

「定期借地権」雑感

稲本 洋之助

東京大学教授／(財)日本住宅総合センター理事

不動産の売買と賃貸は、私人間の契約であることでは共通しているが、契約関係の社会的性格という点では大きく異なる。最大の差異は、売買にあつては買主が次の場面では売主となるように、取引における立場の互換性が保障されているのに対して、賃貸においては貸主の立場は固定しており、借主が貸主に置き替わることがないことである。そればかりか、借主は、借地を返還して貸主を第三者に対する新たな貸主たらしめる、そのような法律上の立場にある。

旧借地法は「正当の事由」がない限り契約が更新されることを選択の余地のない強行法としていたので、借地権は、エンドレスに存続することを原則とした。その結果、貸主の土地所有者としての地位（その権能と利益）がキャピタルゲインの過半を伴って借主に移転することとなり、その意味で、借主が貸主に成り代わる擬似的な互換現象が見出された。

新借地借家法が創設した定期借地権は、法定更新の制度と訣別した。その結果、言うならば互換性がない土地所有者＝貸主の「固有の地位」が復活することとなり、売買と賃貸の本質的な差異が再び顕現することとなる。しかし、このことによって、立法者は、宿命的に苦しい選択を強いられることとなった。それは、契約当事者の利益の均衡という点でいかに優れた制度をつくっても、土地所有者が振り向いてくれなければ何も始まらないということである。土地所有者が貸す気になってはじめて借地関係が形成されるのであって、その逆ではない。そのため、立法者は、土地所有者の関心を引くように、また警戒心を抱かせないように腐心せざるを得ないのである。

定期借地権を定めるにあたって、借地権が定期に終了し更新されないこととしたのは論理上当然であつてこれを土地所有者への特別の配慮と考える必要はないが、建物買取請求権排除の特約を認めたことは政策的な判断によるものであつた。加えて、法務省は、「三点セットの特約」をしなければ定期借地権とならず、登記もできないという公権解釈を通過で示すことまでした（学説には有力な反対論がある）。立法者はまた、定期借地権終了時の建物の処理について何らの規定も設けなかったが、これは、民法原則に則り「更地にして返還」すべきことを間接的に定めたことにほかならない。

定期借地権ブームの今日、土地所有者がこれらの配慮を享受して現実に優位に立っていることは確かなようだ。そればかりか、高額な保証金が授受されてもいる。しかし、このような貸し手優位の状況がいつまでも続くという保障はない。懸命にして賢明なユーザーは、やがて土地所有者の間に競争が起こり、力のある貸し手が借り手にとって受け入れやすい条件で土地を提供するようになるのを待つだろう。そのようにしてこの制度が定着していくことを、やや長い目で望みたいものである。

目次●1994年秋季号 No.14

「定期借地権」雑感 稲本洋之助——1

[特別論文]ニューヨークの家賃規制と日本の借家法 八田達夫——2

リスク・プレミアムと消費 岩田一政——10

日本の公的住宅金融における信用割当とローン需要 森泉陽子——21

マンションのヘドニック価格と超過収益率の計測 田辺亘——32

エディトリアル・ノート——8

センターだより——40 編集後記——40

ニューヨークの家賃規制と 日本の借家法

八田達夫

ニューヨークの家賃規制は、当然ながら家賃を規制している。一方、日本の借地借家法は、契約の更新拒否を制約している。したがって、この2つの規制の間には直接的な関係がないように見える。しかし、実は、両者は基本的には同一の規制であり、類似した経済効果を与えている。このことに着目して、ニューヨークの家賃規制の現状を解説し、そこから日本における借家法の改正について学びうる点を導き出すことが本稿の目的である。

ニューヨークの家賃規制に関しては、英文でも日本語でも、数々の優れた解説や研究がある¹⁾。このような先行業績と比べた本稿の特色は、日本の借家法改正に役立てようという視点からニューヨークの家賃規制を眺める点にある。私はこの6月にニューヨーク市の Rent Guidelines Board の Executive Director である Timothy Collins 氏に、この観点から直接じっくりと質問させていただく機会が得られた。本稿では、この時に伺った氏の見解をも交えて紹介したい。

