

万国津梁館を見て

星野進保

財団法人日本住宅総合センター 評議員

九州・沖縄サミット直後に万国津梁館を訪れた。

その赤い屋根が、名護湾のコバルトブルーと半島の緑を背に、目をさす陽光の中に淡く浮かぶ。亜熱帯特有の光や風をとりこむ半屋外空間の様式、琉球瓦の淡い赤色の色彩、シャンデリヤに代わる月桃を漉いた紙の造形。おだやかな琉球の香りをさりげなくかもし出していた。

沖縄自動車道で60キロの道のりを1時間弱。那覇の郊外をぬけ、西原、沖縄市と走る車窓には、緑の丘をはい上がる四角いコンクリート造りの住宅が連なっている。屋上に水槽をのせた方形の白い建物が続いていく風景は、ヨルダンのアンマンなどを連想させる。台風に強い構造で、空調や水道が整備されてくると、琉球赤瓦の木造家屋よりはるかに生活しやすいのであろう。

昭和の初期、和辻哲郎先生はあの名著『風土』の中で、人間の類型を風土からとらえて、モンスーン、砂漠、牧場の三つの類型を示された。湿潤なモンスーン域の人間は受容的、忍従的であり、広漠不毛の砂漠域では人間に絶対服従を要求する神が生まれ、牧場のように自然が人間に温順なところでは合理的精神が生まれた、という。東アジア、イスラム世界、ヨーロッパの生い立ちを鮮やかに透かし見せてくれる。あれから70年。

技術文明が風土をこえて、住まい方をはじめ世界中の生活風景を似たものにしつつある。単調で退屈な地球になるかもしれない。「風土」的新たな文化を構築しようと津梁館は踏んばっているようにも見えた。

目次●2000年秋季号 No.38

[巻頭言] 万国津梁館を見て 星野進保 ——1

[特別論文] 再考：住宅市街地の再開発 高見沢邦郎 ——2

[研究論文] 不動産価格形成とオプション・ゲーム 村瀬英彰 ——10

[研究論文] 財政投融资制度改革と今後の公的住宅金融

吉野直行・中田真佐男 ——20

[研究論文] 戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果

高 暁路・浅見泰司 ——28

[海外論文紹介] 住宅供給に関する実証分析 中東雅樹 ——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

再考:住宅市街地の再開発

高見沢邦郎

はじめに

「21世紀の住宅市街地整備」が与えられたテーマではあるが、世紀が変わったからといって、どちらかといえば地味な住宅市街地整備がドラストックに進展するものでもあるまいし……、などと考えているうちに畏友（としては迷惑がられそうだが）岩田規久男氏の本誌昨春号の論文¹⁾に目がとまった。そこでは密集地を大規模に再開発する考え方が示されており、おもしろく読んだが、多少は意見もいいたくなった。

といったことで、本稿では既成市街地が、いま、どのように取り上げられているかから始めて、既成市街地の位置づけ、とりわけ密集住宅地の再編の考え方を、同氏の論文も脇に置きながら述べてみる。結論的にいえば、とくに阪神淡路大震災以来、手法もずいぶん充実してきているし、自治体や都市基盤整備公団を中心にさまざまな取り組みがなされてきているが、これぞといった極め付きの手法はないということである。目映い成果とはならないが、地道な努力を積み重ねるべきという平凡な解答にならざるを得ない。かぎられた紙幅ゆえ、密集市街地問題の概説や新たな対応の考え方は他の論文²⁾も参照してもらうこととして早速始めよう。

ストック重視の時代

新聞やテレビに「少子高齢化」が取り上げられない日はないくらいだ。2007年に日本の総人口がピークに達するとの予測³⁾とも相まって、

21世紀の都市・地域・国土の将来がさまざまに論じられている。

都市や住宅に関する政府審議会での議論においても将来への模索が続けられている。最近に出された住宅地審議会答申「21世紀の豊かな生活を支える住宅・宅地政策について」（2000年6月）では、成長社会から成熟社会への転換を基調に、市場重視、ストック重視を柱とした政策を求めている。市場重視とは、競争を通じた適正な価格の下での選択を可能とすることであり、そのための環境整備と誘導や、市場の補完が施策として重要であるとしている。ストック重視とは、多様な居住の選択を可能にすることであり、社会的資産としてのストックの活用を図る施策が必要、としている。従来、量の確保を直接行政が主導したり、質の確保を行政的な大目標に掲げたりした答申の時代から見れば、ずいぶんと様変わりした。

また少し前になるが、1997年6月の都市計画中央審議会答申のうち、第三章「市街地整備のあり方及び推進方策」では、既成市街地の再生・再構築の問題が中心に取り上げられている。同時に発表された基本政策部会の今後の都市政策に関する中間とりまとめでも、第四章「新しい都市政策の視点」が掲げられている。そこでは既成市街地の再構築と都市間連携を主要な課題として位置付けたのち、都市整備と経済活動の活性化との関係や環境問題・景観形成など、新たな潮流へ対応することの必要性が記述されている⁴⁾。

これらを通覧すれば、既成市街地を重視すること（新たな開発は収束に向かうという時代認識）、多様なニーズや価値観を市場を通じて実現することにおいて、公共の役割を従来とは変質させていると読める。

確認その1：都市計画にもマクロ（都市構造）とミクロ（地域社会）があること

今後の都市計画を論ずる上でまず確認しておきたいのは、都市の計画を、構造的事項と地域のコミュニティにかかわる小単位の事項に大別すべきことである。構造マターとは都市間を結ぶ幹線道路等の網（ネット）、都心・副都心などの核（コア）のことである。たとえば埼玉側から都県境まできた広域幹線道路を、東京西部の比較的優良な住宅地を縦断して東名東京インターまで結ぶ東京外郭環状自動車道路（外環道）の事業化が始まりそうだ。40年前に計画され、30年前に凍結されていた道路である。巨額のコストがかかるこの道路の着工の是非、道路公害を防ぐための道路構造のあり方といった議論は、道路の通る地域はもちろんとして、都民全体の、あるいはもっと広域の住民や事業者の便益や利害にかかわってなされるべきだ。

これに対して居住地はそれぞれの場所に特性があるのだから、そのあり方は場所ごとに議論されよう。しかも大規模再開発でなく漸進的な改変であるならば、他の地域の利害とはさほど関係なく議論が進めうる。たとえば、住宅地内の12m幅の道路の歩道にどんな街路樹を植えるかはその地区の住民が決めればよい。

こういった二分法が必要であり現実的であるのは、現代の都市計画、すなわち多様な価値意識をもつ市民の存在を前提とした、今の時代の都市計画の特徴であろう。たとえば、100余年前のナポレオン三世とオスマンのパリ改造では、構造的な放射環状道路の建設とおおのの街区におけるアパルトマンの建設が密接不可分の関係を持っていた。あえて全体と部分を分けた議論をする必要がない社会状況だったといえよう。

（高見沢氏写真）

たかみざわ・くにお
1942年東京都生まれ。1968年東京都立大学工学研究科修士課程修了。同大学助手、助教授を経て、1992年より同大学院工学研究科建築学専攻教授。工学博士。著書：『居住環境整備の手法』（共著、彰国社）、『同潤会アパートメントとその時代』（共著、鹿島出版会）ほか。

ミクロな地域社会における市街地像の合意

このように市街地の再構築といっても、マクロな都市構造改変とミクロな居住地整備を同じ土俵で考えるのは適切でない。問題の質、対応手法、かかる費用、関係する主体、検討や決定の手続きが異なるのである。前者では社会全体の価値感を背景とした広域的な公共性が重視され、やむを得ず浸食される個人の権利は補償される。後者では個人の価値意識が最大限尊重される中で、合意された事項——共同性とも呼ぶべき狭域的な公共性——の実現が目指される。

都市構造事項の決定プロセスは簡単ではない。広域的な公共性といっても、開発は多少の差はあれ環境に影響を与えるわけで、とりわけ今後における、持続可能な社会の形成という側面からのチェックについては、正直いってまだこれという一般的方法論が見出せていない。前述の外環道も、幹線道路公害訴訟で原告勝訴の判決が相次いでいるなかで、幹線道路の計画や事業をどう協議するのかの試金石となろう。

ミクロな地域社会における合意のプロセスについては、確立はされていないまでも多くの事例が積み上げられてきている。過去の文脈の上にある「現在」を評価し、大幅な変化でなく、保全や漸次的な改善という方法で対処しようというのが一般的方法となってきた。いわゆる市街地の改善整備である。たとえば田園調布では敷地の細分化を防ぐために、数年にわたる調査や住民の意向の確認を経て、150㎡という最低敷地規模を決定（地区計画として）した⁵⁾。

また、住宅の密集した世田谷区の太子堂では狭い道路の拡幅、小広場の開設、住宅の不燃化建替えなどの改善整備の事業を十数年来実施してきており、ここでも地区計画が決定されている⁶⁾。さらに都心の神田和泉町では住宅床をつくることなどを条件に容積率や斜線制限を緩和することを、これも住民地権者の多数の合意で地区計画として定めている⁷⁾。

コミュニティレベルでの整備の方向はきわめて漸進的である。急激な変化、大きな改造ではない。大改造でないのは、永く培ってきた人間関係を壊したくない、たとえ密集地であろうとも馴染んだ風景を激変させたくない、大幅に替えようとしても権利関係などが錯綜していて容易でない、といった住民の意識が根底にある。コミュニティの価値が再認識されるようになったと解釈すべきか、都市住民はコンサバティブで困ると解釈すべきかは別として、既成市街地の改変・再構築とあまり力んでは肩すかしを食らう。

もちろん、この程度の水準の改変でいいのかはひとつの論点だし、もうひとつの論点には、結局このような市街地づくりは既往住民には納得がいくとしても、そのような場所に住まいを求める域外者にとって障害になっているということがある。小単位の都市計画は他地区へ被害を及ぼさないかぎりその単位の意志で決めるべきという考え方に対して、他地区から入ることを結果的に拒否する都市計画は誤りであるとの考え方である。これをどう捉えるか。難しい論点ではある。

確認その2：再整備といってもさまざまな住宅地があること

既成市街地には構造マターともなる大きな商業業務地区の改造といった問題もあるが、ここでは住宅市街地を対象を限定して話を進める。しかし住宅市街地といってもその種類はさまざまである。東京など日本の現代の大都市に、シカゴ派流の区分がそのまま当てはまるわけでは

ないが、バージェスの同心円理論の2番目にある遷移地帯（zone in transition）的な場所があることは事実である。都心に近接した湾岸や河川沿いの工場倉庫用地など、いわゆる低未利用地を抱えた地区は遷移地帯的である。これを第1の類型としよう。

さて東京では、震災・戦災を経て戦後初期までにつくられてきた住宅市街地が広く存在するが、これも第2の類型としての密集地と、第3類型としての比較的良好な住宅地に分けられる。

次いで高度成長期とそれ以降につくられた郊外住宅地であるが、これも良好な地区（第4類型）と、密集していたり、農地や作業所・倉庫などとの混在で良好とはとてもいえない地区（第5の類型）がある。

以上の5つの類型について、再整備の観点からこれもきわめて大きくいえば、第1の類型地区については低未利用地の土地利用転換の誘導が課題となる。比較的都心部に近接している利点を活かして、各種答申にいう「今後の多様な住宅選好の実現」への回答を出すべき場所であろう。第2は後回しとして、比較的良好な第3、第4の類型地区は「維持保全」——たとえば既述の住民の合意による地区計画等を用いて——が主題であろう。財政的制約を考えれば、この地区にそう多くの公共投資はできない。

第5の類型地区は多摩や千葉・埼玉・神奈川に広がるスプロール・エリアにあり、問題はまだ顕在化していないが、早晩話題にならざるを得まい。すなわち、一戸建てが多いが敷地も住宅も狭く、駅からも遠い。良くいえばまわりに農地も青空駐車場も点在してのんびりした風景だが、悪くいえば雑然としていて、人に誇れるような環境ではない。高度成長期に移り住んだ時には元気だった居住者もそろそろ高齢化しつつある。このような地域から、資力のある世帯はもっと都心近くで環境の良いところへ脱出し、人口が漸減する「静かなる過疎」が進むのではないか。そのような活力の衰えた、多少誤解を招く言葉だが「すかすかな郊外スラム」の形成

がいずれ顕著になるのではないか。どう対処すべきかの答えを正直いって見出せていないが、再整備課題の一環において指摘しておきたい。

当面する最大の問題地区は第2の類型地区、すなわち密集住宅地であろう。とくに震災に明日見舞われてもおかしくない東京では問題が大きい。

確認その3：重荷を背負った密集住宅地

岩田規久男氏の論文の冒頭にはこうある。「私が毎日通勤電車から見ている、JRの大久保駅と新宿駅との間の風景は、日本の大都市を代表する風景である。鉄道線路脇には低層の老朽化した小さな木造住宅やモルタル住宅が建並び、その間を自動車1台通るのがやっとの狭い曲がりくねった街路が通っている……」。こういった密集住宅地を何とかできないかということは、都市にかかわる者に共通した思いであろう。

どうつくり変えるべきかを論ずる以前に、なぜ建て変わらないのかだが、それは「3つの制約の存在」として説明できよう。まずは敷地が狭く道路も不足していることであり、また、大規模につくり直そうとしても、きのう建った建物も混じっていて全部をまとめて改造するのが難しい。密集地では、大半の住宅敷地が50㎡を下回ってしまっている例も珍しくない。道路に車が入れないどころか、圍繞地でかろうじて通行権のみという敷地もある（空間的制約）。次いで借地借家などの関係が入り組んでいることである（権利的制約）。とくに古くからの借地権は敷地境界線もあやふやで、かつ安く固定されていることも多いので、建替えをしようとしても所有者と借地人の間で折り合いがつかない。3つめには建替え資金に事欠く場合が多いことである（経済的制約）。若い世代はともかく、このような地域に多い高齢者は借金も難しいし、多少のお金は第一義的には今後の備えとして貯金しておくことになる。このような制約条件が入り組んで存在している状態（「五色豆」など

と呼ぶこともある）が現状である。

密集住宅地の再整備は改善型にならざるを得ない

貧乏人はどこか余所に行け、とした100年前の大火跡地の再開発ならいざ知らず、居住の継続を前提とすれば、改善型の整備にならざるを得ない。その理由は2つある。ひとつは居住者における大改造への消極性（居住者意識）であり、もうひとつは大改造の事業性（事業収支の成立の可否）である。

下町の良さ、雰囲気を残せという外野席(?)からの声はそれとして、伝統的な町に長く住んできた居住者は高層化に背を向けがちである。近所つき合いに支えられた安心感、地面に接していることによる安定感などを高層建物で新たにふたり、代替したりするのはほとんど不可能だ。少なくない住民は企業サラリーマンではない。自宅で下請け作業をしたり、家に資材を置いて建築現場で仕事といった暮らしをしているから、住宅として優れてはいても高層では商売にならない。また、高層化すればエレベーターも付き、冷暖房も設置されるから今までのように管理費がタダ同然とはいかない。こういった問題へ対処しようとする、せいぜい中層までの住宅で、地上階には作業所なども設置するといった、大改造とはいえない再整備にならざるを得ない。

もうひとつの問題の事業性はどうかであろうか。わが国の再開発事業は「従前居住者の負担はゼロ」を原則としてきた。そもそも事業性のまったくない住宅改良事業は全額を税金でまかなっているし、市街地再開発事業は、普通、事業費の1～2割程度の補助金を前提として、簡単にいえば等価交換方式で進められる。収用方式（管理処分方式）を取る第二種再開発事業もあるが、税金の支出は一層に大きい。前述の制約条件を解き、上記の居住者の意向を解きながら、大きな改造を進めるとしても事業収支を成立させるという難題が横たわる。



写真一同潤会アパートメントの再開発
〈代官山アドレス〉

一例として、この8月に完成したばかりの代官山の事例を紹介しよう。この約2haの土地には震災復興後に設置された同潤会による代官山アパートがあった。50年、60年と建つうちに老朽化、狭隘化が著しく、約20年間の協議を経て成立した第一種再開発事業がほぼ終了したところである。超高層マンション、ショッピング施設、区民プール、地下変電所などからなる容積率450%（従前容積率は75%だったから6倍増）、総床面積約10万㎡の再開発である（往時の同潤会アパートメントのデザイン・イメージを足元の施設に使ったこと、超高層の部分は2層ごとに井戸端会議のできる共有スペースをつくったことなど、もとのコミュニティを極力継承しようとする再開発と私は大いに評価しているが）。

さて、この総事業費は約600億円である（土地の値段は表に出ない）。15%ほどにあたる補助金を別にすれば、権利者分以外の床（余剰床＝保留床）の処分代金（簡単にいえばマンションなどの売り上げ）で建設費用を捻出している。支出中の工事費は50%強で、事務費や設計費、金利などを差し引いた約30%の費用は従前居住者対応、すなわち転出権利者費用、工工期

間（約4年間）の仮住居費などに充てられている。

代官山の事例からわかるのは、居住の継続を図りながら事業性を確保するには、大きな費用と関係者の莫大なエネルギーを要するということである。しかも保留床が売れなければいけない。代官山という立地の良さ（売り出し時にビットバレーが喧伝され渋谷方面の人气が盛り上がった）に依存する部分が多い。一般の密集地でこのような大きな勝負を成り立たせるのは難しい。

大改造は夢か……

それでも建築家のはしくれの筆者としては大きな再開発、再構築の夢は持つ。学生のころはそんな作品でアイデアコンペに応募したこともあった。いってみれば今世紀初めにル・コルビュジェが「300万人のための現代都市」提案をひっさげ、ヴォアザン計画としてパリをつくり直そうとして以来の（もちろん実現しなかった）建築家の夢でもある。

都市計画家が編みだし、行政が用いているさまざまな土地利用規制を解き放ち、たとえば1000%を超える容積の超高層住宅をつくって、都心近接地に住みたいという当該地区以外の市民へも住宅を供給する……。このためには現行規制を大幅に緩めていく（あるいは適用しない）。スーパー都市計画制度といってもよい⁹⁾。適地としては住民が少なく、低未利用地がたくさんある、ベイエリアやリバーフロントが妥当だろう。既往の居住地文化が薄ければ大改造に抵抗が少ないし、日照問題などの外部不経済を生みにくい。このような場所ならば、大改造の、少なくとも思考実験はなされるべきだろう。岩田氏も前記の論文で「アーバン・ニューディール」として期待をかけている。

しかし、それでも筆者はこのような巨大プロジェクトの実現性にはきわめて懐疑的である。

第1には巨大性のもたらす問題である。巨大超高層は捌ききれない自動車交通量をもたらす

し、垂直動線（エレベーター）による移動にも結構時間がかかる（都庁でいつも経験するところ）。高容積率は一見事業性を高めるようだが、大きくなればなるほどネット床比率は落ち、コミュニティ的スペースはもとより、機械室や安全のための施設（超高層の安全神話を信ずるとして）の面積が増えてしまう。管理費も高額になっていく。

