が異なるように、プロジェクトの実現に不満を抱く人々は完全にはなくならないであろう。現状維持にこだわる人々は、そもそもオプション付き権利床への転換を拒否するかもしれない。

こうした人々が存在するにもかかわらず、その他数多くの人々がプロジェクトに賛成する場合には、収用権を行使する必要がある。現状の開発プロジェクトの多くが、少数の反対者のために実現せずにいる点を考慮すると、こうした民間プロジェクトについても、自治体や政府に収用権の行使を認めることには重要な意義がある。

## 税制上の問題点

こうした再開発を遅延させる原因として、権利変換にともなう生じる税制上の問題がある。地権者には、従前の土地と交換に再開発事業で建設される権利床が与えられる。権利変換に応じた地権者には、特例によって、土地譲渡所得税（税率26%）や登録免許税は免除される。

しかし、権利変換以前に事業者が土地を売却して転出してしまった土地所有者には、この特

例は認められない。したがって、取得価格が低い従前の土地の所有者が転出する際には、多額の譲渡所得税を支払うことになる。この点は、高齢者等の転出を阻害する原因となる。

さらに、従前の土地と交換される権利床が、従前の土地と同一の施工区域と認定されなければならない。ある街区を先に再開発して、そこに隣接する地権者を移転させたうえで、移転元を開発する方法が合理的な手法とされているが、こうした開発方法では、多くの地権者が、土地譲渡所得税を負担しなければならない。

これを改善するためには、八田（2002）が提唱している買い換え特例を復活させるべきである。従前の土地の取得価格を新たな権利床の取得価格と認定して、譲渡所得税は相続時点に課税することにすれば、権利変換時点の課税が延期される結果、交渉が円滑に進行すると考えられる。

## オプションの履行と保険会社

本稿で提案したプット・オプションを利用した手続きの問題点は、岩田・八田（2003）が指摘しているように、開発事業者が買い取り義務を履行しない恐れがあることである。これについて、八田教授は買い取り義務を国が履行し、その上で国が改めて開発業者に買い取りを請求することを提案している（岩田・八田2003、164頁）。たとえば国が不動産を競売して、差額だけを業者に請求したり、不動産の売却が成立するまで、履行を猶予したりすることが可能になるからである。

さらに開発事業者が開発途中で破綻してしまう可能性もある。この問題には2つの対処が考えられるだろう。第1は、都市計画決定の中で、事前に破綻懸念の高い事業者による開発は認可できないようにすることである。しかし、そのような基準によって一律に開発業者を排除することは、効率的な開発計画自体も少なからず排除してしまう恐れがある。将来の開発計画と開発事業者の過去の業績とは基本的に何らの関連

もないからである。

第2は、開発計画段階で企業が事前に保険会社と契約し、企業が破綻した場合には保険会社が代わりにこれらのオプションを履行するようにしておくことが考えられる。保険会社は保険契約を結ぶ際に、開発事業者の財務状況だけでなく開発計画の実現可能性やそこからの利益まで考慮して、保険のリスクを計算する。

その結果、破綻懸念の可能性の高い企業の保険料は高くなるが、効率的な開発計画を排除する可能性は低くなる。また保険料を少なくするために、開発業者は他の開発事業者と共同で開発を進めるなどの信用補完を進める余地も生まれる。このように保険契約を義務づけることによって、プット・オプションの履行を担保することが望ましい。

#### 所有者以外の権利者

市街地再開発では、所有者以外にもさまざまな権利者が関係している。その典型的なものは、再開発地域における賃借権者であろう。再開発によって賃貸住宅が取り壊されるならば、そこから転居する必要が生じるからである。

しかし、賃借権等の所有者以外の権利の扱いは、所有者と賃借権者の間で補償等を決める問題として扱うべきであり、この手続きの中に含めるべきではない。なぜなら、賃貸借契約には明示的な契約がないものや、さまざまな理由による割引賃料などが存在する。それらの事情を考慮して権利を評価することは困難であり、むしろ、濫用に用いられかねない。所有資産の価格を決める際に、賃借権等の価値を控除することなく評価を決め、賃借権等の賠償に対しては、所有者と契約者の間の交渉にゆだねるべきであろう。ただ、その際の賠償方法として、金銭的な賠償のみならず、権利床自体による賠償や権利床を賃借する権利等も認めておくことは、交渉の円滑化に役立つだろう。なお、現行の賃借権保護を考えると、市街地再開発の実施にあたって、当該不動産の所有者がそれに参加す

る場合、市街地再開発の実施が承認されたことをもって解約の正当事由とすることを、法的に認めておく必要があるかもしれない<sup>7)</sup>。

#### おわりに

本稿では、市街地再開発にあたってプット・オプションを利用した手続きを導入することで、開発地域内の地権者間の権利調整を促すことを示した。

本文中に残された問題のひとつとして、権利行使価格をどのように決めるかという問題がある。本稿で提案している手続きで、プット・オプションの行使価格は、「開発計画の公表前の市場価格」、より正確には「開発計画の影響をまったく受けていない市場価格」であることが望ましい。なお、このような権利行使価格は、開発と関係のない通常の価格変動分については調整する必要があるだろう。たとえば開発地域と関係のない地域の標準的な地価変動等をもとに、相関等を考慮して通常の価格変動分を取り除くことが考えられる。

しかし、そもそも不動産では、それぞれの土地はそれぞれ異なっており、完全に同一のものではないという意味で、その価格決定自体が重要な争点になってしまう可能性がある。また、この権利行使価格は土地を収用する場合の収用価格とも関連する。

現実的対応としては、ヘドニック・アプローチなどを使った客観的価格推計法を事前に規制当局が定め、それを利用して決めるなどの方法が考えられる。しかし、その推計法に対する不満などが残るかもしれない。

その意味で、理想的な価格決定方法を追求するならば、最終的に地権者自体に真の価値を表明させる必要がある。そのような真の価値を表明させるメカニズム案として、たとえば、計画段階で価格を表明させ、もし計画が頓挫した場合には、その表明価格に基づいた固定資産税や相続税を課するという方法も合理的かもしれない。表明価格が不当に高い場合には、計画は実施さ

れない代わりに、その後はその高さに応じた負担が求められることになる。

こうすれば、不当に高い価格を表明することに対しては、チェックがかかるようになる。この点は、公平性の観点からも支持されるであろう。地価が周辺の公共的なサービスの価値を反映して決まっている点に注意すると、そうした高い需要価格を表明する土地所有者には、高い税負担をしてもらうことが公平性の基準に合致していると考えられるからである。

ただし、価格決定の問題は、現在存在する手続きの下での取用価格の決定や、都市開発をめぐって生じるその他の補償や賠償、買い取り請求などの際にもまったく同様に発生する問題であり、オプションを利用した規制や開発手続き固有の問題ではない。

そのため本稿で提案した市街地再開発手続きは、既存手続きに対する優位性を何ら揺るがすものではない。むしろ問題が、権利行使価格という事後的にすべての人に明示される変数の決定に帰着するという点では、その手続きは現行手続きよりはるかに透明性の高いものとなるだろう。

\*本稿は山崎・瀬下(2005)を基礎にしている。本稿を作成する過程で、政策研究大学院大学の福島隆司教授、上智大学の出島敬久助教授からそれぞれ多くの貴重なコメントをいただいた。また、国際基督教大学の八田達夫教授ならびに東京大学の金本良嗣教授、浅見泰司教授のコメントは議論を改善するのに、とても参考になった。ここに記して感謝したい。

## 注

- 1) 地権者が危険中立的な投資家であれば、
$$P_0 = \beta P_0 + (1 - \beta) P_1$$
となり、危険回避的ならば以下ようになる。
$$P_0 < \beta P_0 + (1 - \beta) P_1$$
ここで $\beta$ は $P_0$ が実現する確率である。
- 2) この関係は、プット・コール・パリティと呼ばれる(たとえばHull 2000, pp.174-175などを参照)。なお、本稿では説明を簡単にするために割引率を無視して議論している。
- 3) 重要なことは、利害調整が進むにつれて、地権者たちは市場で評価されるオプション価格の上昇を直接目にする点である。
- 4) なお、この制度の下では、事業に反対するためだ

けにオプション付きの権利床を購入するという事態も避けられる。このオプションを購入して、事業に反対すると、事業が遅延する結果、オプション価値は低下してしまう。したがって、ただ事業に反対してゴネ得を得るためだけに、この土地を買う可能性もある程度排除することができる。

- 5) ここで、不動産の売買手数料などは、開発業者が事前に適切な権利床の割当てを考えれば、プット・オプションを行使されることはないから、プット・オプションの行使についての最安価損害回避者は開発業者である。そのため、プット・オプションの行使に対して、その後、権利床を買い換える手続きがとられる場合には、これらの費用を開発業者が負担することが望ましいだろう。逆に、権利床を売却し、別の権利床に買い換える場合には、権利者は、開発からすでに開発利益を十分に得ていることになるから、地権者側が負担すべきだろう。

ただ、そもそも権利床の最初の割当ての段階で、個別に権利床を割当てる従来の手続きそのものを前提とする必要はないのかもしれない。開発業者は、従前の資産保有者に対し、資産価格に見合う権利床の転換権を与えるわけであるから、資産保有者間で個別の権利床に価格をつけて入札させて、資産価格に見合う分までは権利床と相殺し、不足分については購入した従前の資産保有者が支払う手続きを組み込むなどの補完的な制度があるほうが有効かもしれない。

- 6) 市街地再開発法の第14条には、「……施行地区となるべき区域内の宅地について所有権を有するすべての者およびその区域内の宅地について借地権を有するすべての者の、それぞれ3分の2以上の同意を得なければならない」とある。
- 7) ただ、賃借権保護の問題も、ここで提案されている手続きに固有の問題ではなく、すべての市街地再開発の手續きにあって、現行手續きでも対処しなければならない問題である。

## 参考文献

- Hull, J. C. (2000) *Options Futures, & Other Derivatives*, 4th (ed.) Prentice-Hall Inc.
- 岩田規久男・八田達夫(2003)『日本再生に「痛み」はならない』東洋経済新報社。
- 瀬下博之(2003)「都市再生の法と経済学」山崎福寿・浅田義久編『都市再生の経済分析』東洋経済新報社。
- 瀬下博之(2002)「マンション開発と住環境問題——プット・オプション履行義務付き開発許可制度の提案」『都市住宅学』No.38, 58-64頁。
- 八田達夫(2002)「都市再生と税制」『フィナンシャル・レビュー』第65号, 57-73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。
- 山崎福寿・瀬下博之(2005)「市街地再開発の新技术——プット・オプションの導入」『応用地域学研究』第9号2巻, 1-13頁。

# 中国の住宅価格変動分析

瀬古美喜・冒 匯

## はじめに

本稿の目的は1994～2003年の中国の29省（直轄市、自治区）の住宅価格のパネルデータを用いて、長期的住宅価格の決定要因と住宅価格の短期的な調整過程を、計量経済学的手法を用いて分析することである。住宅価格の短期的系列相関係数と長期のファンダメンタル価格への平均回帰（Mean reversion）係数は、中国の各地域の所得や人口、建築コスト、そして持家資本コスト（UCC）によって異なることを実証分析で示す。分析結果より、長期的住宅価格は、地域の実質世帯所得、実質建築コスト、人口と正の相関があり、持家資本コストと負の相関があることが明らかになった。また、住宅価格の短期的系列相関係数は地域の実質世帯所得と実質建築コストと正の相関があり、平均回帰係数は実質世帯所得と実質建築コストと負の相関があるが、一方、系列相関係数と平均回帰係数は人口と持家資本コストと相関がないことも判明した。現在の中国の一部の大都市では住宅バブルの傾向があるにもかかわらず、国全体としては住宅バブルがないといえる。

80年代から、中国の都市部では漸進的住宅改革を通じて、計画経済体制の下での公有賃貸住宅システムが排除されてきた。土地の所有権と使用権の分離という原則に基づき、市場メカニズムをベースにした商品住宅の導入を通じて、住宅の持家化が促進され、住宅市場ではかつてない変化が起こり続けた。とくに1998年7月3