なお、ニューヨークの家賃規制の場合分けは、一見複雑なので、英文・日本語を問わず従来の文献による説明ではわかりにくいらいがあった。このため本稿の図1では、この場合分けが一目でわかるように工夫した。日本の借家法改正には興味がなく、ニューヨークの家賃規制にのみ興味がある人にも、この図は役に立つであろう。

第1節では、ニューヨークの家賃規制の分類を行う。第2節では、家賃規制の弊害に関する

従来の研究を紹介する。第3節では、日本の借家法とニューヨークの家賃規制を比較する。その上で、最後の第4節で、日本の借地法・借家法改正に役立つ教訓をニューヨークの家賃規制から導き出すことにする。

1 ニューヨークの家賃規制の種類

(1) 住戸の分類

ニューヨークにおける住戸を、家賃規制の方式で分類すると、①統制住戸、②安定住戸、および③自由市場住戸の3種類がある。現在ある約180万戸の民間賃貸住宅のうち10万戸が統制住戸であり²⁾、100万戸が安定住戸であり、70万戸が自由市場住戸である。

昨年からは、新規家賃が2,000ドル以上に達した住戸は、自動的に自由市場住戸になることになった。本年からは、現在家賃が2,000ドル以上で年間所得が25万ドル以上の人が住む住戸に対しても規制がはずされ自由市場住戸となることになった。さらに1棟に6戸未満のアパートは、以前からすべて自由市場住戸である。

以下では、これら以外の住戸の規制を分類しよう。すなわち次の3条件を満たす住戸を考える。

- (a)住戸のあるビルの1棟に6戸以上あり
- (b)新規家賃が2,000ドル未満で
- (c)現在家賃が2,000ドル未満で居住者の年間所得が25万ドル未満である。

これら3条件を満たすアパートは、図1のように規制されている。この図では、アパートのあ

るビルの建設年を縦軸に、現在の借家人の入居年を横軸に示している。原点は両軸ともに1948年をとっている。原点を通る右上がりの45°線より左上方の領域上の組み合わせは存在しない。この図から明らかなように、統制住戸は1947年以前に建設された建物にしかなく、1948年から1973年までの間に建設されたものはすべて安定住戸であり、1974年以降に建設されたものは原則的には自由市場住戸である。

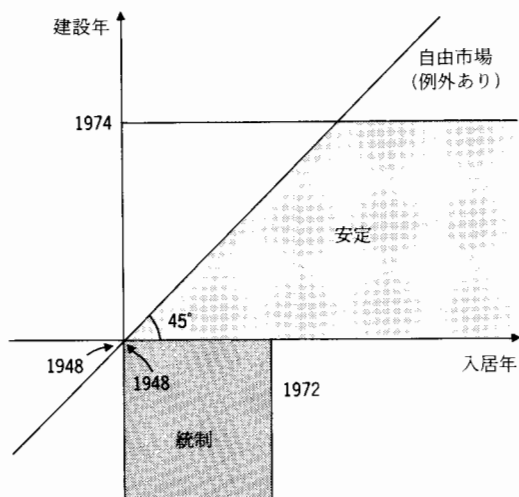
①統制住戸

1947年以前に建設されたもので、現在の借家人が1971年以前から現在まで住み続けている住戸は家賃統制住戸である。

統制住戸では、家主と借家人との間に家賃に関する契約は取り交わされない。家賃は個々の住戸に対して、法律で定められているからである。Maximum Base Rate (MBR) が各戸に設定されており、現実の家賃が MBR 以下ならば家主は7.5%の家賃上昇を毎年行うことができる。MBR は2年に1度改訂される。

統制住戸の家主が借家人を強制退去させよう理由は、①家賃不払いと②住居内において不法行為を行うことのみである。なお、このような

図1-住戸の規制形態



注：ただし、対象住戸は次の条件を満たしている。

- (a)住戸のあるビルの1棟に6戸以上あり
- (b)新規家賃が2,000ドル未満で
- (c)現在家賃が2,000ドル未満で居住者の年間所得が25万ドル未満

(八田氏写真)

はった・たつお

1943年東京都生まれ。1966年国際基督教大学教養学部卒業。ジョンズ・ホプキンス大学Ph. D.。ブルッキングス研究所研究員、埼玉大学助教授、ジョンズ・ホプキンス大学教授等を経て、現在、大阪大学社会経済研究所教授。著書：「東京一極集中の経済分析」(編著、日本経済新聞社)ほか