第2には超高層建物が逃れ得ない画一性である。費用の問題を度外視しても、エレベーターや設備シャフトの位置の制約、避難経路のわかりやすさの確保、外観デザインなどからして、住宅は「箱」の連続とならざるを得ない。空間の意外性、極端に言えば「闇」の世界を超高層はつくり得ない。均質に明るく陰のない世界ではあっても、永く住み、子どもを育て、お年寄りが孤立しないですむ柔軟な、変化に富んだ空間をつくることは不可能だ。

第3には思考実験ならともかく、1度つくった建物が失敗作だとわかった時に、いまさら取り壊せないという都市の不可逆性の問題がある。あるいは、まずまず良しと評価されても、100年先に再度の再開発ができるのか。100人、200人の権利者の再開発でも難渋しているのだから、数千人の住む建物の再々開発はほとんど絶望的だ。22世紀に廃虚としてのパベルの塔がそびえる風景はブラックユーモア以外の何ものでない。

つまり結論的には20世紀が産み落とした密集住宅地は、遅々として進まないとの批判はあろうとも、漸進的な再整備しか方法がないのである。抜本的にきれいなまちになるわけではないし、震災の被害が完全に防げるわけではないが、建物や道路だけでなく暮らしそのものを徐々にでも改善すること、100%の防災でなく、少しでも危険性を減らす「減災」のまちづくりをすること、21世紀においてもこれを選ぶべき方法とせざるを得まい。

「都心近くに住みたい」という郊外居住者の願望は密集地の大規模な再開発ではなくて、地価の下落に伴ってかなりの量で現に供給されて

いる集合住宅でまかなわれよう。むしろ筆者が心配しているのは、郊外からの脱出・都心回帰が、一部のスプロールエリアを「静かなる過疎地帯」「郊外スラム」としかねないことである。

注

- 1) 岩田規久男（1999）「市街地住宅再開発と土地市場の活性化」『季刊 住宅土地経済』No.32、2-7頁。
- 2) 筆者によるものとして、たとえば、「木造密集地域の再開発問題」『都市問題』1997年11月、「密集市街地での建替え問題の再考」『日本建築学会パネルディスカッション資料集』2000年9月、など。
- 3) 「日本の将来推計人口」（国立社会保障・人口問題研究所、1998年1月）の中位推計。2007年の1億2778万人をもって総人口は下降に変わる。2050年には約1億人。なお通例、国勢調査の1年数カ月後に新たな予測がなされるが、最近の出生率（合計特殊出生率）の漸減傾向を受けて、次の予測ではさらにピーク年が早まり、ピーク人口数が下がる可能性がある。一方、東京都は全域も区部もすでにピークを越えており、今後は減少を続けるという予測（東京都統計部、1998年3月）をしていたが、最近の数値を見ると全域で史上初めて1200万人を超え、区部も800万人を回復しそうだ（ことほど左様に狭域の人口予測は当たらない）。
- 4) 中間とりまとめ後、本答申は「都市計画における役割分担のあり方について」（1999年1月）、「経済社会の変化を踏まえた新たな都市計画制度のあり方について」（2000年2月）として出されている。いずれも昨年と今年の都市計画法改正のためのもので「中間取りまとめ」にあげられた課題の一部分のみが対象とされている。
- 5) 1991年8月21日決定の大田区田園調布地区（47.2ha）地区計画では敷地規模のほか、建物用途、壁面位置、高さ、意匠色彩、生垣、庭の樹木などについても規定。
- 6) 1990年12月決定の太子堂2・3丁目地区（35.6ha）地区計画では、一部地区での敷地規模（60㎡以上）と建物用途、壁面位置、高さ、屋上ネオン灯の制限、ブロック塀の制限などを規定。
- 7) 1997年3月31日決定の神田和泉町地区（4.3ha）地区計画。道路境界からの壁面後退などを条件に、基準容積率に住宅床を120%まで加算することを可としている。1995年都市計画法改正による街並み誘導型地区計画の事例である。
- 8) 「スーパー都市計画」は、1980年代に川上秀光・養原敬氏を中心に勉強会をやっていた時に使われた用語である。都市構造にかかわる、数少ない重要な場所の開発には既往の都市計画を白紙とし、目的的なルールを設定する考え方。1988年の再開発地区計画制度となるが、結局は多くの場所に適用できる、穏便な（逆にいえば矮小化された）制度となっていった。

不動産価格は将来の収益によって決定される。ところが、将来収益は常に不確実であり、このことが不動産価格の決定をむずかしくしている。不確実性が存在するとき不動産価格がどう決まるかという問題は、企業収益が不確実なときに株式価格がどう決まるかという問題とほぼ同じである。したがって、株式市場の価格形成を主たる対象として発展してきたファイナンス理論を適用することができる。村瀬英彰論文（「不動産価格形成とオプション・ゲーム」）は、このような分析の有効性を示している。

ファイナンス理論で頻繁に使われるのがオプションという概念である。オプションとは、一定の価格で株式等の資産を購入あるいは売却することができる権利である。たとえば、ある株式のコール・オプションは、株式の時価がいくらになっているかによらず事前に設定した一定の価格でその株を買うことができる権利である。こういった権利（オプション）の価格（プレミアム）は簡単な式で表すことができ、さまざまなオプションが実際にも取引されている。

村瀬論文では、まず、現状では空室になっている不動産の価値がどう決まるかを考える。不動産を活用するためには、一定の転換費用（不動産仲介業者に支払う手数料、内装等の整備費用等が想定される）を払って、入居者を入れる

必要があるとする。都市経済学の文献（参考文献にあげられているCappoza and Helsley 1990など）では、遊休地の所有者が開発費用をかけて不動産開発を行うケースを分析していることが多いが、基本的な構造は村瀬論文と同じである。

所有者は入居者を入れる時点を選ぶことができ、そのための転換費用は一定である。これは一種のコール・オプションであると考えることができる。つまり、入居者が支払う賃料を証券化する（つまり、その証券を買えば賃料分の配当を得ることができるような証券を発行すると、上の転換費用がこの証券のコール・オプションの価格であると解釈できる。転換費用を払えば、この証券と同じ収益を手に入れることができるからである。

確率微分方程式に関する伊藤の補題を用いると、こういったオプションの価格を計算することができる。

オプション理論を用いて求めた空室の価格は、以下のような性質を満たす。

①不動産価格は現在価値モデルから求められる通常のファンダメンタルズよりも大きくなる。この結論については、若干の解説が必要である。ここで、筆者が通常のファンダメンタルズと呼んでいるのは、厳密には、現時点で賃貸したときの将来収益の期待現在価値で

ある。現時点で賃貸を始めることは可能であるのに、空室のままにしてあるのは、そのほうが有利だからであり、空室の価値が現時点で賃貸を始める場合の価値より高いのは当然である。

②不動産価格はファンダメンタルズの変化に対して過剰反応性を示し、ファンダメンタルズが変化したときには、不動産価格がそれ以上に急騰あるいは急落する。興味深い結論であるが、直観的な解説が提供されていないのが残念である。

③ファンダメンタルズ（賃貸料）の不確実性が高まると、不動産価格が上昇する。これはオプションの性質からほぼ自明であろう。賃貸収入が小さい場合には、賃貸しなければよいので、期待値（平均）と同じで分散が大きくなると、コール・オプションの価値は高まることになる。

次に、筆者は借家人保護の効果を分析し、以下のような興味深い結論を得ている。

①借家人保護は不動産価値を低下させるが、その低下を定量的に評価することができる。

②不動産価格がファンダメンタルズの変化にどう反応するかは、ファンダメンタルズの水準によって異なり、ファンダメンタルズの水準が高い場合には過小反応を示すが、低くなるにしたがって過剰反応を示すようになる。

③ファンダメンタルズの変動性が

高まると、賃借人がいる不動産の価格は低下する。

以上の紹介からわかるように、村瀬論文はファイナンス理論を不動産市場に適用することの有効性を十分に示しており、今後、さらにこの分野の研究が進むことが期待される。

●

吉野直行・中田真佐男論文（「財政投融资制度改革と今後の公的住宅金融」）は、住宅金融公庫融資が住宅投資や民間住宅金融に及ぼすマクロ的な影響を実証している。

第1の結論は、住宅金融公庫融資が住宅投資を増加させる効果は1992年以降に顕著に低下しているというものである。バブル崩壊後、景気対策を大きな目的として公的住宅融資の規模が拡大してきたが、その景気浮揚効果は大きくなかったということになる。

第2に、公的住宅金融が民間銀行の住宅ローンをクラウド・アウトさせているのかどうかを検討し、1990年代後半は公的住宅金融による民間住宅ローンの圧迫が発生しているという結論を得ている。

これらの結論について注意しなければならないのは、公的住宅金融が少し増加するとどのような効果があるかという限界的な効果を扱っていることである。したがって、たとえば、住宅金融公庫融資を全廃するときと現状のままで継続するときとの間の比較を行っているわけではない。公的金融を廃

止すれば、民間住宅ローンが大幅に増加することは明らかであり、この意味では公的金融が民間金融をクラウド・アウトしていることは自明である。

もうひとつ注意しなければならないのは、マクロ的な時系列データを用いた実証分析であるため、サンプル数が少なく、推定結果の信頼性を確保するのが容易でないことである。日本では個表データの入手が困難であるためミクロ的な分析がむずかしいが、可能ならば、ミクロ・データを用いた実証分析によって推定結果の信頼性を検証することが望まれる。

●

高暁路・浅見泰司論文（「戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果」）は、ヘドニック・アプローチを用いて、日照時間、近隣の建物の質、隣接する公共緑地などの近隣環境が住宅価格にどう影響しているかを計測し、その結果を用いて、敷地細分化や公園の規模・形状がどの程度の社会的費用や便益をもたらすかを分析している。

そして、ミクロな近隣環境が住宅価格に及ぼす影響について、以下のような興味深い推定結果を得ている。

①4時間以上の日照時間があるかどうかが有意な効果をもっている。
②公共緑地に面していることは、敷地面積が小さい（110㎡未満の）ときには正であるが、大きいとき

には負になる。

③近隣の土地利用が混合していることは、敷地面積が大きい場合には正の価値をもつ。

これらの推定結果を使って、以下のような示唆に富む分析を行っている。

①周囲が住宅に囲まれている敷地を分割し住宅戸数を増加させることは、その敷地の所有者には便益をもたらすが、隣接する敷地の所有者の日照時間を減少させるマイナスの効果のほうが大きい。ところが、公園に隣接する敷地の場合は、分割による資産価値の上昇が大きく、他の敷地へのマイナスの効果を上回る。

②各住戸の敷地面積が50㎡の街区に50㎡の公園を設置することは1626万円の便益をもたらすが、住戸の敷地面積が150㎡である場合には便益はマイナスとなり、その値もきわめて大きい（マイナス1億2000万円）。

③公園の形状を細長い線状にしたほうが長方形にするよりも便益が大きい。

もちろん、これらの結論が実際に当てはまるかどうかについては、数多くの実証研究を積み重ねた結果をみてから判断する必要がある。しかし、高・浅見論文が、都市計画の重要問題について、きちんとした科学的な研究が可能であることを実証したことの価値はきわめて大きいものと思われる。

(K)

不動産価格形成と オプション・ゲーム

村瀬英彰

はじめに

過去10数年にわたり、日本の不動産価格は、大変動に見舞われた。すなわち、1980年代後半には、大規模な不動産価格上昇を経験し、1990年代に入り、その劇的な下落を経験した。バブルの発生と崩壊といわれる現象である。

標準的な資産価格形成理論である現在価値モデルに基づけば、不動産価格は、不動産から得られる収益（地代、賃料）の割引現在価値の合計に等しくなる。したがって、現在価値モデルの枠組みでは、1980年代後半に投資家の期待収益成長率が上方に改訂され、1990年代に入りそれが再び下方に改訂されたと考えることにより、日本の不動産価格の動きを説明することになる。

一方、合理的バブル理論によれば、収益成長率などファンダメンタルズに変化がないにもかかわらず、不動産価格は、投資家が増え、その上昇を予想したとき上昇し、その下落を予想したとき下落する。この意味で、合理的バブル理論は、不動産価格変動を投資家の期待が自己実現する純粋に偶発的現象として捉えている。また、近年、日本のバブルが不動産評価におけるアンカーの欠如によって激化したとの考えに基づき、現在価値モデルと整合的なDCF法を積極的に導入しようとする実務上の動きも見られる。モデルから導かれる理論値を基準とし、不動産価格設定の適正化を目指す試みである。

本稿では、こうした理論、実務の現状をふまえて、従来の不動産価格理論では看過されてい

た不動産の特性——オプション性——を明示的に考慮した不動産評価モデルを提示することにした。そして、不動産オプションモデルに基づき、不動産特有の価格変動（バブル発生やその崩落）に説明が与えられることを示す。また、不動産オプションモデルを不動産の取引にかかわる主体が複数存在する状況に拡張すること（オプション・ゲームモデルの作成）により、不動産にかかわる制度、法の価格形成に対する影響を明示的に評価する手法が構築できることを示す。

現在価値モデルないしDCF法を不動産価格評価に適用するにあたっての問題点は、現在から将来にわたり、当該不動産から得られる収益の流列をひとつに決めなければならないということである。たとえば、典型的な例として更地を考えてみよう。更地の現在の収益は、0である。しかし、いうまでもなく、更地の価格は、将来その土地を活用することから得られる収益の期待を反映して正の値を持つ。問題は、DCF法では土地活用時点を任意の時点に特定して収益の流列を固定し、価格を導出しなければならないということである。また、現在賃貸されているオフィスを考えてみよう。現在、そのオフィスからは一定の賃料が得られている。しかし、借り手が将来そのオフィスを退出し、オフィスが空室化するならば、将来のある時点での収益は0となる。やはり問題は、DCF法では、空室化の時点を特定し、収益の流列を固定した上で価格の導出を行わなければならない

点である。

これら土地活用時点や空室化時点は、土地所有者、賃貸契約の当事者の最適化行動を反映して決まる。また、それは、土地開発に関する規制や借地借家法のような賃貸契約を律する法にも影響を受けるはずである。以下の節で示すように、不動産オプション理論の最大のメリットは、収益成長率の確率特性さえ決められれば、任意の形で収益流れを固定することなく、これら要因がもたらす不動産価格への影響を織り込んだ評価が得られるという点にある。

以下、第1節では、不動産オプション理論のもっとも簡単なケースとして不動産のオーナーがその不動産を自ら活用する状況を考え、不動産が持つオプション性を説明する。第2節では、不動産のオーナーが不動産を賃貸する状況を考える。そこでは、不動産の貸し手、借り手の間にゲーム的状況が発生する。賃貸を規制する法制度は、このゲームの“ルール”を規定することから、与えられた法制度の下でのオプション・ゲームを定式化することにより、法制度の不動産価格への影響を評価できる算式が得られることを示す。第3節は、結語である。

1 オプションとしての不動産

本節では、以下の節の準備として、不動産のオーナーがその不動産を自ら活用する状況をモデル化し、不動産のオプション性をもっとも簡単な形で説明する¹⁾。

モデル

不動産のオーナーがその不動産を活用して得ることができるキャッシュフローを p で表し、それが以下に示される幾何ブラウン運動に従うとする。

$$dp_t = \mu p_t dt + \sigma p_t dB_t \quad (1)$$

ここで、 μ はキャッシュフローの平均成長率、 σ はキャッシュフローの変動率（ボラティリティー）、 B は標準ブラウン運動（a standard Brownian motion）であり、添字 t は時間を

(村瀬氏写真)

むらせ・ひであき

1964年愛知県生まれ。1986年東京大学経済学部卒業。東京大学大学院経済学研究科を経て、1991年横浜国立大学経済学部助教授。1997年より名古屋市立大学経済学部助教授。

論文：“Equity Ownership and Manager's Bonuses in Japanese Firms” ほか。

示す。また、不動産のオーナーは、リスク中立的であり、安全利子率を r ($r > \mu$) とする²⁾。

オーナーが不動産を活用していないとき、その不動産は、“空室”の状態にあると呼び、オーナーが不動産を活用しているとき、その不動産は、“入室”の状態にあると呼ぼう。各時点の不動産の価値は、そのとき不動産を活用していれば得られるキャッシュフローの現在値と不動産が空室か入室かという不動産の状態に依存して決まる。以下、 $V(p)$ を不動産が空室のときの価値、 $M(p)$ を不動産が入室のときの価値とする。 p は各時点のキャッシュフローの値である（添字 t は混乱のないかぎり省略する）。また、不動産を活用して、空室の状態から入室の状態に転換するためには、一定の費用（転換費用） k がかかるとする。

オーナーの選択

以上のような設定の下では、空室状態の不動産のオーナーには、転換費用を支払い、不動産の活用を開始し、不動産を入室の状態にするという選択が存在する。一方、入室状態の不動産のオーナーには、活用を停止し、不動産を空室の状態に戻すという選択が存在する。ただし、いま考えている簡単なモデルでは、一度不動産を入室の状態にすると不動産から得られる各時点のキャッシュフローは、常に厳密に正であると仮定されている（幾何ブラウン運動の仮定）ので、入室状態の不動産のオーナーが不動産の活用を停止するという収益逸失行動は合理的ではない。つまり、不動産の活用はオーナーの合理的な行動の結果非可逆的となる。したがって、

以下の分析は、空室のオーナーの不動産活用に焦点が当てられる。

空室は、現在キャッシュフローを生み出していない。しかし、そこには空室状態から入室状態への転換（不動産活用）の機会があるため、その価値 $V(p)$ は、その機会を反映して正の値をとる。以下では、この値を転換の価値と呼ぶ。転換の価値は、転換によって得られる入室の価値から転換費用を差し引いたものになる。すなわち、 t 時点で転換が行われれば、それは、

$$M(p_t) - k \quad (2)$$

で与えられる。したがって、現時点で将来の不動産活用の価値を評価すれば、それは、転換の価値(2)式の割引現在価値を最適な転換時点を選択することによって最大化したものになる。これは、 $M(p)$ を原資産価格、 k を行使価格、満期日を無限大としたアメリカン・コール・オプションの価格（premium）にほかならず、それは、オーナーが不動産活用の権利を保有することの価値を意味する。

空室および入室の価値の導出

空室状態の不動産、入室状態の不動産それぞれの価格を具体的に算出するプロセスを示す。

空室の価値 $V(p)$ は、伊藤のレンマ（Ito's lemma）から以下の式を満たす。

$$dV(p) = V'(p)dp + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 V''(p)dt \quad (3)$$