日に中国国務院は、「都市住宅制度改革をさらに深化させ住宅建設を加速することに関する国務院の通知」を発し、計画経済の下での公有賃貸住宅分配制度の廃止に踏み切って、住宅市場が完全市場へ加速的に発展してきた。この急速に進んだ住宅市場化の背景では、経済の急速な発展とともに、中国経済全体が市場化に向けて速やかに進んでいて、都市住民の所得や貯蓄が大幅に増加し、住宅に対する家計の需要能力が飛躍的に高まった。それに加え、住宅公共積立金制度（HPF）の実施と住宅金融制度の整備など、住宅持家化の環境がよりよく整えられた。1986年以降の商品住宅の販売状況をみると（図1）、個人によって購入された住宅の割合は着実に増加してきたことがわかる。このような中国住宅市場の市場化の動きを考慮すると、本稿の分析に用いた欧米市場経済の下での住宅市場価格の長期決定と短期調整モデルが、中国の住宅市場が90年代中期から速やかに市場化の道を進んできた背景にも十分適応可能であると考えられる。

中国住宅価格の変化に着目すると、90年代中期の北京と2000年後半の上海をはじめ、一部の省の住宅単位価格も激しく上昇したことがわかる（図2参照）。

また、中国では地域間の格差が大きい。図3は全国29地域の10年間の住宅平均価格を表わしているが、地域間の住宅平均価格の格差も高いし、北京、上海、広東という3つの地域の住宅価格が明らかに他地域より高いことがわかる。

図1 - 近年の中国商品住宅の販売総面積と個人購入面積 (万㎡)

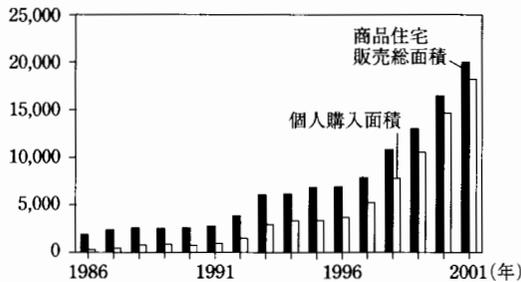


図2 - 中国住宅実質単価の変動 (1994~2003年) (元/㎡)

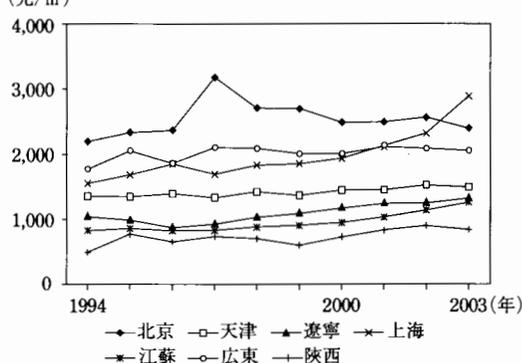
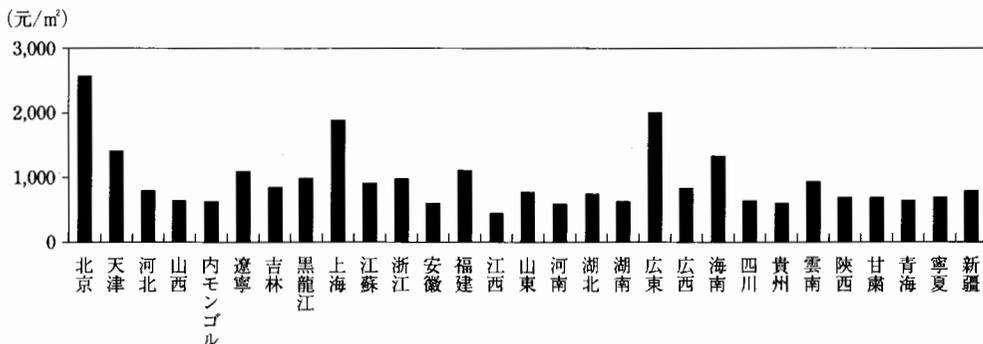


図3 - 中国各地域の住宅実質平均価格 (1994~2003年)



中国住宅市場の改革はすでに20年前から始まっているので、これまでの中国住宅市場を研究対象とした論文はいくつか存在する。たとえば、Liu (1998)は政府の住宅市場の介入と住宅市場の改革と現状を全般的に説明した。Huang (2004)は北京、重慶、江陰という3つの都市を取り上げて、地方政府の介入が地元の住宅市場に与える影響や住民のテニユア・チョイスに関する分析を行なった。Chen (1996)は、時系列データを用いて中国住宅市場の歪みを論じた。Tyler, Buttimer and Gu (2002)は、住宅公共積立金制度を紹介した上で、シミュレーションの手法でこの制度のメリットを証明した。Huang (2003)は戸籍制度に着目し、中国の旧計画経済下の戸籍制度が住宅市場にもたらした歪みを論じた。しかし、多くの研究は理論分析と時系列分析にとどまっている。中国の住宅価格は地域間の格差が大きく、かつ10年間に中国の住宅市場には大きな変化が起きているので、

中国の住宅価格の変動を分析するためには、時系列的な変動と、空間的な変動の双方を考慮する必要がある。このような問題意識に基づき、本稿では、中国のパネルデータを用いて、住宅価格の短期的系列相関と長期均衡への平均回帰に着目し、中国における地域間の住宅価格変動を分析する。このような分析は、本研究が初めてである。

観察対象の単位は、アメリカの州と類似した中国の29省(直轄市、自治区)とし、データの入手が可能な1994年から2003年までを分析対象とする。具体的には、1994年以降は、省(直轄市、自治区)の新築住宅価格、平均年収、人口、建築コスト、CPI指数に関する情報が得られる。データ不足のため、中国のチベットと重慶は除外した。

なお、Seko (2004)では、1980~2002年の日本における46都道府県のパネルデータを用いて、日本の住宅価格の変動分析を行なっている。

(瀬古氏写真)

せこ・みき

1948年神奈川県生まれ。1978年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。日本大学経済学部教授を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。  
著書：『土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析』(創文社)ほか。

(冒氏写真)

ボウ・カイ

1978年中国上海市生まれ。2000年上海外国語大学卒業。2004年慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程修了。2005年同大学院経済学研究科博士課程中退。現在、三井物産株式会社鉄鋼製品事業部勤務。

本稿は以下の4つの節からなる。まず、第1節でモデルを説明する。第2節ではデータと理論仮説を説明する。第3節では実証分析の結果を説明する。そして最後に第4節で結論を示す。

1 モデル

以上のような中国の住宅市場の市場化の動きを考慮して、中国におけるt年j地域の住宅ファンダメンタル価格は、住宅のストック・フロー市場の需給関係によって(1)式によって決められると想定する。

$$\text{Log}(P_{j,t}^*) = V(X_{j,t}) \quad (1)$$

$P_{j,t}^*$ は長期均衡の住宅ファンダメンタル価格で、 $X_{j,t}$ は住宅ファンダメンタル価格に影響を与える外生的説明変数のベクターである。ここで、 $X_{j,t}$ は住宅建築コスト  $CC_{j,t}$ 、世帯実質可処分所得  $INC_{j,t}$ 、地域人口数  $POP_{j,t}$ 、持家住宅資本コスト  $UCC_{j,t}$  などの要因からなる。

住宅価格の短期的ダイナミクスに関して、Capozza, Hedershott, Mack and Mayer (2002) は、次のような住宅価格の短期的調整モデルを用いており、本稿でも、同様の定式化を行なう。

$$\begin{aligned} \Delta \log(P_{j,t}) &= \delta \Delta \log(P_{j,t-1}) \\ &+ \eta [\log(P_{j,t-1}^*) - \log(P_{j,t-1})] \\ &+ \lambda \Delta \log(P_{j,t}^*) + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$P_{j,t}^*$ は(1)式の推定式で計算される住宅ファンダメンタル価格。

$\Delta \log(P_{j,t})$ はt年j地域の住宅価格の対数値の変動値。

$\Delta \log(P_{j,t-1})$ は(t-1)年j地域の住宅価格の対数値の変動値。

$\delta$ は住宅価格変動の系列相関係数。

$[\log(P_{j,t-1}^*) - \log(P_{j,t-1})]$ は(t-1)年j地域の住宅ファンダメンタル価格の対数値と住宅の実際の実質価格の対数値の差。 $\eta$ は平均回帰係数で、ファンダメンタル価格への調整速度を表す。

$\Delta \log(P_{j,t}^*)$ はt年j地域住宅ファンダメンタル価格の対数値の変動値で、 $\lambda$ はファンダメンタル価格の瞬時的調整係数である。

さらに、経済変動に対する各地域のダイナミックな反応は、中国各地域の経済情勢によって大幅に異なると考えられるので、Capozza, Hendershott and Mack (2004) と同様に、系列相関係数  $\delta$  と平均回帰係数  $\eta$  は、各地域のユーザーコスト、情報コスト、建築コストの水準によって異なると想定し、以下のような定式化を用いる。

$$\begin{aligned} \Delta \log(P_{j,t}) &= \delta_{jt} \Delta \log(P_{j,t-1}) \\ &+ \eta_{jt} [\log(P_{j,t-1}^*) - \log(P_{j,t-1})] \\ &+ \lambda \Delta \log(P_{j,t}^*) + u_{j,t} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $\delta_{jt} = \delta + \sum_i \delta^i (Y_{jt}^i - Y^i)$  で、

$$\eta_{jt} = \eta + \sum_i \eta^i (Y_{jt}^i - Y^i)$$

なお、 $Y_{jt}^i$ は  $X_{j,t}$ のi項の変数を表し、 $Y^i$ は平均値である。 $u_{j,t}$ は、誤差項を表す。

2 仮説とデータ

仮説

(3)式において、系列相関係数  $\delta_{jt}$  と平均回帰係数  $\eta_{jt}$  が、各地域によって異なるのは、各地域における情報コスト、建築コストや持家資本コストが異なるためであると考えられる。

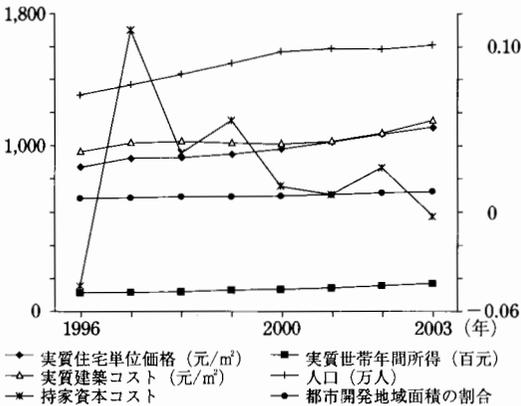
具体的にいうと、各地域の持家資本コストの増加は、系列相関の係数  $\delta$  に正の影響を与え

表1 記述統計

(レート：100円=7元)

Variable	No of Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max
実質住宅価格 (元/m <sup>2</sup> )	261	981.8	501.1	358.5	3182.0
実質世帯可処分所得 (元)	261	13600.1	3961.3	7807.9	32511.2
実質建築コスト (元/m <sup>2</sup> )	261	1035.9	388.1	603.0	2991.0
持家資本コスト (適応期待仮説)	232	0.026	0.111	-0.397	0.535
各地域の人口 (万人)	261	1493.7	909.6	154.1	4753.0
都市開発面積の割合	261	0.0100	0.0180	0.0001	0.0948
名義利率	261	0.074	0.025	0.11529	0.0516
実質利率	261	0.045	0.024	0.0936	-0.0167

図4 中国平均住宅価格と長期的決定要因の変動 (1996~2003年)



ると考えられる。というのは、住宅購入者は住宅を投資財として考え、ユーザーコストが上昇する前にできるだけ早く購入するものと考えられるからである。これに加え、人口の増加も系列相関に対して正の影響を与える。つまり、人口の増加によって、住宅への需要が高まり、適応的期待のもとで住宅価格の上昇が予想されるからである (Case and Shiller 1988, 1989, Shiller 1990)。

情報コストについては、住民の高い所得は住宅取引量の増加をもたらす、サーチコストが下がる。したがって、所得の増加によって、平均回帰係数の係数が高くなる (Wheaton 1990, DiPasquale and Wheaton 1996)。