理由によって家主が退去を申請してから実際に退去が実行されるまでは、法廷における手続きが約6か月かかる。

②安定住戸

借家人が統制住戸を1972年以後に自主的にあるいは退去によって出た場合には、その住戸は、自動的に安定住戸となる。このため図1では、1947年以前に建てられた建物でも1972年以後に現在の住人が入居した住戸は安定住戸となっている。

家賃安定住戸における賃貸契約は、1年の場合と2年の場合がある。契約更新時における家賃の上昇率は、Rent Guidelines Board (RGB) が決定する最大上昇率以下でなければならない。1994年6月現在では1年契約に対して3%、2年契約に対して5%の上昇率が認められている。この全市一律の上昇率は①家主の維持費用の概算、②利子率、③借家人の所得、④空き家率の4つの要因を総合的に考慮して、決定される。この率は毎年7月1日に変更される。なお、借家人が出ると、次に入る借家人に対しては上の一律の上昇率プラス5%の家賃引き上げが認められている。

強制退去ができる条件は統制家賃下の住宅と同じである。

③自由市場住戸

すでに述べたように、(1)項の3条件のいずれかを満たさない住戸は、すべて自由市場住戸である。

1974年以後に新築された住居も、家主が他を望まないかぎり、自動的に自由市場住戸になる。ただし、家主が望めば安定住戸とすることがで

きる。安定住戸とすると、建築後10年間は固定資産税の軽減措置を得られるので、実際には、建築された住戸のほとんどがこの期間は安定住戸となっている。ただし、望んで安定住戸となったものは、後に自由市場住戸に戻ることができるので、通常10年間の税率軽減措置が終わった時に自由市場に戻ることもなる。

新築の空き家率が5%以上になると、すべての安定住戸が自由市場住戸となることが決められている。これをチェックするため、3年置きに空き家率の大々的な調査が行われる。しかし、50年間空き家率が5%以上になったことは今までない。

(2) 家賃引き下げ効果

家賃規制は、どの程度家賃を下げる効果があったのだろうか。統制住戸に関しては、1968年の New York City Housing and Vacancy Survey を用いた Ault and Saba (1990) による研究がある。この研究は、同質の自由市場住戸に比べて、統制住戸の家賃は41%低かったと推定している。

安定住戸の現在時点における家賃引き下げ効果の分析はない。しかし、RGB の Director の Collins 氏によると、現在では、安定住戸の半分以上において、許容された家賃上限よりも低い家賃が課せられていると見られているということであった。同氏によれば、正確な計測はされていないが、3分の2近くは上限よりも低い家賃で賃貸が行われていると見る人もいるということであった。とすれば、それらの住戸については自由市場住戸の家賃設定が行われていることを意味している³⁾。すなわち、多くの場合、安定住戸の許容家賃は市場家賃よりも高く設定されている。安定住戸の許容家賃が市場家賃よりも低く設定されている場合にも、新築賃貸住宅の大部分が自発的に安定住戸となっていることは、安定家賃が市場家賃からあまり乖離していないことを示唆している。

2 家賃規制の弊害

家賃統制は、一般に①再分配効果と②住宅供給の抑制効果をもつことが知られている。

家賃規制は、弱者保護を意図した規制である。対象となる弱者は、比較的低所得の借家人である。しかし、家賃規制は、もともと意図した以外の再分配効果をも引き起こす。例えば、規制住戸に住んでいる所得の高い人たちにも大きな恩恵を与える。その一方で、規制住戸に入れない低所得の人は、その恩恵を受けることができない。さらに、低所得者の老人が、自分の老後を貸家からの家賃収入で支えようとする場合にも、家賃規制は不利に働く。

ただし、ニューヨークでは、1棟に6戸未満のアパートは、昔から自由市場住戸になっているため、低所得の家主に不利が及ぶことはない。しかしながら、ニューヨークでも高所得者は、家賃規制から大きな利益を得てきた⁴⁾。ただし、昨年からの改正で、明白な高所得者に対しては、家賃規制が適用されなくなった。このように、現在のニューヨークの家賃規制は、望ましくない再分配効果を最小限に抑えるさまざまな工夫を行っている。