また、無裁定条件から、空室保有の収益率は、安全利率に等しくなっていなければならない。したがって、

$$rdt = \frac{EdV(p)}{V(p)} \quad (4)$$

が成立する。ここで、 E は、変数の現時点での情報に基づく期待値を示すオペレーターである。空室が生むキャッシュフローは0であるので、(4)式の右辺は、空室の価値変動がもたらすキャピタルゲインの項のみから成り立っていることに注意されたい。

次に、(3)式の両辺の期待値をとり、それに(1)

式および(4)式を代入することにより、

$$rV = \mu p V'(p) + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 V''(p) \quad (5)$$

を得る。これが、空室の価値が満たすべき動学式であり、それは2階の微分方程式の形を取っている。したがって、その解は、一般に

$$V(p) = Ap^\alpha + Bp^\beta \quad (6)$$

となる。ただし、 A 、 B は定数であり、 α 、 β は、以下の特性方程式の解である。

$$\frac{1}{2}\sigma^2 x(x-1) + \mu x - r = 0 \quad (7)$$

したがって、(7)式を解くことにより

$$\alpha = \frac{-\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 + \sqrt{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)^2 + 2r\sigma^2}}{\sigma^2} > 1,$$

$$\beta = \frac{-\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 - \sqrt{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)^2 + 2r\sigma^2}}{\sigma^2} < 0$$

が得られる。ここで、(7)式を満たす特性根のうち、ひとつは1より大、もうひとつは負値であることに注意しておこう。

次に、(5)式が満たすべき境界条件を特定化することにより、(6)式の A 、 B を決めよう。

まず、 p がきわめて0に近いとき、有限時間内に転換が行われる確率はきわめて小さくなるため、転換の価値はほとんど0になる。すなわち、ひとつの境界条件は、

$$p \rightarrow 0, \quad V(p) \rightarrow 0 \quad (8)$$

である。よって、 $\beta < 0$ より $B=0$ が得られ、 $V(p)$ は、

$$V(p) = Ap^\alpha \quad (9)$$

となる。

もうひとつの境界条件は、オーナーが空室を入室の状態にする際の最適化条件から得られる。この最適化条件を得るため、入室状態の不動産の価値評価を行うと、それは、

$$M(p) = \frac{p}{r - \mu} \quad (10)$$

と表される。これは、キャッシュフローの成長率を考慮した現在価値モデルによる不動産価格にほかならない。入室状態の不動産の価値がこ

のように求められるのは、不動産のオーナーが不動産の活用の停止を行うことがないという条件による³⁾。

さて、いま考えている問題では、オーナーの転換の行使に期限がついていないため、オーナーが最適な転換を行う条件は、状態変数である p の値のみによって表すことができるはずである。この最適な転換点を p^* とすると

$$V(p^*) = M(p^*) - k \quad (11)$$

という境界条件が得られる。この条件は、オプション理論で value matching condition (以下 VMC と略記) と呼ばれる条件に対応し、転換時点において不動産の活用状態にかかわらず、不動産価値がジャンプしないことを要求するものである。

(11)式から

$$V(p) = Ap^\alpha = \left(\frac{p^*}{r-\mu} - k \right) / p^{*\alpha} \cdot p^\alpha \quad (12)$$

が求められる。そこで、この $V(p)$ を最大化するような p^* を選択することによって、オーナーにとってもっとも望ましい (所有する不動産価値が最大となる) 転換ルール、

$$p^* = \frac{\alpha}{\alpha-1} k(r-\mu) \quad (13)$$

が得られる。容易にわかるように、この最大化問題の解は、オプション理論で smooth pasting condition (以下、SPC と略記) と呼ばれる

$$V'(p^*) = M'(p^*) \quad (14)$$

という条件式の解と一致する⁴⁾。

以上で導出された解をまとめると、

$$V(p) = \left(\frac{p^*}{r-\mu} - k \right) \left(\frac{p}{p^*} \right)^\alpha \quad (15)$$

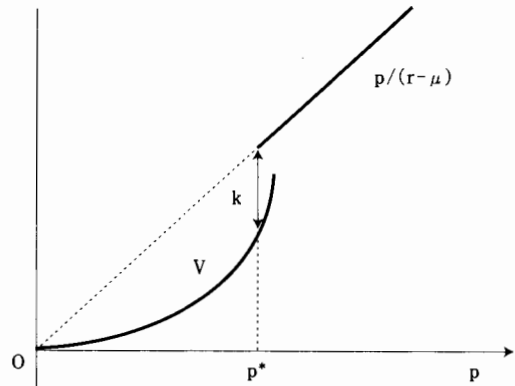
ただし、

$$p^* = \frac{\alpha}{\alpha-1} k(r-\mu)$$

となる。

(15)式から知られるように、オプション理論を用いて導かれた不動産評価式は、キャッシュフローの現在値とキャッシュフローが従う確率過程のパラメーターのみにより構成されている。

図1—キャッシュフローと不動産価値
(オーナーが不動産を活用するケース)



したがって、DCF法のように転換時点を任意の時点に特定化することにより、キャッシュフローの流列を固定する必要がない (不動産のオーナーがその不動産を自ら活用する状況下でのキャッシュフロー p と不動産価値 $V(p)$ 、 $M(p)$ の関係は、図1に描かれている)。

不動産価格の性質

(15)式をもとに、不動産価格が満たす性質について、興味深い結果が得られる。まず、

$$V(p) > \max \left[0, \frac{p}{r-\mu} - k \right], \text{ if } 0 < p < p^* \quad (16)$$

であることから、オプション理論から求められる不動産価格は、現在価値モデルから求められる通常ファンダメンタルズよりも大きくなる。次に、

$$\frac{d \log V(p)}{d \log p} = \alpha > 1 \quad (17)$$

であることから、不動産価格は、ファンダメンタルズの変化に対して過剰反応性 (excess sensitivity) を示すことになる。すなわち、ファンダメンタルズが変化したとき不動産価格には急騰、急落が発生することになる⁵⁾。

現在価値モデルでは、この弾力性の値は1となるので、このような過剰反応性は見られない。この点は、日本の近年のバブル現象の解釈にひとつの可能性を与える。すなわち、単純な現在価値モデルでは、現実の不動産価格変動を追跡

するにはファンダメンタルズ（に関する投資家の期待）の急激かつ大幅な変化を想定する必要があった。しかし、オプションモデルでは、ファンダメンタルズのわずかな変化が大きな不動産価格変動を引き起こすという性質から、バブル現象に新たな説明を与えることが可能になるのである⁶⁾。

最後に、

$$\frac{dV}{d\sigma} > 0 \quad (18)$$

であることから、ファンダメンタルズの変動性（不確実性）が高まると、それは、不動産価格を上昇させる。変動性の増大は、ファンダメンタルズの値が上方、下方双方に振れる可能性を高めるが、下方にそれが行った場合は、転換をしなければよいのであり、結果として上方への振幅の利得だけが不動産価格に反映されるのである。一般に、現在価値モデルでは、ファンダメンタルズの変動性の増大は、不動産価格に影響を与えない（リスク中立の場合）か、それを低下させる方向に作用する（リスク回避の場合）ので、この点もオプション理論が示す不動産価格変動の特色となる。

2 オプション・ゲーム

さて、第1節では、不動産のオーナーが自らその不動産を活用するというもっとも簡単な状況を考え、不動産が持つオプション性について説明した。本節では、不動産オプション理論を拡張して、不動産のオーナーがその不動産を活用する企業に不動産を賃貸するという状況を考える。ここでの焦点は、不動産活用にかかわる主体が複数存在するため、それら主体の間にゲーム的状况が発生する可能性があることである。以下では、賃貸を規制する法として次のような簡単なルールを考えてこの点を明らかにする。とくに、このルールの下では、貸し手オーナーをリーダー、借り手企業をフォロワーとするシュタッケルバーグ・ゲームの状況が成立する。

ルール

- ①企業を入室させるか否かおよび賃料は、オーナーが決定する。
- ②企業入室後、入室時に設定された賃料は固定される。
- ③企業が退出するか否かは、入室した企業が決定する。

空室の価値と入室の価値

以下、 $V(p)$ を空室の価値、 $H(p)$ と $F(p)$ をそれぞれオーナーにとっての入室の価値、企業にとっての入室の価値としよう。入室の際かかる転換費用は k とする。また、入室時点で設定される賃料を R とする。

このとき、前節とまったく同様の手続きによって以下の表現が得られる。ただし、 a 、 b 、 c は定数であり、 α 、 β は特性方程式(7)の解である⁷⁾。

$$V(p) = ap^{\alpha} \quad (19)$$

$$H(p) = E \int_t^{\infty} e^{-r(s-t)} R ds + bp^{\beta} = \frac{R}{r} + bp^{\beta} \quad (20)$$

$$F(p) = E \int_t^{\infty} e^{-r(s-t)} (p-R) ds + cp^{\beta} \\ = \frac{p}{r-\mu} - \frac{R}{r} + cp^{\beta} \quad (21)$$

簡単化のために以下では、この不動産を賃貸する可能性がある潜在的な企業の数は一ひとつとし、1回かぎりの賃貸を考える。また、オーナーは自らこの不動産を活用することはできず、企業も不動産を賃貸しないときは、その価値（外部機会の価値）は0に基準化する。

シュタッケルバーグ・ゲームの解

まず、ゲームを後ろ向きに考えて、フォロワーである借り手企業の最適化行動を考えよう。ルール2、ルール3から、借り手企業は、賃料を所与として、自らの最適な退出を決める。いま、この最適な退出点を q^{**} とすると、退出時点で企業の価値は0となる。また、退出点は、活動中の企業の価値を最大化するように選択されるはずであるから、以下のVMCとSPCが成立する⁸⁾。

$$F(q^{**})=0 \quad (22)$$

$$F'(q^{**})=0 \quad (23)$$

また、企業が退出すると不動産の価値は0になることから、オーナーにとっての不動産価値については、以下のVMCが成立する。ただし、退出点は企業が選択するため、オーナーの不動産価値についてSPCは成立しないことに注意したい。

$$H(q^{**})=0 \quad (24)$$

以上の(22)式、(23)式、(24)式から

$$q^{**}=\frac{r-\mu}{r}\frac{\beta}{\beta-1}R>0, \quad (25)$$

$$b=-q^{**-\beta}\frac{R}{r}<0, \quad c=\frac{1}{\beta-1}b>0$$

という関係が得られる⁹⁾。

次に、リーダーである貸し手オーナーの最適化行動を考えよう。オーナーは、(25)式の関係(一種の反応関数)を制約として、自らが保有する不動産の価値を最大にするように賃料と賃貸開始点を決める(ルール1)。いま、この最適な賃貸開始点を q^* とすると、オーナーの最適化行動は次のように表される。

まず第1に、VMCとして

$$V(q^*)=H(q^*)-k \quad (26)$$

が成立する¹⁰⁾。

次に、賃料と賃貸開始点は不動産価値を最大化するように決められるため、オーナーは次の最大化問題を解く。

$$\max_{q^*,R} V(p) \quad \text{subject to (25),(26)} \quad (27)$$

(27)式より、SPCである

$$V'(q^*)=H'(q^*) \quad (28)$$

および賃料に関する最大化条件

$$R=\frac{r}{r-\mu}\frac{\beta-1}{\beta}(1-\beta)^{1/\beta}q^* \quad (29)$$

が得られる。

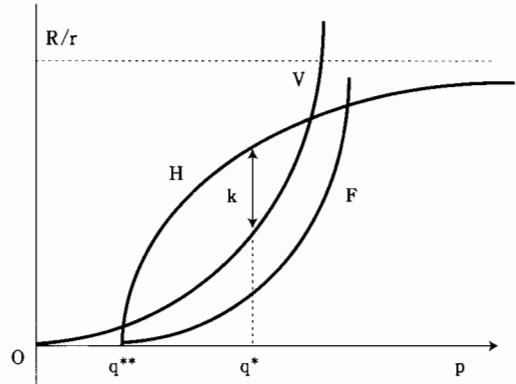
そして、(28)式、(29)式を解くと、

$$R=rk\frac{\alpha}{\alpha-1}\frac{\beta-1}{\beta}>rk>0,$$

$$q^*=\frac{r-\mu}{r}\frac{\beta}{\beta-1}\left(\frac{1}{1-\beta}\right)^{1/\beta}R>q^{**}=p^*>0,$$

$$a=\left(\frac{R}{r}\frac{\beta}{\beta-1}-k\right)/q^{*\alpha}>0 \quad (30)$$

図2—キャッシュフローと不動産価値
(オーナーが不動産を賃貸するケース)



が求まる(不動産のオーナーがその不動産を賃貸するケースのキャッシュフロー p と、不動産価値 $V(p)$ 、 $H(p)$ 、 $F(p)$ の関係は、図2に描かれている)。

不動産価格および賃料の性質

以上の解から、いくつかの興味深い結果が知られる。

まず、賃料が高く設定されると、直接効果としてはオーナーの利得は高まるが、同時にそれは借り手企業の早期の退出をもたらすこととなり、間接効果としてオーナーの利得を低めることになる。賃料設定においてはこのトレードオフが働き、(30)式に示されたように R の最適値が内点解として決まる¹¹⁾。

a が正値をとるのは、前節と同様、空室には入室の機会が存在することから明らかだが、 b は、オーナーが借り手企業の退出に応じなければならないという性質を反映して負値(義務の価格)となる。一方、 c は、借り手企業が退出の権利を行使できることから正値(権利の価格)となる。さらに、 $b+c$ は負値をとるため、オーナーにとっての入室の価値と企業にとってのその合計は、前節で求めた入室の価値よりも常に低くなる。この低下分は、モデルで設定されたルールの下で発生するエージェンシー・コストと考えることができる¹²⁾。

このように一定の法規制を設定し、その法規

制に対応したオプション・ゲームを構築することにより、法規制が持つ不動産価格への効果を数量的に評価することができる。オプション理論がそのような効果を捉えるのは、それが不動産に付随した権利・義務を明示的に評価できるフレームワークだからであり、現在価値モデルにはない特色といえる。

次に、モデルの解に基づき、いくつかの比較静学を行っておこう。

まず、

$$\frac{d \log H(p)}{d \log p} \geq (<) 1 \quad \text{if} \quad p \leq (>) \left\{ \frac{R}{rb(\beta-1)} \right\}^{1/\beta} \quad (31)$$

であることから、すでに活用されている不動産の価格は、ファンダメンタルズの水準に応じて、その変化に対する反応性が異なることが知られる。すなわち、ファンダメンタルズの水準が高いとき、不動産価格は過小反応を示し、ファンダメンタルズの水準が低くなるに従って、それは過剰反応を示すようになる。

現在価値モデルでは、この弾力性の値はファンダメンタルズの水準いかにかわらず1となるので、このような反応性の変化は見られない。また、このことは、空室状態の不動産価格の動きと、すでに活用されている不動産の価格の動きが同一のファンダメンタルズの変化に対して異なった動きをする可能性を示している。オプション・ゲームの中で明示化されているように、二つの不動産ではそこに付随する権利・義務関係が異なるからである。

次に、

$$\frac{dH}{d\sigma} < 0 \quad (32)$$

であることから、ファンダメンタルズの変動性(ないし不確実性)が高まると、活用済み不動産の価格は低下する。これは、変動性の増大は、ファンダメンタルズの値が上方、下方双方に振れる可能性を高めるが、下方への振幅の増大が不動産価格に占める義務の価値(負のオプション価値)のウェイトを増し、結果としてそれが

不動産価格に反映されるためである。これは、空室状態にある不動産の価格がファンダメンタルズの変動性が高まると上昇するのと対照的である(なお、借り手企業の入室の価値は、ファンダメンタルズの変動性の増加関数となる)。ここでも、空室状態の不動産価格の性質と、すでに活用されている不動産の価格の性質が、同一のファンダメンタルズの変化に対して異なる可能性が示されている。

賃料の再交渉

最後に、以上のモデルで想定した(法的)ルールを若干変更し、その効果について言及しておこう。モデルで企業の退出が発生するのは、ルール2によって賃料が一定値に固定されていることによる。仮にルール2を「オーナーは、賃料を上げることはできないが、下げることはできる」という形で下方への賃料の再交渉(renegotiation)を含む形にしてみよう。いったん賃貸がなされた後、賃料を上方に修正する再交渉は、明らかに借り手企業にとって常に不利となるため、妥結されえない。これに対して、いったん賃貸がなされた後、賃料を下方に修正する再交渉は、企業にとっては常に有利であると同時に、企業の早期退出を防ぎ、オーナーにとっても有利となるからである。

以下では、このような企業の退出を防ぐ賃料設定として次のものを考える¹³⁾。

$$R(p) = \begin{cases} R_n & p \geq q_n^{**} \\ p & q_n^{**} > p \geq 0 \end{cases} \quad (33)$$

(ここで、一般に再交渉が許されると、設定される賃料、企業が退出をしようとする転換点は、再交渉がない場合と異なることから、区別のために添字nを付けて表記してある。以下の記号の添字も同様である。)この賃料設定の下では、企業にとっての入室の価値は常に0以上に保たれるため退出は発生しない¹⁴⁾。また、企業の最適化行動(22)式、(23)式に変更はないことから、 $R_n > q_n^{**}$ が成立し、再交渉賃料は当初設定された賃料より低いという条件を満たしているこ

とも注意したい。

まず、 p のプロセスは外生的であるため、企業が退出しないという条件の下、

$$H_n(p) + F_n(p) = M(p)$$

が成立し、ただちに

$$b_n = -c_n \quad (34)$$

であることがわかる。したがって、(22)式、(23)式、(34)式から

$$q_n^{**} = \frac{r-\mu}{r} \frac{\beta}{\beta-1} R_n > 0, \quad (25')$$

$$b_n = -q_n^{**-\beta} \frac{1}{1-\beta} \frac{R_n}{r} = -c_n < 0$$

が求まる。

次に、再交渉の可能性が存在する下での最適な賃貸開始点について考えよう。

まず、オーナーのVMC(26)式に変更はない。賃料と賃貸開始点は不動産の価値を最大にするように決められるため、オーナーは次の最大化問題を解く。

$$\max_{q_n^*, R_n} V_n(p) \quad \text{subject to } (25'), (26) \quad (27')$$

SPCと賃料に関する最大化条件から、

$$R_n = rk \frac{\alpha}{\alpha-1} \frac{\beta-1}{\beta} = R, \quad (30')$$

$$q_n^* = \frac{r-\mu}{r} \frac{\beta}{\beta-1} R_n = q_n^{**} = p^* < q^*,$$

$$a_n = \left(\frac{R_n}{r} \frac{\beta}{\beta-1} - k \right) / q_n^{*\alpha}$$

が求まる。

以上の解から、賃料設定のルールを(33)式のように特定化すると、当初設定される賃料は再交渉がない場合と同一であるが、賃貸開始時点はより早まることがわかる（それはオーナーが自ら不動産を活用するケースと同一である）。また、 $a_n = A > a$ 、 $b_n > b$ 、 $c_n = c$ であることから、再交渉の存在は、借り手企業の入室の価値を一定に保ったまま、オーナーにとっての不動産の価値（空室、入室とも）を上昇させる。これらの結果は、再交渉の存在によってオーナー・企業間のゲームにおいて発生するエージェンシー・コストが除去されることによる¹⁵⁾。