建築コストについては、建築コストの増加は住宅供給者が住宅市場の変化への対応を緩めるため、住宅建築コストの増加によって、平均回帰係数の係数が低くなる。

### 中国のデータ

表1は中国のデータの記述統計を表している。持家住宅資本コストの中の名目モーゲージ率以外、すべての変数が地域と時間により異なる。特に、各期間はもとより、各地域で異なる持家住宅資本コストを作成した点は、Capozza, Hendershott, Mack and Mayer (2002)が、本質的に各地域で同じ単なる時系列の持家住宅資本コストを用いた分析をしているのと、大きく異なる。

『中国統計年鑑1995-2004』から各省各年新築建売住宅の名目単位価格が入手できる。中国では住宅の品質調整済みの住宅価格指数が入手できないので、ここでは新築建売住宅の価格を使う。さらにCPI指数で割ると、新築建売住宅の単位実質価格  $P_{jt}$  (元/m<sup>2</sup>) になる。

各省各年のCPI上昇率は『中国統計年鑑1995-2004』から入手可能だが、クロスセクションのCPI指数がない。そこで1994年全国各地域のCPI指数を1と仮定し、各地域のCPI増加率に基づいて  $CPI_{jt}$  を作成する。

『中国統計年鑑1995-2004』から入手した新築建売住宅の名目単位建築コストは、建築デフレーターで割ることで、実質建築コスト  $CC_{jt}$  (元/m<sup>2</sup>) になる。

各省の世帯年間可処分所得  $INC_{jt}$  (元) に関しては、まず『中国統計年鑑1995-2004』から各省各年の1人当たり年間名目可処分所得と各省各年の世帯平均人口数を入手し、この積を  $CPI_{jt}$  で割ることで、各世帯の実質可処分所得が求められる。

各省の都市人口数  $POP_{jt}$  (万人) は、『中国統

表2 中国住宅価格の長期均衡モデル (1996~2003年)

説明変数	A : OLS		B : One-way fixed effects		C : Two-way fixed effects	
	Coef	P	Coef	P	Coef	P
実質世帯所得の対数値	0.4233	0.0000	0.3267	0.0000	0.2323	0.0940
実質建築コストの対数値	0.7613	0.0000	0.1758	0.0020	0.1684	0.0050
都市開発面積割合の対数値	0.0710	0.0000	0.0629	0.2160	0.0522	0.3390
人口の対数値	-0.0345	0.0470	0.3166	0.0000	0.2779	0.0100
持家資本コスト (適応的期待仮説)	-0.0121	0.7833	-0.0402	0.0610	-0.0494	0.0350
F検定 (time dummy=0, region dummy=0)	P-value = [0.000]					
F検定 (region dummy=0)	P-value = [0.000]					
Adjusted R <sup>2</sup>	0.8317		0.9603		0.9617	
サンプル数	232		232		232	

注) 従属変数は住宅実質価格の対数値。

計年鑑1995-2004』から入手できる。

中国の持家住宅資本コスト  $UCC_{jt}$  :

$$UCC_{jt} = [i_t \theta_{jt} + i_m(1 - \theta_{jt})] - \pi_{jt} - (\Delta P_{jt}/P_{jt}) \quad (4)$$

$i_t$  は普通預金利率率、 $\theta_{jt}$  は頭金の最低割合、 $i_m$  は5年以上の貸し出し約定金利、 $\pi_{jt}$  はCPI<sub>jt</sub> 指数の上昇率、 $\Delta P_{jt}/P_{jt}$  は住宅実質価格の期待上昇率である。

住宅実質価格の期待上昇率  $\Delta P_{jt}/P_{jt}$  について、ここではDipasquale and Wheaton(1996)に従って、適応的期待仮説という価格予想形成メカニズムを想定し、次のように計算する。

$$\text{適応的期待} : \frac{\Delta P_{jt-1}}{P_{jt-1}} = \frac{P_{j,t-1} - P_{j,t-2}}{P_{j,t-1}} \quad (5)$$

なお、29地域の10年間にわたって、住宅の減価償却率、維持費用、固定資産税率に関してはパネルデータを手に入できなかったため、ここでは省略する。

中国では、土地はあくまでも国有なので、日本のような非宅地が民有地に占める割合を入手することは不可能である。ここでは、『中国統計年鑑1995-2004』から入手した各省の都市開発面積 (Developed area) を各省の総面積で割ることで、都市開発面積が省の総面積に占める割合  $R_{cityjt}$  というデータを作成する。

図4は中国1996~2003年の住宅価格と住宅価格の長期決定要因の平均変動を表している。

### 3 実証結果

#### 中国住宅価格の長期的決定要因

(1)式に基づいて中国住宅価格の長期決定要因

の推定を試みた。説明変数として、持家資本コスト  $UCC_{jt}$ 、建築コスト  $CC_{jt}$ 、都市開発面積の割合  $R_{cityjt}$ 、そして地域の特徴を表す変数である人口  $POP_{jt}$  と世帯実質所得  $INC_{jt}$  を用いた。 $UCC_{jt}$  以外すべての変数は対数値を取った。

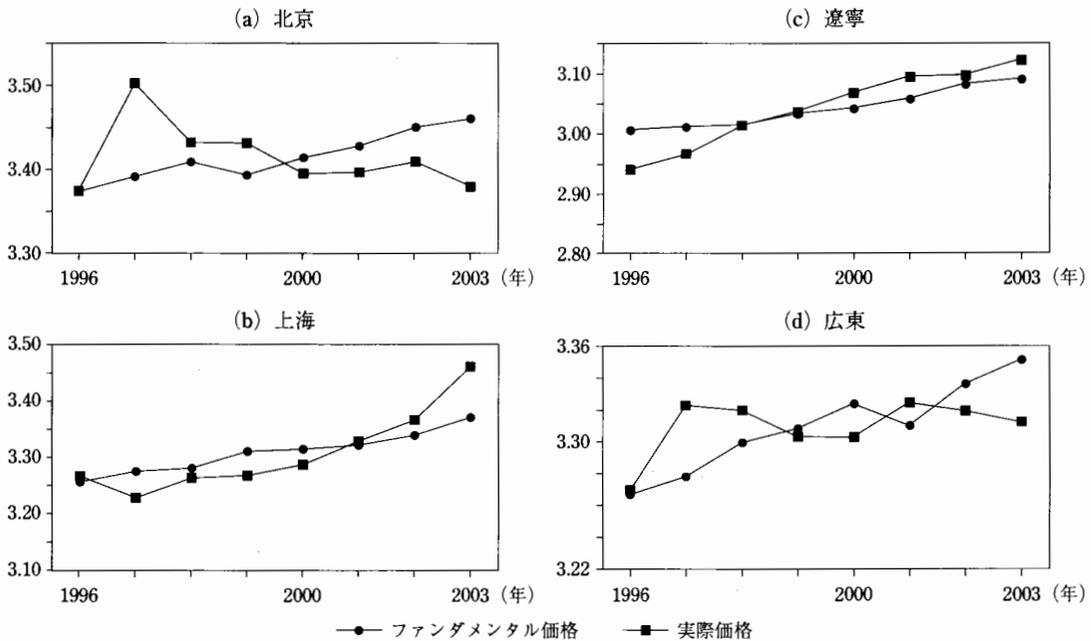
表2は適応的期待仮説の下で計算した持家資本コストを用いて、1996~2003年の中国住宅市場の長期均衡モデルを回帰したものである。

Model Aは通常のOLSの結果で、Model Bは地域ダミーしか入れないOne-way fixed effectsの結果を表す。Model Cは、1996年の北京の時間ダミーと地域ダミーを0と想定して、地域ダミーと時間ダミーの両方を入れたTwo-way fixed effectsの結果を表す。F検定の結果から、地域ダミーと時間ダミーが0である帰無仮説が有意水準1%で棄却されるので、Model Cの結果を使うべきである。分析結果をみると、すべての説明変数の係数推定値の符号が理論と合致したが、実質所得と都市開発面積割合の有意度が低い。

住宅短期調整モデルを推定するために、表2のModel Cの推定結果に基づいて、住宅の長期ファンダメンタル価格を計算する。

図5は、表2のModel Cの結果に基づいて計算した北京市、遼寧省、上海市、広東省の長期ファンダメンタル価格と実際の実質価格の変動を表す。北京は、1995~1996年に住宅価格の暴騰を経験し、その後住宅価格の変動が緩やかになっている。これに対し近年上海の住宅価格

図5 住宅長期ファンダメンタル価格と実際価格の変動 (1996~2003年)



は、長期ファンダメンタル価格がより速やかに上昇し、中国住宅市場バブルの中心地といわれる。この2つの地域の住宅価格暴騰の時期とパターンが異なることから、中国においても、パネルデータ分析の必要性があることが明らかである。

#### 中国住宅価格の短期調整

まず表2のModel Cの推定結果に基づいて計算された中国全土のファンダメンタル価格を用いて(2)式、(3)式のような短期調整モデルを推定する。これらの結果が表3に示されている。

F検定の結果によると、すべての場合、時間と地域の固定効果の有意性の存在が棄却されるので、OLSの結果を採用する。Model Aの結果によると、中国住宅価格の系列相関係数は0.127で、平均回帰係数は0.719と推定された。そして各地域の経済的特徴によって、地域の系列相関係数と平均回帰係数も異なる。

推定結果によると、持家資本コストと人口の変動は、系列相関係数と平均回帰係数にとくに影響を与えない。この原因については、

1998~2003年の間に、図6で示されたとおり、名目利率は下がり続けたが、CPI指数も下がるので、図7で示されたように実質利率の変動は緩やかであると考えられるためである。人口に関しては、中国では1976年から1人っ子政策を厳しく実施したので、図8で示されたとおりに地域の人口の変動量が低いので、有意にならない。

一方、Model Bの結果によると、係数の推定値は非常に0に近いが、実質所得の増加は長期ファンダメンタル価格への平均回帰の速度を緩めるという結果が出た。この結果は欧米の先行研究の結果と逆になる。これは、現段階の中国では、所得の増加によって、住宅の取引がより活発に行なわれているが、住宅の取引に関する情報が不動産会社の業務秘密として隠されることが多い。これに加え、所得の増加が物価、特にサービス価格の上昇をもたらし、住宅取引に関する情報コストがかえって増える可能性があると考えられるためであろう。

Model Cの結果によると、建築コストの増加は平均回帰速度に対し、負の影響を与える。

表3 - 中国住宅価格の短期調整モデル

説明変数	A		B		C		D		E		F	
	Coef	P										
前期住宅実質価格の変動 (P2)	0.127	0.095	0.107	0.153	0.113	0.132	-0.054	0.637	0.103	0.166	0.088	0.231
前期住宅ファンダメンタル価格と実質価格対数値の差 (P3)	0.719	0.000	0.961	0.000	0.702	0.000	0.709	0.000	0.705	0.000	0.917	0.000
今期住宅ファンダメンタル価格の変動 (P4)	0.679	0.000	0.719	0.000	0.687	0.000	0.610	0.001	0.605	0.001	0.647	0.000
持家資本コストの変動×P2												
人口の変動×P2												
所得の変動×P3			-0.0003	0.005							-0.00027	0.013
建築コストの変動×P3					-0.001	0.014						
持家資本コストの変動×P3												
所得の変動×P2							0.00020	0.034				
建築コストの変動×P2									0.001	0.002	0.0009	0.005
F検定 (region dummy = 0)	[0.5860]		[0.7669]		[0.5187]		[0.6936]		[0.2789]		[0.5003]	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3353		0.3618		0.3551		0.3489		0.3689		0.3881	
サンプル数	174		174		174		174		174		174	

注) 従属変数は今期の住宅実質価格対数値の変動 (OLS)。

[ ] 内は P-value。

図6 - 中国名目利率の変動 (1994~2003年)  
(普通貯金利率と住宅ローン利率の加重平均)