ところで、家賃規制は、いくつかのルートを通じて賃貸住宅供給を抑制することが、一般論として従来指摘されてきた。

第1に、家賃規制は、新規の住宅建設を抑制する。

しかし、ニューヨークでは、新築の住戸は原則的に規制外においているからこの問題は発生しない。ただし、過去のニューヨークの家賃統制の歴史では、一度解除した家賃規制を強化したことが1969年と74年の2度あった。このため、新築の住戸に関しては現在のところ規制がないが、将来そういう規制強化が復活するかもしれないという不安がある。このことが、新築賃貸住宅の供給を抑制している可能性がある。

第2に、家賃が規制されていると、住居の補修や修理を怠るために、住居が悪化し、住宅の

放棄が起きるといわれている。

このことの証拠として、ニューヨークで70年
以来行われている大量の住宅放棄が挙げられる
ことがある。しかし、家賃規制が行われていな
いニューヨーク以外の都市でもニューヨークと
同様に住宅放棄は行われてきた。したがって、
放棄の理由は、主として、固定資産税が上昇し
たり、借家人の所得が下がったことに帰せられ
るべきかもしれない⁶⁾。

第3に、既存の安定住戸に住んでいる住人が
なかなか出ていかないために、中古の住戸が市
場に出にくいことである。この問題は実際に発
生している。大きな統制住戸に住む老人が、安
いが故に転居せず住み続けるといった不効率
が、規制下では存続している⁶⁾。

このように、ニューヨークでは家賃規制が、
中古の賃貸住宅の供給を抑制している。しかし、
新築住戸を規制外に置いたために、賃貸住宅全
体としては、基本的に十分な供給がある。この
ことが規制の存在にもかかわらず自由市場家賃
の安定をもたらしている根本的な原因になって
いると考えられる。

3 日本の借家法との比較

日本の借家法との関係を検討しよう。ニュー
ヨークの家賃規制は、継続家賃の上昇率に上限
を設けている。しかしそれだけでなく、契約の
更新にも制約を課している。すなわち、安定住
戸の借家人が契約の更新を望む場合に、家主は
それを拒否をすることもできない。もし家主が
契約更新を拒否できるのなら、そうすることによ
って、継続家賃より高い家賃を新規入居者から
とることができるはずである。その場合、家賃
規制が家賃の上昇率の制限として機能しなくな
り、規制は骨抜きになってしまったであろう。
したがって、ニューヨークの安定住戸は、①家
主が賃貸契約の更新を拒否できないことと、②
継続家賃の上昇率に上限があることとの組み合
わせで成立している。

日本の借家法の主目的は、原則として、家主

による契約の更新の拒否を禁ずることである。
しかし、判例によって、継続家賃の上昇率にも
制約が加えられている⁷⁾。もし契約の更新時に
家主が市場家賃より高い継続家賃を要求でき
るのなら、そうすることによって、借家人を追
い出すことができるから、「契約更新を拒否でき
ない」という規制が尻抜けになってしまう。し
たがって日本の借家法もニューヨークの家賃規
制と同様に、上の規制①と②の組み合わせで成
立している。ニューヨークの家賃規制は②に注
目して名付けられ、日本の借家法は①に注目し
て名付けられているが、両者は、本質的に同じ
規制だということがわかる。

しかしニューヨークの家賃規制の運用は、3
つの点で日本の借家法と大きく異なっている。

第1に、安定住戸において許容されている家
賃上限が、多くの場合、自由市場家賃より高く
設定されている。すなわち安定住戸家賃が、市
場家賃からあまり乖離していない。

第2に、日本の借家法が新築家屋にも適用さ
れるのに対し、ニューヨークの家賃規制は1973
年以降の新築住戸には原則として適用されず、
それらを自由市場住戸としている。

第3に、ニューヨークでは新築住戸以外にも
さまざまな自由市場住戸が存在する。まず、1
棟に6戸未満の住戸しかないビルの場合には、
はじめから家賃規制からはずされている。次に、
2,000ドル以上の新規家賃の住戸が自由市場住
戸となっている。さらには、年取の多い人が住
む住戸も自由市場家賃となっている。