また、(33)式の下では、キャッシュフローの値 p が低下していくと、ある一定限度までは当初

設定された賃料が維持され、キャッシュフローがきわめて悪化すると、賃料がジャンプして引き下げられるという賃料スケジュールが見られる。これは、有限責任制の下での債務返済スケジュールと類似した構造をもっているが、ジャンプが発生する点が通常の議論とは異なる。キャッシュフローが賃料水準を下回ったときも、企業がキャッシュフローの将来の回復を期待して（赤字を出しつつ）既定賃料を支払い続けるからである。キャッシュフローが回復すれば、企業は利益を出せる一方、キャッシュフローがさらに悪化すれば、企業は退出すればよいのであり、そのオプション価値の存在が企業に賃料支払いを続けさせるのである。

最後に、再交渉賃料が支払われている不動産のオーナーにとっての価値について簡単に述べて、オプション・ゲームにおける不動産価格評価を完結しておこう。

いま、再交渉賃料が支払われている不動産の価値を $G(p)$ とすると、伊藤のレンマと無裁定条件から、

$$G(p) = \frac{p}{r-\mu} + d_n p^\alpha + e_n p^\beta \quad (35)$$

という表現が得られる。ここで、(35)式が満たすべき境界条件は、ひとつは、

$$p \rightarrow 0, \quad G(p) \rightarrow 0 \quad (36)$$

であり、ここから $e_n = 0$ が得られる。もうひとつは、VMCであり、

$$\frac{q_n^{**}}{r-\mu} + d_n q_n^{**\alpha} = \frac{R_n}{r} + b_n q_n^{**\beta} \quad (37)$$

となる（再び q_n^{**} は、オーナーが選択するわけではないのでSPCはないことに注意したい）。

(37)式から、

$$d_n q_n^{**\alpha} = -\frac{q_n^{**}}{r-\mu} + \frac{R_n}{r} + b_n q_n^{**\beta}$$

$$= -\frac{q_n^{**}}{r-\mu} + \frac{R_n}{r} - c_n q_n^{**\beta} \quad (38)$$

$$= -F(q_n^{**})$$

$$= 0$$

という関係が得られ、 $d_n = 0$ となる。よって、

$$G(p) = \frac{p}{r - \mu} \quad (39)$$

となり、再交渉下の不動産の価値は、現在価値モデルによる評価とまったく同一になる。

おわりに

本稿では、現在価値モデル、バブル理論など、従来の不動産価格理論では看過されていた不動産の特性——オプション性——に着目し、それを明示的に考慮した不動産評価のフレームワークを提示した。この不動産オプション理論は、不動産に暗に陽に付随した権利あるいは義務の価値を評価することを可能にするとともに、不動産特有の価格変動、たとえばバブル発生やその崩落、空室状態の不動産と活用済み不動産の価格変動の相違などに説明を与えることができる。また、とくにモデルを不動産の取引にかかわる主体が複数存在する状況に拡張すること（オプション・ゲームの作成）により、不動産にかかわる制度、法が価格形成や不動産所有者の行動に与える影響を数量的に捉える手法が構築できることも示した。本稿で取り上げたモデルでは、いずれも簡単化のための仮定がいくつか置かれていたが、それら仮定を不動産取引の実体や現実の制度、法により即したものに拡張していくことによって、不動産オプション理論の応用範囲はさらに広がるものと思われる¹⁶⁾。

* 本稿執筆過程で西村清彦教授、金本良嗣教授、岩田一政教授、加納悟教授、吉野直行教授、山崎福寿教授および日本住宅総合センター、三井不動産S&E研究所、住信基礎研究所セミナー参加者との議論から多くの示唆を得た。また、本研究はトラスト60からの研究助成を受けてなされた。記して感謝したい。

注

- 1) 不動産のオプション性を分析した文献は、都市経済学の分野でいくつか見られる。代表的なものとして、Titman (1985)、Cappozza and Helsley (1990)を参照されたい。また、Kanoh and Murase (1999)は、複数の土地活用形態があるときの土地のオプション性と地価形成を議論した文献である。
- 2) オーナーがリスク中立のとの仮定は、純粹に簡単化のための仮定である。とくに、資産市場が完全で

あるとの想定の下では、以下で得られるオプション評価式の形にオーナーのリスク態度はまったく無関係である (Kanoh and Murase 1999参照)。また、 $r > \mu$ は、リスク中立性の下で不動産価格が発散しない (有限の値をもつ) ために必要な条件であり、 $r - \mu$ は不動産のペイアウト率 (配当率=賃料/不動産価格) に相当する。

3) より形式的には、以下の導出による。

伊藤のレンマ:

$$dM = M'dp + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 M''dt,$$

無裁定条件:

$$rdt = \frac{pdt + EdM}{M}$$

より、

$$M = E \int_t^\infty e^{-r(s-t)} p ds + Cp^a + Dp^b$$

境界条件:

$$p \rightarrow 0, \quad M \rightarrow 0$$

および

$$p \rightarrow \infty, \quad M \rightarrow \frac{p}{r - \mu}$$

より、

$$C = D = 0.$$

4) Merton (1973)、Harrison (1985)、Dixit and Pindyck (1994) を参照。

5) 不動産価格のファンダメンタルズに対する過剰反応性を合理的に説明したモデルとしては、ほかにNishimura (1999) がある。

6) この点についてのより詳しい実証分析については、Kanoh and Murase (1999) を参照されたい。

7) 伊藤のレンマ:

$$dV = V'dp + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 V''dt,$$

$$dH = H'dp + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 H''dt,$$

$$dF = F'dp + \frac{1}{2}\sigma^2 p^2 F''dt.$$

無裁定条件:

$$rdt = \frac{EdV}{V},$$

$$rdt = \frac{Rdt + EdH}{H},$$

$$rdt = \frac{(p-R)dt + EdF}{F}.$$

ここで、Rはオーナーが得る入室状態の不動産からのキャッシュフローにあたり、 $p-R$ は、企業が得る入室状態の不動産からのキャッシュフローにあたる。空室のキャッシュフローは0である。

前節と同じく、 $Edp = \mu p dt$ であることに注意すると、空室、入室の不動産の価値、V、H、Fが満たすべき動学式は、2階の微分方程式の形をとり、特性方程式は前節とまったく同一の

$$\frac{1}{2}\sigma^2 x(x-1) + \mu x - r = 0$$

となる。

したがって、特性根も前節と同一であり、

$$\alpha = \frac{-\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 + \sqrt{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)^2 + 2r\sigma^2}}{\sigma^2} > 1,$$

$$\beta = \frac{-\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 - \sqrt{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)^2 + 2r\sigma^2}}{\sigma^2} < 0$$

となる。

まず、 p がきわめて 0 に近いとき、有限時間内に空室状態の不動産が賃貸される確率はきわめて小さくなるため、その価値はほとんど 0 になる。すなわち、

$$p \rightarrow 0, V \rightarrow 0$$

となる。よって、

$$V = ap^a$$

が得られる。

次に、 p がきわめて大きな値をとるとき、入室状態の不動産から有限時間内に企業が退出する確率はきわめて小さくなるため、その価値は、ほとんどオーナー、企業それぞれが得るキャッシュフローの割引現在価値に等しくなる。すなわち、

$$p \rightarrow \infty, H \rightarrow \frac{R}{r},$$

$$p \rightarrow \infty, F \rightarrow \frac{p}{r-\mu} - \frac{R}{r}$$

となる。よって、

$$H = \frac{R}{r} + bp^p,$$

$$F = \frac{p}{r-\mu} - \frac{R}{r} + cp^p$$

が得られる。

8) この SPC は、

$$\max_{p^*} F(p) \text{ subject to (22)}$$

から得られる。

9) $r > r - \mu > 0$ かつ $\beta - 1 < \beta < 0$ から $q^{**} < R$ であることにも注意。

10) ここでは、オーナーが転換費用を負担するとしているが、この費用を借り手企業が負担するとしても議論の本質は変わらない。本文中のストーリーでは、企業は常に入室を望むが、オーナーは、キャッシュフローの水準がある一定以上にならないと入室を望まないことになる。逆に企業が転換費用を負担するケースでは、オーナーは常に入室を望むが、企業は、キャッシュフローの水準がある一定以上にならないと入室を望まないことになる。いずれにしても入室は、キャッシュフローの水準がある一定以上になったとき発生し、以下で見るように、そのキャッシュフローの水準に対応した賃料が設定される。

11) この問題は、企業金融論で負債の金利上昇が underinvestment をもたらすことから、債権者の金利決定にトレードオフが生じるとの結果と類似性がある。ただし、ここでの underinvestment は、企業が非効率に早期退出をするという形を取っている（企業金融論における underinvestment の問題については Stiglitz and Weiss 1981 や Mella-Barral and Perraudin 1997 を参照）。

12) エージェンシー・コストは同様に、 $a < A$ であるこ

とから、空室の価値の低下分によっても測ることができる。また、不動産の活用が開始される（オーナーが賃貸を開始する）点は、前節で求めたものより高いが、これは、企業の早期退出に加えて、本モデルに存在するもうひとつの underinvestment である。

13) これは、オーナーが再交渉における賃料オファーを行うケースに対応し、オーナーが再交渉において 100% の交渉力を持っているとの想定にも基づくものである。

14) より詳細には、再交渉賃料を p よりも微少に低い値に設定することにより、オーナーがその賃料を得ると同時に企業の入室の価値を厳密に正にできる。

15) 再交渉の存在によって最適性が完全に回復されるとの結果は、再交渉にまったく費用がかからないとの想定によっている。再交渉がないケースは、この費用が非常に高いケースと解釈でき、費用が中間的なケースでは、再交渉は起こるものの不動産価格はその費用を反映して低下することになる。

16) たとえば、複数の借り手企業（オーナー自身も含む）が不動産活用の能力を有するとの想定の下で、ルール 2、ルール 3 は一度ある借り手に不動産を賃貸すると、現在の借り手が自ら退出しないかぎり、オーナーは他者にその不動産を活用させられないという状況をもたらす。このような現在の借り手の権利とオーナーの義務のオプション理論による評価は、借地借家法における立ち退き制限の不動産価格、不動産活用に与える影響を分析するものといえる。

参考文献

- Cappozza, D. and R. Helsley (1990) "The Stochastic City," *Journal of Urban Economics*, 28, pp.295-306.
- Dixit, A. and R. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Harrison, J. (1985) *Brownian Motion and Stochastic Flow System*, Wiley.
- Kanoh, S. and H. Murase (1999) "On Land Price Formation: Bubble versus Option," *Japanese Economic Review*, 56, pp.212-226.
- Mella-Barral, P. and W. Perraudin (1997) "Strategic Debt Service," *Journal of Finance*, 52, pp.531-556.
- Merton, R. (1973) "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, pp.141-183.
- Nishimura, K.G. (1999) "Expectations Heterogeneity and Excessive Price Sensitivity in the Land Market," *Japanese Economic Review*, 50, pp.26-43.
- Stiglitz, J. E. and A. Weiss (1981) "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71, pp.393-410.
- Titman, S. (1985) "Urban Land Prices under Uncertainty," *American Economic Review*, 75, pp.505-514.

財政投融资制度改革と 今後の公的住宅金融

吉野直行・中田真佐男

はじめに

本稿の目的は、公的住宅金融がわが国の住宅投資や民間住宅資金貸出に及ぼすマクロ的な影響について分析し、財政投融资制度改革後の公的住宅金融が、住宅市場にどのような影響を及ぼすと考えられるかを考察することである。マクロデータを用いた実証分析では、第1に、公的住宅融資を説明要因に含めた住宅投資関数を推計し、公的住宅融資が住宅投資を誘導する効果の大きさを定量的に明らかにする。第2に、公的住宅融資を説明要因に含めて都市銀行の住宅資金新規貸出に対する需要関数・供給関数の同時推定を行い、1990年代以降に景気対策として増加している公的住宅融資が民間住宅融資を圧迫しているか否かを実証的に検証する。次いで、これらの実証分析の結果をふまえ、財政投融资制度改革後の公的住宅金融が住宅市場に及ぼす影響を考察する。

分析の主な結論は以下のように要約される。まず、住宅投資関数の推計からは、公的住宅融資には住宅投資を誘導する効果があるものの、その効果の大きさは平成不況期以降に顕著に低下しているという結論が得られる。次に、都市銀行の住宅資金新規貸出に対する需要関数・供給関数の同時推定からは、平成不況以降の公的住宅融資の規模拡大によって都市銀行の住宅ローン需要は減少しているが、1993年までは担保価値の急落によって都市銀行の貸出供給も減少しており、必ずしも公的住宅金融が民間住宅金

融を圧迫しているとはいえないことが示される。しかし、企業向け貸出の貸倒れリスクが急激に上昇した1990年代後半は、都市銀行はよりリスクの低い住宅ローンの供給を増加させている。したがって、1990年代後半以降は、公的住宅金融の規模拡大によって民間金融機関の住宅資金貸出が圧迫されている可能性がある。この分析結果から判断するに、将来的には民間金融機関が住宅資金貸出を行い、公的住宅金融は独自の融資を行わずに、アメリカやドイツのように住宅金融市場の発展を支援する役割に徹することがひとつの方向として考えられる。

以下、第1節では日本の公的住宅金融の歴史的な流れと現状を概観する。第2節では住宅投資関数、第3節では都市銀行の住宅資金新規貸出の需要関数・供給関数を同時推定して、おのおのの推計結果から公的住宅金融の経済機能を検証する。第4節では、2001年度からの財政投融资制度改革の概要を説明し、この改革が公的住宅金融の経済機能に及ぼす影響を検討する。

1 日本の公的住宅金融の現状

わが国では戦後から高度成長期にかけて、人口の都市集中、世帯の細分化といった現象が起こり、住宅不足が深刻化していたが、当時は企業の旺盛な資金需要があったため、民間金融機関は個人向けの住宅資金融資には消極的であった。このような状況のもと、住宅金融公庫などの公的部門は家計部門に低利かつ長期固定金利で住宅資金を融資することにより、住宅投資を

(吉野氏写真)

よしの・なおゆき
1950年東京都生まれ。1973年東北大学経済学部卒業。ジョンズ・ホプキンス大学Ph.D。ニューヨーク州立大学助教授などを経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。
著書：「現代日本のマクロ分析」（共編著、東京大学出版会）ほか。

(中田氏写真)

なかた・まさお
1973年東京都生まれ。1997年慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程修了。同大学経済学部研究助手（同大学院後期博士課程所属中に在職）を経て、2000年4月より千葉経済大学経済学部経済学科助手。
論文：「政策金融の投資誘導効果」ほか。

促進する役割を担ってきた。1980年代以降は「1世帯1住宅」という目標がほぼ達成され、住宅政策の目標は「住環境の向上（住宅規模の拡大、品質の向上）」へとシフトし、高品質な住宅の供給を促進する役割を担っている。

住宅金融公庫の資本金は全額が政府によって出資されており（1998年度末現在1522億円）、主要な貸出原資は、資金運用部からの借入金、簡易生命保険および郵便年金からの借入金である。住宅金融公庫融資（以下、公庫融資）の第1の特徴は、長期固定金利貸付である。1999年9月1日現在、個人の新築住宅購入に適用される融資は、期間が25～35年間、貸出金利は当初10年間で2.6%、11年目以降が4.0%である。住宅金融公庫がこのような長期の固定金利融資を実施することができるのは、資金運用部から期

間7年を超える長期資金を固定金利で調達できるためである。これに対して都市銀行の住宅ローンの主な貸出原資は、最長で期間5年の変動金利定期預金である。このため都市銀行の住宅ローンは、融資期間が35年程度である点は変わらないものの、原則として変動金利貸付である¹⁾。

公庫融資の第2の特徴は、低利融資である。これは、財投資金の調達金利が低いことに加え、表1に示されるように一般会計から利子補給金などを受け入れているためである。図1に示されるように、1995年以降に大幅に金融が緩和されるまでは、公庫融資の貸出金利は都市銀行の住宅ローン金利を下回っていた。

わが国の住宅金融市場では、公的金融部門（主に住宅金融公庫）のシェアが高い（図2）。とくに、1990年代に入ってこのシェアは上昇しており、近年はおおよそ40%にまで達している。これは、平成不況以降に実施された数次にわたる経済対策により、公的住宅融資が拡充されたからである（表2）。住宅投資は内装家具や家電などの耐久消費財の購入を誘発するため、総需要への波及効果が高いと考えられている。このため、住宅投資の刺激は景気対策における重点目標のひとつとなっており、その政策手段として公庫融資が活用されている。しかし、他方では、民間金融機関よりも有利な条件で貸出を行う住宅金融公庫の融資規模が肥大化し、民間金融機関の住宅資金貸出が圧迫されているのではないかという懸念もある。

表1—住宅金融公庫の支払金利および受取金利

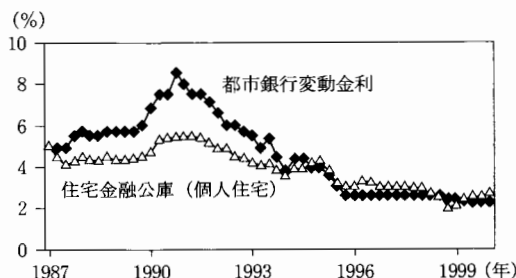
(単位：億円)

年度末	1970	1975	1980	1985	1990	1997	1998
借入金利息	588	2,353	8,218	17,237	24,019	34,890	33,323
貸付金利息	602	1,991	6,593	13,481	20,148	30,167	29,130
一般会計より受入	71	550	1,959	3,412	3,540	4,400	5,600
	(0.6)	(1.3)	(1.5)	(1.4)	(0.8)	(0.6)	(0.7)

出所)「財政金融統計月報」(大蔵省)「政府関係金融機関特集」

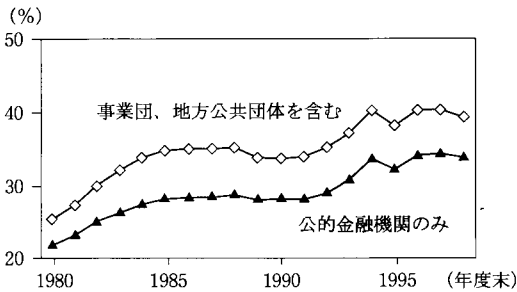
注) カッコ内は、貸付金残高に占める比率。

図1—住宅ローン金利の推移



出所)「金融経済統計月報」(日本銀行)