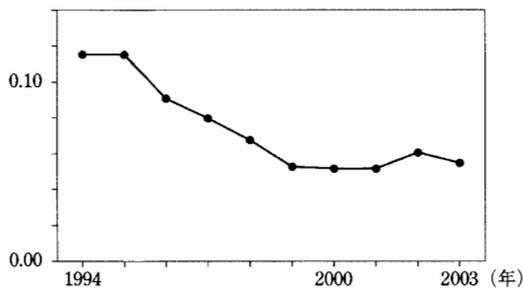
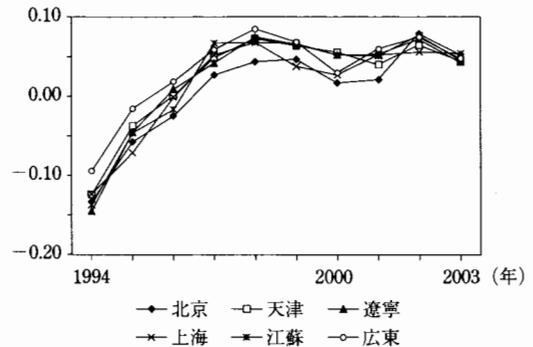


図7 - 中国の6地域の実質利率の変動 (1994~2003年)



この結果は理論と合致し、日本の結果とも一緒である。

Model D と Model E は所得の変動と建築コストの変動が系列相関係数にどんな影響を与えるかを分析している。結果としては、両方の有意度が高いので、所得の増加と建築コストの増加によって、地域の住宅価格系列相関係数も高くなるという結論がもたらされた。

Model F は所得が平均回帰係数に与える影響と建築コストが系列相関係数に与える影響を考慮して分析している。

図9は、Model Fの推定結果に基づいて、北京市、遼寧省、上海市、広東省の住宅価格短

図8 - 中国の6地域の都市人口の変動 (1994~2003年)

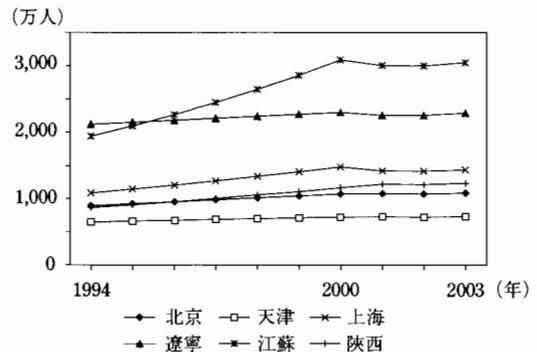


図9—中国住宅価格変動の推定値と短期的決定要因

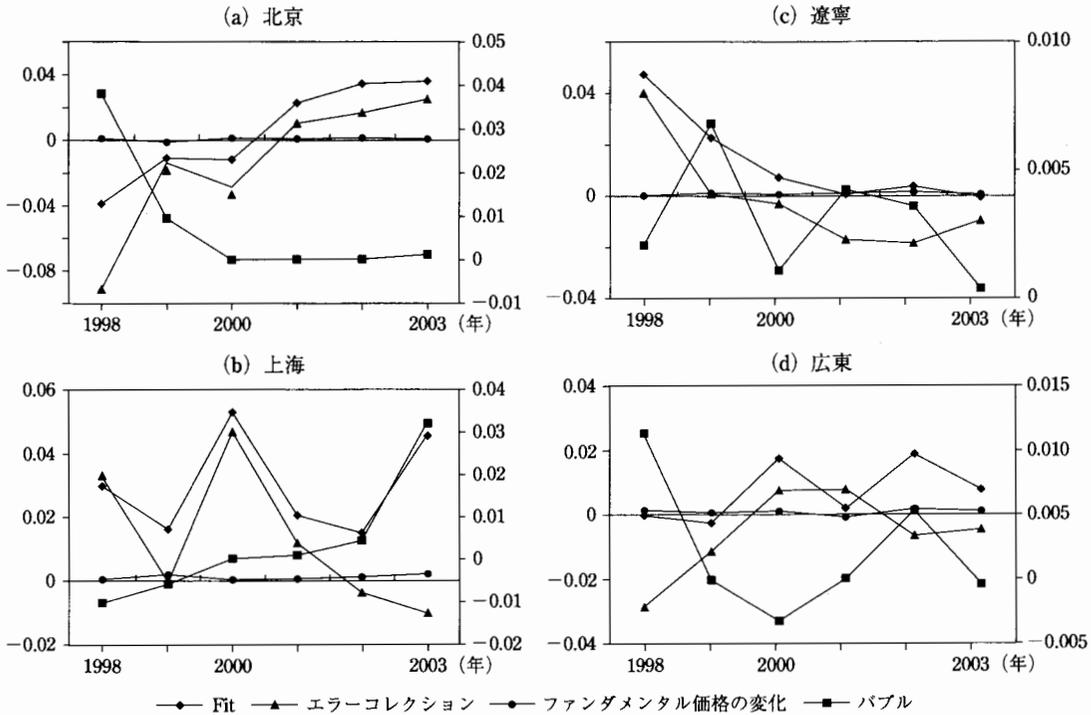


図10—各地域の平均系列相関係数と平均回帰係数 (1998~2003年)

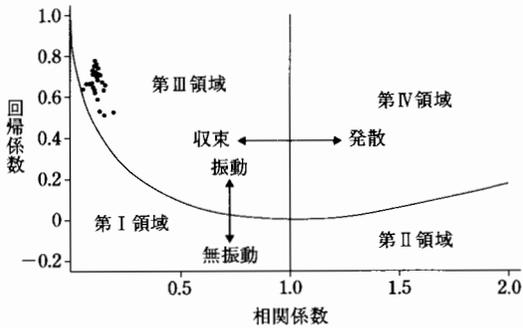
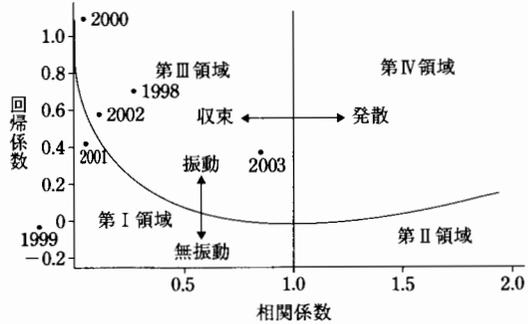


図11—上海の系列相関係数と平均回帰係数 (1998~2003年)



期調整モデルを表したものである。Fit値は  
 今期住宅価格の変動値の推定値、バブル項は持家  
 資本コストと人口の変動の影響を考慮にいた、  
 前期の住宅価格の変動と系列相関係数の積であ  
 る。エラーコレクション項は前期の住宅ファン  
 ダメンタル価格と実際価格の差に平均回帰係  
 数を掛けた結果で、ファンダメンタルズの変  
 化は今期の住宅ファンダメンタル価格の変  
 化と瞬時的調整係数の掛け算である。説明  
 をわかりやすくするため、バブル項は右軸で  
 表す。これらの

図によると、異なる地域では、住宅価格の変  
 動と、変動をもたらす決定要因の動きがかなり  
 異なることがわかる。北京のバブル項が98  
 年以降住宅価格の下落に伴って、0に近くな  
 っているのに対して、2000年以降上海市の  
 正のバブル項が高まる傾向が見られ、Fit値  
 の変動とバブル項の変動がほぼ同じである  
 ことがわかる。遼寧省と広東省のバブル項  
 もほぼ0に近いところで変動する。

さらに、図10は中国各地域の6年間の平均系

列相関係数と平均回帰係数をプロットしたものである。すべての地域が収束かつ振動の第三領域に入った。図11は1998～2003年の上海の各年の系列相関係数と平均回帰係数をプロットしたものである (Capozza, Hendershott and Mack 2004)。

#### 4 結論

本稿では、中国の29省（直轄市、自治区）の1994～2003年のパネルデータを利用して、住宅価格の長期的ファンダメンタル価格を計算した。各地域の世帯実質所得、人口、建築コストは、長期住宅価格に対して正の影響を与えるが、持家資本コストは負の影響を与えることがわかった。次に、住宅価格の短期的調整モデルに基づいて、住宅価格の系列相関係数と均衡状態への平均回帰係数を推定した。各地域の特徴により係数も異なり、住宅価格の経済ショックに対する反応も異なるといえる。実質所得と建築コストの上昇によって、系列相関係数が上がり、平均回帰係数が下がる。さらに、データに制約があるためあまり頑健な結果ではないが、現在の一部の大都市においては、住宅バブルの傾向があるにもかかわらず、中国全体としては住宅バブルがないといえることも明らかになった。

\*本稿のもとになる研究は、文部科学省「科学研究費補助金」（課題番号16530124）の補助を受けている。住宅経済研究会のメンバーの方々から貴重なコメントをいただいたことを感謝する。

#### 参考文献

- Capozza, D. R., P. H. Hendershott, C. Mack and C. J. Mayer (2002) "Determinants of Real House Price Dynamics," NBER Working Paper, No.9262.
- Capozza, D. R., P. H. Hendershott and C. Mack (2004) "An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and evidence from Local Housing Markets," *Real Estate Economics*, 32, 1, pp.1-32.
- Case, K. E. and R. J. Shiller (1988) "The Behavior of Home Buyers in Boom and Post-boom Markets," *New England Economic Review*, November/December, pp.29-46.

- Case, K. E. and R. J. Shiller (1989) "The Efficiency of the Market for Single Family Homes." *The American Economic Review*, 79, pp.125-37.
- Chen, A. (1996) "China's Urban Housing Reform: Price-rent Ratio and Market Equilibrium," *Urban Studies*, Vol.3, pp.1077-1092.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall.
- Huang, Y. (2003) "A Room of One's Own: Housing Consumption and Residential Crowding in Transitional Urban China," *Environment and Planning A*, Vol.35, pp.591-614.
- Huang, Y. (2004) "Housing Markets, Government Behaviors and Housing Choice: A Case Study of Three Cities in China," *Environment and Planning A*, Vol.36, pp.45-68.
- Liu H. (1998) "Government Intervention and Performance of Housing Sector in Urban China," *Journal of Asian Real Estate Society*, Vol.1(1), pp.127-149.
- Seko, M. (2004) "Determinants of Prefectural House Price Dynamics in Japan 1980-2002," Keio University Market Quality Research Project, DP2003-18.
- Shiller, R. (1990) "Market Volatility and Investor Behavior," *The American Economic Review*, 80, pp.58-62.
- Tyler, Y. T., J. Buttimer and Y. Gu (2002) "The Chinese Housing Provident Fund," Paper Presented at the 2003 AREUEA Annual Meeting in Washington DC, USA.
- Wheaton, W. C. (1990) "Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model," *Journal of Political Economy*, 98, pp.1270-92.

# 住宅政策の制度設計

## 公営住宅制度と福祉競争

中川雅之

### はじめに

2004年夏に全国知事会が政府に提出した廃止補助金のリストには、義務教育国庫負担金とともに公営住宅補助があげられ、その結果、公営住宅家賃対策補助金の廃止および義務教育国庫負担金の削減が決定した。両者はともに現物支給に関する財政支出であり、目的として低所得者に対する所得再分配を含んでいる。

一方、地方政府は、このような所得再分配を適切に執行できないとする議論がある。伝統的な中央政府と地方政府の機能分担の議論によれば、①人々が自由に地域間を移動できれば、高所得者が低負担地域に流出し、低所得者が高福祉地域に流入し（以下「福祉移動」という）、当初の再分配政策は実行不可能になる、②このため、地方政府は再分配の切り下げ競争（以下「福祉競争」という）を行なう、とされている。

現在公営住宅は、地方公共団体により整備されているものの、その制度は「補助金によりコストを引き下げて、国家的観点を反映させた公共計画を地方政府に執行させる仕組み」として設計されている。この制度が明示的に福祉競争の回避を意図したものであるかについては不明だが、福祉競争を前提とすれば、業務執行の限界的なコストを、すべて地方公共団体に負わせる補助金の廃止は、現状を悪化させる可能性が高い。補助金を前提としない制度を機能させるためには、強い非財政的なしほりを地方公共団体に課す必要がある。しかし、地域の選好と異

なる再分配を、何のインセンティブもなしに執行させれば、さまざまな回避手段が講じられる可能性が大きい。新たな制度の設計にあたっては、「福祉競争」と「地域ごとの選好の反映」に関するトレードオフを明確に意識した検討が必要である。

本稿は以下のように展開される。第1節で福祉競争の代表的なモデルを紹介する。第2節では公営住宅の現行制度を概説し、第3節でそれを実証的に評価する。第4節では代替的な制度の提案を行なっている。第5節はまとめである。