このように見てくると、ニューヨークの家賃
規制は、日本の借家法の規制と本質的に同じ構
造を持っているが、それよりはるかに市場原理
が作動しやすい環境を作っているといえよう。
ニューヨークの家賃規制は、家賃が何らかの規
制をされているという形をつけるための役割し
か果たしていないとすらいえるかもしれない。

それに対して日本の借家法は、元来の家賃規
制が持つ教科書どおりの弊害を持っていると考
えられる。まず、野口(1992)が示しているよ

うに、借地に自宅を持っている人の借地人の平均所得は自己所有地に自宅を持つ人の所得より、むしろ高くなっている。このことは、昔から住んでいる借家人の中にも比較的高所得の人たちが多く含まれる可能性を示している。さらに、老人が少数住戸の賃料収入によって生計を支えようと思っても、少数住戸のビルに対する借家法の例外措置がない。

一方で、日本の借家法は、比較的広い面積の賃貸住宅の供給を減らしている。これを日米比較によって示してみよう。アメリカでは、全国的には家賃規制が少なく、ニューヨークのように規制がある場合でも、緩やかである。1991年の米国における持ち家住宅の延べ床面積の中位数は165m² (1,775平方フィート) であるのに対し、賃貸住宅の延べ床面積の中位数は、117m² (1,255平方フィート) であった。中位数で見ると、賃貸住宅の広さは、持ち家住宅の71%である。それに対して日本では、1988年における全国の持ち家住宅の延べ床面積の中位数は、約97m²だが、民間借家のそれは、35m²であった⁸⁾。すなわち、賃貸住宅の広さは持ち家住宅の36%でしかなかった。このように、日米比較で見ると、日本の賃貸住宅は、極端に小面積の住宅——特に単身者や夫婦者を中心とした住宅——の比重が多い。すなわち、面積の比較的広い賃貸住宅の供給が制限されている。この原因は、借地借家法にあると考えられよう⁹⁾。

4 借家法改正への教訓

日米両国の規制が本質的に同じ構造を持つということを認識すると、日本の借家法を改革していく上で、ニューヨークの家賃規制に採用されている工夫から多くを学ぶことができる。

第1に、新規の賃貸契約に関しては、日本でも自由市場家賃を原則的に認めるべきであろう。具体的には、新規の契約に関して「定期借家権」を導入し、1年あるいは2年の契約を認めるべきである。

第2に、従来からの賃貸契約に関しては、一

定額（例えば月15万円）以上の家賃の住戸に関しては、契約更新に関する借家人への借家法の保護をはずすべきである。さらには、1,000万円以上の所得の人に対しても、借家法の契約更新に関する保護の対象外とすべきである。借家法のねらいが「弱者」の保護であるという論者にとっても、15万円以上の家賃の住戸に住んだり1,000万円以上の所得の人たちをその対象からはずすのは当然のことであろう。

借家法の緩和は、広い面積を持つ借家の建設を促し、転居率を高め、借家の供給を増やしてくれる。仮に現行の非弾力的な借家法を一挙に大改革することは難しいとしても、それを徐々に緩和していく上で、ニューヨークの家賃規制の経験は大いに参考になりそうである。

* この報告は、1994年5月から6月にかけての「米国都市居住・高齢者住宅事情調査団」への参加によって可能になった。この調査団を組織された方々および団員の方々に感謝したい。また、ニューヨーク市の Rent Guidelines Board の Timothy Collins 氏にもお礼を申し上げる。さらに貴重な資料をご教示くださった三菱総合研究所の久米良昭氏、東京工業大学の福井秀夫助教授、および建設省の渡辺直行住宅経済対策官にお礼を申し上げたい。

注

- 1) 例えば、U. S. HUD (1991)、浅見 (1992)、下総 (1994)、林 (1982)、望月 (1987) 等がある。
- 2) ちなみに1981年には、統制住宅は28.5万戸であった。Stegman (1993, p. 3) 参照。
- 3) ただし、Pollakowski (1989) の研究によれば、1987年に安定化住戸は、もしそれが自由市場住戸であった場合に比べて、11%家賃が低かったことが示されている。1987年は不動産ブームの最中であり、Rent Guidelines Board が決定する最大上昇率が市場の家賃の上昇率に追いつかなかったからかもしれない。
- 4) Ault and Saba (1990) および Pollakowski (1989) 参照。
- 5) Moon and Stotsky (1991) は、1978年から87年までの期間、ニューヨーク市における統制住戸および安定住戸の質の変化を観察し、住戸が長期間規制下にあるほど、その質が悪化する傾向があることを示している。なお、この研究では家賃規制のほかに、住戸の立地やビルの高さ、あるいは建設年等の要因をコントロールした上で分析が行われている。
- 6) Rydell et. al. (1981) は、全米の家賃規制を持つ都