図2 一住宅信用残高に占める公的融資の割合



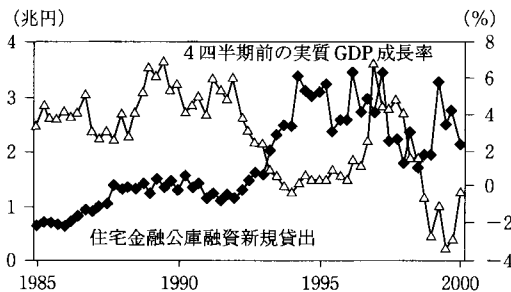
出所)『国民経済計算年報』(経済企画庁)

表2 一景気刺激策としての公的住宅融資の拡充

	総規模	うち住宅融資
総合経済対策 (1992. 8, 28)	10.7兆円	0.8兆円
新総合経済対策 (1993. 4, 13)	13兆円超	1.8兆円
緊急経済対策 (1993. 9, 16)	約6兆円	2.8兆円
総合経済対策 (1994. 2, 8)	約15兆円	1.2兆円
経済対策 (1995. 9, 20)	14.2兆円	0.52兆円
総合経済対策 (1998. 4, 24)	16兆円超	-1)
緊急経済対策 (1998. 11, 16)	17兆円超	1.2兆円
経済新生対策 (1999. 11, 11)	17兆円程度	2兆円

注) 1) 「住宅投資の促進を図るため、財政投融资を適切に活用し、ファミリー向け賃貸住宅、木造住宅等に対する住宅金融公庫の融資条件の改善等を行う」(経済企画庁調整局)とされているものの、金額は示されていない。

図3 一住宅金融公庫融資と景気変動



注) 実質GDP変化率は対前年同四半期比で算出

2 公的住宅融資の住宅投資誘導効果に関する計量分析

図3では、公庫融資の新規貸出額と4四半期前(前年同期)の実質GDP成長率をグラフに示している。二つの変数は逆向きの変動をしており、とくに平成不況以降にこの傾向が強くなっていくことがわかる。消費税率の引き上げによって住宅投資が顕著に減少した1997年度を除いた、1991年以降の2変数の相関係数は-0.64となり、高い負の相関となっている。すなわち、近年の公庫融資には、住宅投資を刺激しようと

いう景気対策としての役割が期待されていると考えられる(表2参照)。

以下では、公的住宅融資の住宅投資誘導効果の大きさを検証するために住宅投資関数を推計する。わが国の住宅投資・持ち家需要に関する先駆的な実証研究には、資金制約が住宅投資に及ぼす影響を分析した小川(1985)や住宅金融政策が住宅の資本コストに及ぼす影響に着目した本間・跡田・福間・浅田(1987)がある。ここではより単純にストック調整原理をベースにした住宅投資関数を推計する。

実質住宅投資 =

$$\begin{aligned}
 & (a_0 + dum_1 \times [1997 \sim 1998]) \\
 & + a_1 \times \text{実質可処分所得 (加重平均)} \\
 & + a_2 \times \text{実質都市銀行住宅ローン変動金利} \\
 & \quad \times [1983 \sim 1998 \text{ (データ利用可能期間)}] \\
 & + a_3 \times \text{実質家計保有土地資産の価値} \\
 & + (a_4 + a_{4-c1} \times [1992 \sim 1998]) \\
 & \quad \times \text{前期実質公的住宅信用残高純増} \\
 & + a_5 \times (\text{前期末実質住宅資本} / \text{人口} 1 \text{万人})
 \end{aligned}$$

* [] 内は当該期間のみ1の値をとるダミー変数

説明変数のうち、加重平均可処分所得(データの加工方法は補論を参照)は恒常所得の代理変数であり、係数推定値に期待される符号条件はプラスである。次に、都市銀行の住宅ローン金利は、資本コストの代理変数として説明変数に加えており、マイナスの符号条件が期待される。また、資産効果の有無を検証するために家計が保有する土地資産を説明変数に加えた。資産効果が存在する場合には、この係数推定値はプラスになる。さらに、住宅金融公庫による融資が住宅投資に及ぼす影響を明らかにするため、公的住宅信用供与残高の純増のラグ項を説明変数に含めた。住宅金融公庫から低利の長期固定金利融資に信用割当が存在し、この公庫融資が受けられることによって民間部門の住宅投資が刺激されるならば、係数推定値の符号はプラスになる。最後に、ストック調整項として、単位人口当たりの前年度末住宅資本を加えている。なお、消費税率の引き上げ、および大手金融機

関の相次ぐ経営破綻やアジア通貨危機の発生に伴う景況悪化が住宅投資に及ぼしたマイナスの影響を制御するため、1997年度以降に定数項ダミーを加えてある。年度データを用いた操作変数法による推計結果が表3にまとめられている。

表3では、すべての説明変数に関して予想される符号条件が満たされており、決定係数も高い。また、誤差項に1階の自己相関も発生していない。また、前期の公的住宅信用残高の純増は、住宅投資と統計的に有意なプラスの相関関係にあるものの、その係数推定値の大きさは平成不況期以降に大きく低下している。この推計結果から判断する限り、公庫融資は住宅投資を促進するためのマクロ経済政策手段としての役割を果たしているものの、平成不況期以降はその効果は小さくなっているとみることができる。

3 公的住宅融資が民間住宅資金貸出に及ぼす影響の検証

住宅を建築・購入する場合、頭金の不足分を借入金によって調達する。公庫融資と民間金融機関の住宅ローンを比較した場合、一般的には住宅金融公庫のほうがより有利な条件で融資が行われていた。1995年以降、低金利政策のため金利面における公庫融資の優位性は失われている。しかし、公庫融資が10年経過後も固定金利であるのに対し、民間金融機関の住宅ローンは10年目以降に金利体系を見直すものがほとんどであるため、将来の不確実性を嫌気する日本の家計部門の公庫融資に対する需要は依然として大きい。家計部門は、借入限度額まで公庫融資で住宅資金を調達し、最終的な不足分を民間金融機関の住宅ローンによって調達することになる。すなわち、わが国の住宅金融市場では、公庫融資に関する信用割当が発生していると想定することができる。

図4を見ると、平成不況期以降に住宅金融公庫の新規貸出が顕著に増加しているのに対し、都市銀行の住宅ローンの新規貸出は低迷してい

表3—実質住宅投資関数の推計結果

パラメータ	係数推定値	t 値
a_0	2,619	1.35
dum_t	-3,946	-3.99**
a_1	0.22	8.06**
a_2	-891.2	-8.10**
a_3	0.003	2.21**
a_4	0.93	3.86**
a_{4-cj}	-0.64	-3.05**
a_5	-2,542	-7.63**

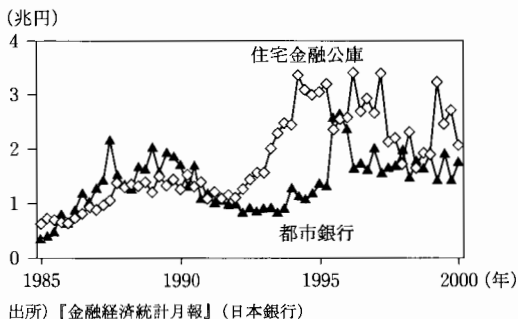
推計方法：操作変数法（操作変数：内生変数のラグ項、外生変数、定数項、ダミー変数）。

推計期間：1973～1998年度。

$R^2(adjust) = 0.92$, $DW = 2.08$ 。

注）金額の単位は10億円、金利は%。**は5%水準で統計的に有意であることを示す。

図4—住宅資金新規貸出（名目）



る。しかし、図4だけからでは、民間金融機関の融資シェアが低下した原因が、①景気対策として拡充された公庫融資が、民間金融機関の住宅ローンへの需要をクラウドアウトしたことにあるのか、それとも、②バブル経済の崩壊に伴って発生した不良債権問題等を契機として、民間金融機関が貸出供給を抑制したことにあるのか、あるいはその両方が原因であるのかが明らかではない。そこで、以下では、都市銀行の住宅資金新規貸出の借入需要関数と貸出供給関数を同時推定する。

公的住宅金融が民間住宅ローン需要に及ぼす効果を検証した実証分析には、マイクロデータを用いて需要関数の推定を行った森泉（1996）がある。本稿の実証分析では、マクロデータを用いて供給サイドの要因も考慮に入れた連立方程式体系を推計することが特徴である。都市銀行の住宅資金新規貸出市場において需給均衡が成立していると仮定し、借入需要関数と貸出供給関数を以下のように定式化する。

①借入需要関数

$$\begin{aligned} \text{都市銀行住宅資金新規貸出} = & (d_0 + \text{dum}_1 \times [91Q4 \sim 93Q4] \\ & + \text{dum}_2 \times [95Q3 \sim 96Q1] \\ & + \text{dum}_3 \times [Q2 + Q4 (\text{季節ダミー})]) \\ & + (d_1 + d_{1-c1} \times [87Q1 \sim 90Q4]) \\ & \quad \times \text{家計可処分所得 (年収・加重平均)} \\ & + d_2 \times \text{都市銀行住宅ローン金利} \\ & + (d_3 + d_{3-c1} \times [92Q3 \sim 99Q1] \\ & \quad + d_{3-c2} \times [RLP > RLG]) \\ & \quad \times \text{前期住宅金融公庫新規貸出} \end{aligned}$$

* [] 内は当該期間のみ1の値をとるダミー変数

②貸出供給関数

$$\begin{aligned} \text{都市銀行住宅資金新規貸出} = & (s_0 + \text{dum}_1 \times [87Q3] \\ & + \text{dum}_2 \times [95Q3 \sim 96Q1] \\ & + \text{dum}_3 \times [Q2 + Q4 (\text{季節ダミー})]) \\ & + (s_1 + s_{1-c1} \times [87Q1 \sim 88Q2] \\ & + s_{1-c2} \times [91Q3 \sim 94Q3]) \\ & \quad \times (\text{都市銀行住宅ローン金利} - \text{コール金利}) \\ & + s_2 \times \text{前期貸倒れリスク指標} \\ & \quad \times [93Q2 \sim 99Q1] \\ & + s_3 \times \text{住宅地価格指数 (6大都市) の変化率} \end{aligned}$$

* [] 内は当該期間のみ1の値をとるダミー変数

借入需要関数の説明変数には、家計の加重平均可処分所得（恒常所得の代理変数）、都市銀行の住宅ローン金利に加え、公庫融資の増加が都市銀行の住宅ローンをクラウドアウトしているか否かを検証するために前期の住宅金融公庫の新規貸出額を含めている²⁾。ここで、住宅金融公庫の新規貸出には、①1992年第3四半期以降、②都市銀行の住宅ローン金利が公庫融資の貸出金利を上回っている期間に係数ダミーをおいている。前者は、景気対策として公庫融資が増加トレンドに転換してからの影響をみることに目的であり、後者は公的住宅融資の「低利」という優位性が都市銀行の住宅ローン需要に及ぼしていた影響を分析することが目的である。

他方、都市銀行による貸出供給関数は、貸出金利とコールレートとの金利差、貸出の貸倒れ

リスク（リスク指標の算出方法は補論を参照）、6大都市の住宅地価格指数の変化率（担保価値の代理変数）を説明変数としている。このうち貸倒れリスク指標は、BISによる自己資本規制が導入された1993年度以降に説明変数として加えた。BIS基準に基づいて自己資本比率を算出する際に適用されるリスクウェイトは、企業向け貸出が100%であるのに対し、抵当権によって保全された住宅ローンは50%である。したがって、BIS規制が金融機関の行動に影響を及ぼしているならば、この企業向け貸出の貸倒れリスクの上昇に伴って、民間金融機関は企業向け貸出から住宅ローンへと資金運用をシフトさせ、自己資本比率の向上を図ると考えられる。よって、この係数推定値にはプラスの符号が期待される。

なお、借入需要関数と貸出供給関数の両方に関して、1995年第3四半期～1996年第1四半期の間に定数項ダミーを加えている。これは、この期間に生じた公庫融資から民間金融機関住宅ローンへの大規模な借換えの影響を考慮したためである。表4には、1987年第1四半期～1999年第1四半期のデータ（従属変数・独立変数ともすべて名目）を用いた3段階最小二乗法による推定結果が示されている。

表4の借入需要関数の推計結果を見ると、都市銀行の住宅ローンの新規借入需要は、統計的に有意な水準で加重平均可処分所得の増加関数であり、かつ、住宅ローン金利の減少関数であることがわかる。また、住宅金融公庫の前期新規貸出は、1992年第3四半期以降、および都市銀行の住宅ローン金利が公庫融資の貸出金利を上回っている期間では、統計的に有意なマイナスの相関があることもわかる。ただし、近年は公庫融資の金利面における優位性が失われているため、後者の係数ダミーの影響は小さい。

図5では、平成不況期以降の住宅金融市場が図示されている。ここでは、住宅資金全体への借入需要関数がL^p、公的住宅融資がLG、民間金融機関の貸出供給関数がLP^sとして表されて

いる。1992年第3四半期以降は、景気対策として公的住宅融資の規模が拡大した（ $LG_1 \rightarrow LG_2$ ）。この影響で、民間金融機関の住宅資金貸出市場の原点は OP_1 から OP_2 へと移動した。すなわち、民間金融機関の貸出供給関数は $LP_1^S \rightarrow LP_2^S$ へと平行移動した。ここで、図5から民間金融機関の住宅資金貸出市場のみを抽出してみる。貸出供給は原点の移動距離と同じだけ平行移動しているため不変である。しかし、民間金融機関の住宅ローンへの借入需要は、公的住宅融資の信用割当が緩和された影響で左下方にシフトすることがわかる。需要関数における公的住宅融資の係数推定値が1992年第3四半期以降に有意にマイナスになったのはこのためである。

公的住宅融資が拡充される前の均衡は E_0 であり、このうち公的部門がAB、民間部門が BE_0 だけの貸付を行っていた。これに対して、平成不況以降は公的住宅融資がCDまで拡充された。このために均衡は E_1 まで移動したものの、民間部門の貸出は DE_1 となり、景気対策前よりも貸出額は減少してしまう。このように直接的な効果のみを考慮すると、公的住宅融資は民間金融機関の住宅ローンをクラウドアウトしていることは否定しがたい。ただし、間接的には、公的住宅融資は民間金融機関への住宅ローン需要を増加させる効果をもつ。第2節で示されたように公的住宅融資は住宅投資を誘導し、総需要を刺激する。この結果、可処分所得が増加すれば、家計の住宅購入意欲も高まり、民間金融機関の住宅ローンへの需要も増加するからである（ $L_1^D \rightarrow L_2^D$ へのシフト）。もっとも需要関数の推計結果では、加重平均可処分所得の係数推定値はバブル期に高かったものの、1991年以降は低下している。また、公的住宅融資の住宅投資誘導効果そのものが1992年度以降に低下していることから（表3参照）、この間接的な効果はあまり大きくないと思われる。

次に、表4の貸出供給関数の推計結果をみると、バブル期前半と平成不況期には金利に関する符号条件が満たされていない。日本の金融機

表4—都市銀行/名目/住宅資金新規貸出
借入需要関数・貸出供給関数の推計結果

①借入需要関数の推計結果

パラメータ	係数推定値	t 値
d_0	1,125	2.24**
dum_1	-245.0	-3.26**
dum_2	867.6	9.09**
dum_3	-186.3	-4.17**
d_1	0.004	2.68**
d_{1-c1}	0.002	4.36**
d_2	-159.6	-5.78**
d_3	0.17	1.42
d_{3-c1}	-0.25	-2.75**
d_{3-c2}	-0.06	-1.97**

R^2 (adj) = 0.89, DW = 1.84

②貸出供給関数の推計結果

パラメータ	係数推定値	t 値
s_0	1,403	28.70**
dum_1	272.7	2.02**
dum_2	880.4	9.86**
dum_3	-144.1	-3.61**
s_1	125.6	3.83**
s_{1-c1}	-180.9	-4.40**
s_{1-c2}	-228.9	-6.07**
s_2	1,774	2.37**
s_3	54.6	6.56**

R^2 (adj) = 0.90, DW = 1.70

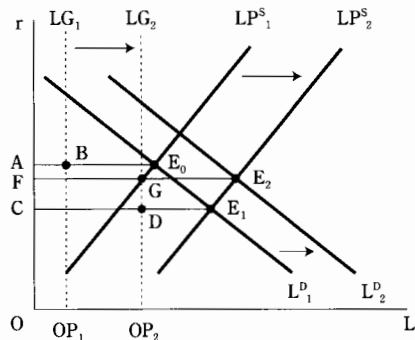
推計方法：3段階最小二乗法。

推計期間：1987年第1四半期～1999年第1四半期。

注) 金額の単位は10億円、金利・変化率・指標の単位はともに%。

**は5%水準で統計的に有意であることを示す。

図5—公的住宅融資の増加が民間金融機関による住宅資金貸出に及ぼす影響



関は従来、土地などの担保を重視した貸出を行っていた。このため資産価格が急激に変動した期間では、金利の動向があまり重視されなかったものと解釈される。担保価値の代理変数である地価変動率の係数推定値は、統計的に高い有意水準でプラスとなっている。6大都市における住宅地価格は1991年から一貫して下落しており、その下落率はとくに1992～1993年にかけて大きい。すなわち、図5における民間金融機関

の住宅ローン供給関数 (LP^S) は、この時期に左方にシフトしている。したがって、少なくとも1993年までの都市銀行の住宅ローン新規貸出の低迷は、必ずしも公的住宅融資の規模拡大によるクラウドアウトだけが原因とはいえない。

他方、企業への貸倒れリスク指標も都市銀行の住宅ローン供給と統計的に有意なプラスの相関があることがわかる。すなわち、民間金融機関がBISの定めるリスクウェイトがより低い住宅ローンへと資金運用をシフトさせている。また、1990年代後半以降は、日本銀行による超低金利政策により、民間金融機関は住宅ローンに関しては一定の利鞘を確保することが可能である。よって、図5における貸出供給関数 (LP^S) は、むしろ右方にシフト（供給が拡大）していると考えられる。以上の推計結果から判断するかぎり、1990年代後半については、公的住宅融資の規模拡大によって民間金融機関の住宅資金貸出が圧迫されている可能性は否定できない。

4 財政投融資制度の改革と今後の公的住宅金融

2001年4月から財政投融資制度の改革が予定されている (Cargill and Yoshino 2000)。この改革では、第1に、資金運用部への預託制度が廃止され、郵便貯金・簡易保険・厚生年金・国民年金は、それぞれ自主運用になる。資金運用先としては、国債・地方債などの公債、財投債などが考えられる。第2に、政府系金融機関や公社・公団などの資金調達方法が変更され、各財政投融資機関は、原則として自らの信用力を背景とする債券（財投機関債）を発行して資金を調達することになる。ただし、不足資金については、国債と同等の発行条件を有する財投債によって国が一括して調達した資金を充当する。