### 1 福祉競争モデル

「分権的な所得再分配は効率的なシステムか」という政策課題は、Pauly (1973)、Brown and Oates (1987)、Wildasin (1991) などにより、福祉競争モデルとされる理論的な枠組みにより検討されてきた。また、Figilio, Kolpin and Reid (1999)、Saavedra (2000) は州政府の反応関数を推定することにより、福祉競争モデルを実証的に分析している。当節では、Wildasin (1991) により、福祉競争モデルを簡単に紹介する。

中央政府と地方政府  $i$  が存在し、住民は高所得者と低所得者2つのタイプが存在する。低所得者のみが移動し、労働を行なう。地域  $i$  における低所得者数は  $l_i$ 、生産関数は  $f_i(l_i)$  であり、低所得者は  $w_i = f_i(l_i)$  の賃金を受け取る。一方、高所得者は労働以外のすべての生産要素を所有し移動しない。この場合、高所得者の固定生産

要素からの受け取りは  $f_i(l_i) - f_i(l_i)l_i$  となる。

また、高所得者は利他的であり、 $u_i(y_i, c)$  で表される効用関数を持つ。つまり自らの消費水準  $y_i$  のみならず、自地域の低所得者の消費水準  $c$  に関心があり、低所得者 1 人当たり  $z_i$  の所得移転を行なっている。その際、中央政府は高所得者に一括税  $T_i$  を課して  $s_i$  の補助を地方政府に交付する。このため、高所得者の消費水準は、 $y_i = f_i(l_i) - f_i(l_i)l_i - (1-s_i)z_i l_i - T_i$  となる。

この場合、低所得者が自由に移動できるとすれば、すべての地域において、

$$c = f_i(l_i) + z_i = f_j(l_j) + z_j \quad (i \neq j) \quad (1)$$

が成立し、各地域の低所得者の合計は国全体の低所得者数  $L$  となるため

$$\sum_{i=1}^I l_i = L \quad (2)$$

が成立している。(1)式、(2)式および  $l'_i(w_i) = f''(l_i)^{-1} < 0$  であることから

$$\partial c / \partial z_i = \sigma_i \left( \sigma_i = \frac{l'_i}{\sum_k l'_k} \right) \quad (3)$$

$$\partial l_i / \partial z_i = (\sigma_i - 1) l'_i > 0 \quad (4a)$$

$$\partial l_j / \partial z_i = \sigma_i l'_j < 0, j \neq i \quad (4b)$$

が得られる。つまり、 $i$  地域での移転所得水準の上昇は、他地域からの低所得者移入を引き起こす。

次に  $i$  地域の移転所得水準の変化がもたらす、各地域の高所得者の効用水準への影響をみる。高所得者の効用関数を全微分したものを所得の限界効用で除したものを  $d\mu_i = (u_{ic}/u_{iy})dc + dy_i$  とすれば、

$$\frac{d\mu_i}{dz_i} = MRS_i - (1-s_i)l_i - (1-\sigma_i)\gamma_i \quad (5a)$$

$$\frac{d\mu_i}{dz_i} = \sigma_i \gamma_i \quad (5b)$$

となる。ただし  $MRS_i = u_{ic}/u_{iy}$  であり、

$$\gamma_i = MRS_i - l_i - (1-s_i)z_i l'_i \quad (6)$$

である。 $d\mu_i/dz_i = 0$  を解くことで中央政府からの補助がない場合のナッシュ均衡条件を、

$$\frac{\partial c}{\partial z_i} MRS_i = \frac{\partial c}{\partial z_i} l_i + \frac{\partial l_i}{\partial z_i} z_i \quad (7)$$

と整理できる。右辺の第 2 項は低所得者の移入に伴う所得移転の外部効果を示し正であるため、

(中川氏写真)

なかざわ・まさゆき

1961年秋田県生まれ。1984年京都大学経済学部卒業。建設省住宅局住宅政策課建設専門官、大阪大学社会経済研究所助教授などを経て、現在、日本大学経済学部教授。

著書：「都市住宅政策の経済分析」（日本評論社）。

低所得者の福祉移動がある場合、分権的な意思決定に基づいて選択された所得移転水準は、最適な状態に比べて過少となる。

この場合(1)式において  $l_i$  は自地域の移転所得だけでなく、他地域の移転所得の関数となっているため、(7)式によって選択される  $z_i$  も他地域の移転所得の関数となっている。 $Z_{-i}$  を  $i$  地域以外の地域の所得移転水準、 $X_i$  を地域  $i$  固有の社会経済環境とすれば、地域  $i$  の所得移転水準は、

$$z_i = \Gamma(Z_{-i}, X_i) \quad (8)$$

と表され、福祉競争が生じている場合、ゼロと異なる  $Z_{-i}$  の係数が観察されることが予想される。その符号は、生産関数、効用関数の形状により正負双方とりうるが、正の符号が観察される場合、いわゆる「底辺への競争」である福祉の切り下げ競争が発生しやすい環境にあることが含意される。

## 2 公営住宅制度

現在、公営住宅については、「住宅建設 5 年計画」と国庫補助金を通じた国の関与が行なわれている。つまり、

①国は 5 年間の住宅建設戸数の見込みと公営住宅を含む公的資金住宅の総量を内容とする住宅建設 5 年計画とともに各都道府県ごとの公営住宅の整備量を定めた都道府県公営住宅整備事業量を定める。

②都道府県は自ら都道府県住宅建設 5 年計画を策定することとなっているが、公営住宅の事業量は国が策定した都道府県公営住宅整備事業量に合致することが義務付けら

れる。

③事業の執行はこの都道府県住宅建設5カ年計画に合致することが求められるが、公営住宅の整備・管理にあたっては、国から補助金が交付される。

このように、国家的な視点から必要とされる住宅補助の各地域への配分量が、公共計画を通じて確保される仕組みがある。

公営住宅の配分の方針を推測するため、住宅建設5カ年計画の考え方を、建設省住宅局住宅政策課(1996)に従って整理する。この計画では、公営住宅、公庫住宅、旧公団住宅などの計画期間中の公的資金住宅の戸数が定められている。その算定にあたっては、地域、世帯人員、世帯主の収入分位、所有関係、世帯主の年齢、居住状態ごとに、

達成可能規模

$$= \frac{\text{年間収入} \cdot \text{家賃負担限度率}}{\text{年間畳数当たり} \text{ 民間新規入居家賃}}$$

を算出し、基本的には最低居住水準未満<sup>1)</sup>の居住水準しか達成できない世帯に対して<sup>2)</sup>、公的資金住宅を割り当てるという考え方がとられている。つまり、「最低居住水準未満世帯を解消するために十分な政策資源を確保する」という機能を、住宅建設5カ年計画は担っている。

都道府県への公営住宅配分においても、上記のような考え方が踏襲されているとした場合の配分方法を定式化する。i地域の世帯分布が $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ として表されるとする。ここでは $Y_i$ は世帯所得、 $W_i$ は居住している住宅の面積、 $N_i$ は世帯人員、 $A_i$ は世帯主年齢である。前述の公的資金住宅戸数の算定方法を詳細にみると、自力で最低居住水準を達成できない世帯から、現に最低居住水準以上の住宅に居住している単身非高齢者世帯が除かれているため、地域iにおける公営住宅配分は、

$$\int_0^{\bar{Y}_i} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY_i \\ - \int_0^{\infty} \int_0^1 \int_{\bar{W}_i}^{\infty} \int_0^{\bar{Y}_i} f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i) dY_i dW_i dN_i dA_i$$

として表すことができる。ここで

$$\bar{Y}_i = \frac{\bar{W}_i R_i}{\bar{\alpha}}$$

ただし、 $\bar{\alpha}$ は外生的に与えられる家賃負担限度率、 $\bar{W}_i$ は住宅建設5カ年計画に定められる最低居住水準、 $R_i$ は家賃水準である。このため、 $f_i(Y_i, W_i, N_i, A_i)$ の分布が、低所得者、最低居住水準未満世帯、高齢者に偏っているほど、そして借家家賃が高い地域ほど公営住宅の配分が大きくなることが予想される。

各地域で提供される公営住宅サービスが同程度であれば、このシナリオは、どの地域においても低所得者に同程度の住宅サービス消費が確保されることを保証している。この場合、住宅サービス消費をめぐる地域間移動は生じず、都道府県間の福祉競争も起こらない。

しかし、このシナリオを実施しない都道府県があることを、各都道府県が予想する場合、シナリオを遵守した地域への低所得層の移入が予想されるため福祉競争が発生し、実現される移転所得水準は国家的な視点からは過小なものとなる。

### 3 実証分析

#### 推定方法

ここでは、「公営住宅制度が福祉競争の回避に成功しているか」を、地方公共団体の住宅補助水準決定に関する戦略的行動の有無により検証する。具体的には、反応関数における競争地域の住宅補助水準の係数が有意にゼロと異なるかを実証的に分析する。

実証モデルとして

$$z_i = \phi \sum_j \omega_{ij} z_j + X_i \theta + \varepsilon_i \quad (i \neq j) \quad (9)$$

を用いる。 $z_i$ は地域iの住宅補助水準、 $\omega_{ij}$ は地域iとの間において福祉移動が起こりうる地域j(以下「競争地域」という)の住宅補助水準 $z_j$ に与えられるウェイト、 $X_i$ は地域i固有の経済社会環境である。具体的には $z_i$ として、住宅ストックに占める公営住宅比率をロジット変換したものをを用いた<sup>3)</sup>。 $X_i$ としては、第2節

表1-被説明変数：公営住宅比率（ロジット変換）

	1978年	1983年	1988年	1993年	1998年
競争地域公営住宅比率	19.9704*** (6.8413)	3.0330 (5.3902)	11.9158* (6.0135)	15.3720*** (5.5220)	13.5678** (5.8942)
25%水準以下世帯比率	5.1680*** (1.5416)	2.1525** (0.9702)	3.0282* (1.6490)	2.6263 (1.5982)	2.9443 (1.9821)
最低居住水準未満世帯比率	0.2507 (2.2634)	0.7587 (2.7868)	3.0890 (3.2144)	11.2921** (4.6424)	12.4246** (5.6587)
単身高齢者比率	-19.4164** (8.0942)	0.8924 (1.0293)	-8.1082 (7.9264)	-4.7260 (6.0668)	-7.6582 (6.4989)
借家家賃	-0.0008** (0.0003)	-0.0006** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)
住宅畳数	0.0014 (0.0264)	-0.0167 (0.0234)	-0.0104 (0.0192)	0.0097 (0.0177)	-0.0042 (0.0166)
平均給与	0.00002*** (0.000005)	0.000006** (0.000003)	0.000007** (0.000003)	0.000007*** (0.000002)	0.000006** (0.000002)
有効求人倍率	0.3929* (0.2164)	0.2137 (0.2079)	0.1386 (0.1590)	0.1832 (0.1870)	0.2030 (0.1875)
定数項	-7.9883*** (2.0292)	-4.3512** (1.7122)	-5.3472*** (1.7747)	-6.6332*** (1.5657)	-5.2259*** (1.4696)
修正 R <sup>2</sup>	0.4190	0.3760	0.4896	0.5381	0.6101
F値	5.87	4.46	6.68	8.40	10.00
サンプル数	47	47	47	47	47

注1) 1978、1983、1988、1993、1998年「住宅統計調査」(総務庁統計局)、「毎月勤労統計要覧」(労働省統計情報部)、「労働統計年報」(労働省大臣官房政策調査部)より作成。

2) カッコ内は標準偏差。

3) \*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意。

の公営住宅配分量の考え方などから、所得第1分位世帯(0~25%)比率、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、借家平均家賃、住宅戸当たり面積、平均給与、有効求人倍率を採用している。この特定化においては、反応関数の傾きは他地域の住宅補助水準の加重和にかかる係数となっている。また加重和を算定する際に用いるウェイトは、事前に与えられるものとして扱う。ここでは単純に地域*i*の隣接都道府県が*m<sub>i</sub>*存在する場合の $\omega_{ij}=1/m_i$ を採用している。

各地域の移転所得水準は同時決定であるため(9)式をOLS推定した場合、バイアスが生じる。ここでは、競争地域の住宅補助水準の内生性を処理するため、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、借家平均家賃、住宅戸当たり面積を用いた操作変数法を採用している。