市と持たない都市を比較することによって、家賃規制が転居を抑制することを示している。

なお、家賃規制は、さまざまな「やみ市場」を発生させることが従来指摘されてきた。例えば、家賃規制下の住戸では、やみでまた貸しが行われやすいという問題がある。

過去においてこれは大きな問題であった。現在では、また貸しは許されているが、この期間は最大2年間と定められている。元貸しとまた貸しの家賃は等しくなければならず、また貸しによって利潤を得ることは許可されていない。ただし家具付きの場合には10%までの割り増しが認められている。実際にはまた貸しの際に規定以上の追加料金を取っている可能性はあるが、実態はよくわかっていない。

- 7) 岩田 (1976, 77) および福井 (1994) 参照。
- 8) U. S. HUD and DOC (1993, p.94, p.152) および総務庁統計局 (1991, pp. 134-135) 参照。
- 9) ただし、森本 (1993) は、床面積当たりの家賃が、床面積が大きくなるほど下がるデータを示すことによって、借地借家法が、広い面積の借家の供給を阻害していないと主張する。しかし、床面積当たり建築コストも床面積が大きくなれば下がるし、床面積の広い住戸は、狭い住戸より平均すれば駅から遠くに位置している可能性がある。したがって、これらの要因を計量経済学的にコントロールした上でなければ、このデータをもって、借地借家法の効果を示しているとは言い切れないだろう (ただし、日米間の相対的な賃貸住宅面積の違いを、借家法以外にも説明する要因があれば、森本論文に対するこの批判と同様の批判が、上の日米比較に対してでもできることは言うまでもない)。

参考文献

- Appelbaum, R. P., J. I. Gelderblom (1990), "The Redistributive Impact of Modern Rent Control", *Environment and planning A*, 22, pp. 601-614.
- Ault, R., and R. Saba (1990), "The Economic Effects of Long-Term Rent Control: The Case of New York City," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3, pp. 25-41.
- Gyourko, J., P. Linneman (1989), "Equity and Efficiency Aspects of Rent Control: An Empirical Study of New York City" *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 54-74.
- Gyourko, J., P. Linneman (1990), "Rent Controls and Rental Housing Quality: A Note on the Effects of New York City's Old Controls" *Journal of Urban Economics*, 27, pp. 398-409.
- Linneman, P. (1987), "The Effect of Rent Control on the Distribution of Income among New York City Renters", *Journal of Urban Economics*, 22, pp. 14-34.
- Moon, Choon-Geol, and Janet Stotsky (1991), "The Effect of Rent Control on Housing Quality Change: Longitudinal Analysis", *Economic Research*

