

[巻頭言]

住宅政策の基本課題

小川忠男

建設省 住宅局長

財団法人 日本住宅総合センター 評議員

住宅は個人にとってもっとも重要な生活空間であると同時に、地域社会にとっては、コミュニティ活動の基盤、地域の環境、文化、市街地景観などの重要な要素です。また、国全体にとっても、国民が住宅を安定的に確保し、充実した生活を送ることは、社会の安定と長期にわたる発展の基礎的条件となっています。

このような住宅について、その状況をみでみると、平成5年住宅統計調査によれば、総世帯数4,097万に対して総住宅数は4,588万戸と1世帯当たりの戸数は1.12戸となり、量的には充足しています。しかしながら、全空室394万戸のうち、実際に住替えに利用するのに適当な住宅は23.0%に過ぎず、最低居住水準の確保ができない劣悪な住宅は38.9%を占めています。

また、質的な面をみると、1世帯当たりの平均床面積は約92㎡と着実に増加してきているものの、持家と借家の格差は広がっています。特に、大都市圏における借家の平均床面積は42㎡にとどまっております、居住水準の向上は引き続き大きな課題となっています。さらに、高齢化の進展、ライフスタイルの多様化など、住宅を取り巻く社会情勢も変化しており、住宅政策においても、今後こうした変化に的確に対応していくことが求められています。

そこで、このような住宅や住環境の状況および社会経済状況の変化により的確に対応した良質な住宅ストックと住環境の整備、安全で快適な都市居住の推進、いきいきとした長寿社会を実現するための環境整備、地域活性化に資する住宅・住環境の整備を基本課題と位置づけ、20世紀の総仕上げとして重点的に取り組んでいきたいと考えています。

目次●1996年秋季号 No.22

[巻頭言] 住宅政策の基本課題 小川忠男 ——1

[特別論文] 借地市場の構造と借地法の将来 瀬川信久 ——2

商業地と「バブル」 中神康博 ——10

民間住宅ローン需要におよぼす公的住宅金融の効果 森泉陽子 ——20

日本における新築住宅市場の実証分析 上野賢一 ——29

[海外論文紹介] 収穫逕増と経済地理 齋藤裕志 ——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

借地市場の構造と借地法の将来

瀬川信久

はじめに

1991（平成3）年の借地法改正は定期借地制度を創設した。それは、借地法を自由化すれば借地の供給が増え地価が下落し土地問題が解決するという主張を、部分的に受け入れたものである。しかし、借地法の自由化はメリットだけではない。そして、そのメリットとデメリットを比較するためには、自由化によってどこでどのような借地が供給されるかを明らかにしなければならない。そのためには、借地の需要・供給のメカニズムを明らかにする必要がある。以下では、明治以後の借地の変遷を概観し、それを基礎に借地の需要・供給のメカニズムを整理し、借地規制のあるべき方向を考えてみよう。

なお、事業用の借地や集合住宅の借地は数が少ない。以下では、借地のなかでも圧倒的な多数を占める一戸建住宅の借地を中心に検討する。

1 わが国の借地の歴史

借地法は1921（大正10）年に制定され、その後、1941（昭和16）年、1966（昭和41）年、1991年と3度改正された。この借地法の変遷はそのときどきの日本社会を反映している。そこで明治以後を四つに区分し、東京を中心に、借地がどう変化してきたかをみてみよう¹⁾。

明治はじめから大正中期まで

—地価の急騰と高い地代利回り

明治はじめから大正中期の借地法制定までは、借地が普及する条件がそろい、都市の膨張と

もに大量の借地がつくられた。

地主側をみると、まず、この時期には地価が上昇し続けた。たとえば、1877～1912（明治10～45）年の35年間に、東京の地価は年平均12%で上昇した。したがって、土地を売却せずに貸地として保持すれば大きな値上り益を得ることができた。また、地価に対する地代利回りが大きかった。それは、明治20年代の東京で10%を越えていた。他方で、地租負担は漸減していた。帝国議会で地主勢力が抵抗したために、明治初年の地租改正時の課税標準（「地価」）が据え置かれていたからである。この結果、收取した地代のなかでの地租額の割合は、たとえば1904（明治37）年の東京の1等地で11%、5等地で4.7%と、きわめて小さかった。相続税の負担も、1904年の相続税法まではなかった。このように土地所有のコストが小さく貸地の収益が大きかったので、資金のある者は土地を購入し貸地に出した。

それでは、土地所有が有利なのに、借地人はなぜ土地を買わずに借りていたのか。庶民向け金融が著しく高利で、土地購入のための借入金利の負担が地代の負担よりも大きかったからである。たとえば、大正初年の公的な調査では、不動産抵当付き貸借金利が年利10～23%であったが、個別的な調査では、庶民金融の金利は年100%以上が普通であり、なかには年利370%という高利貸しの事例もあった。それは、社会全体の余剰資金が産業振興に誘導されていたためである。

以上の結果、宅地の集積が進み、その上に大量の借地が設定された。東京では、①旧大名な

どが、旧邸地の払下を受けて中心部にまとまった土地を所有していた。②商人地主が、担保流れなどで中心部で虫食的に土地を集積し、また、市街化を見越して都市周辺部をまとめて取得した。たとえば、岩崎家（三菱）は、明治初年には、東京市内に810坪しか持っていなかったのに、1912年には25万坪を所有していた。また、③宅地地主に転換した元農家などは、都市の周縁にまとまった土地を所有していた。これらの土地の大部分が貸地に出されていた。

ところで、明治末になると、地代利回りが低下しはじめた。また、日清・日露戦争による財政悪化や地価上昇による地租負担不平等を理由に、1910（明治43）年に宅地地価修正法が制定され、地租の負担が重くなった。他方で、産業資本主義が成立し企業投資が安定したので、貸地投資の重要性は低下した。1921（大正10）年に資本家的借地人らの運動によって借地法が成立するが、これが実現した背景には、貸地経営が投資対象として重要性を減じていたという事情があったのである。

大正後期から昭和戦前期

——地価の停滞と高い地代利回り

大正後期から昭和戦前期には、貸地経営の条件が相対的に悪化した。都市の周辺部では依然として好条件が続いた。

まず、地価は、第一次大戦時の好景気が終わると既成市街地で停滞・下落し、昭和初年の恐慌以後は周辺の市街化しつつある地域でも停滞した。これによって、地主の得る値上り益は小さくなった。既成市街地で地価が停滞したのは、土地利用の高度化が進まなかったからである（旧東京市の容積率は、1915（大正4）年から1935（昭和10）年まで60%台に止まっていた）。したがって、既存の借地人よりも高い地代・代価を払って賃借・購入しようとする新規の土地需要者は少なく、既存の借地権の消滅を制限する法定更新制度は、問題視されなかった。

1941年には更新拒絶に正当事由を要求する法改正がなされたが、それは、軍需産業の増長などを原因とする人口の都市集中の圧力のなかで、

(瀬川氏写真)

せがわ・のぶひさ

1947年岐阜県生まれ。1971年東京大学法学部卒業。現在、北海道大学法学部教授。

著書：「不動産附合法の研究」（有斐閣）、「日本の借地」（有斐閣）ほか

貸主が、高度利用化するわけでもないのに地代・家賃の値上げを求めて明渡しを要求したことに対するものであった。同改正は、「正当事由」として地主の「自己使用」のみをあげて「有効利用」をあげなかったが、それは、当時、高度利用化を原因とする明渡し紛争がなかったからである。

第二に、地代利回りは中心部で低下したが、周縁部では高い水準を維持していた。1936（昭和11）年頃の東京では、中心部で3%、周縁部で12%、普通は6%前後であった。1940（昭和15）年の地代家賃統制令は、これを国債の利回りを基準とする4.2%前後に抑えようとしたに過ぎない。

第三に、地租負担は漸増した。1931（昭和6）年の改正地租法は、課税標準を1926～27（大正15～昭和2）年の賃賃価格に変え、以後10年ごとに改訂することとしたからである。

他方、金利は、大正年間に平準化、低下する兆しをみせ、同じところに住宅金融の萌芽もみられた。しかし、昭和期に入ると金融恐慌と戦時経済体制のなかで、住宅金融は縮小し消滅した。

以上が、大正後期から終戦までの状況であった。このなかで、貸地地主のうちでも産業資本への転換を図る三井・三菱などは、借地法制定前後に貸地経営から撤退した。しかし、安定した収益を重視する資産家は貸地経営を続けた。特に都市の周辺部では新規の宅地の大部分が借地であった。たとえば、住宅のうち借地上のものは、昭和初年の東京市旧15区で70%であり、周辺の区・町村では90%前後に達していた。

戦後の高度成長前期まで

—地価の急騰と地代利回りの漸減

敗戦直後の1945～50（昭和20～25）年には、地代は地代家賃統制令によって抑制された（東京の中心部で地代利回りは0.2%）が、地価は暴騰した（商業地で年平均126%、住宅地で89%上昇）。しかし、この混乱が過ぎると地価の上昇率は小さくなり、また地代家賃統制令の緩和（1950年）により地代利回りは回復した（中心部で1.2%）。その後の高度成長期前半（1960年代半ばまで）には、地価上昇が続き、地代利回りが低下した。

すなわち、第一に、東京23区の地価は、1955～61（昭和30～36）年には年平均28%で、1961～67（昭和36～42）年には年平均16%で上昇した。

第二に、地代利回りは、1955～65（昭和30～40）年の期間に、東京の継続地代で1.2%前後から0.2～0.7%に、全国の継続地代で4%から2%に、全国の新規地代で5%から2～3%に低下した。

第三に、1950年の税制改正は、地租を固定資産税とし、課税標準を賃貸価格から売買価格に改め、それを3年ごとに改訂することとした。しかし、この改正は実施されなかったため、地価が上昇しても固定資産税額は増加せず、地主の負担は軽減した。

最後に、1950年に住宅金融公庫が設立されたが、貸出限度が低く資格審査や抽選など貸出条件が厳格だったために、大部分の大衆は住宅地の購入に利用することができなかった。

こうして、1966年の借地法改正に至るこの時期には、都心部では借地が減少したが、市街化進行地域では借地が増加していた。この時期の動きは、明治末から大正はじめに始まりながら大正末からの不況と続く戦時統制経済の下で抑えられていた動きが再現したものとみることができる。

高度成長後期から今日まで

—高度利用化による地価上昇と地代利回りの極小化

1960年代半ば以後に、高度経済成長の結果が

現われると、戦前からの土地体制が崩壊した。

第一に、地価が上昇し続けた。それは、土地取得資金の金利が低下し、他方で土地の高度利用化が進んだからである。この時期には、都市の周辺部での農地・原野などが市街地化する（第一次都市化）とともに、既成市街地での高度化・高収益化が進んだ（第二次都市化）。たとえば、旧東京市15区の地域の容積率は、1965年に83%、1975（昭和50）年に132%、1985（昭和60）年に151%と急激に増加した。この第二次都市化のためには、既存の借地権を消滅させなければならない。ここにおいて、借地法の法定更新制度と「正当事由」が問題になった。判例は、地主が立退料を払えば「正当事由」を補完するという金銭的な解決を採用した。この立退料による解決は、借地人にとっては第二次都市化により代替的な借地が困難になったために必要になり、地主にとっては第二次都市化による開発利益の分配として可能になったものである。こうしてこの時期に、立退料と結びついた借地権価格が生まれた。そしてこれは、地主の値上り益（キャピタルゲイン）を減少させた。

この時期の地価上昇の特質としていま一つ注意すべきは、上昇率が次第に低下したことである。たとえば六大都市市街地の地価上昇率をみると、敗戦から高度成長前期の終わりまでの20年間（1945～65年）は年平均40数%であったのに対し、高度成長後期以後の20年間（1965～85年）は年平均10数%であり、最近の20年間（1975～95年）は年平均5%前後に落ちている。貸地地主が得る値上り益が次第に小さくなっているのである。

第二に、地代利回り（インカムゲイン）が著しく低下した。1990（平成2）年前後の継続地代の利回りは、東京で0.1～0.3%、地方都市で1～2%になった。

第三に、1964（昭和39）年の新固定資産税評価基準の設定と、1970（昭和45）年の全面的評価替えは、地価の上昇とあいまって、収地代中の公租公課の割合を上昇させた（1990年頃の東京で40%前後）。

最後に、1960年代半ばに、住宅金融の貸出条

件が緩和された。その結果、住宅ローン新規貸付額は、1965年の0.6兆円から、75年の11兆円、85年の13兆円、90年の25兆円と急激に増加した。

これらの結果、高度成長前半期まで大量の借地が設定されていた市街化進行地域で、宅地の大部分が分譲・売買で供給されるようになった。たとえば、1976～83（昭和51～58）年の期間に、首都圏の市街化進行地域（都心より20～40kmの地域）において、新規宅地取得数のうち、所有権取得によるものが約93%であり、借地権取得によるものは7%前後にとどまっている。もっとも、将来の第二次都市化が考えられない地方都市では、値上り益ではなくて地代収益を目的とする新規の貸地設定が続いている。

事業用借地と借家

以上は居住用借地に関する。これと比べると、事業用借地や借家は違う動きを示している。事業用借地の例として借地上のビルをみると、1951～60（昭和26～35）年の25%から1981～90（昭和56～平成2）年の18%と減少してはいるが、その減少は緩やかであり、今日でも都心部で借地の新規設定がある。借家は、借地と同じく戦後減少したが、地代家賃統制令が緩和されると、借地と違って再び上昇し、今日、大都市の借家率は50～60%で安定している。これらは、居住用借地と事業用借地、借地と借家で、成立条件が違うことを示している。

2 理論的整理

以上の歴史的な観察から、借地が成立する条件を整理してみよう。それは、裏からみれば今日、借地が成立しなくなった事情である。

借地は、土地を使わない土地所有者から土地を持たない土地需要者へ土地利用権原を一時的に移すものである。しかし、これは土地の売買によっても可能である。土地需要者は、土地を購入して使用後に売却すれば借地と同じ便益を受け、他方、土地所有者は、土地を売却して一定期間の後に類似の土地を購入すれば、貸地と同じ便益を得られるからである。

したがって、問題は、どのような場合に、この土地利用権原の移転が、売買でなくて借地＝貸地でなされるかである。

まず、借地法がない場合の借地の成立条件をみしてみる。

土地需要者は、土地購入のための借入金利よりも地代利回りが小さいときに土地を買わないで借地をする。他方、土地所有者は、地代利回りが土地を売った代金の運用収益率よりも大きい場合に貸地をする。まとめると、

（土地購入のための借入利率）

>（地代利回り）

>>（土地売却代金の運用収益率）

の場合に借地契約が成立する。このように、借地は、土地購入のための借入金利と土地売却代金の運用収益率の間に格差があるときに、その格差を補完する信用供与なのである。戦前から高度成長前期までは、産業優先の金融構造が土地需要者の資金不足を作りだしていたので、貸地という与信形態が利用された。しかし、高度成長後期以後の住宅金融の整備はこの資金格差を縮小させ、この借地の成立条件を消滅させたのである。

金利の問題に地価上昇を加えると、借地の成立条件は、

④（借入利率－予想地価上昇率）

>（地代利回り）

>>⑥（他の資産運用の収益率

－予想地価上昇率）

となる。ところで、一般に、土地所有者と比べると土地需要者は、営業活動や生活のために当面の利用を重視して将来の値上り益を考えなかったり、利用の確保を第一目的とするため地価上昇を低めに予想する（投機的活動において近視眼的ないしリスク回避的）。したがって、地価が上昇するときには、④と⑥の格差は大きくなり、売買よりも借地＝貸地が選択される。事実、高度成長前期までは、地価上昇のなかで借地が増えていた。この高い地価上昇率は、主に、産業化にともなう都市の急成長に起因していた。

次に、借地法があると以上の状況がどう変わるか。借地法による借地権保護を、土地所有者

が不利益と評価するのと同じ程度に借地人が利益と評価すれば、借地＝貸地が成立する数量は変わらないはずである。しかし、実際には、地主が借地法を負担と考えるほどには、借地人は借地法の保護を評価しない。少なくとも、法定最低期間よりも短くてよいと考える借地人、および法定更新・立退料など期間満了時の保護を必要と考へない借地人は、借地法の保護を評価しない。したがって、借地法によって、借地の供給が減少するほどにはその需要は増加せず、新規の借地は減少する。高度成長前期末以後に、既存市街地の高度利用化のために既存借地権を解消させる必要が生じたとき、この問題が顕在化した。将来の明渡しの際のトラブルを懸念して、借地＝貸地が敬遠されるようになった。

しかし、借地権保護のゆえの借地の減少は、借入金利の低下による減少と比べると限定されている。

第一に、減少するのは、法定最低期間よりも短期の借地や満了時の保護がない借地だけである。第二に、満了時の保護のゆえに借地が減少するのは、期間満了時にさらなる高度利用化（住宅用から商業用への転換）が予想される地域（大都市圏の市街化進行地域）に限られる。将来の高度利用化（第二次都市化）が考えられない地域では、期間満了後も同じような借地人へ賃貸し続けることになるから、地主は法定更新を負担と考へないからである（1991年改正の前も後も、地方都市では普通借地が設定されている）²⁾。

以上の整理は、従来の借地問題のとらえ方といくつかの点で違っている。もっとも大きな違いは、借地＝貸地の市場と宅地売買の市場とを相互に代替的なものと考え、さらに、この二つの市場を金融市場と連動するものと考えた点である。そのほか、地価・地代の上昇のうち、金利低下に由来するものと土地利用の高度化に由来するものとを区別した。このようなとらえ方によってはじめて、第1節で述べた明治から今日までの借地の実態と変遷を理解し、説明することができる。

その理解によると、居住用借地は、日本資本

主義成長期の産物であった。貸地は、資金の偏在と都市の急成長という条件を利用した土地の高利貸しであり、借地法はこの貸地所有権を部分的に収用するものであった。そして、高度成長後期に余剰資金が消費部門に回りはじめると、土地需要者の金利が低下し、地価が上昇して地代利回りが低下し、値上り益が主な貸地収益となった。

ところで、土地需要者の金利が低下しても、土地利用の高度化がなければ、既存の借地人と新規の土地需要者との競争関係は、既存借地人に対する地主からの地代値上げ請求として現れるにとどまる。しかし、高度成長後期以後は、既存市街地の高度利用化が進んだ。ここでは、地価・地代の値上り益は、既存建物の取壊しと新規の高層建物の建築によってのみ実現される。こうして1960年代半ば以降に借地権の終了を制限する借地法が桎梏になり、借地の供給がなくなったのである。

3 定期借地と借地法自由化論

今日、土地所有者と土地需要者の資金格差は以前と比べるとはるかに小さくなった。したがって、借地とその法規制の社会的意義はこれまでのように大きくない。今回の法改正が創設した定期借地制度も、居住用借地に関するかぎり、それほど利用されないであろう。定期借地は、これまでの借地と同じように、おもに市街化進行地域で利用されるが、将来の高度利用化が予想されないところでは普通借地が利用されるからである。実際にも、定期借地の利用は、第二次都市化が予想される大都市圏の周縁に限られている。

この地域で設定される定期借地が制度として成功するか否かは、50年後のこの地域の状況による。50年後に高度利用化によりその地域の地価が上がっていれば、明渡し紛争が起こるであろう。そのとき、定期借地権の数が少なければ特別の保護立法はなされず、定期借地権は消滅を強制されるであろう。これに対し定期借地権が相当数になると（イギリスやハワイなど外国

の借地立法の例も考えると、それは、居住世帯の10%前後であろう)、特別の保護立法が考えられるであろう。(すでになされた契約の内容を後の立法で変更するのは経済学的には不合理であるが、社会心理・政治の問題として考えなければならない。)