本稿の実証分析からは、近年の公庫融資は民間金融機関の住宅資金貸出を圧迫している可能性があることがわかった。したがって、まず、住宅金融公庫が発行する財投機関債（資産担保

証券）が、住宅債券市場の目玉として流通し、民間住宅ローン債券の市場を発展させる方向に誘導し、将来的には住宅金融公庫は独自の融資を行わず、アメリカ型の民間住宅債券流動化のための機関へと移行する方向が考えられる。二つめには、ドイツに見られるように、住宅金融公庫が一般会計からの利子補給金などを受け、その資金を民間金融機関に融資して政策目的を達成する方法がある。この場合には、住宅金融公庫は独自の融資は行わず、民間金融機関に融資をして、民間金融機関が住宅資金を供給することになる。

ドイツの公的金融が行っている二つめの方法の場合には、民間金融機関が独自に集める資金調達コストよりも、公的住宅金融公庫からの資金調達のほうが低利であること、住宅政策の対象を明確にすることが必要である。たとえば、低所得層向け住宅のために政策融資、特定所得層への長期・低利の住宅資金供給といった、明確な目的が必要である。このドイツ型制度のもとでは、第1に、公的部門が直接的な住宅資金供給から撤退することになるため、民間住宅資金貸出に対するクラウドディングアウトの懸念がなくなる。第2に、民間金融機関は、定期預金と比較して、公的金融機関から長期かつ低利で貸出原資を調達することが可能になり、住宅金融公庫とほぼ同等の条件で住宅ローンを提供することが可能になる。すなわち、民間金融機関の住宅ローンによって、住宅金融公庫融資の経済機能を代替することができる。第3に、この制度のもとでは、貸出に伴うリスクを民間金融機関自身が負担することになるため、現状の「代理貸し」と比較して、民間金融機関のモラルハザード的な行動が事前に抑制される。第4に、不況時には、一般会計から利子補給金を拠出して、公的金融部門から民間金融機関への貸付金利を下げるができる。この結果、民間金融機関はより低利で住宅ローンを供給できるようになり、住宅投資を刺激する効果が高まると考えられる。ただし、この場合には利子補給

金の限度額を事前に定めるなど、何らかの歯止めを設けることが必要不可欠である。

おわりに

本稿の実証分析の結果から判断するかぎり、公的住宅融資の規模がこれ以上拡大すると、民間金融機関による住宅資金貸出を圧迫してしまう可能性がある。よって、今後の公的住宅金融のひとつの方向として、アメリカやドイツのように民間住宅金融の支援に徹していくことが考えられる。なお、住宅投資関数を含めた連立方程式体系による住宅金融市場の同時推定、さらには将来的な影響を定量的に分析するためのシミュレーションの実施は今後の課題である。

補論一推計に利用したデータ

(1)住宅投資関数

- A. 『国民経済計算年報』（経済企画庁）
- ・国内総固定資本形成/民間/住宅
1990年基準実質額およびデフレーター
 - ・国内総支出/デフレーター
 - ・家計部門/再生産不可能有形固定資産/土地
 - ・国民可処分所得
 - ・消費者信用残高/公的金融機関/住宅
 - ・実質/純固定資産/住宅
- B. 『金融経済統計月報』（日本銀行）
- ・都市銀行/住宅ローン金利（変動金利）
- C. 家計の加重平均可処分所得
- 当該年度、前年度、2年度前の可処分所得にそれぞれ1/2、1/3、1/6のウェイトを付して算出した。
- * 各変数は原則として「民間総固定資本形成/住宅」のデフレーター（1990年基準）で実質化している。ただし、家計が保有する土地資産の市場価値はGDPデフレーターで実質化した。

(2)都市銀行/新規住宅資金貸出

借入需要関数および貸出供給関数

- A. 『国民経済計算年報』（経済企画庁）
- ・家計部門/国民可処分所得
- B. 『金融経済統計月報』（日本銀行）
- ・住宅信用供与状況（割賦返済方式分）
都市銀行および住宅金融公庫/新規貸出
 - ・都市銀行/住宅ローン金利（変動金利）
 - ・コールレート/有担保翌日物
 - ・国内銀行/銀行勘定/企業向け負債残高
- * 業種別貸出金残高の「その他共計」から「地方公共団体」「個人」「海外円借款、国内店名義現地貸」「金融・保険業」への貸出残高を除いた金額。
- C. 全国市街地価格指数（日本不動産研究所）
- ・6大都市/住宅地/価格指数（1990年=100）

D. 東京商工リサーチ調べ。

・倒産企業負債総額

E. 家計の加重平均可処分所得（年収ベース）

・過去4四半期分の可処分所得を合計し、当該年に1/2、前年に1/3、2年前に1/6のウェイトを付した。

F. 貸倒れリスク指標（単位：%）

・過去4四半期分の倒産企業の負債総額を、国内銀行銀行勘定の企業向け負債残高で除した。

注

- 1) 銀行間で若干の差異はあるが、固定金利が選択できるのは最長で当初の10年間である。
- 2) 統計的に有意な推定結果が得られなかったため、資産効果に相当する説明変数は加えなかった。

参考文献

- Cargill, T. and N.Yoshino (2000) "The Postal Saving System, Fiscal Investment and Loan Program, and Modernization of Japan's Financial System," Hugh, P. and T. Hoshi (ed.), *Crisis and Change in the Japanese Financial System*, Chapter 8, pp.201-230, Kluwer Academic Publishers.
- Moriizumi, Y. (1996) "Credit Rationing and Public Housing Loans in Japan," *Journal of Housing Economics*, 5, pp.227-246.
- 岩本康志 (1998) 「財投債と財投機関債」『フィナンシャルレビュー』第47号、134-151頁。
- 小川一夫 (1985) 「恒常所得仮説と住宅投資」『国民経済雑誌』第152巻、第2号、61-86頁。
- 中田真佐男 (2000) 「AS-ADマクロ計量モデルによる中期的な財政シミュレーション」小川是・麻生良文・畑農鋭矢・中田真佐男編『日本経済社会の再生と財政再建の道筋』第4章、99-186頁、経済政策研究所。
- 本間正明・跡田直澄・福岡潔・浅田利春 (1987) 「住宅の資本コストと持ち家住宅需要」『フィナンシャルレビュー』第6号、59-71頁。
- 森泉陽子 (1994) 「日本の公的金融における信用割当とローン需要」『季刊 住宅土地経済』No.14、21-31頁。
- 森泉陽子 (1996) 「民間住宅ローン需要におよぼす公的住宅金融の効果」『季刊 住宅土地経済』No.22、20-28頁。
- 吉野直行・中田真佐男 (2000) 「財政投融資の景気浮揚効果に関する理論・実証分析——財政投融資制度改革がマクロ経済に及ぼす影響」『国民経済雑誌』第181巻、第1号、57-82頁。
- 吉野直行・中田真佐男 (2000) 「財政投融資の改革とそのマクロ経済効果」郵政省郵政研究所日本の金融の機能に関する研究会（2000年3月18日）報告論文。

戸建住宅地における ミクロな住環境要素の外部効果

高 曉路・浅見泰司

はじめに

1980年代半ば以降の地価高騰により、東京圏では戸建住宅用の敷地の細分化・狭小化が進み、個々の平均敷地規模は大きく減少した。極端な場合には、敷地規模が30~40㎡という狭小な敷地に3階建の住宅が建てられるということさえある。これにより、植栽の減少、日照通風の不良など住環境上の悪化をもたらした。

これらの問題を軽減するために、道路線による建物のセットバック規制、中庭規制、日照確保の建築規制など、さまざまな規制手法が提案されている（日本建築学会都市型住宅特別研究委員会1996、桑田1998）。しかし、これまでの計画研究においては、規制提案や計画提案を客観的に評価することが難しかった。客観的評価にはミクロな物的住環境を定量化することが不可欠である。Palmquist（1982）が指摘するように、住環境に関する重大な問題の多くは建物利用の外部効果に起因する。

外部効果を計測するには、経済学的手法が有効である。たとえば、Li and Brown（1980）は、景観、騒音、工場や商店への接近性など局所的な近隣効果を推定し、ミクロな住環境要因を含めないと住宅価格推計には偏りが生じることを示している。亀田・肥田野（1997）は、住宅地における植栽の住環境外部効果を分析し、実証分析に基づいて、改善計画の便益と費用を定量化できることを示している。さらに、肥田野・亀田・安藤（1998）では、セットバックし

て植樹することの効果を示し、個々の敷地における便益・費用を算定し、近隣間における公平性の是正にまで応用できる可能性を示している。しかし、これらの研究では、部分的な効果しか定量化できていない。現実には、道路の拡幅、日照・通風の確保、庭面積の確保などさまざまな便益・費用が存在し、それらの複合効果として住環境が現れる。さらに、敷地面積に伴う便益費用の変化が存在するが、これについての有効な実証分析はない。

そこで、本稿ではより広範なミクロ的住環境要因について、敷地規模による変化も含めて価値を定量化する。とくに、これまで価値の定量化が難しいとされていた日照時間、緑地への接近性などについても有意な価値を安定的に定量化できた。この分析結果を用いることにより、戸建住宅の設計・計画案をミクロに評価することが可能となる。

1 分析手法とデータ

外部効果や社会費用を算定するには、ヘドニック・モデルが有効である。ヘドニック・モデルでは住環境の改善効果が土地価格に帰着するというキャピタリゼーション仮説に基づいて、住環境要因の便益を土地価格から推定することができる。完全な市場においては、効用を最大化する世帯は、個々の住環境要因の限界価値への支払意思額が「影の価格」すなわちヘドニック価格と等しくなるように住宅を購入する。そのため、均衡状態においては、各要因のヘドニ

(高氏写真)

がお・しゃおるう
1969年中国生まれ。1991年中国清華大学建築学院建築設計学科卒業。1994年清華大学大学院建築&都市研究所修士課程修了、ME。現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻博士課程在籍。
論文：“The Economic Issues of Urban Redevelopment”

(浅見氏写真)

あさみ・やすし
1960年東京都生まれ。1982年東京大学工学部都市工学科卒業。1987年ペンシルヴァニア大学地域科学専攻修士課程修了、Ph.D。現在、東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻助教授。
著書：『住宅の経済学』（日本経済新聞社、分担執筆）ほか。

ック価格はその要因の限界的な価値に等しくなる。そこで、ヘドニック価格を推計すればよい。それを用いれば、住環境要因を変化させる事業に伴う消費者余剰の変化を求めることができる (Boardman, Greenberg, Vining and Weimer 1996)。

1960年代にRosenによって定式化されて以来、ヘドニック分析手法は頻繁に用いられ、住環境の荒廃の評価 (Kain and Quigley 1970)、大都市における住宅価格指標 (Goodman 1978)、都市住宅の快適性評価 (Blomquist and Worley 1981)、住環境評価 (金本・中村・矢澤 1989、矢澤・金本2000)、住宅価格の地域性評価 (Mills and Simenauer 1996)、ソウルにおける地域性・文化性に配慮した住宅価格モデル (Huh and Kwak 1997) など、さまざまな住宅市場や住環境分析に応用されてきた。

本稿の分析に用いたデータは、1996年10月から1997年9月までに『週刊住宅情報』誌に掲載された土地付き分譲住宅のデータである。戸建

住宅のみにしぼり、かつ販売された物件のみのデータとするため、抹消時の価格を分析に用いた。個別要因の影響を分析するため、都心までの距離などの地域要因による価格への強い効果を除く必要がある (Goodman 1978)。そのため、ひとつの鉄道路線沿線の地域に対象地域をしぼった。その結果、東京都世田谷区の小田急線沿線の5駅の駅勢圏に属する190の物件を選択した。対象地域は東京駅より約17~23kmの距離に位置し、すべて第1種住居専用地域である。

これらの住宅・宅地価格に影響を及ぼす要因に関するデータを収集した。データには、地域の一般的な特質を表す地域要因、および個々の敷地や街区の特性を表す個別要因の2種類のデータがある。本稿では、とくに個々の開発・建築行為で変化する個別要因データの収集に努めた。

『週刊住宅情報』誌に掲載されていない個別要因データを収集するため、物件調査を行い、敷地の利用状況、近接建物との距離や近隣の住環境を調べた。また、選択物件を2500分の1の地形図にアドレスマッチングさせ、最寄りの学校や病院までの距離を計測した。

また、日照に関するデータについては、ゼンリン社の住宅地図をベースに、現地調査での建物間距離などで修正したデータからCADを用いて3次元的に立ち上げ、日影時間計算ソフト (A&A社EX-Shadow) を用いて日照時間を求めた。ほかに、近隣の建物との距離をもとに通風条件のデータも作成した。収集したデータを表1に示す (データの詳細については、Gao and Asami 2001を参照)。対象地域を都

表1—地域要因と個別要因

<ul style="list-style-type: none"> ・地域要因の変数 最寄り鉄道駅から新宿駅への所要時間、最寄り鉄道駅までの時間距離、もっとも近い学校の正門までの直線距離、もっとも近い病院の正門までの直線距離、美観地区ダミー。 ・個別要因の変数 前面道路幅員 (m)、舗装状態ダミー、道路階層ダミー、角地ダミー、南面接道ダミー、公共緑地隣接ダミー、非個人用駐車場隣接ダミー、農地隣接ダミー、他用途 (工業または商業) 隣接ダミー、冬至日照時間、通風状態ダミー、間口、旗竿敷地ダミー、庭ありダミー、駐車場ありダミー、近隣建物セットバック状況、近隣土地利用混合状況、近隣建物質状況、近隣道路側塀の植樹状況、近隣植樹量、残存建物寿命。

表2—単価の線形回帰モデル

	回帰係数 (100万円/㎡)	標準化 回帰係数	t 値	有意確率
定数項	0.91148		9.165	.000
ActualFAR	0.12756	0.182	3.215	.002
T. station	-0.01571	-0.420	-9.612	.000
W. road	0.02085	0.137	2.855	.005
Residual. b. age/S	0.56862	0.401	6.419	.000
Landscape	-0.17260	-0.400	-8.463	.000
T. Shinjuku	-0.01684	-0.310	-6.596	.000
Frontage	0.00580	0.113	2.383	.018
Goodpavement	0.04200	0.114	2.798	.006
Parkinglot	0.03817	0.153	3.536	.001
B. quality1	0.05748	0.150	3.507	.001
Sunshine/S	0.94761	0.125	2.669	.008
Con. greenery/S	21.45470	0.268	3.138	.002
Con. greenery	-0.19556	-0.257	-2.968	.003
Mix-use3/S	-17.47655	-0.381	-2.438	.016
Mix-use3	0.23841	0.404	2.635	.009
Tree1	0.03351	0.085	1.992	.048

注) 決定係数: 0.756、自由度調整済み決定係数: 0.734、変数名については補遺1参照。

表3—住環境要因のヘドニック価格

住環境要素	ヘドニック価格 (100万円)
延床面積 (㎡)	0.12756
T. station (分)	-0.01571×S
W. road (m)	0.02085×S
Residual. b. age (年)	0.56862
Landscape (Y/N)	-0.1726×S
T. Shinjuku (分)	-0.01684×S
Frontage (m)	0.0058×S
Goodpavement (Y/N)	0.042×S
Parkinglot (Y/N)	0.03817×S
B. quality1 (Y/N)	0.05748×S
Sunshine (時間)	0.94761
Con. greenery (Y/N)	0.19556×(109.7-S)
Mix-use3 (Y/N)	0.23841×(S-73.3)
Tree1 (Y/N)	0.03351×S

注) S: 敷地面積(㎡)、変数名については補遺1参照。

心方向に通る鉄道は小田急線のみであり、もっとも近い都心が新宿であることから、最寄り駅から新宿駅までの鉄道による時間距離は、都心までの距離の代理変数になっている。

変数間の相関係数を求めたところ、敷地面積と建物床面積には強い正の相関が認められた。多重共線性の問題を避けるため、建物床面積ではなく、容積率 (Actual FAR: 建物延べ床面積/敷地面積) を用いた。

2 ヘドニック分析

ヘドニック価格式の適切な関数形は、理論的な理由よりも実証分析の便を考慮して選択されることが多い (Halvorsen and Pollakowski 1981)。絶対価格への影響と単価への影響をともに含めるため、回帰式として以下の式を採用した。

$$P/S = \text{const} + \sum_{i=1}^k c_i (X_i/S) + \sum_{i=1}^k d_i X_i + \varepsilon$$

ただし、P: 土地および住宅の価格、S: 敷地面積、 X_i : 属性 i を表す説明変数、 c_i, d_i : 属性 i ($i \in \{1, \dots, k\}$) に対応する説明変数の回帰係数、 ε : 誤差項である。絶対価格および単価への影響はそれぞれ、 c_i, d_i で表されている。

回帰分析によって、16個の説明変数によるモデルが得られた。最初の11個の説明変数はF値の有意水準を0.05として逐次追加法によって得られた変数である。さらに、公共緑地隣接、土地利用混合、近隣植樹量などの5つの変数を加えた¹⁾。それらは、どれも有意な変数となった。回帰結果を表2に示す。このモデルは単価の75.6%を説明している。得られた16個の説明変数はどれも安定しており、絶対価格の回帰結果 (補遺2参照) とも整合的である。

回帰係数はそれらの増加による限界的な費用の増加分を表す。それらの絶対価格への影響は係数に敷地面積 (S) を乗ずることにより得られる。たとえば、容積率の回帰係数は12.756万円であるが、これは単位面積 (㎡) 当たりの価格となる。同様に、最寄り駅までの時間距離は、単位時間 (分) 当たり-1.571×S万円/分となる。それらの値は表3にまとめた。

14個の属性に対するヘドニック価格が得られた。その多くは敷地面積 (S) に応じて変化する。例外は、日照時間 (Sunshine) と残存建物寿命 (Residual. b. age) であり、これらは敷地規模によらずほぼ一定の効果があることがわかる。公共緑地に面していること (Con. greenery) と近隣の土地利用混合 (Mix-

use3) は敷地規模に応じてその影響が変化しますが、その臨界値も算出できる。公共緑地に面している時は、敷地面積が110㎡未満では価値が上昇する。また、近隣の土地利用混合については、敷地面積が73㎡未満のときに価値が減少する。

日照時間のヘドニック価格は時間当たり95万円であり、他の条件が同じであれば、日照時間が1時間増加するごとに95万円の資産価値の上昇があることがわかる。ミクロな住環境を考える場合には、この事実はきわめて興味深い。ある敷地で建築行為があった場合には、周辺の敷地に対して外部効果を及ぼす典型例が日照時間の変化である。したがって、本分析の結果を用いると、その外部効果を計量できることになる。