### 推定結果

表1に各年の推定結果が示されている。まず競争地域の公営住宅比率は、1983年を除けばすべての年で、有意な正の係数が得られている<sup>4)</sup>。また、家賃および平均給与に関しては、高所得

者の予算制約と整合的な有意な係数が得られている。なお、低所得者比率、最低居住水準未満世帯比率については、公共計画のシナリオと整合的な有意な結果が得られているが、安定的ではない。

ただし、この推定は公営住宅の質を調整していないため、住宅補助水準がうまく捉えられていない可能性がある。例えば地方公共団体は、公営住宅を利便性の低い地域に整備することで、実質的な補助水準を操作することが可能である。このため、

### 1世帯当たり住宅補助額

$$= \frac{\left(\frac{\text{借家} \cdot \text{公営住宅}}{1 \text{ 世帯あたり家賃差}}\right) \times \left(\frac{\text{公営住宅}}{\text{住宅畳数}}\right) \times \left(\frac{\text{公営住宅}}{\text{住宅数}}\right)}{\text{普通世帯数}}$$

の対数を被説明変数とした推定を行なう。この場合、地域に固有の説明変数としては、所得第1分位世帯比率、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率、有効求人倍率、平均給与を用いている。また、内生性を処理するため、競争地域の住宅補助額に関して、最低居住水準未満世帯比率、単身高齢者比率を操作変数とした2SLSで推定する。

表2 - 被説明変数: log (世帯当たり住宅補助額)

	1978年	1983年	1988年	1993年	1998年
競争地域世帯当たり住宅補助額	0.00111** (0.00045)	0.0003 (0.0003)	0.0003 (0.0003)	0.0005** (0.0002)	0.0004* (0.0002)
25%水準以下世帯比率	4.1227*** (1.3466)	2.9735*** (0.8168)	2.1713 (1.5954)	3.5937** (1.6278)	4.0032** (1.9141)
最低居住水準未満世帯比率	0.4923 (1.3326)	2.4937 (1.6289)	3.6277 (2.4770)	2.3256 (2.9477)	1.6473 (3.8127)
単身高齢者比率	-8.8687 (7.0017)	1.0550 (0.9647)	1.5573 (6.9973)	-1.6669 (6.3004)	-1.6595 (6.0865)
平均給与	0.00002*** (0.000003)	0.00001*** (0.000002)	0.00001*** (0.000003)	0.00001*** (0.000002)	0.000007*** (0.000002)
有効求人倍率	-0.0273 (0.1998)	-0.1479 (0.1959)	-0.1786 (0.1624)	-0.0589 (0.1842)	-0.0866 (0.1642)
定数項	0.4561 (0.8695)	1.9874*** (0.7201)	2.5271** (1.0134)	1.8686* (1.0096)	2.9191*** (0.9510)
修正 R <sup>2</sup>	20.6900	0.6991	0.6603	0.6784	0.6449
F 値	18.22	18.66	16.14	17.29	14.93
サンプル数	47	47	47	47	47

注1) 1978、1983、1988、1993、1998年『住宅統計調査』(総務庁統計局)、『毎月勤労統計要覧』(労働省統計情報部)、『労働統計年報』(労働省大臣官房政策調査部)より作成。

2) カッコ内は標準偏差。

3) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意。

表2にあるように、競争地域の住宅補助水準に関する有意な正の係数が、1983年、1988年を除いて得られている<sup>5)</sup>。また、平均賃金のみならず、低所得者比率に関しても整合的な係数が得られている。

表1および表2に示された推定結果においては、現在の公共計画と国庫補助によって構成されている制度が、福祉競争の回避に失敗している可能性が強く示唆されている。この原因として、地方政府との交渉に基づいて公共計画が策定されている等の政策の執行方法をあげることができる。地方公共団体がこのような戦略的な行動をとっているとすれば、決定される所得移転水準は最適状態に比して過小なものとなる。この場合、業務執行の限界的なコストをすべて地方公共団体に負わせる補助金の廃止は、現状を悪化させる可能性が強い。より集権的なシステムに住宅補助を再構成することによって福祉競争の回避を図ることは可能であるが、その場合、中央政府の選好と地方政府の選好の乖離という集権的なシステム固有の問題は依然として残る。

## 4 制度改革のプロセス

### 調整補助金のシステム

Wildasin (1991) では、分権的な意思決定に基づきながら、福祉競争を回避する仕組みとして、中央政府からの補助金により、福祉移動に伴う外部性を内部化するシステムが提案されている。

$z_i$  を増加させた場合、中央政府の必要な予算は

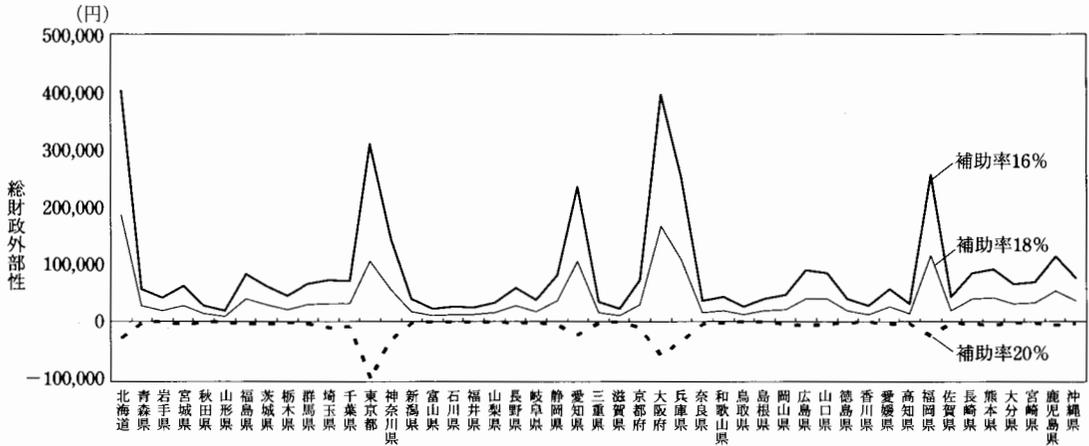
$$\frac{d\sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} = s_i l_i - s_i z_i l'_i + \sigma_i \sum_j s_j z_j l'_j \quad (10)$$

増加し、中央政府の予算制約  $\sum_j (s_j z_j l_j - T_j) = 0$  により同額一括税が増加する。 $\epsilon$  を労働需要の弾力性で一定とすれば  $l'_i = (l_i/w_i)\epsilon$  であり、トータルな財政外部性は(5b)式から、

$$\begin{aligned} MEB_i &= \sum_{j \neq i} \frac{d\mu_j}{dz_i} - \frac{d\sum_j s_j z_j l_j}{dz_i} \\ &= \sum_j \left\{ l_i \frac{w_j}{w_i} + \left( 1 - \frac{l_j/w_j}{\sum_k l_k/w_k} \right) \frac{l_i}{w_i} \epsilon z_j \right\} s_j \quad (11) \\ &\quad - \sum_{j \neq i} \frac{l_j}{w_i} \epsilon z_j \end{aligned}$$

となる。(5b)式の福祉移動に伴う外部性を相殺して、(11)式のトータルな財政外部性がゼロとなるように、中央政府から地方政府への補助率を定める(このようにして定められた補助金を

図1 補助率別財政外部性



- 注1) 1998年『住宅土地統計調査』(総務庁統計局)および『毎月勤労統計要覧』(労働省統計情報部)より作成。  
 2) 25%分位世帯の平均給与の近似とするため、wを都道府県の平均給与の4分の1とした上で、MEB<sub>i</sub>を各都道府県別に計算。  
 3) 補助率は、20年間家賃格差について2分の1の補助が行なわれることから、耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均し16%としたものほか、18%、20%のケースについて計算。

以下、「調整補助金」という)。この調整補助金で修正されたナッシュ均衡は、 $du_i/dz_i=0$ かつ $MEB_i=0$ の時に達成され、その場合すべての地域で選択される移転所得水準は同一水準の、

$$z_i = \frac{-\sum_j (\gamma_j - s_j z_j I_j)}{\sum_j I_j} \quad (12)$$

となる。つまり、中央政府から調整補助金が交付された場合には、すべての地方政府が選択する住宅補助水準は均一となる。この結果中央政府は住宅補助に対する選好が低い地方等には手厚い補助金、逆の地方政府には薄い補助金を交付することとなる。

### 制度改善の方向性

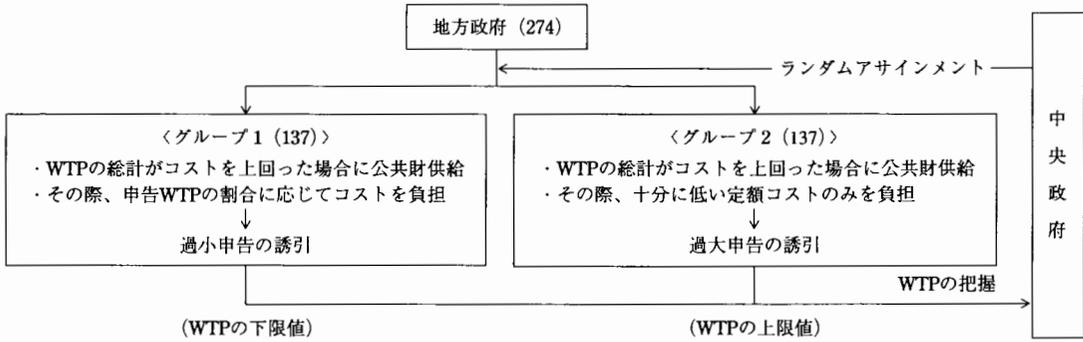
(11)式のトータルな財政外部性を地域ごとに算出することで、これまでの全国一律の補助率に基づく公営住宅家賃対策補助を評価する。図1に、 $\epsilon = -1$ 、 $l_i$ を現在の公営住宅居住世帯、 $w_i$ を各都道府県の平均給与の4分の1、 $z_i$ を公営住宅居住世帯当たりの住宅補助額、20年間近隣家賃との差の2分の1が国から地方公共団体に補助されることから、各構造別の法定耐用年数をストック数で加重平均してsを16%<sup>6)</sup>とした

場合の、(11)式の財政外部性を太線で示している。この場合、中央政府からの補助は、福祉移動に伴う外部性を相殺しきれておらず、大きな都市を抱える都道府県を中心に補助率を嵩上げすることで、効率性が向上する可能性が示唆されている。ただし、制度改善の方向性は現在の実質的な補助率の前提により大きく異なる。耐用年数まで公営住宅を使用することは実態上ないことを勘案して、現行の実質的な補助率の評価を漸進的に引き上げれば、図1の点線に示されるように20%のレベルで補助水準は過大となり、全体として補助率の引き下げが求められることとなる。

今後の制度設計において、地域ごとに異なる最適な調整補助率を決定する際には、中央政府は地方政府の限界代替率を把握する必要性に直面する。調整後の所得移転水準はサミュエルソン条件を満たすため(Wildasin 1991)、リンダールメカニズムを模した補助率決定プロセスを導入することがひとつの解決策になる。例えば住宅建設五箇年計画のパブリックコメント過程で、

- ①中央政府は、住宅補助水準と地方政府にとっての価格を内容とする計画を提案

図2 スウェーデンの新統計システム導入実験



- ② 地方政府は、提案された価格の下、必要な住宅補助水準を中央政府に報告
  - ③ 中央政府は、提案された住宅補助水準よりも多くの住宅補助を報告している地方政府の価格を上げ、逆の地方政府の価格を下げた計画を再度提案
  - ④ 全地方政府の希望する住宅補助水準が整合的になった場合の住宅補助水準と地方政府ごとの価格をもとに調整補助率を決定
- というプロセスを導入することが考えられる。しかし、リンダールメカニズムにおいては偽った需要顕示の問題が発生することが知られている。とくに調整補助金は選好の低い都道府県に多く分配されることになるため、過小な住宅補助水準を申告する強い誘引を持つ。

この場合、選好顕示問題を解決する現実的な手法として Bohm (1984) で提案されている interval method (以下、「区間調査法」という) が参考になる。区間調査法は、スウェーデンの新しい住宅統計システム導入の決定 (1982年) に用いられている。図2に示すように、対象者 (地方政府) を過小な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループ1と過大な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループ2にランダムに分類することで、支払い意思額 (以下「WTP」という) の上限と下限を測定している。この実験では、2つのグループの WTP が有意に異ならないという結果が得られ、実験で得られた各地方政府の WTP