以上とは反対に、この地域で高度利用化による地価上昇がなければ、借地人に対する明渡し請求は例外的なものにとどまり、社会問題にならないであろう。そのときには、地主が借地人に底地の買取を提案することも少なくないであろう。

このように、定期借地による借地の供給は、量的・地域的に限られている。また、定期借地によって期間満了時の問題がすべて解決されるわけではない。定期借地制度のメリットを過大に評価すべきでない。

ところで、借地規制自由化論者は、より一般的な有効利用という観点から、借地の活用、借地法の自由化を次のように主張する。

——「資産としての土地所有」が地価高騰などの土地問題をつくりだした。ただ、「仮に資産としての土地の有利性が高まっても、資産としての側面と切り離して土地利用を促進する措置がとられるなら、土地問題は悪化しない。……土地を借地方式で活用すれば、土地所有に伴う経済的利益を地主に残しつつ、土地の高度利用が実現される。」——³⁾。

しかし、借地が自由化されると、地主は土地を売却せず、貸地で保有するようになるから、「資産としての土地所有」をかえって拡大する⁴⁾。

また、借地法を自由化すると、借地人の地位が不安定になる。多くの者が限られた都市空間での居住・活動を希望しているとき、より多くの負担を払う者に都市で居住・活動する権利を与えるのは公平であろう。しかし、都市の成長によって地価が上昇する以前に土地所有者になっていたというだけで、永久的な居住権を持ち、さらには自ら利用しない土地を貸地として所有できるというのは、公平でないように思われる。

おわりに

借地法の問題は、結局、都市資源の有効利用と安定的な都市居住権を配分するルールの問題である。都市における安定的な居住・活動について土地所有者と非土地所有者をできるかぎり公平に扱うべきである。また、都市資源を有効利用するか否かを土地所有者個人の自由委ねるべきでない。

こう考えるときには、有効利用の促進は、土地保有税の強化によって図ることになる。それは、公共団体が大地主となって、土地所有者から固定資産税・都市計画税という地代を徴収することを意味する(相続税もここでは、権原者が交替するときに一括して払われる租税=公的地代と考えることができる)。それは、課税権をとおした土地の公有化である。

そこでは、適正な有効利用が、地主と借地人との間の私的利益の問題としてでなく、都市のあり方に関する公共の問題として議論されるようになる。そして、このような状況においてはじめて、土地所有者・借地人にどの程度安定した権利を与えるべきかにつき、土地所有者あるいは借地人という立場を離れた社会的合意が形成できるように思われる。

注

- 1) 以下は拙著『日本の借地』(有斐閣、1995年)第2章第2節の要約である。詳しくは同書を参照していただきたい。
- 2) 以上は、新規の借地に対する借地法の機能である。すでに設定されている借地に対する借地法の機能はこれとは別の問題であるが、紙幅の関係から省略する。
- 3) たとえば、野口悠紀雄『土地の経済学』(日本経済新聞社、1989年)46頁、187頁。
- 4) 「資産としての土地所有」は、都市が成長し将来に高収益利用化が予想される場合には不可避である。もっとも開発利益を全部吸収すれば「資産としての土地所有」はなくなるが、それでは、限られた土地資源の有効利用を完全に抑制することになる。「資産としての土地所有」に対して立法でできることは、高度利用化の権原とそれが産み出す収益を配分・分配するルールを決め、関係者の紛争費用を小さくすることだけであるように思われる。

本号の三論文はすべてわが国の土地市場と住宅市場に関する読み応えのある実証論文である。

最初の中神康博論文（「商業地と『バブル』」）は、1980年代から90年代前半にかけての東京圏商業地における地価の動きを実証的に分析し、ファンダメンタルズとバブルを分離することを試みている。

中神論文の中心は、エラー＝コレクション・モデルの推定である。この動学的計量モデルでは、地価変動がファンダメンタルズの変化に加えて、以下の二つの要因によって決定されていると考える。第一に、前期に地価が上昇していれば今期も上昇する傾向があるという地価変動の慣性が存在する。これを中神氏は「バブル」的要因としている。第二に、現在の地価の水準がファンダメンタルズから乖離すると地価をファンダメンタルズの方向に引き戻す力が働く想定している。これはエラー＝コレクション項と呼ばれている。

つまり、 t 期の地価とファンダメンタルズをそれぞれ P_t と X_t とすると、地価の変化 ΔP_t は、ファンダメンタルズの変化 ΔX_t 、前期の地価の変化 ΔP_{t-1} 、および地価水準とファンダメンタルズの乖離 $\Delta P_{t-1} - X_{t-1}$ の関数として、

$$\Delta P_t = a_1 \Delta X_t + a_2 \Delta P_{t-1} + a_3 (P_{t-1} - X_{t-1}) + u$$

の形として表されるとしている。（記号は論文のものより簡略化してある。）

地価のダイナミクスを決めるうえで重要なのは、上式の第2項

と第3項の係数であるが、パネルデータによる推定結果では $a_2 = 0.67$ と $a_3 = -0.75$ である。したがって、短期的には地価は循環的変動を示すが、長期的にはファンダメンタルズの水準に収束していく。

この推定結果を用いて、都心部の地価の動きが以下のように説明される。1980年代当初は地価水準がファンダメンタルズより低くなっており、80年代後半に入ってファンダメンタルズと「バブル」的要因の双方がほぼ同時に上昇しはじめる。その後、まもなく地価水準がファンダメンタルズより高くなり、エラー＝コレクション項が地価を下げる要因として効きはじめる。1980年代後半から90年代はじめにかけては、ファンダメンタルズが改善したにもかかわらず、エラー＝コレクション項が負の値をとり続けていたために、地価が大幅な下落を続けることになった。

エラー＝コレクション・モデルは、価格変動要因について明快な解釈を可能にするという長所をもっているが、その弱点はモデルの構造が安定的である保証がないことである。特に、市場の売り手や買い手がこの構造を知ると売買の行動が変わってしまって、モデルが当てはまらなくなる。これは合理的期待論者がマクロ計量モデルに対して行なった批判であるが、この批判がエラー＝コレクション・モデルにもそのまま当てはまる。

第二の森泉陽子論文（「民間住宅ローン需要におよぼす公的住宅金融の効果」）は、東京圏マンシ

ョン入居者動向調査の個表データを用いて住宅ローンの需要関数の推定を行なっている。

日本では住宅金融公庫に代表される公的住宅金融機関が民間住宅ローンよりも借り手にとって有利な条件で住宅ローンを提供している。したがって、公的住宅金融を限度額まで借りて、それでも足りない部分を民間金融機関から借りるという行動が一般的である。森泉論文はこのような行動を前提に、民間住宅ローンの需要関数を推定している。

この種の推定において気をつけなければならないのは、公的金融と自己資金だけで購入資金をすべてまかなえてしまえて、民間住宅ローンをまったく利用しないケースが存在することである。需要量が0になることがありうる場合に通常の最小二乗法を用いると推定値にバイアスが出てしまうことが知られている。森泉論文はこの問題を避けるために、ノーベル賞を受賞したマクロ経済学者 James Tobin が開発したトービット法を用いて推定を行なっている。

推定された民間住宅ローンの需要関数から各種の需要の弾力性が計算できる。まず、公的住宅金融の利子率については、その弾力性が1.398であるという結果になっている。この効果は、民間住宅ローンを借りる家計の数の増加と、すでに民間住宅ローンを借りている家計の借入れ額の増加の二つの部分から構成されている。後者だけを取り出すと、弾力性は

0.412に過ぎないので、借り入れ家計数の増加による効果が非常に大きいことがわかる。

第二に、民間住宅ローンの利子率の弾力性は-1.441であるが、借り入れ家計数の変化の効果を除くと-0.385にとどまっている。したがって、民間住宅ローンの利子率の効果についても、借り入れ家計数の変化の影響が大きいことがわかる。

借り入れ家計数の変化の効果が大いことは注目すべき結果であるが、その妥当性には疑問が残る。公的住宅ローンの利子率が上昇した場合でも、その借入限度額には変化がないのが通常であり、民間金融機関からの借り入れ額を増やす必要はないはずだからである。もちろん利子率の上昇は年々の返済額の増加をもたらし、これが公的住宅ローンの借り入れ限度額を減少させる可能性はあるが、借り入れ限度額いっぱいには借りている家計が多いことを考えると、そのような例は少ないのではないかと思われる。

かなり古い年代（1988～89年）のデータを用いた分析であるので、今後の課題としては、公的金融のシェアがさらに上昇している最近のデータを用いるとどうなるかを検討することがあげられる。また、ここでの実証分析では用いたサンプルが922と少ないので、もっと大きなデータ・セットを用いるとどうなるかも興味深いところである。個表を用いた実証分析においてはデータの入手可能性が大きな

制約になっている。住宅市場の実証分析の進歩のためには、この面での改善が重要な課題である。

推定モデルについては、公的金融機関からの借り入れ額のデータ自体は変数として用いておらず、この点では利用可能な情報をすべて用いているとはいえない。このデータを用いた推定法を考えることも必要であろう。

第三の上野賢一論文（「日本における新築住宅市場の実証分析」）は、10都道府県のパネルデータを用いて、新築賃貸住宅市場と新築分譲住宅市場の実証分析を行なっている。

住宅市場の実証分析においては、賃貸住宅、分譲住宅、持家住宅をすべて集計した住宅市場全体での分析が多い。しかし、1980年代終わりに賃貸住宅の建設戸数が顕著に増加したのに対して、分譲住宅の建設は低迷したことからわかるように、これらの市場は非常に異なった動きを示している。上野論文では、賃貸住宅と分譲住宅を区別して、住宅市場の構造方程式の推定を行なっている。

アメリカにおける住宅市場の分析では、ストック・フロー・アプローチと呼ばれるものが使われることが多い。これは、家賃および住宅の資産価格は存在する住宅ストック全体に対する需要と供給によって決まる（つまり、住宅価格は住宅のストック市場で決定される）とされる。ここで、新築戸数は住宅ストック全体に比較すると少ないので、供給は短期的には固

定しているとされる。住宅投資は、ストック市場で決まる住宅の資産価格と住宅建設コストの間の相対的關係によって決定される。

アメリカでは中古住宅市場が整備されているので、持家市場においても住宅ストック全体に関する需給が住宅価格を決定するという考え方は説得力をもつ。しかし、日本では中古住宅の流通量は少なく、新築住宅市場と中古住宅市場の間の代替性は大きくないと考えられる。したがって、上野論文では、賃貸住宅市場についてだけストック・フロー・アプローチを採用して、分譲住宅市場に関しては新築住宅市場を中古住宅市場から分離して定式化している。

賃貸住宅市場の推定結果によれば、金融緩和期における資本コストの低下は住宅の資産価格を上昇させ、賃貸住宅建設の大幅な増加をもたらす。1970年代はじめと80年代終わりの賃貸住宅建設ブームがこの現象の例である。

新築分譲住宅市場では、資本コストの低下による需要曲線のシフト・アップと同時に、農地価格の上昇などが新築住宅の供給曲線のシフト・アップをもたらす。したがって、住宅価格が大きく上昇しても住宅建設の増加は小さかった。

賃貸住宅の供給者は節税目的のために土地を所有している人々がほとんどであり、地価の上昇は供給コストの増加をもたらさない。このために、分譲住宅市場のような供給曲線のシフト・アップが起きなかったと考えられる。（K）

商業地と「バブル」

中神康博

はじめに

東京圏商業地における地価は1990年をピークとして暴落を続け、あれほど活況を呈していたはずのオフィス市場も、20世紀が終わるまでは超過供給の状態が続くのではないかという悲観的な見方をするエコノミストがいるほど事態は深刻化している。こうした資産デフレによる不況が長引くなか、不動産業界などから「バブル」待望論という声すら聞こえてくる。しかし、今では懐かしくさえ感じられる「バブル」といわれたあの時期、地価のファンダメンタルズとはいかなるものだったのか、実証的な分析を行った文献はそれほど多いわけではない。とりわけ商業地の場合、地代データが充実していないこともあって現在価値モデルに基づく実証分析はきわめて困難である。

本稿の目的は、商業地・住宅地地価比率に注目しながら、1980年代から90年代前半にかけての首都圏商業地における地価の動きを動学的に捉えることである。ここで明らかにされることは、商業地における土地市場は効率的とはいえないが、たとえ地価がファンダメンタルズから短期的に乖離することがあったとしても、それはいつまでも続くわけではなく、長期的にはファンダメンタルズに引き戻そうとする力が市場に働いているという点である。

本稿の構成について述べておこう。次節において地価決定のモデルについて説明し、土地利用を反映する変数として商業地・住宅地地価比

率が重要な指標になり得ることをみる。そして、東京都の市・区別のパネルデータを用いて商業地の土地市場が効率的であるかどうかをテストする。続いて第2節において地価の動学計量モデルの説明を行ない、それに基づく実証結果について考察する。最後の第3節において結論を述べる。

1 効率性について

地価決定のモデル

まずはじめに、地価がどのように決まるのか考えてみよう。土地市場における情報は完全で、いわゆる完全競争の仮定が成立しているものとしよう。また、固定資産税を除く土地税制と土地利用規制の土地市場への影響については、さしあたり無視して話を進めることにしよう。このような仮定のもとで、地価を P_L とすると、実質地価は土地のサービスの価格 R_L の現在価値に等しいから、

$$P_L = \frac{R_L + P_L^e}{1+i+\pi}$$

という関係が成立している。ここで、 i を名目利子率、 π を土地にかかる固定資産税率、 P_L^e を地価の将来予想としている。

この関係は、 π^e を土地の名目キャピタルゲイン期待として、

$$R_L = (i + \pi - \pi^e)P_L \quad (1)$$

と書き直すことができる。この式の右辺のカッコは、土地の使用費用(UCC)と呼ばれるもので、1単位の土地を所有することによって土

地サービスを得るために支払わなければならないコストである。この式は、土地に対する資産需要曲線を表している。

ところで、実質キャピタルゲイン期待は、名目キャピタルゲイン期待からインフレ期待 π^e を引いたもの、すなわち $\dot{P}_L/P_L = \pi_L^e - \pi^e$ であるから、(1)式の関係を用いて、

$$\dot{P}_L = -R_L + (i + \pi_L - \pi^e)P_L \quad (2)$$

と書き直すことができる。したがって、 $\dot{P}_L = 0$ は、実質キャピタルゲイン期待が0のときの土地に対する資産需要曲線を示しており、 $\pi_L^e = \pi^e$ のときの(1)式と一致する。

商業地・住宅地地価比率

ここまで、土地市場における情報が完全でいわゆる完全市場が成立しており、固定資産税を除く土地税制と土地利用規制の土地市場への影響については無視した。しかし、この仮定が現実的でないことは、多くの経済学者や法律学者によって指摘されているところである。ただ、それがどのようなかたちで地価に影響しているのかを定量的に分析した文献は少ない [西村(1995)は、土地利用規制が地価に及ぼす影響を分析している]。

商業地と住宅地の地価との間にどのような関係があるのかをみるために、商業地と同様、住宅地についても資産需要曲線を考えてみよう。横軸に土地、縦軸に地価をとり、商業地・住宅地それぞれの資産需要曲線を描くことができる(図1)。横軸は土地の賦存量で、右へは商業地に利用されている土地を、左へは住宅地に利用されている土地を表すものとしよう。もし、土地市場における情報が完全でいわゆる完全市場が成立しており、土地税制と土地利用規制の土地市場への影響については無視できれば、商業地と住宅地における地代は等しくなり、したがって商業地と住宅地の地価は均衡において等しくなるであろう。しかしながら、後述するように、東京都の市・区別の地価公示データから商業地・住宅地地価比率を比較してみると、かな

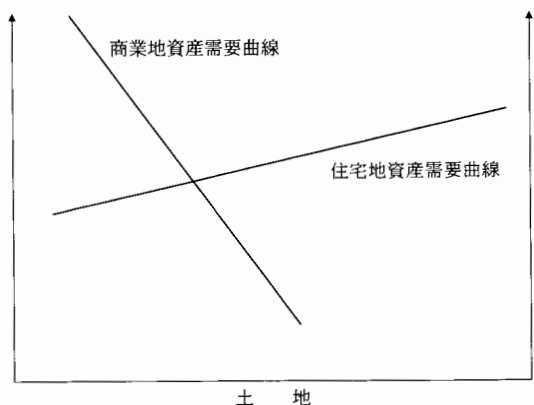
(中神氏写真)

なかみ・やすひろ
1957年宮崎市生まれ。1981年慶応義塾大学経済学部卒業。1989年カリフォルニア大学サンディエゴ校 Ph. D.。加サスカチュワ大学助教教授等を経て、現在、成蹊大学経済学部教授。
論文：“Four Essays on Housing Market Dynamics” ほか

り地域によってばらつきがみられる。

その理由には、いくつか考えられる。まず第一に、都市計画法や建築基準法によって、商業地と住宅地との間に土地利用を巡る線引き・色塗りが行なわれている点である。商業地と住宅地における土地利用の実態、すなわち商業地と住宅地における容積率のギャップが大きければ大きいほど、商業地・住宅地の地代に開きが生じて地価のギャップは大きくなると考えられる。第二に、借地借家法の存在が住宅地における土地利用、あるいは住宅地から商業地への転用を困難にしている可能性が考えられる。借地借家法が土地市場へ及ぼす影響を直接分析するのはきわめて困難であるが、借地借家法を間接的に代表する変数としてその地域内の高齢化や賃貸住宅戸数比率などが考えられるかもしれない。第三に、土地利用規制が弾力的に運用されていることから、地価の値上がり期待が土地利用の転用を遅らせ、商業地と住宅地の地価のギャップを広げている可能性がある。そのことを確かめるには、商業地と住宅地それぞれの実質キャ

図1-土地市場



ピタルゲン期待のギャップが、商業地・住宅地地価比率にどう影響を及ぼしているかをみればよい。

そこで、1980年から93年までの市・区別商業地・住宅地地価比率（対数表示）を、それぞれの地域の老齢化率（その地域の全人口に占める65歳以上人口の割合）、賃貸住宅戸数割合（住宅総戸数に占める賃貸住宅戸数の割合）、容積率比率（住宅地容積率に対する商業地容積率の比率）、キャピタルゲン期待ギャップ（商業地・住宅地における名目キャピタルゲン期待の差。名目キャピタルゲン期待の導出方法については後述）で回帰させてみた。

その結果が表1にまとめてある。これによれば、いずれの説明変数もその地域における円滑な土地利用を妨げ、商業地・住宅地地価比率を上昇させる。この結果は、簡単な回帰分析によるものではあるが、商業地・住宅地地価比率が土地利用を反映する変数として重要な指標を与えていることを示唆するものである。

効率性テスト

東京都の市・区別の平均地価公示を用いて商業地における土地市場が効率的であるかどうかをテストしてみよう。土地の超過収益率は、土地を所有することから得られる収益率と他の資産の収益率との差として定義することができるが、ここではPoterba (1991) にならい、名目地価変化率から利子率を引いたものとして定義した。もし土地市場が効率的であるなら、地価に市場の情報がすべて反映され、超過収益率は予測することができない。このことを確かめるためには、超過収益率を過去の超過収益率で回帰させ、その係数が定数項を除いてすべて0になるかどうかをテストすればよい。被説明変数の過去のデータによって分析する方法は弱度の効率性テストと呼ばれ、説明変数に被説明変数の過去のデータ以外の情報も含まれるとき、準強度の効率性テストと呼ばれている〔土地市場の効率性テストについては中神 (1995) を参

表1—商業地・住宅地地価比率の決定要因

(推定期間1980～93年)

被説明変数=商業地・住宅地地価比率（福生市・稲城市を除く）

定数項	-0.18 (-1.34)
老齢化比率	5.93 (10.34)
賃貸住宅戸数・住宅総戸数比率	1.04 (5.16)
商業地・住宅地容積率比率	0.14 (15.35)
商業地・住宅地実質キャピタルゲン期待ギャップ	0.97 (9.01)
R ²	0.39

注) () はt値。推定はOLSに拠っている。被説明変数の商業地・住宅地地価比率は対数表示である。説明変数の老齢化比率は総人口に占める65歳以上人口の割合、商業地・住宅地実質キャピタルゲン期待ギャップは商業地・住宅地における実質キャピタルゲン期待との差、賃貸住宅戸数・住宅総戸数比率は住宅総戸数に占める賃貸住宅戸数の割合、商業地・住宅地容積率比率は住宅地容積率に対する商業地容積率の割合である。なお、賃貸住宅戸数と住宅総戸数は、住宅統計調査と建築統計年報に基づいて算出されたものである。また、商業地・住宅地容積率を計算する際、建物床面積は「東京の土地」(東京都)を、また土地面積は「東京都統計年鑑」(東京都統計協会)のデータを用いている。

表2—超過収益率による効率性テスト

(推定期間1980～93年)

被説明変数=超過収益率

	2-1	2-2	2-3	2-4	2-5	2-6
定数項	0.03 (2.99)	0.18 (6.31)
超過収益率(-1)	0.52 (11.27)	0.51 (10.78)	0.42 (4.70)	0.53 (11.81)	0.54 (12.08)	0.37 (4.72)
超過収益率(-2)	-0.20 (-4.37)	-0.21 (-4.33)	-0.21 (-4.38)	-0.18 (-3.90)	-0.15 (-3.28)	-0.24 (-5.58)
商業地・住宅地 地価比率(-1)	-0.12 (-5.57)	-0.34 (-9.21)	-0.65 (-7.07)
固有効果(市・区)	no	yes	yes	no	yes	yes
固有効果(時間)	no	no	yes	no	no	yes
R ²	0.16	0.11	...	0.20	0.22	...