上式に関連して、日照時間と単価に非線形な関係があるかどうかを検討した。そのために、日照時間の変数の代わりに、特定の日照時間以上かどうかを示すダミー変数を回帰分析に投入した。日照時間2時間から6時間まで30分ずつ閾値を変化させた結果、閾値が4時間の場合のダミー変数をもっとも説明力が高かった。

回帰関数では、美観地区のダミー変数が負であった。一見、符号が逆のように思われるが、美観地区内においては建築規制が強化されるため、この属性への支払意志価格が減少することは不思議ではない。さらに、対象地域の美観地区内の地形は平坦ではなく、このことも負の効果が現れたことに関係している可能性がある。

表4に示した属性による回帰結果は土地および住宅の価格を説明する上で有意であり、かつ安定的である。なかでも、ミクロな住環境要因に関する結果が重要である。日照時間、駐車場の有無、間口、近隣の状況がとくに有意な価値を持っていたが、日照時間はもっとも意味がある。というのも、建設行為による外部効果を計量化できたからである。さらに、4時間以上の日照時間というダミー変数が有意であった。このことは、戸建住宅において4時間日照を適切な水準として考えてよいことを示唆している。

表4—住環境要因の効果

地域要因	個別要因
都心までの時間距離(-)	実容積率(+)
最寄り駅までの時間距離(-)	残余建物寿命(+)
美観地区(-)	前面道路幅員(+)
	敷地の間口(+)
	駐車スペースあり(+)
	近隣の植樹多い(+)
	日照時間・4時間以上日照あり(+)
	近隣の建物質良質(+)
	公共緑地に隣接(+)(-)
	近隣の土地利用混合多(+)(-)

注) (+)：正の効果、(-)：負の効果

公共緑地に面していることは、敷地面積が小さいときに正であり、近隣の土地利用混合は敷地が大きい時に正であることも興味深い。回帰分析から得られたヘドニック価格によって外部効果を計量化できたことにより、ミクロな住環境を評価できるだけでなく、新たな開発計画を評価することが可能にもなった。その応用例を以下で述べたい。

3 敷地細分化の分析

土地の細分化は都市の住環境悪化の重大な要因となっている。にもかかわらず、東京圏においては、今でも細分化が進行している。敷地が分割されると、ミクロな住環境要素が変化する。具体的には、間口、日照時間、駐車場の有無、植樹可能な土地などが変化する。当該敷地の価値が変化する。さらに、それに伴って、周辺の敷地にも外部効果を及ぼす。

仮想的な街区として、7m×15mの長方形の敷地で構成される街区を考えよう。この7m×15mの長方形の敷地というのは、上の分析で用いたデータベースの間口と敷地面積の中央値に対応する。

図1(a)における敷地 lotAが図1(b)の間口2.5mで面積60㎡の旗竿敷地(sub 1)と間口が4.5mで面積45㎡の長方形敷地(sub 2)に分割されたと仮定する。さらに、容積率規制は100%であると仮定する。表3で得られたヘドニック価格を用いて、表5に敷地分割前後の影

図1(a)－細分化前の街区

(単位:m)

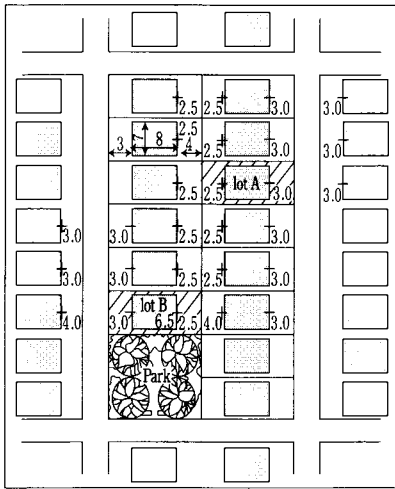
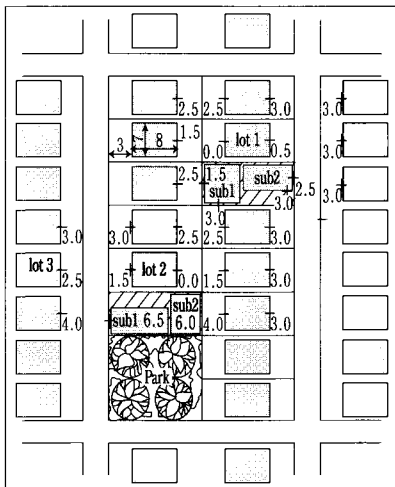


図1(b)－細分化後の街区

(単位:m)



響を示した。細分化によって、日照時間の減少という形で周辺への外部効果も発生する。上の場合は、敷地 lotA の北側の敷地 (lot 1) が影響を受けることになる。外部効果を含めて表 6 に示す。

敷地 lotA は細分化によって62万円の価値の増加がある。しかし、敷地 lot 1 の日照を遮ることにより、約237万円の負の外部効果をもたらし、結果として、全体では175万円の価値減少になる。理論的には、敷地 lotA の及ぼした外部効果は敷地 lotA の所有者によって補償されるべきである。この例では、敷地細分化が全体として望ましくない効果をもたらしていることを示している。細分化の外部不経済の効果が金銭換算できるため、本手法によって敷地間の公平性を保つための補償額を提示できる。

この単純な例は多くの細分化の代表例であろう。この結果は、細分化への一般的な批判の根拠を示すものとなっている。さらに、植樹の多い街区でこのような敷地細分化がおきるならば、植樹量の減少によるさらなる負の効果が得られる可能性がある。

ただし、敷地の細分化は常に社会的に負の外部効果を生み出すとはかぎらない。図1(a)および図1(b)に示すように、公園に隣接する敷地 lotB の細分化を考えてみよう。この場合は、敷地 lotB の資産価値は2263万円ほど増加する

のである。表7に示すように、これは主として公園に接していることによる正の外部効果によっている。敷地 lotB の細分化によって、他の敷地への負の外部効果は約190万円であるが(表8)、収支は正となる。

このことは公園の存在がその隣接地において細分化を促進する可能性を示している。したがって、公園周辺では敷地は狭い傾向にあ

表5—住宅に隣接する敷地の細分化効果

住環境要素	細分化前	細分化後		ヘドニック価格 (100万円/単位)	ヘドニック価格の合計 (100万円)
		Sub1	Sub2		
延床面積 (=S) (㎡)	105	60	45	0.12756	0
間口 (m)	7	2.5	4.5	0.0058×S	-2.2185
駐車スペース (Y/N)	1	1*	1*	0.03817×S	0
日照時間 (時間)	3	3	3	0.94761	2.84283
合計					0.62433

*sub 1 とsub 2 の両敷地とも駐車スペースありを仮定。

表6—住宅に隣接する敷地の細分化の外部効果

	日照時間 (時間)		ヘドニック価格 (100万円/単位)	ヘドニック価格の合計 (100万円)
	細分化前	細分化後		
lot 1	3	0.5	0.94761	-2.369025
合計				-2.369025

表7—公園に隣接する敷地の細分化効果

	細分化前	細分化後		ヘドニック価格 (100万円/単位)	ヘドニック価格の 合計 (100万円)
		Sub1	Sub2		
延床面積 (=S) (㎡)	105	45	60	0.12756	0.0000
間口 (m)	7	4.5	2.5	0.0058×S	-2.2185
駐車スペースあり (Y/N)	1	1	0	0.03817×S	-2.2902
日照時間 (時間)	6.5	6.5	6	0.94761	5.6857
公共緑地隣接 (Y/N)	1	1	1	0.19556×(109.7-S)	21.4531
合 計					22.6300

表8—公園に隣接する敷地の細分化の外部効果

	日照時間 (時間)		ヘドニック価格 (100万円/単位)	ヘドニック価格の合計 (100万円)
	細分化前	細分化後		
lot 1	3	1.5	0.94761	-1.4214
lot 2	3	2.5	0.94761	-0.4738
合 計				-1.8952

表9—敷地を公園に転用する社会的便益と費用

ケース		1：150㎡		2：100㎡		3：50㎡	
社会的費用 (もとの資産価値) (100万円)		91.12		65.19		35.44	
	ヘドニック価格 (100万円/単位)	公園なし	公園あり	公園なし	公園あり	公園なし	公園あり
日照時間 (時間)	0.94761	3	5	3	5	3	4
公共緑地隣接(敷地数)	0.19556×(109.7-S)	0	4	0	4	0	4
社会的便益 (100万円)		-29.63		12.59		51.70	
社会的効果計 (100万円)		-120.75		-52.60		16.26	

る可能性があり、これについては今後の実証分析が必要である。

4 密集住宅街区における公園の意味

住環境を改善する多くの事業においては、(小)公園を配することは有効とされている。土地区画整理事業では、土地の一部を公園や他の公共施設に供し、より充実した公共施設による住宅地の価値増加によってその費用が賄われている。このような場合には、公園の機会費用を推定することが重要である。公園を配することによりその地価分は社会的費用となるが、公園が存在することにより周辺に正の外部効果をもたらす。そこで、両方を斟酌する必要がある。

戸建住宅地の街区において敷地を公園に転換することを考えてみよう。単純化のため、4つの敷地が事業によって公園に接することになったと仮定する。3つの異なる密度を想定する。

ケース1：平均敷地規模は150㎡

ケース2：平均敷地規模は100㎡

ケース3：平均敷地規模は50㎡

公園転換事業による資産価値と外部効果を表9に示す。当初の敷地の価値の算出に関しては、最寄り駅への時間距離：15分、都心への時間距離：22分、前面道路幅員：4m、残存建物寿命年数：5年を仮定した。その他については、ミクロな住環境は標準的であると仮定し、それに対応するダミー変数の値はすべて0としている。

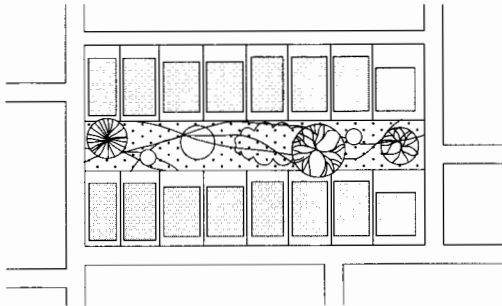
表9をみると、敷地面積が大きいときは、外部効果は負である。そのため、公園を配することは有効ではない。しかし、小さな敷地の場合には、公園に面する便益が大きく、公園を配するほうが社会的によくなる。ケース3では、公園の面積は50㎡としているが、その社会的効果は1626万円となる。この例は、戸建住宅地における小公園の存在意義を示している。

5 公園の配置方法

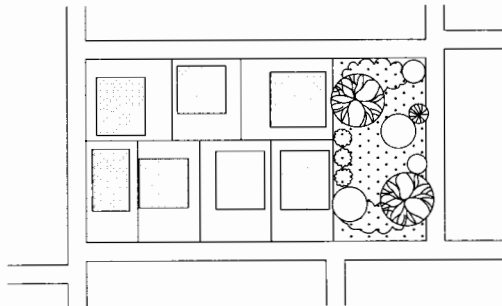
敷地面積が110㎡未満の場合には、公園などに隣接することが正の効果を持ち、かつ敷地面

図2 一街区の敷地規模と公園

(a)線状の公園



(b)長方形形状の公園



積が小さいほどその効果は大きくなることを求めた。これによれば、戸建住宅地における有効な公園の配置の仕方を導出できる。すなわち、面積が同じならば線状の公園のほうが幅の広い長方形の公園よりも有効となる。線状の公園では辺の長さが長くなり、隣接する敷地の数を増やすことができる。そのため、公園がより多くの敷地に正の外部効果をもたらすことができるようになる。公園のまわりの敷地が小さい場合には、その効果はより大きくなる(図2(a))。ただし、有効な公園としての幅の最低限度は存在するであろうから、これを極限まで拡張することはできない。逆に、大きな敷地の街区では、幅の広い長方形の公園のほうが有利となる(図2(b))。

おわりに

世田谷区の住宅地について、マイクロな住環境要素を加味したヘドニック分析を行った。分析の結果、単価の75.6%を説明するモデルが得られた。説明変数のなかでも、マイクロな住環境に関連する要素が有意な効果を持っていた。戸建

住宅地における住環境の多くは、マイクロな要素に依存する部分が大きいため、本分析の結果は物的な計画や設計に大いに参考になる。このことを、単純な街区の例を用いて、敷地の細分化や小公園の配置方法について分析した結果、敷地細分化による無視できない弊害が定量的に示された。また、公園については、規模の効果および形状の効果について論じた。マイクロな住環境指標を取り入れた本分析手法を拡張すれば、戸建住宅地における都市計画規制の意義や効果、最適計画手法の導出なども可能となる。それらの拡張については稿を改めて紹介したい。

補遺1 変数名の説明

- ActualFAR：建物延床面積/敷地面積(比率)
- B. quality1：建物質良質ダミー
- B. quality3：建物質悪質ダミー
- Con. greenery：公共緑地隣接ダミー
- Cul-de-sac：前面道路行き止まりダミー
- Frontage：敷地の間口(m)
- Goodpavement：前面道路舗装状態良質ダミー
- Lotarea：敷地面積(m²)
- Landscape：美観地区内ダミー
- Mix-use3：土地利用混合大ダミー
- Parkinglot：駐車スペースありダミー
- Price：土地および住宅の市場価格(百万円)
- Residual. b. age：残存建物寿命(年)
- Sunshine：日照時間(時間)
- Tree1：植樹量多ダミー
- T. Shinjuku：新宿駅までの時間距離(分)
- T. station：最寄り駅までの時間距離(分)
- W. road：前面道路幅員(m)

補遺2 絶対価格の回帰分析結果

F値について有意水準5%で逐次追加法により決定係数をもっとも大きくなるように有意な変数を選択した。その結果、23変数が選択され、価格のばらつきの96.9%が説明された(表10参照)。

敷地面積、駐車場の存在、緑地の存在、日照時間が絶対価格に対して正の効果、行き止まり路に面することが絶対価格に対して負の効果を示している。単価に対しては、最寄り駅までの時間距離、都心までの時間距離、美観地区、建物残存寿命年数、土地利用混合、前面道路の良好な舗装状態、近隣の建物質の良さなどが影響を与えている。

Con. greeneryとCon. greenery×Sより、公共的緑地に面していると、敷地面積が狭い場合に正の影響があり、その影響は敷地面積が小さいほど大きい。また、Mix-use3とMix-use3×Sより、付近の土地利用混合の

影響についても、敷地面積が75㎡以下の場合には負の影響であるが、敷地面積が大きくなるとその影響は正になる。接道幅や前面道路幅員についても敷地規模による影響の変化が見られる。回帰モデルは高い説明力を有しているが、物件の価格と敷地面積には高い相関がある。そのため、他の変数の影響を隠してしまっている危険がある。この問題を避けるため、第2節の分析を行った。

*本研究を進めるにあたって、岡部篤行東京大学教授、桑田仁芝浦工業大学講師、八田達夫東京大学教授より有益な助言をいただいた。また、文部省科学研究費補助金および科学技術庁科学技術振興調整費の補助を受けた。記して謝意を表する。

注

1) これらの変数は、上式の両辺にSを乗じた式に定数項を加えた回帰式での分析(絶対価格を被説明変数にした回帰)時に逐次追加法で採用された変数である。この回帰結果については、補遺2参照。

表10—絶対価格の回帰分析結果

	回帰係数 (100万円/単位)	標準化 回帰係数	t 値	有意確率
定数項	-1.29298		-0.182	.856
Lotarea	1.22829	1.649	10.598	.000
T. station×S	-0.01811	-0.284	-12.347	.000
T. Shinjuku×S	-0.02378	-0.736	-0.911	.000
Frontage×S	0.01554	0.269	4.237	.000
Landscape×S	-0.21752	-0.182	-10.392	.000
Residual. b. age×S	0.00461	0.125	4.493	.000
W. road	5.23173	0.106	3.677	.000
W. road×S	-0.02274	-0.243	-2.297	.023
Treel	6.44972	0.050	3.073	.002
B. quality3×S	0.04984	0.042	2.492	.014
Cul-de-sac	-4.35078	-0.250	-1.672	.096
Mix-use3×S	0.36571	0.172	3.507	.001
Frontage	-0.90977	-0.054	-1.669	.097
Parkinglot	4.33338	0.053	3.465	.001
Sunshine	1.11410	0.040	2.461	.015
Mix-use3	-27.35845	-0.142	-2.867	.005
B. quality1×S	0.08950	0.129	5.971	.000
Con. greenery×S	-0.18323	-0.205	-4.782	.000
Con. greenery	24.57015	0.099	3.844	.000
Goodpavement	0.03733	0.053	2.505	.013

注) 決定係数: 0.969、自由度調整済みの決定係数: 0.966、変数名については補遺1参照。

参考文献

Blomquist, G. and L. Worley (1981) "Hedonic Prices, Demands for Urban Housing Amenities, and Benefit Estimates," *Journal of Urban Economics*, 9, pp.212-221.

Boardman, A.E., D.H. Greenberg, A.R. Vining and D. L. Weimer (1996) *Cost-Benefit Analysis: Concepts and Practice*, Prentice-Hall.

Gao, X. and Y. Asami (2001) "The External Effects of Local Attributes on Living Environment in Detached Residential Blocks," *Urban Studies*, 38, forthcoming.

Goodman, A.C. (1978) "Hedonic Prices, Price Indices and Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 5, pp.471-484.

Halvorsen, R. and H.O. Pollakowski (1981) "Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations," *Journal of Urban Economics*, 10, pp.37-49.

Huh, S. and S. Kwak (1997) "The Choice of Functional Form and Variables in the Hedonic Price Model in Seoul," *Urban Studies*, 34, pp.989-998.

Kain, J.F. and J.M. Quigley (1970) "Evaluating the Quality of the Residential Environment," *Environment and Planning A*, 2(1), pp.23-32.

Li, M.M. and H.J. Brown (1980) "Micro-Neighborhood Externalities and Hedonic Housing Prices," *Land Economics*, 56, pp.125-141.

Mills, E.S. and R. Simenauer (1996) "New Hedonic Estimates of Regional Constant Quality House Prices," *Journal of Urban Economics*, 39, pp.209-

215.

Palmquist, R.B. (1982) "Measuring Environmental Effects on Property Values without Hedonic Regressions," *Journal of Urban Economics*, 11, pp.333-347.