に基づいて新しい住宅統計システムの導入が決定されている。地域ごとの所得移転に関する選好を把握するという本稿の要請に従えば、地域の納税者を調整補助金のように過小な選好顕示の誘引を持つシステムの下に置かれたグループと、過大な選好顕示の誘引を持つ代替的なシステムの下に置かれたグループにランダムに振り分け、前者を顕示住宅補助水準の下限值、後者を上限値として、リンダールメカニズムを進めるやり方が考えられる。代替的なシステムとしては下記のような調整負担金のシステムを考えることができる。

中央政府は住宅補助の基準値  $\bar{z}$  を定めて、その基準に達しない都道府県からは定率  $s_i$  の負担金を求め、それをを用いて都道府県に一括補助金  $T_i$  を交付する。この場合、中央政府の予算制約は  $\sum (s_i \bar{z} - s_i z_i l_i - T_i) = 0$ 、高所得者の消費水準は  $y_i = f_i(l_i) - f_i(l_i) l_i - (1 - s_i) z_i l_i - s_i \bar{z} + T_i$  となる。この場合、(5a)式~(8)式はこの調整負担金のシステムにおいても該当し、住宅補助水準増加に伴う財政負担の変化も、(10)式により調整負担金の減少が示されることとなる。したがって、(11)式を満たす調整負担金によって、外部性を相殺する制度を同様に設計することができる。この調整負担金により各都道府県で同一の住宅補助水準が決定されることも同様である。しかしこの場合、住宅補助への選好が低い都道府県ほど多くの負担を求められるため、調整補助金と逆の選好顕示の誘引を持つシステムとな

っている。

上記のような実験的アプローチと新しい行政技術を融合した政策決定プロセスを採用することで、外部性を適切に処理できる効率的な分権的システムとして、公営住宅制度などの現物支給を再構成することが可能となる。

## おわりに

わが国の公営住宅制度は、住宅という特定財を通じた所得再分配をねらいとしており、住宅建設5カ年計画を通じて、国家的な観点から必要と考えられる政策資源を都道府県に配分するシステムとして設計されている。

しかし実証的な分析は、都道府県間で福祉競争が起こっている可能性を示唆している。この結果は、現行の公営住宅制度に対して2つのインプリケーションを与えてくれる。ひとつは公営住宅政策の制度設計にあたっては、一定の国の関与が必要であるということである。完全に分権的なシステムによる住宅補助の執行は「底辺への競争」を引き起こす可能性がある。また、集権的な分配システムが福祉競争の回避に失敗していることは、地方政府の再分配に関する多様な選好を反映することのできないシステムは、さまざまな回避行動を招来する非効率なシステムである可能性を示唆している。このため、分権的な意思決定を前提とした調整補助金により公営住宅制度を再構成することには十分な根拠がある。具体的には、リンダールメカニズムを模した反復的な地方公共団体とのコミュニケーションに基づく調整補助金の交付により、制度の効率性は大きく向上する可能性がある。

\*政策総合評価ワークショップ(大阪大学)、都市住宅学会第11回学術講演会ワークショップの参加者の方々および住宅経済研究会のメンバーの方々から貴重なコメントをいただきました。心から感謝申し上げます。

## 注

1) 最低居住水準、家賃限度負担限度率はともに住宅建設5カ年計画で定められる。例えば、3人世帯の最低居住水準として住戸専用面積39㎡などが定められ

ている。

- 2) ファミリー世帯(世帯主の年齢が29~49歳の子どものいる世帯)は、最低居住水準以上の居住水準が獲得できても、援助対象としてカウントされているが、公営住宅よりはむしろ、融資など他の施策で対応すべきものと考えたため、除外している。
- 3) 公共計画を通じた配分が公営住宅戸数に関して行なわれているために、この被説明変数を選択した。これは主世帯当たりの公営住宅量に等しいため、各地域の公営住宅の住宅サービス水準が一定と考えた場合の住宅補助水準の代理変数として用いた。
- 4) 他の全都道府県を対象とした  $w_{ij} = (d_{ij}) / (\sum_i d_{ij})$ ,  $j \neq i$  (ウェイト2) による推定も行なっている。ここで  $d_{ij}$  は地域  $j$  から地域  $i$  への移動人口である。その場合、競争地域の公営住宅比率に関して有意な係数は得られていない。
- 5) 注4と同様に、ウェイト2を用いた推定結果では、競争地域の住宅補助額に関する有意な正の係数が得られていない。
- 6) 耐火構造70年、簡易耐火構造45年、木造30年の法定耐用年数を非木造182万8300戸、防火木造11万4500戸、木造14万2500戸で加重平均。

## 参考文献

- Bohm, P. (1984) "Revealing Demand for an Actual Public Good," *Journal of Public Economics*, 24, pp.135-151.
- Brown, C. and W. Oates (1987) "Assistance to the Poor in a Federal System," *Journal of Public Economics*, 32, pp.307-330.
- Figilio, D. N., V. W. Kolpin and W. E. Reid (1999) "Do States Play Welfare Games?," *Journal of Urban Economics*, 46, pp.437-454.
- Pauly, M. (1973) "Income Redistribution as a Local Public Good," *Journal of Public Economics*, 2, pp. 35-58.
- Saavedra, L. A. (2000) "A Model of Welfare Competition with Evidence from AFDC," *Journal of Urban Economics*, 47, pp.248-279.
- Wildasin, D. E. (1991) "Income Redistribution in a Common Labor Market," *American Economic Review*, 81, pp.757-774.
- 建設省住宅局住宅政策課 (1996) 『新時代の住宅政策』ぎょうせい。

# 都市のスプロール化と固定資産税

Brueckner, J. K. and H. Kim (2003) "Urban Sprawl and the Property Tax," *International Tax and Public Finance*, 10, pp.5-23.

## はじめに

都市のスプロール化という現象は、蛙跳び開発などに代表されるように「将来の利用のために土地を遊休させておく行動」(金本1997、80頁)として捉えられていることが多い。しかし、ここで紹介する Brueckner and Kim (2003) は、スプロールの現象を説明するというよりはむしろ、スプロール化が引き起こされる原因に注目する。例えば簡単な単一中心都市モデルによって、所得の上昇や通勤費の逓減が都市規模を拡大し、都市のスプロール化現象のきっかけとなることが示される。もちろん、都市が拡大していくことそれ自体に問題があるわけではないが、そのことで市場の失敗による市場の歪みが生じているとすれば、それは改善されてしかるべきであろう。

都市のスプロール化をもたらす原因は、所得の上昇や通勤費の逓減だけではない。都市のインフラ整備のコストを低く見積もることによって、都市規模が過大になってしまうこともある。また、不動産税制が、都市規模に影響を及ぼしているという指摘もある。本論文は、地方税制の中でもとくに固定資産税に着目し、それが都市規模とどのような関係にあるのか、簡単な単一中心都市モデルの枠組みの中で分析を試みている。

固定資産税が都市規模を拡大させるか、それとも縮小させることになるのか、直感的には非常に単純な議論である。教科書的にいえば、土地に固定資産税が課された場合、すべてその負担は地主が負うので、土地の資源配分には影響を及ぼすことはない。なぜなら、土地の供給曲線は価格に対して非弾力的だからである。一方、うわものに固定資産税が課された場合、ディベロッパーが選択するうわものの規模に負の影響を与える。したがって、土地とうわものに対して等しく固定資産税が課された場合には、

土地1単位当たりのうわものが減少し、もし仮に住民の住宅サイズが不変、かつ人口が一定であれば、都市のすべての場所で人口密度が減少して都市が拡大するだろう。この効果をうわもの効果(improvement effect)と呼ぼう。

しかし、ストーリーはこれで終わらない。なぜなら、土地とうわものに対して等しく固定資産税が課されることによってその一部の負担は住民に転嫁され、住宅サービスの価格が上昇する結果、住宅サービスに対する需要が減少する。したがって、都市のすべての場所において人口密度を上昇させ、都市規模を縮小させる力が働く。この効果を住宅サイズ効果(dwelling-size effect)と呼ぼう。このように、固定資産税が都市規模にもたらす影響は、2つの相反するベクトルの大きさに依存することになる。以下、Brueckner and Kim (2003) にしたがってより厳密な議論を展開することにしてしよう。

## 1 モデル

### 固定資産税とうわものの規模

簡単な単一中心都市モデルを考える。住宅サービスは、うわもの(住宅資本)と土地を結合させることによって生産されるものとする。土地1単位当たりのうわものの規模を $S$ とし、そこから生み出される住宅サービス量を $h(S)$ とする(ただし、 $h' > 0$ 、 $h'' < 0$ とする)。このように定義された $S$ は建物の高さを反映しているのに対し、生産される住宅サービスは床面積によって測られるものとする。住宅サービス価格を $p$ 、うわもの1単位のコストは利子率 $i$ 、土地1単位当たりの地代を $r$ 、土地とうわものに対して等しく課せられる固定資産税率を $\theta$ とすると、ディベロッパーにとっての土地1単位当たりの利潤は、 $ph(S) - (1 + \theta)(iS + r)$ となる。固定資産税率の変化によって住宅サービス価格が影響を受けなければ、ディベロッパーにとっての最適うわも

の規模は、 $ph'(S) = (1+\theta)i$ なる条件によって決まる。したがって、固定資産税率の上昇はうわもの規模を減少させる。一方、土地のみに固定資産税  $r$  が課されるとすれば、ディベロッパーにとっての土地1単位当たりの利潤は  $ph(S) - iS - (1+r)r$  となるから、ディベロッパーにとっての最適条件は  $ph'(S) = i$  で、最適うわもの規模は固定資産税率から中立となる。

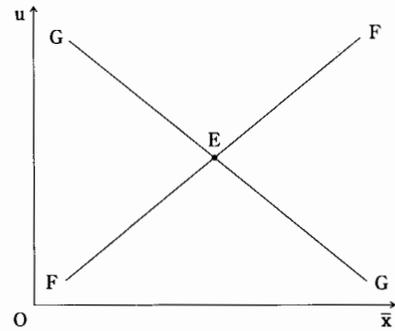
さて、都市のスプロール化を考えるにあたって重要な指標となるのは、人口密度である。人口を  $N$  として一定であると仮定すれば、人口密度の減少は都市規模の拡大をもたらす、その増加は都市規模の縮小を意味する。ところで、人口密度は土地1単位当たりの人口数であるから、モデルの変数を用いて人口密度を表現するとすれば、 $h(S)$  を住宅サイズ  $q$  で除した値ということになる。したがって、「はじめに」で述べた点は、固定資産税率の上昇による  $h(S)$  の減少と住宅サービス需要  $q$  の減少を比較したとき、いずれの効果が大きいかという問題に帰着する。そこで、都市空間を考慮に入れたモデルを展開する必要がある。

### 都市空間モデル

ここで展開されている単一中心都市モデルは、Brueckner (1987) をベースとしている。都市に居住する住民はすべて同一とされ、CBD (都心) から  $x$  離れた地点に居住する住民は  $tx$  という通勤費を払って CBD で働き、所得  $y$  を得る。住民は基準財としての消費財  $c$  と住宅サービス  $q$  から効用 (満足度) を得るものとし、効用関数を  $v(c, q)$  とする。CBD から  $x$  離れた地点に居住する住民は、予算制約  $c + pq = y - tx$  のもとで自らの効用が最大になるように  $c, q$  を決定し、均衡においてすべての住民が効用水準  $u$  を得るものとする。この最適化問題を解くことにより、住宅サービス価格  $p$  と住宅サービス量  $q$  を  $x, u$  の関数 (実際には  $y, t$  の関数でもあるが、ここでは分析と対象としないので省略する) として求めることができる。

ディベロッパーは、住民が住宅サービスに対して付ける価格を所与として利潤最大化を行なう。したがって、CBD から  $x$  離れた地点における彼らの最

図1—都市の均衡



適化条件は  $p(x, u)h'(S) = (1+\theta)i$  となる。この関係を用いて、うわもの規模  $S$  を  $x, u, \theta$  の関数として導くことができる。一方、CBD から  $x$  離れた地点における地代  $r$  は、利潤ゼロなる関係 (しばしば残余原理と呼ばれている) から  $r(x, u, \theta) = [p(x, u)/(1+\theta)]h(S(x, u, \theta)) - iS(x, u, \theta)$  と定義される。