注) () はt値。ここでの超過収益率は、地価変化率(対数表示)から利子率を引いたものである。モデル2-1、2-4はOLS、モデル2-2、2-5はWithin-Group法によって推定されている。この場合、説明変数に被説明変数の過去の変数を含むので一貫性は満たされない。モデル2-3、2-6はAnderson = Hsiao (1982) の操作変数法による推定結果である。この方法によれば一貫性が満たすとされる。

照]。

まず、今期の超過収益率を過去2年間の超過収益率で回帰させることにより弱度の効率性テストを試みた。

その結果が表2の2-1、2-2、2-3に示されている。それぞれ、OLS、Within-Group法、Anderson-Hsiao法によって推定された結果である(それぞれの推定方法の違いについては後述)。それによると、1期前の超過収益率は今期の超過収益率に対して正に働いているが、2期前の超過収益率は負に働いていることがわかる。しかもそのふたつの係数は、いずれの推定方法の場合でもかなり有意なものとなっている。このことは、土地市場が弱い意味において効率的ではなく、予測可能であることを示唆するものである。さらに注意すべきことは、超過収益率はいったん上昇しはじめてもそれがいつまでも持続するわけではなく、超過収益率を0に引き戻そうとする力が市場に働いているという点である。

次に、商業地・住宅地地価比率を加えることにより準強度の効率性テストを行なった。表2の2-4、2-5、2-6がその結果である。先と同様に、それぞれOLS、Within-Group法、Anderson-Hsiao法によって推定されている。今期の超過収益率に対して、1期前の超過収益率は正に、2期前の超過収益率は負にいずれも有意に働くという点に変わりはない。商業地・住宅地地価比率は、推定方法によってその係数の大きさに違いがあるものの、超過収益率に対して負に働いており、いずれも有意である。つまり、商業地の地価が住宅地の地価に比べて相対的に高くなればなるほど、その乖離を縮小するような力が市場に働いて商業地の収益率は低下すると考えられる。

2 動学計量分析

動学計量モデル

商業地における土地市場は、弱度、準強度のいずれの意味においても効率的とはいえない。

しかし、地価は短期的にはファンダメンタルズから乖離することがあったとしても、それはいつまでも続くわけではなく、長期的にはファンダメンタルズに戻そうとする力が市場に働いていることがわかる。このような結果をふまえたうえで、1980年代から90年代前半にかけての首都圏商業地地価の動学計量分析を行なうことにしよう[中神・井出・中野(1994)は、47都道府県庁所在地の住宅地地価データを用いて同様の分析を試みている]。

地価の実証分析という点、地価水準や地価の変化率をそれぞれファンダメンタルズで説明しようとするのが一般的なやり方であろう。しかし、「バブル」といわれた時期のように、地価がファンダメンタルズから乖離して動いている可能性がある場合、ファンダメンタルズだけで地価水準や地価の変化率を説明しようとするのは、少々無理があるといわねばならない。したがって、地価の動学モデルは、地価の短期的な変動と長期的な変動とを区別して捉えるだけでなく、ファンダメンタルズで説明されない部分についても予測を与えるものでなければならない。

そこで、次のようなエラー=コレクション・モデルを用いて地価の動学計量モデルを推定することにした。基本的なモデルは、たとえば次のように書くことができる。

$$\Delta P_t^c = E(\Delta P_t^c | \Delta P_{t-1}^c, \Delta X_t, EC_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

ここで、 P_t^c を商業地地価、 X_t をそのファンダメンタルズ、たとえば地代や土地の使用者費用などの変数、 u_t を攪乱項としよう。さて地価の変動は、ファンダメンタルズの変化によって引き起こされる部分と調整によって引き起こされる部分とに分けることができる。さらに後者を、地価の変化が持続する部分と、市場の不均衡を是正するような部分とに分けよう。この点を(3)式のエラー=コレクション・モデルで解釈すれば、 ΔX_t が地価のファンダメンタルズの変化、 ΔP_{t-1}^c が地価の変化が持続する部分、そして EC_{t-1} がエラー=コレクション項と呼

ばれるもので市場不均衡を表す部分ということになる。もし、 $\Delta P_{L,t-1}^c$ の係数が有意で正の値をとれば、前期の地価が上昇していれば今期も上昇し続けることを意味する。逆に、エラー＝コレクション項全体の係数が負の値をとっていれば、地価はファンダメンタルズよりも高すぎるとして引き下げようとする力が市場に働くことを意味している。

先述したように、地価と地代、そして土地に対する使用者費用との間には(1)式のような関係がある。つまり、地代と土地の使用者費用が与えられれば、地価に対する資産需要関数は、

$$P_{L,t}^c = f(R_{L,t}^c, UCC_t) \quad (4)$$

と書くことができる。商業地地代についてはデータが存在しないので、それに代わる市・区別の商業関係データ、たとえばオフィス・スペースや小売業年間販売額などが考えられるが、残念ながらそれらのデータもパネルデータ分析に耐え得るようなかたちでは公表されておらず、断念せざるを得なかった。そこで、第1節と同様の仮定を設けて分析を進めることにした。つまり、土地市場における情報が完全でいわゆる完全市場が成立しており、土地税制と土地利用規制の土地市場への影響が無視できるという環境のもとで、商業地と住宅地との間には

$$\frac{P_L^c}{P_L^R} = \frac{R_L^c}{R_L^R} \quad (5)$$

という関係が成り立つから (P_L^R 、 R_L^R はそれぞれ住宅地の地価と地代)、商業地地代は住宅地地代と商業地・住宅地地価比率をかけ合わせたものになる。ところで、信頼できる住宅地地代データも存在しないので、ここでは実質世帯当たり所得をもって地代の代理変数とすることにした。また、商業地・住宅地地価比率は、先にみたように土地利用の実態に関する情報を与える変数であり、地価の予想に重要な役割を果たしている。

土地の使用者費用は、利子率、キャピタルゲイン期待に大きく依存しているが、実質か名目かという貨幣錯覚の問題は解決されずに残った

ままである。一般に、インフレ期待は使用者費用に対して中立であるので、実質・名目いずれでも問題はないように思われるが、流動性の制約や Financial Tilt (インフレがある場合、返済の早い時期に負担が大きくなる)などにみられるように、インフレ期待が使用者費用に及ぼす影響というものを考えれば決して中立ではなくなる。したがって、使用者費用をどのように扱うかは、モデルを特定化していく段階で明らかにされなければならないだろう。

データ

実証結果について述べる前に、データのことについて若干触れておく必要がある。商業地・住宅地地価データは、第1節と同様に東京都の市・区別の地価公示の平均価格を用いている。地価公示は、一部を除いて1970年から公表されているものの、すべての市・区でデータが出揃うのは73年からであった。しかし、世帯当たり所得として用いた個人所得指標(自治省による)については、1973年から93年までのデータしか入手することができず、商業地の地価が下落を続ける1994年から96年のデータをサンプルに加えることができなかった。なお、データの制約からパネルデータをバランスさせる目的で、中央区、墨田区、秋川市は除かれた。

また、利子率は、全国銀行貸出約定平均金利を用いている。キャピタルゲイン期待についてはいくつか仮定が考えられるが、ここでは過去3年間の地価上昇率の平均をもって名目キャピタルゲイン期待とした。もちろん、キャピタルゲイン期待の仮定の違いによって以下の分析がどのように変わってくるのか興味あるテーマではあるが、ここでは触れていない。なお、インフレ期待についても名目キャピタルゲイン期待と同様、過去3年間の物価上昇率の平均によって求めた。

最終的に縦のサンプルは、1978年から93年まで用いることが可能であったが、第1節の実証結果と比較可能にするために、1980年から93年

表3—エラー = コレクション・モデルによる推定

(推定期間1980~93年)

被説明変数 - Δ実質地価

	3-1	3-2	3-3
定数項	2.37 (5.82)
Δ実質地価 (-1)	0.55 (8.43)	0.67 (12.37)	0.58 (11.62)
Δ実質世帯当たり所得	3.01 (14.85)	2.73 (13.89)	3.29 (17.74)
Δ実質キャピタルゲイン期待	-0.64 (-6.71)	-0.46 (- 5.45)	- 0.16 (- 1.78)
実質地価 (-1)	-0.05 (-3.52)	-0.75 (-13.61)	-1.38 (-15.77)
実質世帯当たり所得 (-1)	-0.15 (-2.60)	1.50 (7.49)	3.94 (11.65)
名目利子率 (-1)	-7.21 (-5.50)	-9.44 (- 8.56)	-13.42 (-12.74)
名目キャピタルゲイン期待(-1)	-0.27 (-4.40)	0.23 (3.05)	0.62 (5.60)
インフレ期待 (-1)	2.02 (2.34)	-5.56 (- 6.29)	- 7.39 (- 8.33)
商業地・住宅地地価比率(-1)	-0.04 (-1.78)	0.27 (5.22)	0.23 (3.55)
固有効果 (市・区)	no	yes	yes
固有効果 (時間)	no	no	yes
R ²	0.49	0.69	...

注) () は t 値。実質地価、実質世帯当たり所得、商業地・住宅地地価比率については対数に変換されている。モデル3-1はOLSによって推定した結果である。モデル3-2は、Within-Group法による推定結果である。いずれも説明変数に被説明変数の過去の変数を含むので一貫性は満たされない。モデル3-3はAnderson = Hsiao (1982) の操作変数法による推定結果である。この方法によれば一貫性が満たすとされる。

までの14年間、中央区、墨田区、秋川市を除く46市・区、すなわち縦・横のサンプル数644個(14×46)によって実証モデルの推定を行なうことにした。

短期的な変動

(4)式を念頭に置きながら商業地地価の ADL (Autoregressive-distributed lag) モデルを推定したところ、かなりフィットのよい結果が得られた(その結果については示されていない)。ここを出発点として、統計的な性格を保持しつつ、経済理論と整合的な動学的実証モデルを特定化する必要がある。まず、経済理論に忠実に使用者費用を用いて推定を行なったところ、バブルといわれた時期の土地のキャピタルゲイン期待がかなり大きなウェイトを占めているため

に使用者費用がマイナスの値をとることが多く、経済理論と必ずしも整合的な結果は得られなかった。そこで、使用者費用を名目利子率、土地の名目キャピタルゲイン期待、インフレ期待に分解して推定を行なうことにした。最終的なモデルは、i を地域、t を時間として

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{Lit}^C = & \beta_1 \Delta \ln P_{Lit-1}^C + \beta_2 \Delta \ln RHI_{it} \\ & + \beta_3 \Delta (\pi_{it}^e - \pi_{it-1}^e) + \beta_4 \ln P_{Lit-1}^C \\ & + \beta_5 \ln RHI_{it-1} + \beta_6 \text{int}_{t-1} \\ & + \beta_7 \pi_{it-1}^e + \beta_8 \pi_{it-1}^e \\ & + \beta_9 (\ln P_{Lit-1}^C - \ln P_{Lit-1}^R) + \mu_i + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

とした。

ここで、被説明変数を実質地価変化 $\Delta \ln P_{Lit}^C$ 、説明変数に前期の実質地価変化、実質世帯当たり所得変化 $\Delta \ln RHI$ 、実質キャピタルゲイン期待の変化率 $\Delta (\pi_{it}^e - \pi_{it-1}^e)$ 、さらにレベル変数にそれぞれ前期の実質地価 $\ln P_{Lit}^C$ 、実質世帯当たり所得 $\ln RHI$ 、名目利子率 int 、名目キャピタルゲイン期待 π_{it}^e 、インフレ期待 π_{it}^e 、商業地・住宅地地価比率 $(\ln P_{Lit-1}^C - \ln P_{Lit-1}^R)$ (以下、GAP としている) を加えている。 μ_i は地域固有のダミー変数で、 u_{it} は攪乱項である。なお、 u_{it} はすべての i と t について平均 0 で分散は等しいが、異なる地域と時間に関しては相関がないものとする。

表3にその推定結果がまとめられている。表の3-1、3-2、3-3は、それぞれ OLS、Within-Group 法、Anderson-Hsiao 法によって推定を行なったものである。3-1で明らかのように、地域固有の効果を含まずに推定を行なった場合、経済理論と整合的な結果は得られず、このことはモデルに地域固有の効果を含む必要性があることを示唆している。しかも、このモデルには説明変数に被説明変数のラグ変数を含んでいるので、縦のサンプル数が大きくなり、Within-Group 法によって得られる推定量は一貫性を満たさない。そこで、このような場合に一致推定量が得られるとした Anderson-Hsiao 法 (Anderson = Hsiao, 1982) を用いて推定を行なった。ふたつの結果を比較

すると、それぞれの説明変数の係数の大きさに違いがあるものの、係数の符号に変化はみられなかった。しかし、フィットのよかった Within-Group 法による結果を用いて以下の分析を行なうことにした。

まず、地価のファンダメンタルズの変化が、今期の実質地価変化にどう影響を及ぼすかをみてみよう。世帯当たり所得の変化が大きいほど、間接的に商業地地代の上昇を生み出すことになり、それが地価の上昇率をさらに大きくする。逆に実質キャピタルゲイン期待の変化率が大きいほど、地価の上昇の幅を小さくする傾向がある。このファンダメンタルズの変化が ΔP_t^e に及ぼす影響を FUND として

$$FUND_{it} = 2.73\Delta \ln RHI_{it} - 0.46\Delta(\pi_{it}^e - \pi^e)$$

と定義しよう。

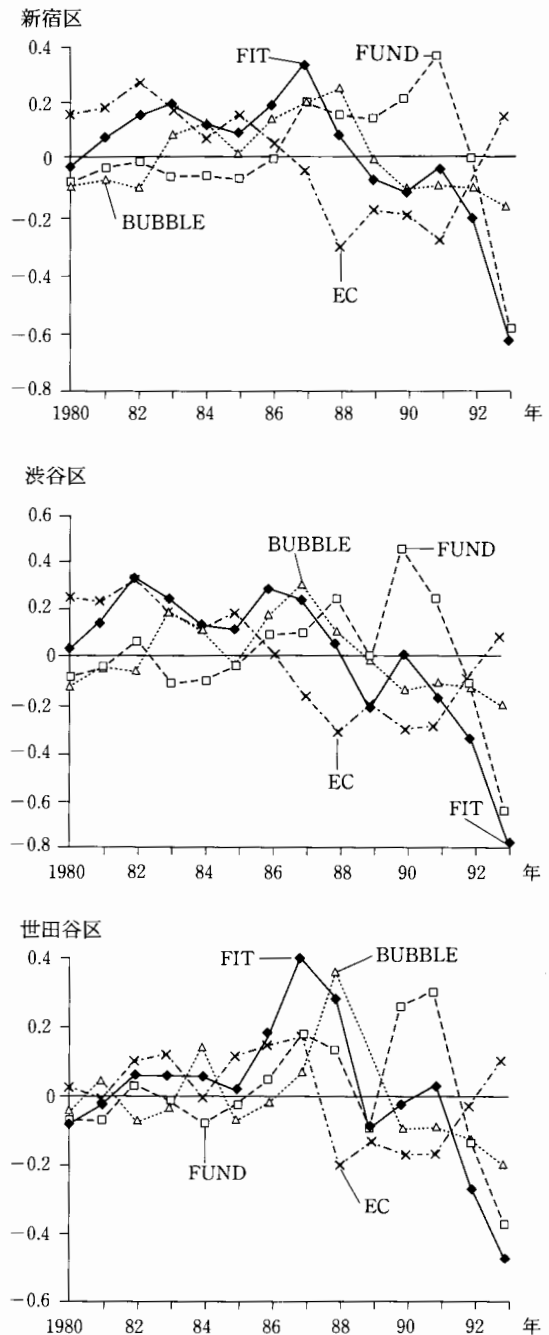
一方、地価の変化を持続させる部分、ここでは 1 期前の ΔP_t^e が今期の ΔP_t^e に及ぼす影響をみると、たしかに正に有意に働いている。すなわち、1 期前の地価が上昇していれば、ファンダメンタルズの変化やエラー = コレクション項の影響を割り引いたとしても、今期もまた地価は上昇し続けることになる。地価の変化が持続する部分を BUBBLE として

$$BUBBLE_{it} = 0.67\Delta \ln P_{it-1}^e$$

と定義しよう。

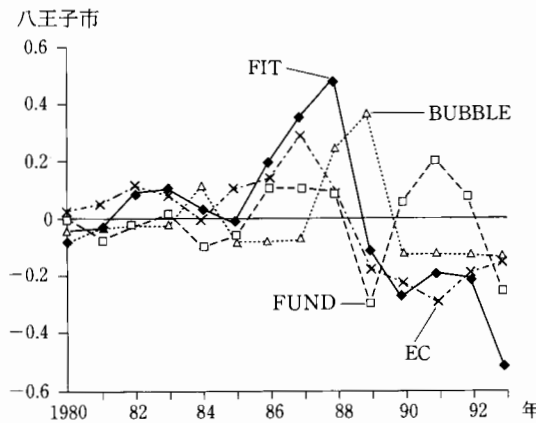
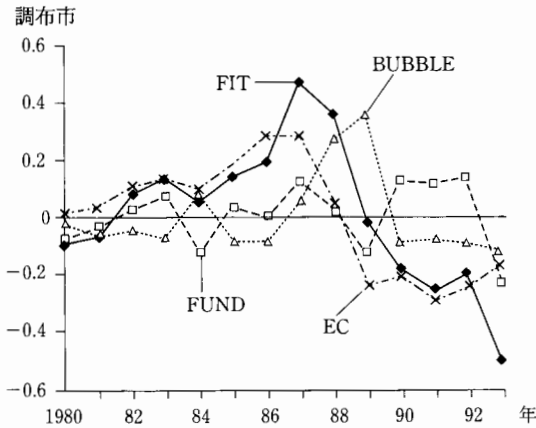
次に、エラー = コレクション項のそれぞれの要素が地価の変化率に及ぼす効果をみてみよう。前期の地価水準の係数は負で有意な値をとっているが、このことから前期の地価水準が高ければ高いほど、今期の地価の変化率を押し下げようとするのがわかる。また、実質世帯当たり所得、名目キャピタルゲイン期待、商業地・住宅地地価比率の値が大きいほど今期の地価の変化率を押し上げ、逆に名目利率、インフレ期待の値が大きいほど今期の地価の変化率を押し下げる結果となっている。ここで、重要なことは実質地価の係数が負の値をとっているということである。つまり、この係数が負であることにより、もし地価がファンダメンタルズよりも