岡田光正・高橋鷹志 (1988) 『建築規模論』新建築学大系13、彰国社。

金本良嗣・中村良平・矢澤則彦 (1989) 「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」『環境科学会誌』2(4)、251-266頁。

亀田未央・肥田野登 (1997) 「外部性を考慮した住宅地計画に関する基礎的研究」『日本不動産学会学術講演会梗概集』13、29-32頁。

桑田仁 (1998) 「街区を単位とした日照確保形態規制手法に関する研究」『都市計画論文集』33、787-792頁。

出口敦・山田学・渡辺定夫 (1990) 「高密度低層住宅地における形態規制の評価——東京都第1種高度地区における相隣環境形成の観点からの検討」『都市計画論文集』25、115-120頁。

日本建築学会都市型住宅特別研究委員会 (1996) 「都市型住宅・住宅地の要件」特別研究13、日本建築学会。

肥田野登・亀田未央・安藤詩歩 (1998) 「既存住宅地における壁面線既成導入に伴う受益と負担の研究」『日本不動産学会学術講演会梗概集』14、125-128頁。

矢澤則彦・金本良嗣 (2000) 「ヘドニック・アプローチによる住環境評価——GISの活用と推定値の信頼性」『季刊 住宅土地経済』No.36、10-19頁。

住宅供給に関する実証分析

Mayer, C. J. and C. T. Somerville "Residential Construction; Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply," *Journal of Urban Economics* (2000) 48, pp.85-109.

日本では、住宅投資の動きが経済に与える影響は大きい。1955年以降で見ると、好況のときは住宅投資を含む投資支出全体も大きくなっているのに対して、不況のときには投資支出水準は低い¹⁾。全投資に占める住宅投資の割合は、民間部門だけでみると1980年までは平均35%、それ以降でも平均25%である。民間および政府を含めた国全体の住宅投資の全投資に占める比率は、1980年までは平均25%、それ以降も平均20%の水準である(図1を参照)。さらに、1990年代に入ってから平成不況に対する景気対策では、毎回住宅減税や住宅金融公庫による住宅投資刺激策が実施されている。

わが国と同様にアメリカでも住宅投資は重要な経済変数のひとつであり、ここで紹介するMayer and Somerville論文のなかでは、住宅需要による影響として、①建設業やそれに関連する製造業の雇用の変化(直接的効果とよんでいる)、②家を買うのと同時に購入する消費財の影響、があげられている。また、住宅建設は景気指標のなかでも先行的指標であるという研究についても説明がなされる²⁾。さらに、住宅投資の変化が既存の住宅の価格に影響すること、税制改革による厚生水準や所得分布への影響は、住宅供給の価格弾性値に依存することなどが明らかにされる。

以上のように、住宅投資に影響を与える要因は多岐にわたり、住宅投資水準の決定要因を研究することは、経済政策の効果を定量的に計測するためにも重要である。ここで紹介するMayer and Somerville論文の目的は、住宅投資水準について、より精度の高い推定モデルを提示することである。

従来の実証分析における問題点として、Mayer and Somervilleは住宅建設を一般的な投資と同列に扱っている研究が多いことをあげている。長期的には、住宅価格は二つの異なる性質のものに依存する。ひとつは住宅価格に対して弾力的に供給される建造物の価格であり、もうひとつは住宅価格に非弾力的

な土地の価格である。このため、住宅建設を投資と同列で考えることは難しい。

Mayer and Somervilleは、住宅の新規着工についての従来の研究に用いられている住宅価格「水準」ではなく、住宅価格の「変分」を実証分析に用いることを提案する。

Mayer and Somerville論文では、ここで紹介される彼らの住宅建設量を説明するモデルが、計量経済学の枠組みでみても優れており、従来の実証研究と比較しても予測力に優れていることを明らかにする。以下では、第1節で推定モデルを説明し、第2節で実証結果について述べ、最後にこの論文の結論と私見を述べることにする。

1 住宅新規着工の推定モデル

推定モデルは都市成長モデルをもとにして作成されたものである³⁾。これを用いると、望ましい新規の住宅供給量 s_t^* は

$$s_t^* = s(\Delta p_t, \Delta c_t) \quad (1)$$

と表現される⁴⁾。また、実際には住宅の新規着工が決定される時点と住宅が完成されるまでの間にはタイムラグが存在する。そのため、住宅建設業者は、 t 期における新規の住宅供給量を過去の市場情報から予測し、以下のように新規住宅供給量を特定化する。

$$l_{dt} = f(E_{t-1}(\Delta p_t, \Delta c_t)) = g(\Delta p_{t-1}, \Delta c_{t-1}) \quad (2)$$

ここで、建設業者によって t 期に供給される新規の住宅供給量 s_t は、望ましい新規の住宅供給量を上回ることはないため、

$$s_t = \min[s_t^*, l_{dt}] \quad (3)$$

と示される。(3)式および(1)式、(2)式より、住宅の新規供給量 s_t は、住宅価格の変化 Δp と住宅の建設費用の変化 Δc の関数として表現できる。つまり、

$$s_t = g(\Delta p_t, \Delta p_{t-1}, \Delta c_t, \Delta c_{t-1}) \quad (4)$$

となる。ただし、ラグの長さについては、住宅建設業者の予想形成(2)式や住宅の新規着工から実際に供

給されるまでの期間の特定化などが絡むために、非常にむずかしい。そこで、推定式は、実質利子率 r および住宅の建設費用 c を用いて

$$S_t = g[\Delta p_t, \Delta p_{t-1}, \dots, \Delta p_{t-j}, \Delta r_t, \Delta r_{t-1}, \Delta c_t, \Delta c_{t-1}] \quad (5)$$

と特定化する。ここで、実質利子率および住宅の建設費用は1期ラグまでのみとし、住宅価格 p の変化のみ1期以上のラグをとり得るようになっている。

また、実証モデルのなかでは、短期の実質の住宅価格には正の自己相関を明示的に含めている。これは、住宅市場が四半期の期間内では完全には調整されない点を考慮に入れるためである。そして、住宅価格は需要側からの影響も受けるため、説明変数の外生性が成立しているか否かの問題がある。そこで、住宅価格の推計には、操作変数法を用いている。

2 住宅価格の説明要因に関する実証分析

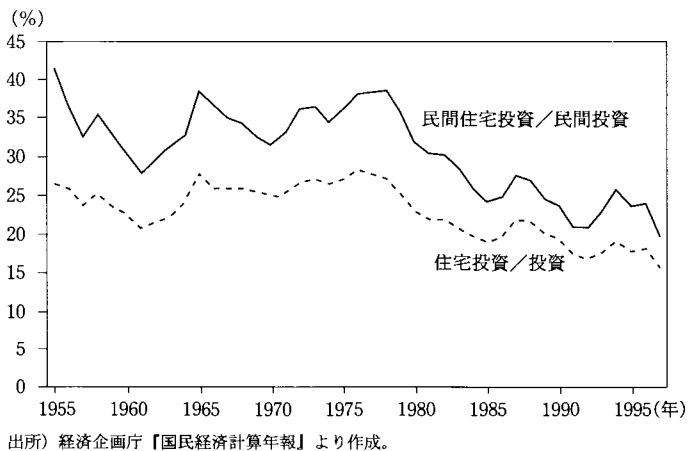
前節で述べてきたモデルは、単一の都市における住宅価格を説明するのに適したものであるが、一国全体にも適用可能であり、国全体でひとつの住宅市場を形成していると仮定する。

住宅価格については Freddie Mac repeat sales price index を用いる。これは、定点観測のデータを基礎にして作成された価格指数であり、ここでの推定モデルには適合的なデータである。

建築者の資金調達費用を反映させるものとして、実質プライムレートをを用いる。また、利子率の変化による需要側への影響は DiPasquale and Wheaton (1994) で計算された user cost (資本費用) を用い、住宅価格の変化を説明するための操作変数として使われる。

実証分析を行うにあたり、時系列特性のなかで定常性をチェックするために基本的な統計量の導出と各時系列データの単位根検定 (Augmented Dickey - Fuller Test) を行っている。住宅着工のデータ

図1—投資需要に占める住宅部門の需要の割合



と住宅価格の変化のデータの単位根検定では、標本の大きさが小さいことによる問題はあるものの、定常であることが統計的に示される。すなわち、推定モデルに用いられる変数はすべて定常的な変数によって構成されていることを表し、回帰モデルの問題が従来の研究よりも少ないことを明らかにしている。

なお、推定式は(5)式で、住宅価格の変化のラグの長さは3期とする。データは四半期データを用いて、推定期間は1975年から1994年までである。また、季節調整は行わず、定数項ダミーによって季節性を処理する。

3 計量分析の結果

以上の準備の下で実証分析を行い、その結果は表1に示される。以下では主要な結果について説明する。

住宅価格の変化が住宅の新規着工量に与える影響は、説明変数のなかで一番大きいことがわかる。回帰式(1)の結果によると、住宅価格の変化について標準偏差1だけの上昇(943ドルに相当)は、新規住宅着工量を18300単位(将来時点への影響を含むと53800単位)増加させることがわかる。これは、平均的な住宅の新規着工量(263000単位)の7.0%(20.7%)に相当する。他方、他の定式化(回帰式(2)から回帰式(4))の結果は、回帰式(1)の結果と比べて小さく、たとえば回帰式(3)における最終的な効果

表1—Mayer and Someville (2000) における新規住宅供給関数の実証結果

被説明変数：新規住宅供給

説明変数	回帰式(1)	回帰式(2)	回帰式(3)	回帰式(4)
住宅価格の変化	0.0194 (0.0091)	0.0176 (0.0089)	0.0177 (0.0092)	0.189 (0.0087)
住宅価格の変化 (1期前)	0.0196 (0.0047)	0.0192 (0.0047)	0.0156 (0.0049)	0.0159 (0.0048)
住宅価格の変化 (2期前)	0.0134 (0.0043)	0.0132 (0.0043)	0.0129 (0.0040)	0.0129 (0.0040)
住宅価格の変化 (3期前)	0.0047 (0.0051)	0.0045 (0.0051)	0.0017 (0.0048)	0.0017 (0.0048)
実質プライムレートの変化	-4.85 (2.44)	-4.88 (2.37)	-3.67 (2.32)	-3.49 (2.33)
実質プライムレートの変化 (1期前)	-4.16 (2.50)	-4.33 (2.47)	-2.38 (2.40)	-2.44 (2.41)
住宅ストック (1期前)				0.0012 (0.0019)
売れるまで期間：新規住宅 (1期前)			-9.79 (4.72)	-9.33 (4.57)
建築材の価格指標の変化	-98.5 (377.7)		-19.4 (373.8)	14.7 (372.2)
トレンド項	-0.0053 (0.438)	-0.066 (0.437)	-0.228 (0.368)	
定数項	208.2 (45.8)	209.2 (45.6)	309.2 (63.9)	356.8 (133.9)
標本の大きさ	76	76	76	76
回帰モデル	AR-IV	AR-IV	AR-IV	AR-IV
対数尤度	-352.5	-35.19	-348.3	-349.1
ARI での自己相関係数	0.67	0.67	0.6	0.6
Q 値	6.34	7.47	5.71	5.31

出所) Mayer and Somerville (2000), p.100, Table 3.

注1) カッコ内は推定パラメータの標準誤差を表している。

- 2) 上記の表の結果には掲載されていないが、すべての回帰式で用いた変数は季節調整をしていないため、四半期ダミーが入っている。
- 3) AR-IVは自己相関を含む操作変数法による推定を行ったことを表している。ところで、実質住宅価格の現時点の変化の操作変数として、非建設業の雇用の変化の現在値および過去の値および実質エネルギー価格、モーゲージ利回り、夫婦の数をを用いている。また、実質建築材の価格指標の変化の操作変数として実質の原料の価格の変化を用い、すべての外生変数の過去の値も操作変数として含めている。

は45200単位の増加である。

実質の金利の変化が新規住宅量に与える影響は、統計的に有意であるが、その大きさは小さい。回帰式(1)では、金利の標準偏差1の増加(1.3%上昇に相当)によって新規住宅着工量は12000単位となる。これは、平均的な住宅の新規着工量の5%弱の量に相当する。回帰式(3)の結果からは、他の回帰式の結果とはやや異なるが、利子率の変化が住宅需要に与える効果は小さく、8000単位のみ減少にとどまっている。このように、住宅着工が利子率から受ける影響が小さい理由は、利子率変動の影響が、住宅供

給への影響よりも住宅需要への影響のほうが大きいことを示唆している。

他の住宅供給に関する実証分析と同様に、財価格の変化は住宅供給量に有意な変化を及ぼさない。回帰式(3)は、さらに新規の住宅が売れるまでの期間の中位数を説明変数として加えている。これは、負で有意である。その理由としては、住宅建設業者は、住宅価格の硬直性のために、売却率も考慮して住宅の新規供給量を決めていると考えられるからである。

さらに、Mayer and Somerville自身の推定結果の予測力を、DiPasquale and Wheaton (1994) の

モデル、Topel and Rosen (1988) のモデルと比較する。1974年から1987年までの期間で、おのおのの住宅供給モデルを推定し、1988年から1994年までについて事前予測を行っている。これらのモデルを予測誤差で比較すると⁵⁾、Mayer and Somerville自身のモデルを使った予測が一番よいことが示されている。

おわりに

Mayer and Somerville論文は、都市成長モデルを基礎としたモデルにより、アメリカの住宅の新規着工を実証分析したものである。実証分析の結果から判断すると、従来の研究と比較して、推定値の信頼性と予測精度がより良好であることが示される。また、今後の課題としてMayer and Somerville自身は、クロスセクション・データによる分析やパネルデータによる分析を行うことの必要性を述べている。その理由として、政府による建築規制や需要ショックに対する供給側の反応の違いを比較することができるからである。さらに、このモデルは都市別でも計測できるため、都市ごとのデータによる実証を行っていきたいと言及している。

Mayer and Somervilleによって言及された以外の点で、私なりの意見を2点述べたい。ひとつは、住宅供給は建築規制や税制などの政策的な影響を受けられるが、この論文ではそれらの変数を含んでいない。ただし、この論文はアメリカ全体のマクロ変数を用いて新規住宅供給量を推定しており、規制や税制が州ごとに異なっている可能性を考慮すると、アメリカにおける推計では、クロスセクション・データによる分析を行うほうが望ましいと思われる。次に技術的な問題点として、ラグの長さの特定化について、さらなる検討を加えるべきだと思われる。ラグの長さの誤りが自己相関に出ている可能性がある。このように、残された課題はあるものの、時系列データにおいて問題となるデータの非定常性を単位根検定によって推定以前に検討しているように、データの時系列特性に格別に配慮している点は評価できる。

注

- 1) この指摘については吉野・中島編 (1999) 第1章を参照されたい。
- 2) 日本では、経済企画庁が発表している景気動向指数の先行系列に新設住宅着工床面積が含まれている。
- 3) モデルの詳細についてはMayer and Somerville (2000) のAppendixを参照されたい。また、都市成長モデルはCapozza and Helsley (1989) を参照されたい。
- 4) 望ましい住宅の新規供給量は、今期の最適住宅ストック量と前期の住宅ストック量との差である。ところで、これはDiPasquale and Wheaton (1994) における住宅投資をストック調整原理で説明しようとした研究の定式化と似ているが、実際の住宅供給量を決定する定式化が異なっていることによって推定モデルが異なっていることに注意されたい。
- 5) Mayer and Somerville (2000) のTable 4に推定結果が、Figure 3に予測値の推移が掲載されている。

参考文献

- Capozza, R. G. and R. W. Helsley (1989) "The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth," *Journal of Urban Economics*, 26, pp.295-306.
- DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, pp.1-28.
- Topel, R. and S. Rosen (1988) "Housing Investment in the United States," *Journal of Political Economy*, 96, pp.718-740.
- 吉野直行・中島隆信編 (1999) 『公共投資の経済効果』日本評論社。

中東雅樹

(慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程)

●近刊のご案内

『住宅・土地問題研究論文集(23)』

当センターで行った研究助成の成果11編を収録。代表研究者と研究テーマは以下のとおり。

原田純孝（東京大学社会科学研究所教授）「現代日本の住宅法制と政策論理——イギリス、ドイツ、フランスとの比較の視点から」／川嶋辰彦（学習院大学経済学部教授）「郊外化現象と住宅政策——わが国都市圏のライフサイクル過程と住宅の需要供給分析」／高橋儀平（東洋大学工学部助教授）「農山村地域の高齢化と住居、居住環境整備に関する調査研究」／深海隆恒（東京工業大学大学院社会理工学研究科教授）「東京都区内における用途混在の同定とその整備のための基礎的条件に関する研究」／豊永郁子（九州大学法学部助教授）「1980年代英国サッチ

ャー政権下における住宅政策——公営住宅払い下げを中心にして」／上野勝代（京都府立大学人間環境学部教授）「北欧における住宅・都市行政とオンブズマン制度」／中島康孝（工学院大学工学部教授）「環境とエネルギー高効率ソーラーハウスの評価研究」／松田博幸（近畿大学工学部講師）「沖縄県の地域型ハウジングシステムに関する研究」／吉村弘（山口大学経済学部教授）「都市規模と都市集積の経済性に関する実証的研究——オフィス・レントの地域間格差を通じて」／西村幸夫（東京大学大学院工学系研究科教授）「アメリカの美観ゾーニングのわが国都市景観整備への導入可能性の検討」／熊谷良雄（筑波大学社会工学系教授）「平成5年（1993年）北海道南西沖地震後の奥尻島における住宅再建過程に関する研究」。

『大都市圏住宅需給実態調査V』

本調査は、従来首都圏を対象として行われてきたが、平成11年度から大阪圏も加えることになった。

現在までに集計されたデータは、首都圏が16万1617件（埼玉県3万6468件、千葉県3万1161件、東京都4万9012件、神奈川県4万4976件）、大阪圏が5万700件（大阪府2万7625件、京都府9012件、兵庫県1万38件、奈良県4025件）の合計21万2317件である。首都圏だけを見ると、集計データは平成10年度より1万3684件、約1割もの増加となり、11年度の住宅着工が盛んだったことがうかがわれる。

主な調査項目は、①行政区別の建築棟数と総延床面積、②個人持ち家の住替え状況、③戸建て住宅における企業別施工実績であり、今後集計と分析を行い、平成12年11月頃に報告書を発表する予定である。

編集後記

沿道に植えられた木槿の白い花が暑さに耐えながら咲いていた長い夏もようやく遠ざかりました。夕方になると叢にすだく虫の音が秋の訪れを感じさせる《白露》、そして中秋の名月から《秋分》へと季節は深く巡ります。

住宅街のあちこちから聞こえる虫の声は、公園の樹林あたりで無心の響きとなって高まり、その響きが夕闇の中をスニーカーで散歩する人影を包み込んでいます。

尾根を削り、谷を埋めて造成され

た郊外住宅地には、やがて樹木が根づき、虫が棲み、鳥がやってきます。そして20年ほど経つと、街の骨格は変わりませんが、家が少し建て替り、人が少し入れ替り、たくさんいた子どもたちは成長して、孫たちの姿がちらほら見られるようになります。

この安定した自然な循環がこれからも続いていくのでしょうか。万物の尺度である人間が人為的に改変される可能性に対し、期待とおのきを感じずるとき、「変わらないもの」が再び求められるようです。（M）

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——瀬古美喜
八田達夫
浅見泰司

季刊 住宅土地経済

2000年秋季号（通巻第38号）
2000年10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㈱