さて、都市の均衡は2つの条件からなる。ひとつは、CBD から  $\bar{x}$  離れた都市の境界における地代がその地点における農業地代  $r^a$  に等しいというものである。

$$G(\bar{x}, u, \theta) = r(\bar{x}, u, \theta) - r^a = 0 \quad (1)$$

もうひとつは、都市人口を  $N$  として、すべての住民が都市に居住するというものである。

$$F(\bar{x}, u, \theta) = \int_0^{\bar{x}} x \frac{h[S(x, u, \theta)]}{q(x, u)} dx - N = 0 \quad (2)$$

このモデルにおいて内生的に決まる変数は、 $\bar{x}$  と  $u$  である。人口  $N$  を一定として取り扱うのは、すべての都市の固定資産税率は等しく、その変更によって住民移動を引き起こすことはないとは仮定しているからである。

図1を見よう。 $u$  と  $\bar{x}$  をそれぞれ縦軸、横軸として、 $G(\bar{x}, u, \theta) = 0$  は右下がりの GG 曲線として描かれる。 $\bar{x}$  の拡大は住宅サービスの価格を引き下げ地代の下落をもたらすので、(1)式の均衡を維持するためには効用水準が下がらなければならない。同様に、 $F(\bar{x}, u, \theta) = 0$  は右上がりの FF 曲線として描かれる。 $\bar{x}$  の拡大は人口容量を増加させるので、(2)式の均衡を維持するためには効用水準を上昇させて人口密度を引き下げる必要がある。都市境界の地代均衡を示す GG 曲線と都市の人口均衡を示す FF

曲線が交わる E 点において、都市の均衡が達成される。

## 2 比較静学

さて、いよいよ比較静学である。固定資産税率の上昇は都市規模を拡大させるのだろうか。それとも縮小させるのだろうか。固定資産税  $\theta$  が上昇すると、GG 曲線、FF 曲線いずれも下方にシフトする。GG 曲線が下方にシフトするのは、都市の境界において地代が下がるからである。また、FF 曲線が下方にシフトするのは、都市のすべての地点において  $S$  が下がるからである。したがって、固定資産税の上昇は必ず都市の効用水準の減少をもたらす。

しかし、都市規模への影響は、GG 曲線と FF 曲線のシフトの大きさによって決まる。固定資産税の上昇が GG 曲線と FF 曲線を下方にどれだけシフトさせるかは、 $\bar{x}$  を所与として(1)式と(2)式それぞれについて  $u$  と  $\theta$  で全微分することによって求めることができる。

GG 曲線のシフト：

$$\left. \frac{du}{d\theta} \right|_{G=0, \bar{x}} = -\frac{G_{\theta}}{G_u} = -\frac{\bar{r}_{\theta}}{\bar{r}_u} < 0$$

FF 曲線のシフト：

$$\left. \frac{du}{d\theta} \right|_{F=0, \bar{x}} = -\frac{F_{\theta}}{F_u} = -\frac{\int_0^{\bar{x}} x \frac{h'S_{\theta}}{q} dx}{\int_0^{\bar{x}} x \frac{h'S_u q - hqu}{q^2} dx} < 0$$

ここで、 $\bar{r} = \bar{r}(\bar{x}, u, \theta)$  を意味し、各変数の下付き文字はその変数による偏微分係数を表す。GG 曲線のシフト幅は、固定資産税の上昇が都市の境界における地代に及ぼす効果とそれとともなう効用の変化が都市の境界における地代に及ぼす効果の相対的な大きさに依存して決まる。一方、FF 曲線のシフト幅は、GG 曲線のそれよりも複雑である。固定資産税の上昇が  $S$  を引き下げ人口容量の減少をもたらす効果とそれとともなう効用の変化が人口容量の減少をもたらす効果の相対的な大きさに依存して決まり、後者の効果は効用の変化がもたらす  $S$  と  $q$  への影響を通じて引き起こされる。

特殊なケースとして  $S$  が固定されている場合、FF 曲線はシフトせず、GG 曲線のみが下方にシフトする。したがって、都市規模は縮小する。わが国

の土地利用は建蔽率と容積率によって規制されているが、この両者が意味するところは住宅の高さ制限とみなすことができるので、ここでいう  $S$  が固定されている場合に相当する。わが国の固定資産税が低く設定されているとすれば、固定資産税によって都市規模が拡大している可能性があることを示唆している。

もうひとつの特殊なケースとして  $q$  が固定されている場合がある。これは、1 世帯当たりの床面積が規制によってある水準に固定されている場合に相当する。このとき、固定資産税率の上昇による GG 曲線のシフト幅に影響はない。しかし、FF 曲線のシフト幅は、効用の変化が  $q$  に及ぼす影響を無視することができるので、 $q$  が弾力的に調整されるときと比べてより大きくなる。 $q$  が固定されているとき、効用の変化が住宅サービス価格に及ぼす影響は一定となるから、FF 曲線のシフト幅が GG 曲線のそれを上まわる。したがって、 $q$  が固定されている場合、固定資産税の上昇は都市規模を拡大する。

さらに、 $S, q$  が自由に決定される場合、都市規模が拡大するかそれとも縮小するかどうかは、効用の変化が住宅サービスにどのような影響を及ぼすか、換言すれば消費財と住宅サービスの消費の代替性の程度に依存して決まるということの意味する。論文では、CES 型効用関数を仮定し、消費財と住宅サービスの消費の代替性が 1 以上であれば、固定資産税の上昇は都市規模を縮小させることが示されている。論文の中で命題とされているのは、以下の 3 点である。

**命題 1** ( $q$  が固定されているケース)：世帯当たりの住宅サイズが都市のすべての場所において一定であるならば、固定資産税率 ( $\theta$ ) の上昇 (低下) は都市規模  $\bar{x}$  を拡大 (縮小) させる。

**命題 2** ( $S$  が固定されているケース)：単位面積当たりのうわものの規模が都市のすべての場所において一定であるならば、固定資産税率 ( $\theta$ ) の上昇 (低下) は都市規模  $\bar{x}$  を縮小 (拡大) させる。

**命題 3** (効用関数が CES 型のケース)：消費財と住宅サービスの代替の弾力性が 1 以上のとき、固定資産税率 ( $\theta$ ) の上昇 (低下) は都市規模  $\bar{x}$  を縮小 (拡大) させる。一方、代替の弾力性が 1 よりも小

さいときにはその影響は不確定となる。

### 3 さらなる議論

まず第1に、 $S$ と $q$ が自由に選ばれるとき、固定資産税の上昇が都市規模の拡大をもたらすのはどのような場合かという点である。命題3で述べられているように、消費の代替性が1以上であれば、固定資産税の上昇は都市規模の縮小を招く一方、消費の代替性が1に満たない場合にはその影響を確定することができない。論文では、CES型効用関数の極端なケースとしてレオンチェフ型の効用関数（消費の代替性がゼロである）を用い、固定資産税が都市の均衡にいかなる影響を及ぼすかという点について、シミュレーション分析が行なわれている。その結果、消費の代替性が小さく、住宅サイズ効果が弱いという必ずしも非現実的ではない状況においてすら、固定資産税の上昇が都市規模の拡大を招く可能性があることが示されている。

第2に、土地とうわものに等しく固定資産税を課すのではなく、土地のみに課税した場合、都市規模にいかなる影響を及ぼすかという点である。第1節で見たように、土地のみに固定資産税を課したとき、ディベロッパーにとっての最適化条件は $p(x, u)h'(S) = i$ となるので、最適なうわものの量 $S$ は土地課税率 $\tau$ からは中立に決まる。農地地代を0と仮定

すればFF曲線は水平となるので、土地課税率 $\tau$ の変化が都市の均衡に影響を及ぼすことはない。したがって、もし固定資産税によって都市規模が拡大されているとすれば、税収を等しくするような固定資産税から土地課税へと変更は都市規模を縮小させる効果をもつ。固定資産税の低下は住民の効用水準を上昇させるので、固定資産税から土地課税への変更は住民の効用水準を引き上げる効果をもつ。

### おわりに

Brueckner and Kim (2003)は、簡単な単一中心都市モデルの枠組みの中で、固定資産税が都市均衡にどのような影響を及ぼすかという極めてシンプルな、そして不思議なことに誰も試みることのなかったテーマを扱っているという点で興味深い。そればかりでなく、大学院における簡単な単一中心都市モデルのエクササイズとしておもしろい素材を提供している。

### 参考文献

- Brueckner, J. K. (1987) "The Structure of Urban Equilibria: A Unified Treatment of the Muth-Mills Model," E. S. Mills (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol.2, pp.821-845.  
金本良嗣 (1997)『都市経済学』東洋経済新報社。

(中神康博／成蹊大学経済学部教授)

## 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。なお、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

『フランスの住宅・不動産税制』

(近刊予定)

本書は当センターの自主研究「海外の住宅・不動産税制に関する調査研究」の成果のひとつである。その内容はフランスにおける住宅・不動産に関係する税目を広く取り上げ、日本の住宅・不動産税制を念頭におきながら、フランスの制度を読み解き、紹介しようと試みたものである。

フランス語で書かれたフランス人向けの『住宅・不動産税制』を探し出し、これを翻訳するという方法も考えられたが、本プロジェクトでは租税法典はじめ基礎的な文献資料を収集し、そこから住宅・不動産に関係の深い部分の抜粋を作成することを調査の出発点に置いた。

これを訳出して第1次資料集を

作成し、これに大幅な割愛と追加をくり返し再編集して出来上がったのが本書である。

所得税では、フランスの特徴である世帯課税主義と家族除数等の所得税の基本の仕組みを解説した上で、不動産所得および譲渡所得について詳述した。

付加価値税では、課税と非課税、固定資産の仕入控除の調整などを解説した後、不動産賃貸、不動産の新設に関連する付加価値税、不動産事業者の付加価値税などを解説してある。

登録税には不動産の有償譲渡に係る税(日本の登録免許税に類似)と相続・贈与税が含まれている。これらに関連して不動産公示制度の概要を紹介した。

所有者課税である不動産税、不動産利用に係る住宅税と職業税、これらに関連する不動産評価の方法などを取り上げた。

●お知らせ

平成17年5月26日、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16年度事業報告および収支決算」の承認、「平成17年度事業計画および収支予算」の決定、および役員の選任がなされました。

平成17年6月1日現在の役員および評議員は以下のとおり。

理事長 宮繁 護

常務理事 大柿晏己

理事 稲本洋之助 金本良嗣

佐藤和男 立石 真 宮本武彦

監事 森 正臣 川添和夫

評議員 安藝哲郎 伊藤 滋

岩瀬義郎 救仁郷斉 河野正三

高木丈太郎 高城申一郎

高橋 進 田中順一郎 豊蔵 一

八田達夫 藤原良一 星野進保

山口信夫 渡邊 尚 (五十音順)

編集後記

500億円の建設費をかけて、600メートルの構築物を建造し、700億円の経済効果を見込む。そんなプロジェクトが進行している。2011年の地上波デジタル放送開始に向けて、「在京6社新タワー推進プロジェクト」が進める新東京タワー構想だ。完成の暁には、世界一の「タワー」が出現することになる。

当初、首都圏の15地区が誘致に名乗りをあげたが、この3月に墨田区(押上・業平橋地区)が「交渉優先候補地」に決まった。ただし、同地

区に最終決定したわけではない。協議の結果次第では、第二優先候補地である「さいたま市」に新タワー(「さいたまタワー」)が建設されることになるかもしれない。しかも、石原東京都知事が新タワー建設に否定的なのに対し、上田埼玉県知事は誘致に積極的だといわれている。

7月までに「合意」、その後、環境アセスメントなどを経て、2007年に着工の運びとなる予定。デジタル化の進展は、都市の姿をも大きく変えようとしている。(h)

編集委員

委員長——山崎福寿

委員——中神康博

中川雅之

八田達夫

季刊 住宅土地経済

2005年夏季号(通巻第57号)

2005年7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)