図 2—地価の短期的な変動



大きければ、地価を押し下げようとする力が市場に働くことを示している。逆に、地価がファンダメンタルズよりも小さければ、地価を押し上げようとする力が市場に働くのである。

このエラー = コレクション項が今期の実質地価に及ぼす影響を EC として、



$$EC_{it} = -0.75 \ln P_{it-1}^e + 1.50 \ln RHI_{it-1} - 9.44 \text{int}_{t-1} + 0.23 \pi_{it-1}^e - 5.56 \pi_{t-1}^e + 0.27 \text{GAP}_{it-1}$$

と定義することにしよう。

図2に、 ΔP_t^e の理論値の動きが、上で定義されたFUND、BUBBLE、ECによってどのように説明されるのか、新宿区、渋谷区、世田谷区、調布市、八王子市の5地域について描かれている。新宿区や渋谷区では、1980年当初からEC項が正の値をとっており、すでに市場は地価が安すぎるという評価を与えていた。1985年代後半に入るとファンダメンタルズの変化と「バブル」的要素がほとんど同時に上昇しはじめたが、まもなくEC項が突如負の値に転じて地価が高くなりすぎてしまったことを市場は気づきはじめ、その勢いはファンダメンタルズの上昇を相殺するほどのものであった。

一方、都心以外の市・区の場合、地価の上昇

はまずファンダメンタルズの変化から引き起こされ、それを「バブル」的要素が後追いつける格好になっている。したがって、地価の上昇のきっかけを作ったファンダメンタルズの変化が下がりはじめても、それに続く「バブル」的要素が追従するため、地価の下方硬直性なる現象がみられる。またエラー=コレクション項は、1980年代前半いったん低くなる傾向にあったものの80年代中盤まで正の値をとり続け、ここでも市場はファンダメンタルズよりも低いと考えられていた。ところが、1988年頃からは一転して負の値をとりはじめ、地価がファンダメンタルズの変化を上回っていることを市場は認識するに至った。

1980年代後半から90年代前半にかけての地価の動きは、とても複雑である。ファンダメンタルズの急激な改善があったにもかかわらず、地価は大幅下落の傾向にある。これは、エラー=コレクション項がファンダメンタルズ変化の急激な上昇を上回るほどの負の値をとっていたためであり、「バブル」の影響によって地価がファンダメンタルズからいかに大きくかけ離れていたかを物語っている。

長期的な地価水準

今まで、地価の短期的変動がFUND、BUBBLE、ECで説明できることをみた。

次に、地価の長期的な関係をみてみよう。定常状態において、地価の変動、ファンダメンタルズの変化、「バブル」的要素のいずれも消滅すると仮定すれば、地価水準は、

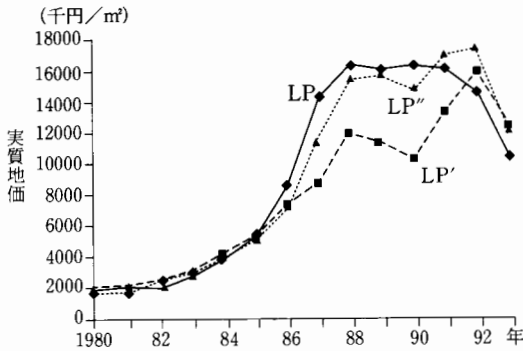
$$\ln P_t^e = 2.00 \ln RHI - 12.59 \text{int} + 0.31 \pi^e - 7.41 \pi^e + 0.364 \text{GAP} \quad (7)$$

という関係によって決まることになる。この(7)式によって決まる地価の理論値をLP'と定義しよう。このようにして求めたLP'は、短期的な動きをとり除いたあとの地価の長期的な水準を表している。

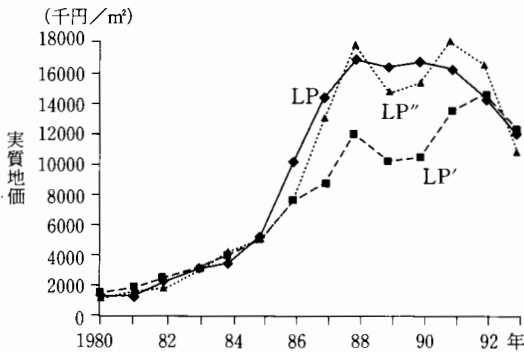
このLP'を新宿区、渋谷区、世田谷区、調布市、八王子市の合わせて5カ所について図示

図3—地価の水準

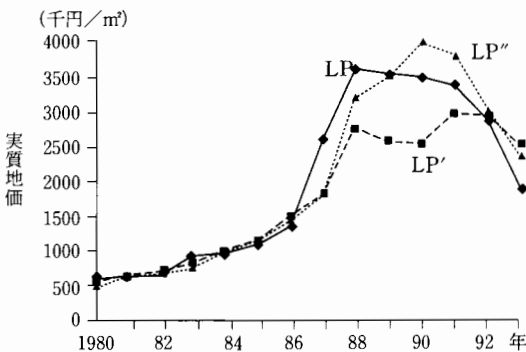
新宿区



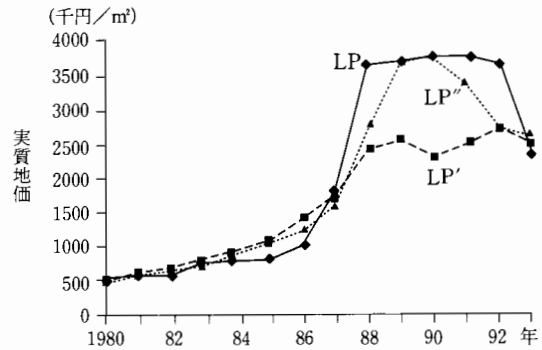
渋谷区



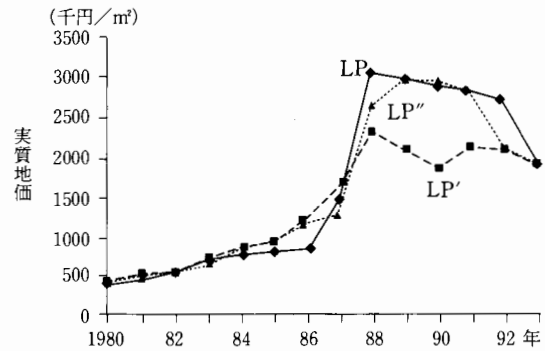
世田谷区



調布市



八王子市



の地価 LP と LP' とが徐々に乖離しはじめ、88年にはほとんどの地域でピークに達するが、いわゆる「バブル」崩壊によって93年には両者の逆転もみうけられる。

次に、地価水準を被説明変数として、先と同様の説明変数を用いて推定を行なった。

$$\ln P_t^c = 2.57 \ln RHI - 5.77 \text{int} + 0.79 \pi^e - 9.13 \pi^e + 0.44 \text{GAP}, \bar{R}^2 = 0.93 \quad (8)$$

(31.32) (-5.77) (12.53)
(-8.61) (10.15)

したものが、図3である。実際の地価 LP と LP' の動きとを比べてみると、1970年代後半はファンダメンタルズ価格が実際の地価を上回る傾向にあった。これはファンダメンタルズの低下によるものと考えられるが、短期的には土地市場に不均衡感が生じており、エラー=コレクション項が地価を押し上げようとする力を持っていたと思われる。1980年代後半になると実際

ここで得られた理論値 LP'' と先の LP' とを比較してみると、同じファンダメンタルズの変数で説明されているにもかかわらず、前者のほうが地価の動きをよりの確に捉えているようにみえる。しかし、そのことを裏返せば、1980年代後半の地価の動きは、バブルつまりファンダメンタルズによって説明されない部分というのは少なかったということになってしまう。したがって、このような方法では短期的な地価の動

きと長期的な地価の動きとを区別して捉えることはできず、「バブル」といわれた時期の地価の分析にはふさわしくないといわねばならない。

この点は、LP^{''}とLP'のファンダメンタルズに対する弾力性を比較することによっても明らかとなる。つまり、LP^{''}の説明変数の係数と、短期的な地価の変動をとり除いたLP'の係数とをそれぞれ比べてみると、前者のほうが絶対値においていずれの係数も大きな値をとっていることがわかる。このことは、LP'のほうがファンダメンタルズの変動に対してより大きな反応を示すということであり、地価の予測を行なう場合、この点に充分注意しておく必要があるだろう。

3 おわりに

本稿は、まず東京都の市・区別パネルデータをもとに、商業地における土地市場の効率性テストを行なった。その結果、①商業地における土地市場は弱度、準強度のいずれの意味においても効率的とはいえない、②短期的にはファンダメンタルズから乖離することがあったとしても長期的にはファンダメンタルズに引き戻す力が市場に存在している、ということが明らかとなった。そこで、これらの点をふまえつつ、地価の動学モデルの推定を行なった。そこでは、地価の変動をファンダメンタルズの変化によるもの、「バブル」的要素によるもの、そしてエラー＝コレクション項とに分けて推定を行ない、1980年から93年までの地価の動きを分析した。その結果、次のようなことがわかった。

①地価上昇は、ファンダメンタルズの上昇によって引き起こされるが、ファンダメンタルズが下がりはじめても、地価の上昇に伴い、「バブル」的要素が追隨することになるため、地価の下方硬直性なる現象がみられる。
②新宿区、渋谷区という都心では、1985年以降の「バブル」といわれた時期にはエラー＝コレクション項はすでに負の値に転じており、市場は地価が高すぎることをすでに察知していた。

一方、都心以外の地域では、「バブル」といわれた時期の地価の動きは、ファンダメンタルズの変化とエラー＝コレクション項によって始まったものと思われる。その動きを「バブル」的要素が追隨したため、この地域の地価の下落は都心に比べ若干遅れ気味であった。

③1980年代後半、実際の地価とLP'とが徐々に乖離しはじめ、88年にはほとんどの地域で地価はピークに達したものの、93年には両者の逆転もみうけられる。

④1980年代後半から90年代前半にかけての地価の動きは複雑で、ファンダメンタルズの急激な改善があったにもかかわらず、地価は下落した。これは、ファンダメンタルズ変化の急激な上昇にもかかわらず、エラー＝コレクション項がそれを上回る負の値をとっていたことによる。

*この研究は、住信基礎研究所の助成によって可能となった。同研究所の福井弘道主任研究員に、東京都23区、26都市の商業地・住宅地の平均地価公示データを提供していただいた。記して感謝申しあげたい。なお、本稿の作成にあたって、金本良嗣先生（東京大学）、その他の住宅経済研究会のメンバーから貴重なコメントをいただいたことを申し添えておく。

データの解説

地価(円/㎡)：国土庁地価公示
消費者物価指数：消費者物価指数年報(東京都)
利子率：全国銀行貸出約定平均金利
世帯当たり所得(千円)：個人所得指標
人口(人)：全国人口世帯数表人口動態表(自治省)
土地面積(km²)：東京都統計年鑑(東京都)
建物面積(km²)：東京の土地(課税資料による)
住宅戸数：住宅統計調査(総務庁)・建築統計年報(東京都)

参考文献

中神康博(1995)「不動産市場における現在価値モデルについて」『住宅土地経済』第16号、20-27頁。
中神康博・井出多加子・中野英夫(1994)『地価形成メカニズムの動学分析』財団法人土地総合研究所。
西村清彦(1995)『日本の地価の決まり方』筑摩書房。
Anderson, T. W. and C. Hsiao (1982) "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data," *Journal of Econometrics*, 18, pp.47-82.
Poterba, J. M. (1991) "Housing Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp.143-183.

民間住宅ローン需要におよぼす 公的住宅金融の効果

森泉陽子

はじめに

近年、公的住宅金融の伸びが著しく、これが民間の住宅金融を圧迫していることが懸念されている。融資残高でみると、公的住宅金融残高は、ここ20年の間で大きくそのシェアを伸ばし、1993年末には44%にもものぼった。図1からもわ

図1—住宅ローン残高と伸び率

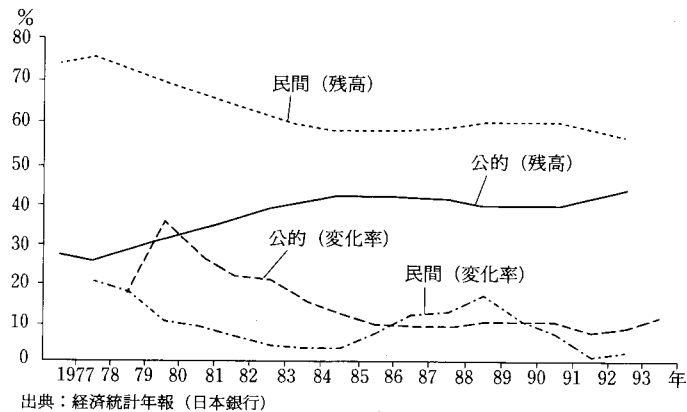
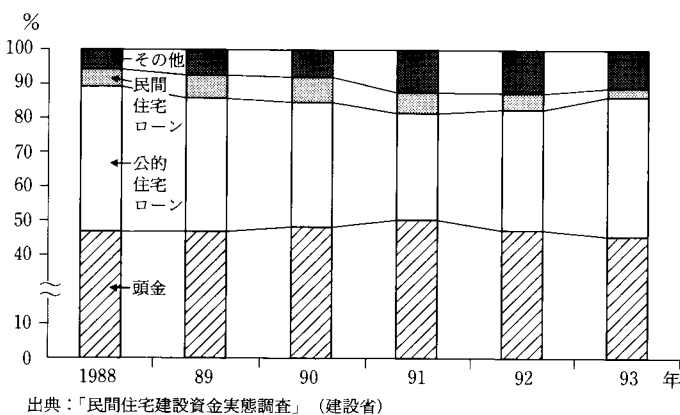


図2—住宅購入の資金調達



かるように、住宅ローン金利が低下していた1980年代後半において、公的住宅金融は増加しているが、民間のそれは低下している。現在では、公的金融による新規住宅建設は全体の約47%を占めている。

周知のように、公的住宅ローンは一般的に、金利面および、借り入れの条件において、民間の住宅ローンよりも借り手にとって有利となっている。したがって、家計側からみると、まず、公的住宅金融をその限度一杯借りてから、それでもまだ資金面で十分ではない場合には、民間住宅金融から借りるということが合理的となる。実際、図2からもこのことをうかがい知ることができる。図2でみると、家計は住宅購入に際して、頭金を40%前後用意し残りを借り入れるが、借入金のうちほとんどを公的金融から借りていて、民間からの借り入れはわずかであることがわかる。つまり、民間住宅ローン融資額は公的住宅ローンへの超過需要に等しく、その大きさは公的住宅金融の限度額に依存するといえる。したがって、公的住宅ローンの金利の低下、あるいは、貸し出し条件の緩和は民間住宅ローン量を圧迫

する。

現在では、金利の自由化も完了し、民間住宅金融は貸出条件および、金利面で競争状態にある。しかしながら、もし、公的住宅金融融資が民間住宅金融を強く圧迫するのであれば、民間部門で住宅ローン金利を低下させ、金利面で競争を行なっても民間住宅ローン需要はあまり増加しない。公的住宅金融の大きなシェアは民間の住宅金融融資額を削減し、民間住宅金融部門の健全なる発達を疎外することになる。そこで、公的住宅金融がどの程度民間住宅金融を圧迫するかを定量的に知ることは、政策的に有用であり、公的住宅金融の役割を再検討するのに役立つ。

この目的のために、民間住宅ローン需要関数、および家計の民間住宅ローン借入確率を推定することが必要である。民間住宅ローン需要は公的住宅ローンへの超過需要の関数となり、超過需要がなければ0である。したがって、トビット推定法を用いて推定する。このために、モデルは家計レベルの個票を用いた。

最近進展してきた住宅ローン需要の分析の系譜について、少し触れておきたい。従来は、家計は購入する住宅の担保価値限度一杯まで借りると仮定され、住宅ローン需要が導出された（「借入最大化仮説」と呼ぶ）。

一方、Raney (1981) は、家計は住宅購入に際し、最適化行動により借入を最小にすることを示した（「借入最小化仮説」）。Raney モデルでは、家計は借入制約のもとで、異時点間にわたる効用最大化を行なうと仮定されている。Jones (1993) は Raney (1981) モデルを用いて、家計の住宅購入行動から住宅ローン需要を導出し、借入最大化仮説と借入最小化仮説のどちらが最適であるかの条件を、借入利子率と資産収益率との関連で示した。さらに彼のモデルは住宅を担保に消費、資産保有のための借入需要を推定するものである。Brueckner (1994) も借入最大化仮説と借入最小化仮説が成立する条件を検討し、家計の2期間最適化モデルを用

(森泉氏写真)

もりいずみ・ようこ
1944年兵庫県生まれ。1973年慶応義塾大学経済学研究科博士課程修了。杏林大学講師を経て、現在、神奈川大学経済学部教授。論文：「日本における住宅需要の所得弾力性について」（『季刊理論経済学』）ほか

いて、住宅ローン需要を導出し、比較静学を行なっている。しかし、以上のいずれの分析も住宅ローン需要の推定は行っていない。

本稿では、公的住宅金融融資と民間住宅ローン需要の関係を分析するにあたり、以上のような二つの仮説に配慮しながら、分析をすすめる。

本稿の構成は次のとおりである。第1節では民間住宅ローン需要を導出し、推定方法について述べ、第2節では推定結果を検討し、第3節で公的住宅金融のクラウドディングアウト効果を量的に把握する。第4節では帰結が述べられる。

1 民間住宅ローン需要の推定

序文でも触れたが、従来の住宅ローン需要は、家計の最適化行動から導出されたものではなかった。最近、住宅購入のための借入需要を導出するモデルには、Jones (1993) と Brueckner (1994) のモデルがある。

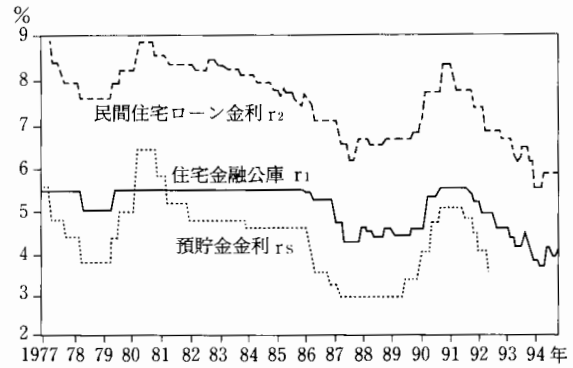
Jones は Raney の住宅購入モデルの異時点間効用最大化モデルを拡張し、住宅購入時点を所与とし、所得、住宅価格、手持ち資産なども所与として、家計は購入する住宅の大きさと、この住宅を購入するための借入額を決定する。この際、借入制約が存在するので、家計は望むだけ借入ができるとは限らない。現実性の世界では、最適な住宅の大きさを所与とすると、最適な借入需要は借入利子率 r_m と、資産からの収益率 r_s の大小に依存することを示した。 r_m 、 r_s はいずれも税引後の利率である。Jones は、① $r_s > r_m$ であるならば、借入最大化が効用最大化になり、 $(L = \bar{L})$ 。L は住宅ローン需要額、 \bar{L} は住宅ローン借入上限額)、② $r_s < r_m$ 、かつ、

$W_0 < P_H H$ であるならば、借入最小化が効用最大化となる ($L = P_H H - W_0$ 。ここで、 W_0 は初期手持ち資産であり、 P_H は住宅の単位価格、 H は住宅の大きさである)。Brueckner は、家計の住宅購入のための借入需要を借入制約のもとで、2 期間最適化モデルから求めている。① $r_s > r_m$ では、借入可能上限まで借り入れることが最適であり、② $r_s > r_m$ では、最適借入は 0 と借入限度額の間である¹⁾。①はアメリカ、②はカナダのケースに当てはまる。

日本について r_s と r_m の関係をみてみよう。周知のように、日本では二つの住宅ローン市場が存在するために、2 種類の住宅ローン金利が存在する。一つは公的住宅金融金利 r_1 であり、他は民間住宅金融金利 r_2 である。これら二つの市場は、利子率と貸出(借入)条件の相違で区別される。公的住宅金融市場は民間の市場よりも低い利子率であり、かつ、借入条件も緩い。家計にとって、まず借入利子率の低いほうから借入を行ない、そこで借入限度一杯に達すると、次に、民間の市場から借入を行なうことが合理的である²⁾。

さて、日本においては、住宅ローン金利に関する税は、住宅取得(特別)控除がかかりをもつ。これは、納税者が自己の居住用の住宅を取得した場合、公的金融機関、または民間金融機関から10年以上の期間のローンを受けた場合には、一定の条件のもとで所得税から住宅取得控除が認められるものである。これは、住みはじめてから6年間、その年末の住宅ローン残高に対して、1000万円までは、当初2年間は1.5%、それ以後は1%、1000万円を越える部分には1%、2000万円から3000万円までの部分には0.5%相当額を加算した額を、住宅の延べ面積、家計の所得などに一定の条件を課したうえで、所得税から控除しうる。控除限度額は当初2年間は30万円、3年以降は25万円である³⁾。一方、公社債、預金などの利子収入には20%、配当には少なくとも20%課税される。ただし、前者に

図3—各種利子率の変化



注1) 住宅金融公庫貸付金利は基準金利
 2) 民間住宅ローン金利は固定金利
 3) 預貯金金利は郵便貯金(定期預金、3年以上)(税引後)
 出典:「経済統計年報」(日本銀行)

は勤労者財産形成住宅貯蓄(財形)の場合には、500万円まで非課税の措置がある。

以上のことより、日本の住宅ローン金利については、ローン返済全期間にわたって、税控除を行なうことができるわけではないので、 r_m は税引前で考える。一方、資産に関する利子率 r_s については、家計が住宅購入に際して、財形を利用したか否かの情報は使用データからは得られなかった。しかし、財形が公的住宅金融新規融資に占める割合は、たとえば、平成5年度では1%にすぎない(『住宅金融公庫年報』)。よって、 r_s については、20%の利子を差し引いた税引後の金利を適用する。

図3に1977~94年の期間における公的住宅ローン金利 r_1 (住宅金融公庫基準金利)、民間住宅ローン金利 r_2 (都市銀行)、および定期性貯蓄の金利 r_s (定期郵便貯金、3年以上)を掲げた。住宅ローン金利は、いずれも固定金利である。図3より、日本では、民間住宅ローンについては、期間中、常に、 $r_2 > r_s$ である。一方、 r_1 と r_s の関係は、 r_s を税引後でみると、1980年に $r_1 > r_s$ であるが、おおよそ、 $r_1 > r_s$ 、 $i=1,2$ である⁴⁾。一般的に、一次取得者については、 $W_0 < P_H H$ が成立することが多いであろうから、Jones のモデルにしたがえば、借入最小仮説が妥当する。つまり、家計は住宅購入の際の借入に関して、手持ち資産のすべてを購入にあてる。

一方、Brueckner モデルによれば、借入額は 0 から借入上限の間で決まり、それは、住宅の大きさ、手持ち資産、その他の変数の関数となる。Brueckner モデルでは、家計は手持ち資産のすべてを住宅購入資金にあてるとは限らない。日本では「住宅取得動向調査」(住宅金融公庫) から、一次取得者の約20%は手持ち資産のすべてを住宅購入にはあてていないことが示されているので、以下の実証モデルでは、Brueckner タイプのモデルに依拠して推定を行なう⁹⁾。手持ち資産と公的借入上限を所与とすると、民間住宅ローン需要は住宅需要にリンクしていることになる。

さて、二つの住宅金融市場を考慮に入れると、家計の住宅購入に際して、以下の三つのケースが存在する。家計は①借入をしないで、②公的住宅金融のみから借り入れて、③公的住宅金融から借入限度一杯借り入れてから、不足分を民間住宅金融から借り入れて、住宅を購入する⁶⁾。しかしながら、以降の分析を一次取得者に限定することから、①のケースについては、サンプルはほとんどないので(2.5%)、分析の対象からははずす。したがって、上記の②と③のケースを取りあげると⁷⁾、住宅購入関数Hは以下の2通りの関数となる。以下の添字は上記のケースを表す。

$$H = \begin{cases} H_2 = H(Y_p, W_0, P_H, r_1, r_s, z_1) \\ H_3 = H(Y_p, W_0, P_H, r_1, r_2, r_s, z_1, \bar{L}_{PC}) \end{cases} \quad (1)$$

ここで、 z_1 は家計の属性、 Y_p は恒常所得、 \bar{L}_{PC} は公的住宅金融融資制約である。

民間住宅ローン需要は③のケースのみが正となる。攪乱項 ε を加えると、モデルは以下のように表現することができる(添字 i は i 家計を示す。以下では省略)。

$$L = \begin{cases} L(H_i, W_0, P_H, r_1, r_2, r_s, z_1, \bar{L}_{PC}) \\ + \varepsilon \quad \text{iff } L_i > 0 \\ 0 \quad \text{otherwise.} \end{cases} \quad (2)$$

ここで、公的住宅金融の借入制約関数を以下のように仮定する⁸⁾。

$$\bar{L}_{PC} = \bar{L}_{PC}(Y, W_1, z_2) \quad (3)$$

ただし、 z_2 は制度的要因を表す変数、 Y は現在所得、 W_1 は財形貯蓄で必要とされるライフサイクル貯蓄である⁹⁾。以下では、誘導形からスタートすることとすると、(1)、(3)式を(2)式に代入することによって、以下の民間住宅ローン関数が得られる。

$$L = \begin{cases} L(Y_p, Y, W_0, W_1, P_H, r_1, r_2, r_s, z_1, z_2) \\ + \varepsilon \quad \text{iff } L_i > 0 \\ 0 \quad \text{otherwise.} \end{cases} \quad (4)$$

とくに、モデルを線形で特定化すると、以下の分析で用いられるモデルは次のようになる。

$$L = \begin{cases} L = \beta' X + \varepsilon \quad \text{iff } \text{RHS} > 0 \\ L = 0 \quad \text{otherwise.} \end{cases} \quad (5)$$

ここで、 X は(4)式における外生変数であり、 β は推定パラメータである。攪乱項 ε は平均0、分散 σ^2 の正規分布であり、それぞれ独立であるとする。

以下の推定で用いるデータは「東京圏マンション入居者動向調査」(財アーバンハウジング、建設省住宅局協力)の1988~89年のデータである。このデータは各年で約800サンプルあり、住宅購入時期、購入価額、延べ面積、および購入時の資金調達についての情報、家計のデモグラフィック要因が含まれている。推定に適当なサンプル数を確保するために、1988年~89年のデータをプールして用いた。欠損値などを処理し、さらに、推定を1次取得者に限定するので、結果として922サンプルを用いた。

データをプールすることから、所得、資産、購入価額、住宅価格、利子率を消費者物価指数でデフレートする(『消費者物価指数年報』)。住宅価格 P_H は住宅の単位価格であり、

$$P_H = P_k^* P(1 - \theta)_i$$

で推定される。ここで、 P_k は延べ床面積 1 m^2 当たりの建築費(コンクリートブロック。『建築統計年報』)、 P_i は 1 m^2 当たりの地価(地価公示)である。前者は県ベースであり、後者は市町村(区)ベースである。 θ については、Horioka (1988) の値 ($\theta = 0.3$) に依拠する。

手持ち資産 W_0 については、頭金のデータの

み利用可能で情報が得られなかった。そこで、推計を行なった。推計方法は Manchester = Poterba (1989) の方法を用いる。結果は、

$$W_0 = 254.85 + 0.029 \text{Income Age} - 31.11 \text{Dlife1} - 229.81 \text{Dlife2} + 2097.59 \text{Dlife3}$$

(3.46) (12.24) (-0.06) (-1.64) (4.16)

ここで、Income Age は所得*世帯主年齢である。符号が正であることから、年齢が同じであれば、所得の多い世帯が多く資産をもち、所得が同じであれば、年齢の高い世帯のほうが貯蓄が多い。Dlife i (i = 1~3) は家計のライフサイクルダミーであり、Dlife 1 は若年 (30歳以下) 単身、Dlife 2 は大学生、社会人を含む子供と夫婦世帯、Dlife 3 は高齢者 (ここでは、60歳以上) 世帯である。単身世帯は貯蓄が少なく、高齢世帯は多い (R₂ = 0.21)。

主な変数の平均値は表 1 に掲載してある。

2 推定結果

パラメターの推定値について

(5)式をトービット推定するわけであるが、ここで、問題にしなければならぬことは、1994年の金利自由化の完成以前は、民間住宅金融市場は規制金利であった点である。つまり、住宅ローン金利は長期プライムレートに連動するようにコントロールされていたので、均衡利子率ではない可能性がある。このような状況下では、観察値を用いて民間住宅ローン需要関数を推定すると、推定結果は需要関数でも供給関数でもないものとなる。しかしながら、次の二つの理由により、以下の推定結果は民間住宅ローン需要関数のそれであるといえる。まず、第一に金利の自由化が完了したあとでも、民間住宅ローン固定金利の水準決定に関しては、90%以上の民間金融機関は長期プライムレートに連動させ、従前と同じ方式をとっている。よって、従前の方式は均衡金利を表しているといえる。第二に、たとえ均衡金利を表していなくとも、推定対象期間である1988~89年 (8月) は住宅金融市場

表1—変数の記述統計

単位：100万円、ただし、Ageとnmは除く

変数	Y	W ₀	W ₁	L	Age	nm
全サンプル	8.01	13.86	11.44	2.49	36.9	2.98
民間借入サンプル	7.82	10.94	9.27	10.19	36.3	2.88

注) 1次取得者のみ。

表2—パラメターの推定値 (s.s=922)

変数	推定値	変数	推定値
定数	594.72 (0.75)	Dspace 2	-423.51 (1.28)
Y	1.834 (3.02)	Dspace 3	-609.87 (-1.68)
W ₀	-1.113 (-2.65)	Dumtax 1	-212.80 (-0.63)
$\frac{1}{W_1}$	45180.7 (2.49)	Dumtax 2	-200.97 (-0.24)
r _{1s}	377.34 (1.71)	Dherit	-527.83 (-2.65)
r ₂	-301.10 (-2.93)	Dumarea	-345.06 (-1.39)
Dfirm	-1541.78 (-7.50)	Dlife 4	25.29 (0.04)
P _H	33.76 (3.93)	σ	1708.1 (18.65)
Dum 1	-573.91 (-1.90)	尤度	-2247.15

注) () 内はt-値。

においては、金融緩和時期であり資金が潤沢な時期であった。超過供給の時期であったと想定してもよい。したがって、推定されるものは需要関数であると考えてよい。

推定結果は表 2 に掲載してある。恒常所得と現在所得との間には強い多重共線性が存在するために、恒常所得の変数は方程式から除外した。しかしながら、通常、恒常所得はさまざまなデモグラフィック要因を現在所得に回帰させて推計するので、現在所得とこれらのデモグラフィック諸要因、および家計の職業の変数をセットでみると、それはトービット方程式のなかで、恒常所得の代理変数とみなすこともできる¹⁰⁾。

所得の効果をみると、現在所得の増加はデモグラフィック要因とセットでみれば、恒常所得の増加を意味するので、購入する住宅の大きさを増加させると同時に、公的住宅ローン借入限度額も増加させる。前者は民間住宅ローン需要に対し正の効果をもち、後者は負の効果をもつ。このモデルは誘導形からスタートしているため

に、これら両効果は分離できず、どちらの効果が大きいかは、実証的分析によって明らかにされるものである。

手持ち資産の効果は、住宅需要を増加させる効果とローン需要を減少させる効果をもつ。このモデルは誘導形からスタートしているために、所得の場合と同様にこれら両効果は分離できず、推定結果は複合である。結果は後者が前者の効果を上回り、有意に負であることを表している。

手持ち資産のなかでも、ライフサイクル資産と親などからの贈与・相続による資産では、住宅ローン需要に与える効果が異なることは容易に推測されるので、これらの資産は分離し、後者はダミー変数 (Dherit) として推定式に導入した。公的住宅金融の借入制約には、制度上、手持ち資産よりもライフサイクル資産 W_1 が関連している。これは公的住宅金融のなかでも財形に関連する。 W_1 が大きくなると公的住宅ローンの借入限度額は増加するが、制度全体の上限が存在するために、限度額はある一定の値に収斂していく。推定結果から、係数は正であり、5%水準で有意である。一方、相続・贈与からなる手持ち資産 (Dherit) は、符号は有意に負であり、相続・贈与を受けるとローン借入は減少する。

住宅価格の係数は5%で有意であり、正の推定値であることから、住宅価格の上昇はより多くの住宅資金を必要とすることから、住宅ローン需要が増大する。

さて、前節の Brueckner のモデルにしたがうと、 $r_1 > r_s$, ($i=1,2$) では住宅ローン需要は所得、住宅価格、利子率、手持ち資産などの関数となり、かつ、 r_1 , ($i=1,2$) と r_s の相対的大きさが住宅ローン需要に影響を与える。このことから、 $|r_1 - r_s|$, $i=1,2$ がトービット方程式において必要な変数となる。差の絶対値をとる意味で2乗を用いた。 r_2 についても同様に差の絶対値を変数に用いたが、有意な結果は得られなかった。そこで、 r_2 を変数として導入した。

$(r_1 - r_s)^2$ の係数は正であり、かつ10%水準で

有意である。このことは、公的住宅金融金利と貯蓄金利との差が大きくなると、あるいは、 r_s 一定のもとで、公的住宅ローンの金利を切り下げると、民間住宅ローン需要を抑制することを意味する。両利子率の差が大きくなるのは、図3より低金利の時期が多いことも考えあわせると、金利低下時には公的住宅ローンは民間住宅ローンをクラウドディングアウトしているといえよう。1994年の金利自由化が完了したあとは、民間住宅金融の変動金利では、公的住宅ローン金利より低い場合もある。しかし、後者の金利設定は固定金利であるので、民間の変動金利と比較することはできない¹¹⁾。現在も、固定金利で比べると、公的住宅金融は民間住宅金融より低めにコントロールされている。また、民間の固定金利は公的住宅金融の返済期間よりも短い。したがって、家計はまず公的住宅金融から借り入れて、購入資金の不足分を民間から借り入れるという行動パターンは金利自由化後も健在である。

よって、政府が公的住宅ローンの金利 r_1 を切り下げると、家計のローン返済能力が高まり公的住宅ローン借入制約を上シフトさせる。このことは、公的住宅ローン額を増加させ、民間住宅ローン需要を減少させる。逆に、 r_1 を切り上げると、公的住宅ローンの借入制約が有効になり、よって、民間住宅ローン需要が増大する。したがって、公的住宅ローン金利が民間住宅ローンに及ぼす効果は、切り下げ、切り上げの局面で異なる。一方、 r_2 の係数は有意に負であり、金利の上昇は民間住宅ローン需要を減少させる。

さらに、日本では、住宅ローン需要に関して、企業からの借り入れを無視することはできない。本モデルで使用されたデータでは、1次取得者の約30%が勤務先から借入をしている。そのうちで、民間住宅ローンから借り入れている家計の約10%が勤務先の融資も利用している。しかしながら、勤務先の融資の金利に関する情報がないので、この借り入れについてはダミー変数

Dfirm で処理した。勤務先から借り入れている場合には、Dfirm = 1、その他は 0 である。この変数は有意に負であることから、勤務先から借り入れを行なった場合には、民間金融からの借り入れは減らすことがわかる。

民間住宅ローン需要に及ぼすその他の変数は、制度的な変数と職業、家計類型に関するものである。制度的なものとしては、公的住宅金融のなかで、もっともシェアが大きい住宅金融公庫の融資条件を表しているのが、Dspace 2 (住宅延べ面積が 50~70m²)、Dspace 3 (同、75~125m²)、Dumarea (融資額が多い地区は、Dumarea = 1、その他は 0) である。住宅金融公庫融資は、延べ面積によって住宅金融公庫を借りることができないことがある。非常に小さい住宅、あるいは、大きな住宅は融資を受けることができない。また、延べ面積によって、適応金利が異なる。これらのことをダミー変数が反映している。したがって、住宅金融公庫融資をよく受ける Dspace 2、Dspace 3 の延べ面積の住宅では、民間住宅ローン需要が少ないことになる。このことにより、推定されたこれらダミー変数の係数の符号は負である。同様に Dumarea も住宅金融公庫融資の額の多い地域ダミーである。融資額の多い地域は民間住宅金融への需要が少ない。税制の効果、とくに、住宅ローンの所得税控除の効果には Dumtax 1 のダミー変数を用いた。贈与税軽減の効果にはダミー変数 Dumtax 2 を用いた。推定係数は有意ではないが、その符号は期待されたものである。家計類型のダミー変数として、単身世帯 (Dlife 4) を入れた。最後に、勤労者世帯 (Dum 1 = 1) は勤務先融資を受けることができるなど、自営業者よりも若干有利であるので、民間住宅ローン需要は低い。

3 公的住宅金融による クラウドディングアウト効果

この節では、クラウドディングアウト効果を量的に測定することを試みる。そのためには、弾

力性による比較を行なう。3種類の弾性値を η_j^L , $\eta_j^{E(L|L>0)}$ と $\eta_j^{E(L)}$ を推定する。ここで、X はトービット方程式の外生変数、 Φ は $\beta'X/\sigma$ で評価された標準正規分布の分布関数で、家計が民間住宅金融から借り入れを行なう確率 (尤度) を表している。E(L|L>0)、E(L) はそれぞれ期待値であるが、前者は家計が民間金融から借り入れをするという情報が与えられたもの、後者はそのような情報が所与ではない場合の期待値である。

L が正の値をとるときの期待値 E(L|L>0) は、

$$E(L|L>0) = \beta'X + \sigma \frac{\phi}{\Phi} \quad (6)$$

であり、正の値と 0 を含んだすべての L の期待値 E(L) は、

$$E(L) = \Phi \beta'X + \sigma \phi \quad (7)$$

である。ここで、 ϕ は $\beta'X/\sigma$ で評価された標準正規分布の密度関数である。

上記の二つの期待値、 $\eta_j^{E(L|L>0)}$ 、 $\eta_j^{E(L)}$ に対応して、次の二つの弾力性を定義する。

$$\eta_j^{E(L|L>0)} = \beta_j \left[1 - \left(\frac{\beta'X}{\sigma} \right) \frac{\phi}{\Phi} - \left(\frac{\phi}{\Phi} \right)^2 \right] \frac{X_j}{E(L|L>0)} \quad (8)$$

および、

$$\eta_j^{E(L)} = \Phi \beta_j \frac{X_j}{E(L)} \quad (9)$$

ここで、 β_j 、 X_j はそれぞれ、 β と X の第 j 番目の要素である。

(8)式の弾力性は民間住宅金融機関から借りる確率を一定とした条件付き弾力性であり、(9)式はこの確率も変化する全弾力性である。両者の弾力性の符号が等しい場合には、後者の弾力性のほうが大きい¹²⁾。上述の二つの民間ローン需要弾力性で、全弾力性は潜在的需要に関する弾力性も含むので、より重要である。

結果は表 3 に掲載してある。民間住宅ローン借入確率の r_1 に関する弾力性 η_1^L は正の値で、かつ弾力的である。このことは、他の条件一定の

表3—各変数の弾性値

変数	Φ	$E(L L>0)$	$E(L)$
r_1	1.017	0.412	1.398
r_2	-1.119	-0.385	-1.441
Y	0.946	0.334	1.258
W_0	-0.807	-0.278	-1.076
W_1	-0.049	-0.025	-0.064
P_H	0.757	0.293	0.995

注) 弾性値は各変数の平均を用いたもの。

もとで r_1 が低下すると、公的住宅金融の借入制約が緩和されることにより、公的住宅金融で住宅購入をまかなえる家計の数が増加するので、民間住宅金融機関から借りる家計の数が減少する。全弾性性 $\Phi^{(L)}$ は民間から借入をしている家計と借入をしていない家計とを含むので、家計の数の効果と数量（金額）の効果を含み、条件付き弾性性より弾力的になる。 $E(L)$ 、 Φ も弾力的であるということは、 r_1 のみを切り下げれば、公的住宅金融が民間住宅金融を大きくクラウドイングアウトするといえよう。しかしながら、民間金融から借りている場合には、公的住宅金融の金利が下がっても、民間住宅金融から借り入れをそれほど増加させないので、非弾力的である。つまり、すでに、民間から借りている場合には、公的金融から限度一杯借りているのであるから、たとえ、その金利が低下しても、借り入れ上限はわずかに増加するのみで、民間住宅ローン需要はそれほど減らない。

一方、他の条件を一定にして、公的住宅金融の金利の切り上げは、公的住宅ローンの制約を有効にすることによって、民間住宅ローンを借り入れる家計の数を増やし、同時に借入額も増加させる。つまり、この場合にはクラウドイングアウトが生じないわけであるが、現実には、公的住宅ローン金利と民間住宅ローン金利は、同じ方向で変化していることが図3より読みとれる。よって、公的住宅ローン金利が切り上げられたときに、民間住宅ローン金利も同時に上昇すると、利子弾性性は後者のほうが大きいため、やはり、クラウドイングアウトが生じることになる。

民間住宅ローン金利 r_2 も、借入確率、ローン需要については、全観測値に対しては弾力的である。公的住宅ローン金利よりも弾力的である。しかし、民間住宅金融を借りている場合の条件付き弾性性は非弾力的である。これらのことより、民間住宅ローン金利のみが上昇すると、民間から借りている家計の数と金額は大きく減少する。反対に、それが低下すると民間住宅ローン需要はおおいに増加する。

所得、資産の民間住宅ローン借入確率の弾性性は金利ほど弾力的ではないが、ほぼ1に近く、全弾性性でみると弾力的である。所得の弾性性のほうが資産の弾性性よりも若干大きい。他方、ライフサイクル資産の弾性性が非常に低いのは、絶対的借入限度が存在するからである。住宅価格の弾性性は、金利ほど高くはないが1に近く、全弾性性はほぼ1である。

この観点からすると、ライフサイクル資産を除いて、民間住宅ローン需要の高い（全）弾性性の値は、公的住宅金融の低い金利が民間住宅ローン需要を抑制しなければ、民間住宅金融市場の競争メカニズムは非常によく機能することを示唆している。さらに、住宅価格弾性値が大きいことから、住宅市場においても、規制緩和により競争メカニズムがより一層働けば、民間住宅金融市場とリンクして競争市場のメリットが生かされることは想像に難くない。しかし、公的住宅金融によるクラウドイングアウトが強ければ、民間市場が縮小する可能性は大きい。

おわりに

本稿では、公的住宅金融が民間住宅ローン需要をクラウドイングアウトしていることを確認し、その程度を民間住宅ローン需要の公的住宅ローン金利弾性値で量的に把握した。

その結果、公的住宅金融のクラウドイングアウトが重要な影響を与えるのは、金利低下傾向時であることが明らかにされた。近年、金利の自由化完了につれて、民間住宅金融の金利が低下傾向にあるが、この局面ではクラウドイング

アウトが生じ、かつ、その程度は小さくないことが本モデルで示された。

民間住宅金融市場において競争メカニズムを機能させるためには、公的住宅金融のシェアの縮小、および金利引き下げタイミングを考慮することが必要である。公的融資の条件などの再検討は必要であり、たとえば、金利の下げ幅の縮小、高所得層への公的融資の停止などは求められてよいであろう。

最後に、本稿における分析の限定について述べておきたい。本分析では、民間ローン需要は誘導形で導出され推定された。しかしながら、元来、住宅購入量(額)と住宅ローン需要とは、家計の住宅取得行動のなかで、同時に決定されるものである。本分析においては、この点は考慮されていない。この点に関しては、今後の課題としたい。

注

- 1) Brueckner は資産からの収益率が不確実な世界のケースも扱っている。帰結に基本的な変化はない。
- 2) 公的住宅金融の貸出条件に適合でないために、借入ができないこともある。この場合には民間からのみ借入を行なわざるをえない。
- 3) この税制の適用を受けるためには、所得以外にもいくつかの要件がある。
- 4) 公庫金利に基準金利を用いなければ、 r_1 はさらに高くなり、 $r_1 > r_0$ が成立する。さらに、通常は住宅ローン借入のときには、保険料、保証料を支払うことが多い。これによるローン金利増加は、0.4%ほどであるといわれている。
- 5) Jones モデルでは、住宅を担保に住宅以外の消費支出のための借入、あるいは資産保有のための借入を行なうことによって、実際の借入額が借入最小化、あるいは最大化で決定される借入額から、どの程度乖離するかを推定することに主眼がある。日本では、住宅を担保にこのような借入を行なうのはごくまれであると認識し、この点からも、Brueckner モデルのほうが日本には妥当する。
- 6) 民間住宅金融にも借入制約が存在するが、この点に関する情報はないので、この点は考慮にいけない。
- 7) 公的住宅金融の貸出条件により、借入ができない場合も含む。
- 8) Moriizumi (1996) では、公的住宅金融借入制約関数を推定している。ここではその推定式を援用する。
- 9) 財形を通じて住宅購入資金を調達するためには、

50万円以上の財形貯蓄が必要である。

- 10) Maki (1994) は、現在所得とデモグラフィック諸要因、職業変数とを同時にF検定することによって、恒常所得-ライフサイクル仮説の検証を行なっている。
- 11) 公的住宅金融で変動金利であるのは、財形のみであり、その他はすべて長期の固定金利である。
- 12) (9)式から(8)式を引いたものは、 β の符号に一致する。

参考文献

- 森泉陽子 (1994) 「日本の公的住宅金融における信用割当とローン需要」『住宅土地経済』第14号、21 - 31頁。
- Brueckner, J. K. (1994) "The Demand for Mortgage Debt: Some Basic Results," *Journal of Housing Economics*, 3, pp.251 - 262.
- Duca, J. V. and S. S. Rosenthal (1991) "An Empirical Test of Credit Rationing in the Mortgage Market," *Journal of Urban Economics*, 29, pp.218 - 234.
- Gabriel, S. A. and S. S. Rosenthal (1991) "Credit Rationing, Race, and the Mortgage Market," *Journal of Urban Economics*, 29, pp.371 - 379.
- Horioka, C. Y. (1988) "Tenure Choice and Demand for Housing in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.289 - 309.
- Jones, L. D. (1993) "The Demand for Home Mortgage Debt," *Journal of Urban Economics*, 33, pp.10 - 28.
- Jones, L. D. (1995) "Net Wealth, Marginal Tax Rates and the Demand for Home Mortgage Debt," *Regional Science and Urban Economics*, 25, pp.298 - 322.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Maki, A. (1994) "Liquidity Constraints: A Cross-Section Analysis of the Housing Purchase Behavior of Japanese Households," *The Review of Economics, and Statistics*, 75, pp.429 - 437.
- Manchester, J. M. and J. M. Poterba (1989) "Second Mortgages and Household Saving," *Regional Science and Urban Economics*, 19, pp.325 - 346.
- Moriizumi, Y. (1996) "Credit Rationing and Public Housing Loans in Japan," *Journal of Housing Economics*, forthcoming.
- Ranny, S. (1981) "The Future Price of Houses, Mortgage Market Conditions, and the Return to Homeownership," *American Economic Review*, 71, pp.323 - 333.
- Rosenthal, S. S. J. V. Duca, and S. A. Gabriel (1991) "Credit Rationing and the Demand for Owner-Occupied Housing," *Journal of Urban Economics*, 30, pp.49 - 63.

日本における 新築住宅市場の実証分析

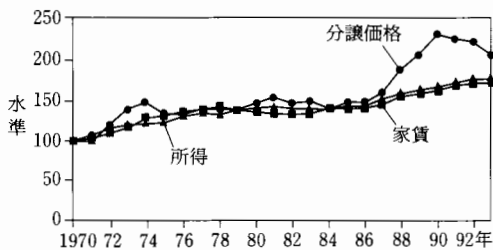
上野賢一

はじめに

本稿は、日本における新築住宅市場について、新築分譲住宅市場および新築賃貸住宅市場に分けて、統一的なフレームワークによって分析することにより、価格と投資の関係を中心に二つの市場の相違点を明確にすることを目的とする。図は、新築分譲住宅価格、新築賃貸家賃および所得の推移（図1）と1世帯当たりの持家住宅の純ストック増加戸数と新築賃貸住宅の新設着工戸数の推移（図2）である。

図1からわかるように、新築分譲住宅の価格（宅地価格および建物価格の合計額）と新築賃貸住宅の家賃は昭和45(1970)年から平成5(1992)年の間に3回大きく乖離してきた。また、図2からわかるように、新築分譲住宅と新築賃貸住宅の投資量は大きく異なった動きを示している¹⁾。この現状をふまえて、住宅価格形成の要因は何か、新築分譲住宅市場と新築賃貸住宅市場の投資量はなぜ大きく異なる動きをするのかという2点について分析を行なっていきたい。

図1 新築分譲住宅価格、新築賃貸家賃および所得の推移



注) 昭和45年を100として計算している。

1 スtock・フロー・アプローチと 日本の新築住宅市場

新築分譲住宅市場

Dipasquale = Wheaton (1994) にしたがって、アメリカにおいて伝統的に使われてきたストック・フロー・アプローチを用いて中古持家住宅市場および新築分譲住宅市場を定式化すると、

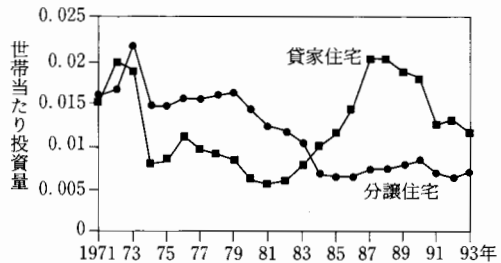
$$D_t(X1_t, P_t, UC_t) = S_t \quad (1)$$

$$\Delta S_t = HI_t(X2_t, P_t) - \delta S_t \quad (2)$$

となる。

(1)式において、持家のストック需要Dは、外生変数X1(人口構成の変化を表わす指標や所得など)、実質住宅価格水準Pおよび毎年の資本コストUC²⁾に依存することを意味する³⁾。(1)式は、資産市場において、持家のストック供給Sと持家のストック需要Dが均衡するように価格Pが決定されるということである。この価格Pはストックの価格であり、中古持家住宅の取

図2 1世帯当たりの持家住宅の純ストック増加戸数と新築賃貸住宅の新設着工戸数



注) 世帯当たりの投資量とは、1世帯当たりの分譲住宅の純ストック増加戸数と賃貸住宅の新設着工戸数をプロットしたものであり、単位は戸/1世帯である。

引価格に等しい。一方、(2)式において、持家の供給（持家の純ストック増加戸数）は、持家住宅の新規建設戸数HIから持家のストックの償却戸数 δS を差し引いたものに等しい。ここで、新規建設戸数HIは、(1)式で決定された住宅価格Pと外生変数X2（コスト要因：土地の仕入れ価格および建設コスト）に依存する。(2)式は新築分譲住宅市場を表わすといえよう。

以上のように、ストック・フロー・アプローチにおいて特徴的なことは、住宅価格Pが資産市場において調整され、その価格に基づき、開発業者が新規着工を行なうというモデルの構成にある。いいかえれば、中古住宅価格と新築住宅価格は等しい価格として扱われている。アメリカでは、中古住宅の取引戸数が年間約300万戸を超えるのに対して、新築住宅の着工戸数が約100万戸にすぎない。つまり、アメリカの住宅市場は、中古住宅市場が支配的な市場であるといえる。したがって、資産市場である中古住宅市場において決定された住宅価格に基づいて、開発業者が着工を行なうということは、現実的な設定であるといえよう。しかしながら、日本では、中古住宅の取引戸数が年間約100万戸あるのに対して、新築住宅の着工戸数は約150万戸であり、新築住宅市場のほうが中古住宅市場よりも支配的な市場であるといえる。また、制度的にも、新築住宅の取引のほうが中古住宅の取引よりもかなり優遇されており、同一の価格形成が行なわれているとは考えられない。日本の新築分譲住宅市場は、ストック・フロー・アプローチの想定している市場とは異なって、フローの水準で需要と供給が均衡することにより価格と投資が決定されていると考えるのが現実的である。Mills = Hamilton (1988) のように、投資と価格が右上がりの供給曲線と右下がりの需要曲線によって決定されていると考えたほうがもっともらしい。

以上のような考え方から、次のように t 期におけるフローの需要 ΔS_t^d とフローの供給 ΔS_t^s が均衡することで価格と投資が決定されるモデ

ルを考える。

〈新築分譲住宅市場〉

・需要方程式⁴⁾

$\Delta S_t^d = x(D_t - S_{t-1})$ に、 $D_t = H_t(a_0 + a_1 W_t + a_2 UC_t + a_3 P_t)$ を代入して、1世帯当たりの戸数ベースに変形すると、

$$I_t^d = x \left(a_0 + a_1 W_t + a_2 UC_t + a_3 P_t - \frac{S_{t-1}}{H_t} \right) \quad (3)$$

となる。

・供給方程式⁵⁾

(2)式を線形化し、1世帯当たり単位になおして、

$$I_t^s = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 FARM_t + \beta_3 COST_t + \beta_4 S_{t-1} + \beta_5 H_t^{-1} \quad (4)$$

とする。

ただし、 W_t は所得、 H_t は世帯数、 $FARM$ は農地価格、 $COST$ は建設コスト。 $I_t^d = \Delta S_t^d / H_t$ 、 $I_t^s = \Delta S_t^s / H_t$ であり、 I_t は、1世帯当たりの純ストック増加戸数を表わす。

(3)式および(4)式により価格と投資が同時決定されるモデルを「フロー・アプローチ」と呼ぶこととする。注意すべきことは、ここでのPは新築分譲住宅価格のPであり、中古住宅価格は省略しているということである。

新築貸家市場

新築貸家市場をストック・フロー・アプローチによって定式化すれば、

$$RD_t(X1', R_t, P_t) = RS_t \quad (5)$$

$\Delta RS_t = RHI_t(R_t, RUC_t, X2_t, X3_t) - \delta RS_t$ (6) となる⁶⁾。

(5)式において、ストック需要とストックの均衡によって家賃Rが決定される。その家賃Rに基づき、(6)式において、賃貸住宅経営者が新規建設戸数RHIを決定する。

持家市場と異なる点は、資本コストRUCが供給側のRHIの説明変数として扱われていることである。資本コストが資本の所有者にかかるコストであるので当然であろう。また、外生変数のX2'には、コスト要因として建設コスト

COSTを用いる。新築分譲住宅の供給業者と異なり、貸家経営者は土地を仕入れることが少ないので、土地の仕入れコストは考慮に入れない。近年における単身世帯の増大は、供給側にとって規模の小さい賃貸住宅を建設することになるので供給能力の増大につながることから、この現象を反映させるためにX3には着工戸数ベースの平均床面積CAを用いた。賃貸住宅のストック需要の説明変数としては、X1'として所得Wを用いる。また、需要側の説明変数が少ないので、分譲住宅価格Pも説明変数として加えている。

貸家住宅市場は、ストックである中古の貸家住宅の家賃が相場家賃として形成されている。したがって、中古の貸家住宅の家賃をみながら、貸家経営者が新築貸家を建設するかどうかを決定すると考えても不自然ではない。つまり、新築貸家住宅の家賃と中古の貸家住宅の家賃が、同質な価格形成が行なわれていると考えるほうが現実的である。このことから、次のようにストック・フロー・アプローチによるモデルを考える。

〈新築賃貸住宅市場〉

新築賃貸住宅市場は、ストック・フロー・アプローチを適用する。需要方程式は、価格Rに関して誘導形に直す。

- ・需要方程式⁷⁾

$$R_t = a_0 + a_1 W_t + a_2 P_t - a_3 \frac{RS_t}{H_t} \quad (7)$$

- ・供給方程式⁸⁾

$$RI_t^s = b_0 + b_1 R_t + b_2 RUC_t + b_3 COST_t + b_4 CA_t + b_5 H_t^{-1} \quad (8)$$

ただし、RI^sはRHI/Hであり、賃貸住宅の新設着工戸数を表わす⁹⁾。

2 期待持家率

新築分譲住宅価格Pの推定にあたって、説明変数に人口の構成変化による影響を表わす指標である期待持家率を新たに加えることとする。期待持家率を説明すると以下ようになる。

(上野氏写真)

うえの・けんいち
1964年兵庫県生まれ。1996年東京大学大学院経済学研究科修了。現在、建設省建設経済局不動産市場整備室課長補佐。
論文：「日本における新築住宅市場の実証分析」

年齢を i ($0, 1, 2, \dots$) として、 t 年における年齢 i の人口を a_{it} と表わす。次に t 年における年齢 i における人口数と世帯数の割合、つまり、世帯形成率を b_{it} とする（以下「年齢別世帯形成率」とする）。さらに、 t 年における年齢 i における持家の所有数と世帯数の割合、つまり、持家率を c_{it} とする（以下「年齢別持家率」とする）。このとき、持家率 O_t は次のように表わされる。

$$O_t = \frac{\sum_i a_{it} b_{it} c_{it}}{\sum_i a_{it} b_{it}} \quad (= \frac{\text{総持家数}}{\text{総世帯数}}) \quad (9)$$

その年における年齢別の持家率 c_{it} は、その年における資本コストや実質所得の影響を受けたものであるため、 O_t は純粹に人口の年齢別構成変化による影響を表わしていない。そこで、Jafee = Rosen (1979) では、次のようにある年の持家率で調整した持家率を求めて、純粹に人口構成の変化の影響を表わす持家率を利用している。 $t=1973$ の持家率で、この指標（「OWN」とする）を求めると、

$$OWN_t = \frac{\sum_i a_{it} b_{it} c_{it=1973}}{\sum_i a_{it} b_{it}} \quad (10)$$

と定式化できる。この OWN_t を「期待持家率」とする。

本稿では、 $c_{it=1983}$ として、期待持家率を作成する。これは、昭和58(1983)年がバブル期の前で推定期間においてもっとも持家率が高いからである。ただし、年齢別世帯形成率はデータの制約から5年ごとに改訂して乗じている。

3 実証結果

(3)および(7)の需要方程式を推定したところ、

表1—需要方程式

	新築分譲住宅投資 (被説明変数=I ^d)	新築貸家住宅家賃 (被説明変数=R)
	推定式 1	推定式 2
所得 W	0.79E-04 (1.16)	0.111 (4.81)**
資本コスト (UC、RUC)	-0.15E-03 (-1.71)	—
持家率 S ₋₁ /H	-0.25E-02 (-2.65)*	—
借家率 (100-S ₋₁ /H)	—	1.08 (2.20)*
新築分譲住宅価格 (P)	-0.87E-05 (-1.59)	-0.001 (-0.54)
修正R ²	0.68	0.93
D. W. 比	1.04	0.97
F 値	12.5**	114.2**

注1) () 内はt値。*は5%水準で、**は1%水準で有意。
 2) 推定式1は、操作変数法により、推定式2は最小2乗法により推定を行なった。推定式1の操作変数は、W、UC、S₋₁/H、FARM、COST、H⁻¹である。
 3) 推定式1には家賃Rを説明変数に加えなかった。これは、家賃Rと所得Wがかなり高い相関があり、多重共線性をもつからである。

表1のような結果となった¹⁰⁾。

新築分譲住宅の需要方程式は、価格と投資について右下がりの需要曲線が推定されている。

(4)および(8)の供給方程式を推定したところ、表2のような結果となった。

新築分譲住宅の供給方程式においては、価格と投資の間で右上がりの供給曲線が推定されている。新築分譲住宅の建設コストは、符号が有意に反対になっている。開発業者の供給にあたって、住宅価格と農地価格が重要な役割を果たし、建設コストはマイナーな役割しか果たしてこなかったことがうかがえる。

次に、住宅価格に関する誘導形を推定すると表3のようになった。

推定式5は、Dipasquale = Wheaton (1994)と同じストック・フロー・アプローチによる推定式を用いて推定してみた。このモデルは、通常のストック・フロー・アプローチに対して価格がすぐには均衡価格に調整されないものとして、1期前の住宅価格を説明変数に加えて修正を加えたものである。推定式6¹¹⁾は、中古住宅の価格の代理変数として、地価公示の同一地点における住宅地の価格(1㎡当たり価格)を使って、パネルデータによる推定を試みた。推定式5および6は、ストック・フロー・アプロ

表2—供給方程式

	新築分譲住宅(I ^S) 推定式 3	新築貸家住宅(RI) 推定式 4
	農地価格 (FARM)	-0.32E-02 (-3.51)**
建設コスト (COST)	0.72E-04 (2.20)*	-1.18 (-2.70)**
資本コスト (UC、RUC)	—	-10.65 (-10.0)**
供給能力指標 (CA)	—	-29.1 (-9.95)**
新築分譲住宅価格 (P)	0.86E-05 (3.83)**	—
新築貸家住宅家賃 (R)	—	24.79 (6.18)**
1/H項	1941.05 (2.94)**	—
修正R ²	0.89	0.93
D. W. 比	2.43	2.10
F 値	49.88**	75.9**

注1) () 内はt値。*は5%水準で、**は1%水準で有意。
 2) 推定式3は、操作変数法により、推定式4は最小2乗法により推定を行なった。推定式3の操作変数は、W、UC、S₋₁/H、FARM、COST、H⁻¹である。
 3) 推定式3においてS₋₁項はほとんど0であったので削除して推定しなおした。

表3—誘導形の推定(被説明変数=P)

	[ストック・フロー・アプローチ]		[フロー・アプローチ]
	新築分譲住宅 推定式 5	中古住宅 推定式 6	新築分譲住宅 推定式 7
所得 (W)	9.19 (2.46)*	0.16 (7.65)**	2.77 (1.18)
資本コスト (UC、RUC)	-14.65 (-5.33)**	-0.0015 (-4.62)**	-10.96 (-4.38)**
持家率(借家率) (S/H、100-S/H)	-116.02 (-3.18)**	-0.014 (-1.88)	-168.17 (-5.42)**
期待持家率 (OWN)	-34.38 (-0.63)	-0.000614 (-0.62)	—
新築貸家賃 (R)	-8.93 (0.36)	—	—
1期前価格 P(-1)	0.38 (2.81)**	—	—
農地価格 (FARM)	—	—	182.04 (3.84)**
建設コスト (COST)	—	—	5.75 (2.26)*
修正R ²	0.964	0.59	0.97
D. W. 比	2.39	—	2.27

注1) () 内はt値。*は5%水準で、**は1%水準で有意。
 2) 推定式5は、操作変数法をW、S/H、OWN、UC、P(-1)、RS(-1)として、操作変数法により推定を行なった。推定式7は、最小2乗法により推定を行なった。推定式6は、固定効果(fixed effect)モデルによるパネルデータ(10都府県)の推定を試みている。
 3) 推定式7でもOWNをいれて推定してみたが、有意ではなかった。

チを適用することになる。推定式7は、(3)および(4)から価格Pに関する誘導形を求めて推定を行なったものである。ここでは、人口構成の変化を表わす指標である期待持家率は有意ではなかった。

このモデルの推定がどの程度もつもらしい

表4—ストック需要に対する弾力性

	所得弾力性	価格弾力性
推定式 5	0.45~0.83	-0.34~-0.09
推定式 6	0.43~0.64	-0.80~-0.05
D and W (1994) ¹⁾	0.3~0.7	-0.19~-0.09
P and E (1979) ²⁾	0.75程度	-0.12~-0.75
森泉 (1986)	0.27~0.55	-0.55~-0.27

注1) Dipsasquale and Wheaton (1994) の実証結果。
 2) Polinsky and Ellwood (1979) の実証結果。

図3 一分譲住宅市場のイメージ
 (金融緩和期)

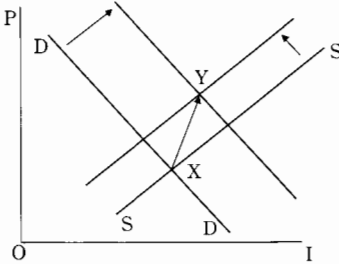
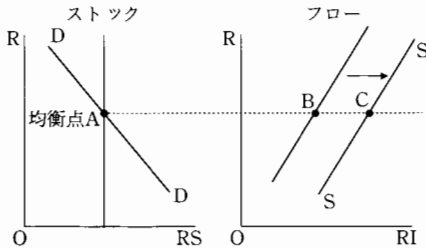


図4 一賃貸住宅市場のイメージ
 (昭和61年から63年頃まで)



かを判断するためには、各説明変数の弾力性を求めて、他の実証研究結果と比較することである。この比較を次の表4にまとめてみた。表4から本稿の推定結果は、他の推定結果と比較して、所得弾力性および価格弾力性は同程度であることがわかる。

4 要因分析

投資と価格の関係

冒頭の図1および2から、投資と価格の関係について次のことがいえる。

〈短期トレンド〉

推定期間中の3回の金融緩和期において、新築分譲住宅価格は上昇し、新築分譲住宅の投資量も増加する。一方、新築賃貸住宅の投資は、昭和40年代後半は新築分譲住宅の投資と同じ動きであったが、昭和50年代には大きく低迷し、

昭和61(1986)年からのバブル期に急上昇した。この新築貸家住宅の投資量が増加している期間は、家賃の大幅な上昇は伴っていない。

〈長期トレンド〉

昭和45年から平成5年までに、新築分譲住宅の純ストック戸数は通減傾向に、住宅の価格は通増傾向にある。一方、新築貸家住宅の投資と家賃にはそのような傾向は見出せない。

まず、過去3回の金融緩和による新築分譲住宅市場の短期的なトレンドを推定したモデルによって説明すると図3のようになる。すなわち、金利の低下などにより資本コストが低下して需要曲線がシフトする。あわせて農地価格などのコストアップ要因が供給曲線をシフトさせる。このため、均衡点がXからYへ移る。価格は大きく上昇する一方、投資量はそれほど上昇しない。一方、新築賃貸住宅市場の投資と家賃の関係をバブル期に絞って説明すると図4のようになる。

新築賃貸住宅市場の場合は、価格である家賃は所得と強い相関をもっているため、それほど急激な上昇がない。賃貸住宅経営者の投資を刺激するのは、金融緩和期における資本コストの低下である。具体的には、昭和40年代後半は資本コストの低下の後に建設コストの急激な上昇があったので、投資も急上昇した後に急降下している。昭和50年代は石油ショックにより建設コストが大幅に増大し、資本コストの低下を上回ったために、賃貸住宅の投資が減退した。バブル期においては、単身世帯の増加による世帯数の増大および供給能力の増大を背景として、資本コストが大幅に低下し、建設コストは徐々にしか上昇しなかったために、新築賃貸住宅の投資が大幅に増加した(図4において均衡点がBからCへ移った)。

次に、新築分譲住宅の長期トレンドが減少傾向にあることを説明すると、供給側では、農地価格が住宅価格の上昇率を大きく上回って上昇している。一方、需要側では、所得の上昇と金利の自由化による資本コストの低下傾向が需要

を押し上げるものの、持家率の上昇（持家ストックの蓄積）が需要を押し下げている。需要と供給を合わせて考えると、需要要因はプラスとマイナス要因が相殺しあっているが、供給要因はプラス要因しかないため、中長期的には、需要曲線の変動が少ないのに対して供給曲線が左上方へ動き続けるので、投資が減少しつつ住宅価格が上昇するという構造になる。新築賃貸住宅のほうは、家賃が所得と強い相関をもって上昇している一方で、投資は、その家賃に影響されつつ、資本コストと建設コストによって大きく影響を受ける。このため、長期的なトレンドは存在せず、資本コストなどの短期的ショックにより大きく変動していると考えられる。

新築分譲価格の推定

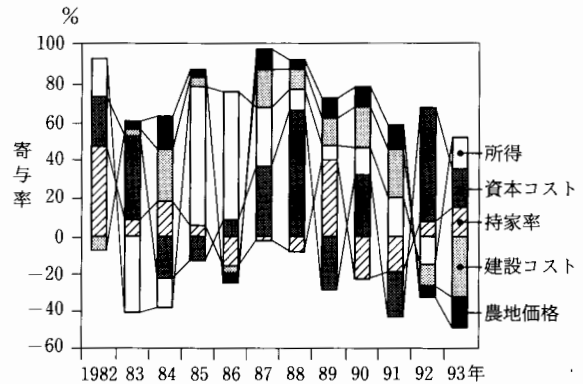
推定の結果、このモデルでは人口構成の変化を表わす期待持家率は有意な結果が得られなかった。しかし、世帯数 H_t をモデルからはずして推計すると有意になることも確かめられた。少なくとも、人口構成の変化は、この23年間は短期的な住宅価格の変動に大きな影響を及ぼしてこなかったとまでいえる。それでは、推定期間である23年間の住宅価格の形成要因は何であるかをバブル期を中心に説明してみる。図5は、推定式7で得たモデルに基づいて、推定値ベースにおける住宅価格の対前年変動率の寄与率の内訳である。

図5では、昭和62(1987)年から平成5(1993)年までは、資本コストが新築分譲住宅価格に大きく影響している要因であることがわかる。平成2(1990)年および3(1991)年は、農地価格および建設コストの供給要因と所得の需要要因が大きい要因として作用していることもわかる。

おわりに

本稿では、新築分譲住宅市場および新築貸家市場をストック・フロー・アプローチまたはフロー・アプローチによって、価格と投資の関係を中心として分析を進めてきたが、次の点で問

図5 住宅価格の対前年変動率の寄与率の内訳
(昭和57年～平成5年)



題を残している。すなわち、

- ・農地価格や建設コストを外生変数として扱っていること。これらの変数は、住宅需給の逼迫期には、逆に新築分譲住宅価格により影響を受けるので内生変数として扱う必要がある可能性が高いこと。
- ・時系列データのほかに、パネルデータによって、地域的にも投資と価格の関係があることを明確にできていないこと。
- ・中古住宅価格の形成について実証していないため、新築住宅価格との形成要因の違いを明確にできていないこと。

以上3点については、今後の課題としたい。

*本稿は、東京大学大学院における修士論文「日本における新築住宅市場の実証分析」に基づいている。ご指導をいただいた金本良嗣先生（東京大学）、および貴重なコメントをいただいた西村清彦先生（東京大学）に感謝いたします。

データの解説

新築分譲住宅価格：「民間住宅建設資金実態調査」（建設省）の民間分譲住宅のデータ。

新築賃貸住宅家賃：「住宅統計調査」（総務庁）の直近1年に入居した住宅の家賃を消費者物価指数で按分。

持家ストックの増加戸数：「住宅統計調査」（総務庁）のストックの純増戸数を着工戸数で按分。

新築賃貸住宅投資：「建築着工統計」（建設省）の民間資金による賃貸住宅の新設着工戸数。

資本コスト：利子率は民間住宅ローンと住宅金融公庫金利で按分して作成。固定資産税率は「固定資産税の概要調査」（自治省）と「国民経済統計」（経済企画庁）のデータで作成（他は省略）。

農地価格：「田畑売買価格等に関する調査結果」（全国農業会議所）の市街化区域の田の住宅地への転用価格。

建設コスト：建設コストのデフレータ（住宅）、建設省作成。

所得：「貯蓄動向調査」（総務庁）の全世帯の平均所得。
供給能力指標：「建築着工統計」の賃貸住宅の平均床面積。

期待持家率：「住宅統計調査」の年齢別の世帯数や所有関係別持家数等により計算。

パネルデータ：昭和59年から平成5年までの10都道府県（東京都、神奈川県、埼玉県、大阪府、兵庫県、愛知県、宮城県、広島県、香川県、福岡県）のデータを利用した。

* 価格データや所得は、消費者物価指数により実質化した。ただし、建設コストのデフレータはそのまま利用した。

注

- 1) 持家のストックの純増戸数は、ほとんど土地取引を伴うものと考えられるので、新築分譲住宅の投資量として扱えるものと考えた。「建築着工統計」の分譲住宅の新設着工戸数は、マンションに関する制度が昭和46年から平成5年までに大きく変化しているために、大きなバイアスを有するデータであることから利用しなかった。
- 2) Dipasquale = Wheaton (1994) モデルでは、アメリカにおける持家の資本コストとして、 $UC = (i + T_p)(1 - T_y) - E(\Delta P/P)$ を利用している。日本では、アメリカのように住宅を取得するための借入金利子および固定資産税が所得税の損金として算入されることはない。また、譲渡所得税は、特別控除などによりほとんど課税されていない。したがって、日本における持家の資本コストは、 $UC = (i + T_p) - E(\Delta P/P)$ となる。また、日本における賃貸住宅の資本コストは、 $RUC = i + T_p + \delta - \frac{1 - T_g}{1 - T_y} \times E\left(\frac{\Delta P}{P}\right)$ である。ただし、 i は名目利子率、 T_p は実効固定資産税率、 T_y は所得税率、 T_g は譲渡所得税率、 $E[\Delta P/P]$ は実質住宅価格の期待上昇率、 δ は減価償却率。
- 3) Dipasquale = Wheaton (1994) は、ストック需要 D の説明変数として持家と代替関係にある貸家の賃貸料 R も入れているが、本稿では、説明を簡単にするために省略している。
- 4) この推定式は、 $D_t = H_t(\alpha_0 + \alpha_1 W_t + \alpha_2 UC_t + \alpha_3 P_t)$ を $HI_t = \alpha(D_t - S_{t-1})$ に代入したうえで、1世帯当たりの投資量を求めるために両辺を世帯数 H_t で割って求めた。
- 5) この推定式は、(2)式の両辺を世帯数で割って、右辺については、線形化したものである。
- 6) 賃貸住宅の変数には持家の変数の記号に R を付した。
- 7) この推定式は、(3)式を推定式になおすにあたって、 $RD = H(\lambda_0 + \lambda_1 W + \lambda_2 P + \lambda_3 R)$ 、 $RD = RS$ とおいて、両辺を世帯数 H で割って R について解いたものである。 P は、操作変数の数を供給方程式の操作変数の数と

偏らないように加えたものである。

- 8) この推定式は、(6)式の両辺を世帯数で割って、右辺について線形化したものである。
- 9) 新築分譲住宅のようにストックの純増戸数をデータとして利用してみたが、推定はうまくいかなかった。この理由としては、 δ が推定期間の間に大きく変化していること、昭和50年代にはストックの純増加戸数が0に近いことなどが考えられる。被説明変数を着工戸数単位になおすには、(4)式の両辺に δRS を加えればよい。
- 10) フロー・アプローチによって、新築賃貸住宅の需要方程式を推定したところの F 検定によって、5%水準で棄却された。
- 11) 推定式は、次の二つの式から価格 P について解いたものである。

$$P_t^* = (1/b_4)[(S_t/H_t) - b_1 R_t - b_2 OWN_t - b_3 W_t - b_5 UC_t]$$

$$P_t = \tau P_t^* + (1 - \tau) P_{t-1}$$

各係数を求めるためには、 P_{t-1} の係数から τ を求め、各説明変数の係数の推定値を τ の値で割る。 S/H の係数から $1/b_4$ が算出されるので、 R 、 OWN 、 W 、 UC の各係数を $1/b_4$ で割れば、 b_4 を除く b_1 から b_5 まで算出される。

参考文献

- 大竹文雄・新谷元嗣 (1994) 「人口構成と住宅市場」『住宅問題研究』。
- 奥村綱雄 (1995) 「住宅市場の計量分析」『住宅土地経済』第17号、32-39頁。
- 竹中平蔵・平岡三明・浅田利春「日本の住宅投資と対外不均衡」『フィナンシャルレビュー』大蔵省財政研究所。
- 本間正明 (1991) 『日本財政の経済分析』創文社。
- 森泉陽子 (1986) 「住宅サービス価格の推計と住宅需要の価格弾力性について」日本統計学会誌、第16巻第1号。
- Dipasquale, D. and W. C. Wheaton (1994) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, pp. 1-27.
- Jaffee, D. M. and K. T. Rosen (1979) "Mortgage Credit Availability and Residential Construction," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Mankiw, N. G. and D. N. Weil (1989) "The Baby Boom: The Baby Bust and The Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, 19, No. 2, pp. 235-258.
- Mills, E. S. and B. W. Hamilton (1988) *Urban Economics*, (the 4th edition), Foresman and Company.
- Polinsky, A. M. and D. T. Ellwood (1979) "An Empirical Reconciliation of Micro and Grouped Estimates of the Demand for Housing," *The Review of Economics and Statistics*, 61, pp. 199-205.
- Poterba, J. M. (1991) "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.

収獲逡増と経済地理

Paul Krugman, *Increasing Returns and Economic Geography*, *Journal of Political Economy*, Vol.99, No. 3(1991), pp.483-499.

「グローバリゼーション」、「ボーダレス」という言葉に代表されるように労働・資本などさまざまなものがある程度自由に往来するようになった昨今では、「国境」という政治的な線引きはますますその重要性を低下させてきている。ヨーロッパ・北アメリカそして東アジアでみられる経済的な結びつきはそのことを端的に物語っている。

このように経済的要因がヒト・モノの集中・分散に大きな影響を与えるなかで、その理論的基礎はどのような形になっているのだろうか。ここで注意せねばならない点は Starrett (1977) によって指摘された “spatial impossibility theorem” である。この定理は、完全競争下の価格メカニズムでは経済主体の（仮定としてではない）内生的な集積は起こり得ないことを意味する定理である。したがって、経済主体の集積を求める場合には、外部性や不完全競争市場などの「市場の失敗」という状況を考えねばならない。

Fujita = Thisse (1995)、Fujita (1996) は集積要因として(1)企業間コミュニケーションや技術的外部効果など価格を通さない人々の相互作用、(2)不完全競争モデル① Chamberlin 型の独占的競争モデル、②戦略的相互依存関係下にある寡占競争モデルの三つをあげている。外部性という分類で考えれば(1)は技術的外部効果、(2)は金銭的外部効果に相当するが、本稿で紹介する Krugman の論文は上の分類でいえば(2)の①に属し、特に経済立地の中心・周辺 (core-periphery) パターン形成に関する議論を取り扱っている¹⁾。現実の経済集積は技術・金銭の両外部性が入り交じった形で起こると考えられるが、Krugman は金銭的外部性が市場を通じた効果のため、集積の背後にある諸関係を単純な技術的外部性に依存するよりもよいと主張する。この点は松山 (1994) も指摘している点で、「それ（単純な技術的外部効果）はたかだか誘導形 (reduced form) と理解されるべきである。すなわちそのような外部性

の背後に存在する補完関係をもたらしたより本質的なメカニズムを捉えるための便宜的な手段と考えられるべき」で、「環境の要因がわずかに変化しただけでも、補完関係の性質そのものが大幅に変化してしまう」と述べている。

本稿の環境要因は、規模の経済と製品の輸送コスト、および需要の大きさである。もし企業の生産構造が収獲一定で製品の輸送コストが0であれば、すべての生産活動は各家庭の裏庭で行なわれる (backyard capitalisum) ことになり、ほかの条件にして一定ならば経済主体は一様に分散して立地することになってしまう。

生産技術に規模の経済性があると、生産は比較的少数の場所で行なうほうがより効率的となる。また輸送コストがかかる場合、それを削減するために企業はより大きな需要のある地域に立地したいと望む。ところでその需要の大きさ自体が企業 (= 労働者) 自身の立地と正の相関があるから、ある地域への企業立地行動が呼び水となり、さらなる企業集中がもたらされるという循環構造の存在が明らかになる。

この構造は Myrdal (1957) による “circular causation”、Arthur (1994) による “positive feedback”、Hirschman (1958) による “backward・forward linkage”、松山 (1994) による「補完関係」など、さまざまな論者による多様な命名を受けている。次節では、まずこのような構造の枠組みについてみてみよう。

1 基本モデル

いま経済は二つの地域からなり、各地域には労働を唯一の生産要素とする二つの生産部門、すなわち収獲一定の技術で生産を行なう農業部門と規模の経済性を有する製造業部門が存在する。規模の経済性のもとでの生産は独占者の手にゆだねられる傾向にあるが、ここでは多数の企業が自由参入の下で互いに密接な代替財を生産しているという Chamberlin

型の独占的競争を想定する。したがって、各企業は各自の製品に対し有限の価格弾力性をもった右下がりの需要関数に直面することになる。1単位の製品生産に必要なとされる労働量は

$$L_{M_i} = \alpha + \beta x_i \quad (1)$$

で、固定的に費やされる労働量 α の存在が収穫逡増をもたらす構造になっている。

両地域の住民 (= 消費者) は二つの生産部門のいずれかに配分されるわけだが、この配分は所与で農業部門に $1-\mu$ 、製造業部門に μ だけ (全体で1) 配分されるものとする。さらに農業従事者は地域間移動が不能で各地域に均等に $(1-\mu)/2$ ずついる一方、製造業部門で働く労働者は地域間の移動がまったく自由であるものとする (したがって各地域に L_r 人ずつ合計 $L_1+L_2=\mu$ 存在する)。

両地域の消費者は、農産物と集計した製造品から得られる共通の効用関数

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (2)$$

を有する。 μ は人的配分ばかりでなく集計された製造品需要 C_M にたいする支出シェアを表しており C_M 自身はさらに

$$C_M = \left[\sum_{i=1}^N c_i^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma(\sigma-1)} \quad (3)$$

と、各企業の生産物に対する消費 c_i をCES関数 (代替の弾力性一定) で集計した形をとっている。ここで σ は財 c_i 間の代替の弾力性を表していると同時に、各企業が直面する需要の価格弾力性という側面もある。

また独占的競争下にある各地域の代表的製造企業は、利潤最大化行動からその価格を

$$p_r = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \beta w_r, \quad r=1, 2 \quad (4)$$

のように限界費用 (βw_r) に一定のマークアップ $(\sigma/(\sigma-1))$ を掛け合わせたものに決定するが、このマークアップは規模の経済の指標である平均費用と限界費用の比率を意味している。よって、 σ は消費者側のパラメーターであるのみならず生産者側の指標でもある (σ が小さくなればなるほど規模の経済性は強まる)²⁾。

輸送コストについては二つの部門で非対称的な想

定をする。すなわち、農産物の輸送コストはゼロとする一方、製造品の輸送コストについては送った品物の一定割合 $(0 < \tau < 1)$ のみが届くといういわゆる「ice-berg型」の輸送コスト仮定をおくのである。

各経済主体は、以上の想定のもとで各自の意思決定を遂行する。ところで、自由参入下の独占的競争企業の利潤はゼロとなるから製造品支出がそのまま労働者の所得になる。しかし、製造品需要に対して支払われる両地域の総所得は、農業部門の所得のみならず製造業部門で働く労働者の所得にも依存するので、労働者の地域間移動と賃金率の決定は相互依存の関係にある³⁾。

両地域の賃金率が等しいならば地域間の労働者分布は均等 $(L_1=L_2)$ になるが、労働者がいずれか一方の地域に移動した場合、賃金比率 w_1/w_2 にかななる影響が出てくるのであろうか。実はこのとき二つの相反する力が作用しあうことになる。一つの力は規模の経済と輸送コストの存在からもたらされる。規模の経済性によって1カ所に集中して生産を行なうほうがより効率的であり、同時に輸送コストがかかるためなるべく需要の大きな地域に立地したいと企業は望む。このような企業の集中は、その地域の賃金を上に押し上げる。しかし輸送コストがあまりにも過大であり、かつまた企業集中が激しい場合には、集中過剰な中心地域にある企業のなかにはそこから抜け出し、競争の希薄な周辺地域の需要 (主に農業従事者からの) を獲得したい誘因にかられる。これによって企業 (= 労働者) が減少してしまう地域にいる企業は、労働者を引き付けるために賃金を上げることになる。

基本的にはこの二つの力の大小によって地域集中 (分散) がもたらされるわけだが、解析的分析の困難なこのモデルに対し数値分析が適用され、その結果、重要な三つのパラメーター μ, τ, σ の値いかんによって地域集中・地域分散いずれかの現象が生み出される。

長期的な地域間移動には名目賃金よりも実質賃金の差が問題となってくる。両地域の物価水準および実質賃金は、それぞれ

$$P_1 \left[f w_1^{-(\sigma-1)} + (1-f) \left(\frac{W_2}{\tau} \right)^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (5)$$

$$P_2 = \left[f \left(\frac{W_1}{\tau} \right)^{-(\sigma-1)} + (1-f) w_2^{-(\sigma-1)} \right]^{-1/(\sigma-1)} \quad (6)$$

$$\omega_1 = w_1 P_1^{-\mu} \quad (7)$$

$$\omega_2 = w_2 P_2^{-\mu} \quad (8)$$

である（ここで f は地域 1 にいる労働者のシェアを意味している）。等しい名目賃金のもとで地域 2 から地域 1 への労働移動が起こった場合、地域 1 の物価水準 P_1 は地域 2 のそれと比較して低くなるので、地域 1 の実質賃金 w_1 は地域 2 のそれに比べて高くなる。したがって労働者はさらに地域 1 へ移ろうとする。一方、このような労働者の集中は企業にとって地域 1 での需要増大を意味しているため、企業も地域 1 へ移動しようとする。これは先ほど述べた Hirschman の「前方連関・後方連関効果」に相当している。しかしこの効果もほかの要因に大きく左右されてしまう。図 1 は三つのパラメーターのうち μ, σ についてはそれぞれ 0.3, 4 という値を代入する一方、輸送コストを表すパラメーター τ については 0.5（高輸送コスト）、0.75（低輸送コスト）と異なる値を与えた数値計算を行なったものである。

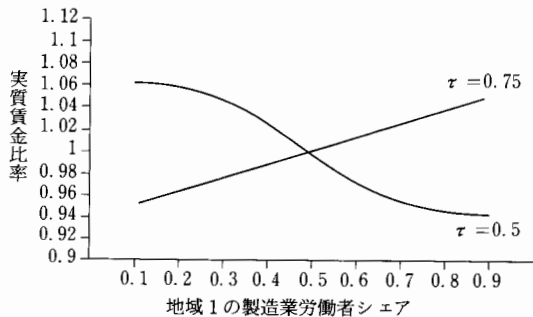
この図 1 からわかるように、低輸送コストが前方連関・後方連関を後押しして地域 1 への集中を起こすが、輸送コストが高い場合には、企業がより競争の希薄な地域に移ろうとする力を高め地域分散を促すことがわかる。

2 中心・周辺パターンの維持可能性

いままでみてきたようにモデルを規定する基本要因(1)製造品に対する支出シェア、(2)輸送コスト、(3)規模の経済性、の大小関係によって地域間の集中・分散が生み出されることが判明したが、本節ではこの点を明確にする。

いますべての企業（=労働者）が、片方の地域に集中している状況が均衡か否かという問いをしてみよう。そのため、以下のような二つの状況を比較する。(a)すべての企業が地域 1 にいて地域 2 では農業のみが行われている。(b)地域 1 にいる 1 つの企業が地域 2 へ進出して操業を開始する。ここでもし(b)の

図 1—輸送コストと地域集中・分散



地域 2 に移動した企業の売上高が地域 1 に集中している企業の売上高（1 企業当たり）を上回るのであれば、地域集中は均衡でないといえる。状況(b)・(a)の企業売上比は基本パラメーター μ, τ, σ に依存したかたちで

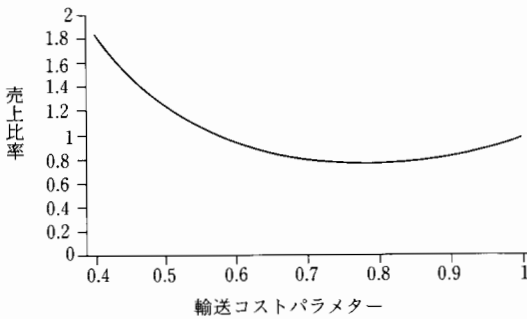
$$v = \frac{1}{2} \tau^{\mu\sigma} \left[(1+\mu)\tau^{\sigma-1} + (1-\mu)\tau^{-(\sigma-1)} \right] \quad (9)$$

と表されることになり、 $v < 1$ ならば地域集中は均衡たり得るが、 $v > 1$ ならば均衡でない。そこで $v = 1$ の周辺で基本パラメーターの一つが変化したとき、その効果を相殺するためにほかのパラメーターがどう変化するか、すなわち地域集中と地域分散の間で成立するパラメーター値の集合（臨界集合）を求める。

はじめに μ, τ, σ の上昇が v に与える効果を調べる。 μ の場合、ほかのパラメーター τ, σ の値によらず前方連関・後方連関効果のため、偏微係数 $\partial v / \partial \mu$ は負となる。 τ の場合、規模の経済性が強い（ σ が小）かまたは製造品支出シェア μ が大きいときには、いかなる τ の値に対して（ $0 < \tau < 1$ ）も、 v は 1 より小となる。この場合は地域集中が均衡といえる。逆に、規模の経済性が小さいかあるいは製造品に対する支出シェアが小さいときには、図 2 にみられるように v は 1 より大きいところから出発していったん 1 を下回り、再度 1 に近づいていくという形をもつ。このとき $v = 1$ における偏微係数 $\partial v / \partial \tau$ は負となる。最後に σ については、 $\partial v / \partial \sigma < 0$ であるかぎり $\partial v / \partial \sigma$ は正となる。以上の結果から、 μ, τ, σ の間には以下の関係

$$\frac{\partial \tau}{\partial \mu} = - \frac{\partial v}{\partial \mu} / \frac{\partial v}{\partial \tau} < 0, \quad \frac{\partial \tau}{\partial \sigma} = - \frac{\partial v}{\partial \sigma} / \frac{\partial v}{\partial \tau} > 0 \quad (10)$$

図2—(9)式の形状:支出パラメター μ が小さいケース



が成立する。

図3は、パラメター σ の値を所与としてパラメター τ, μ に関する地域集中(分散)の臨界点の集合を求めたものである。曲線の外側(内側)は地域集中(分散)が均衡となる領域であるため、(1)規模の経済性の程度が低く、輸送コストが高いうえに、製造品に対する支出シェアが小さいときは地域分散がもたらされるが、(2)規模の経済性が強く、輸送コストが十分低く、製造品に対する支出シェアが大きいときは、企業(=労働者)は初期条件に依存していずれかの地域に集中する、ということが判明した。

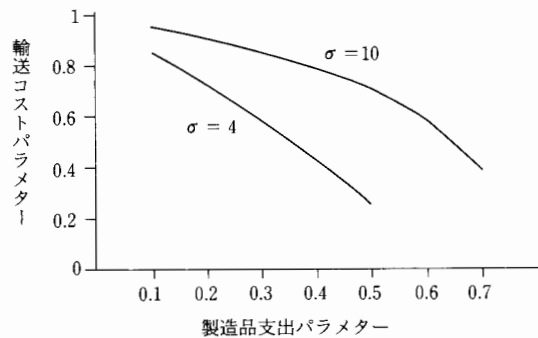
3 結語

図3が示しているように、地域集中が均衡となる状況は一つではなくいくつも存在する。すなわちこのモデルは単一均衡ではなく複数均衡となっているのである。したがって、初期条件のわずかな違いによって結果に大きな相違がもたらされるという意味で、歴史的経路依存性(path dependence)という考えが地域集中を考える意味で重要となってくる⁴⁾。また、モデルが不完全競争市場を基礎に作られている達成された状況はセカンド・ベストであると考えられる。さまざまなセカンド・ベストのなかでどれを選択するかという厚生経済学的な分析が要請されるが、いまのところ手がつけられていない問題で今後の研究が待たれるところであるといえる。

注

1) 集積の経済に関するよいサーベイとしては、本稿でもとりあげた Fujita = Thisse (1996) が最適と思われる。

図3—各パラメターの臨界集合



- 2) 独占的競争モデルについてはKrugman (1979)、松山(1994)がわかりやすい。
- 3) モデルの詳細は原論文を参照のこと。
- 4) Arthur (1994)はこの問題を理論的に正面から扱った興味深い書といえる。

参考文献

- Arthur, W.B.(1994) *Increasing Returns and Path Dependence in the Economy*, Ann Arobor(eds.), University of Michigan Press.
- Fujita, M.(1996) "On the Self-Organization and Evolution of Economic Geograph," *The Japanese Economic Review*, Vol.47, No.1.
- Fujita, M. and J.F. Thisse(1995) "Economics of Agglomeration," 9th, Annual Trilateral Conference on Economic Agglomeration.
- Hirshman, A.(1958) *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press.
- Krugman, P.(1979) "Increasing Returns Monopolistic Competition and International trade," *Journal of International Economics*, Vol.9, pp.467-479.
- Krugman, P.(1980) "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade," *American Economic Review*, 70, pp.950-959.
- Krugman, P.(1991) *Geography and Trade*, MIT Press.
- Krugman, P.(1993) "First Nature, and Second Nature and Metropolitan Location," *Journal of Regional Science*, Vol.33, pp.129-144.
- Myrdal, G.(1957) *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, Duckworth(London).
- Starrett, D.(1978) "Market Allocations of Location Choice in a Model with Free Mobility," *Journal of Economic Theory*, Vol.17, pp.21-37.
- 松山公紀(1994)「独占的競争の一般均衡理論モデル」、岩井克人・伊藤元重編『現代の経済理論』第3章、東京大学出版会。

(齋藤裕志/東京大学大学院経済研究科)

◎近刊のご案内

『不動産に関する史的研究Ⅲ』

定価3,000円(税込み)

今回の調査においては、研究対象の時期を従前の戦前期だけではなく、戦時統制・戦後統制および高度経済成長期前半期(昭和30年)まで拡げることとし、八つの個別テーマについてとりまとめている。

日本の不動産発達史研究の意義について(橋本寿朗)、三菱の不動産経営:大正期(旗手勲)、高度成長期の三菱地所と三井不動産(橋川武郎)、戦間期における貸ビル業の動向(粕谷誠)、東急の地域開発構想(長谷川信)、日本における戦災復興都市計画の策定:大阪の事例を中心に(長谷川淳一)、戦前東京の都市計画と工場立地:1920・1930年代を中心に(沼尻晃伸)、第一次大戦以後におけ

る建築活動:不動産業に関連させた大阪市建築統計の分析を中心に(山口由等)。

『日本における集合住宅の普及過程——産業革命期から高度経済成長期まで——』

定価5,500円(税込み)

本調査は、わが国における集合住宅計画の変遷を、戦前の産業革命期のアパートメントハウスの登場から、戦後の高度経済成長期の住宅公団、民間マンションの状況までを明らかにし、今後の集合住宅計画を考える基礎資料とするものである。

今回は集合住宅の設計計画に焦点を当てたため、図面を多く掲載し、入居者の生活像を描くことを重視してまとめた。さらに、歴史をまとめることをとおして、非西欧諸国における今後の集合住宅の普及理論を考察した。

『良好な住環境の確保からみた地区計画制度の実績評価Ⅱ』

定価2,400円(税込み)

本報告書は「良好な住環境の確保からみた地区計画制度の実績評価」の続編で、スプロール市街地における整序型の地区計画策定の効果を把握するため、スプロール市街地の形成を防止するタイプの地区計画(134地区)のうち、地区計画策定後3年以上が経過し、地区施設道路が実現している14地区の事例を抽出して該当市区町の担当者に対するヒアリング調査および現地観察を行ない、地区施設の実現の状況、敷地および建築物に関する計画内容などについて詳細な分析を行なっている。さらに、地区計画に係る届出・勧告制度の運用と問題点、条例に関する問題点を整理するとともに、今後の地区計画の活用方策について検討を行なったものである。

編集後記

暑い夏でした。冷房のきいた電車からプラットホームに出ると、むっとする熱気が蔽いかぶさる。雨がないたため、駅前小さな広場に植えられた〈はなみずき〉は2本とも枯れはじめ、痛ましい姿を見せていました。

本誌夏季号の巻頭言を書いていた坪井東氏が7月5日に急逝されました。三井不動産(株)会長として、また(株)不動産協会理事長として、亡くなる直前まで精力的に活動された坪井氏には、当センターの評議員と

しても貴重なご助言をいただきました。

4月にあるパーティでお目にかかったときに、「相変わらず勉強ですか」と声をかけられました。日夜、住宅土地問題の現実と取り組まれている地点からみると、調査研究活動に歯がゆさを感じておられたのだと思います。これを頂門の一針として、これからの本誌の充実を目指したいと存じます。

心から坪井評議員のご冥福をお祈り申し上げます。(M)

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——瀬古美喜
中神康博
浅見泰司

住宅土地経済

1996年秋季号(通巻第22号)

1996年10月1日発行

定価750円(本体価格728円・送料270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
東京都千代田区麩町5-7
紀尾井町TBR1107 〒102
電話:03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷(株)