- Department Working Paper* No. 91-7, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- New York City Rent Guidelines Board (1993), *Rent Stabilized Housing in New York City: A Summary of Rent Guidelines Board Research 1993*.
- Pollakowski, H. O. (1989), *An Examination of Subsidies Generated by Rent Stabilization in New York City*, mimeo.
- Rydell, C. P., C. L. Barnett, C. E. Hillestad, M. P. Murray, K. Neels, and R. H. Sims (1981), "The Impact of Rent Control on Los Angeles Housing Market," *N-1747-LA*, Santa Monica: The Rand Corporation.
- Stegman, M. A. (1993), *Housing and Vacancy Report: New York City 1991*, The City of New York Department of Housing Preservation and Development.
- U. S. HUD (Department of Housing and Urban Development) (1991), *Report to Congress on Rent Control*, U. S. Government Printing Office.
- U. S. HUD and DOC (Department of Commerce), (1993), *American Housing Survey for the United States in 1991*, U. S. Government Printing Office.
- 浅見泰司 (1992), 「アメリカの借家制度・家賃規制」『住宅政策理論と都市計画理論連携のための基礎的研究』建築学会住宅問題小委員会平成3年度研究報告書, pp.81-88.
- 岩田規久男 (1976), 「借地借家法の経済学的分析」『季刊現代経済』24。
- 岩田規久男 (1977), 『土地と住宅の経済学』日本経済新聞社。
- 下総薫 (1994), 「アメリカ合衆国の家賃補助 (セクション8) とニューヨークにおける実態について」『住宅』43巻, 1号, pp.45-61。
- 住宅金融公庫監修 (1992), 「欧米の住宅政策と住宅金融」住宅金融普及協会, pp. 32-35, pp. 544。
- 総務庁統計局 (1991), 『日本の住宅: 昭和63年住宅統計調査の解説』。
- 野口悠紀雄 (1992), 「日本の都市における土地利用と借地・借家法」宇沢弘文・堀内行蔵編『最適都市を考える』東京大学出版会。
- 八田達夫 (1992), 「借家法と家賃統制令」『経済セミナー』No. 452。
- 林敏彦 (1982), 『需要と供給の世界』日本評論社。
- 福井秀夫 (1994), 「借地借家の法と経済分析」(上) 『ジュリスト』No. 1039, pp. 76-81, 「借地借家の法と経済分析」(下) 『ジュリスト』No. 1040, pp. 87-93。
- 望月礼二郎 (1987), 「アメリカの借地・借家制度」稲本洋之助、望月礼二郎、広渡清吾、内田勝一編『借地・借家制度の比較研究』東京大学出版会, pp. 173-215。
- 森本信明 (1993), 「大都市圏における民間賃貸住宅の位置と家賃問題」『都市住宅学』4。

本号には、広い意味での、リスク・プレミアム計測に関する論文が2編、公的住宅ローンに対する需要を分析する論文1編が掲載されている。いずれも、厳密な理論モデルに基づき、厳密な統計的手法を駆使した、水準の高い実証的研究である。おのおの使用されている統計データの出所に注意しつつ、熟読して戴きたい。

* * *

第1論文は岩田氏による「リスク・プレミアムと消費」である。今回の不況において、資産価格低下の家計消費に対する悪影響がよく論じられる。いわゆる「負の資産効果」である。しかしながら、より厳密に考えるならば、消費者は異時点間にわたる消費パターンと資産選択とを同時に最適決定するのであるから、消費者にとっての資産価格の均衡値と彼の消費水準との関係は因果関係ではなく、同時決定的な相関関係にあるものと言わなければならない。岩田論文は「消費に基づく資本資産評価モデル」と呼ばれるものを理論モデルとし、1956-89年のわが国のデータを用いて、上述の関係を実証的に分析したものである。同時に同氏の1991年論文（本誌同年秋季号）で論じられた「リスク・プレミアム・パズル」の問題が再び取り上げられる。

「相対的リスク回避度一定」の効用関数を仮定し、異時点間予算制約の下で期待効用の割引現在価

値を最大化するならば、安全資産に関しては、その収益率と消費者の主観的割引率、相対的リスク回避度、期待された実質消費増加率の平均と分散の間に明示的な関係が成立する ((7)式)。他方、危険資産の期待収益率は、安全資産の場合と同じ諸要因プラス危険資産の収益率と消費の増加率の共分散に規定されることになる ((9)式)。したがってまた、上記両資産の期待収益率の差、すなわち危険資産のリスク・プレミアムは、相対的なリスク回避度、消費増加率と超過収益率の間の相関係数、消費増加率の標準偏差、超過収益率の標準偏差によって規定される ((11)式)。

岩田論文の後半は、これらの関係式を実証的に吟味することにあてられる。まず(7)式の吟味が、利付電々債を安全資産の例として、行われる。具体的には相対的リスク回避度 a の値に0.5, 1, 2を想定して(7)式により主観的割引率を求めると、それはアメリカにおいての類似の計算結果よりも1.5~6%ほど低くなる。問題なのは、 a の値が1, 2のとき割引率がマイナスになることである。

次に(9)式の実証としては、消費増加率を株式あるいは土地という危険資産の超過収益率の上に回帰させることが試みられ、正の相関関係が明らかとなる。

第3に、資産保有者をタイプ別に分類した上で、各関係式の妥当性が検討される。

第4に、(11)式に基づいて観察されるリスク・プレミアムに対応する a の値を求めると、日本の場合もアメリカの場合も、株式、土地のいずれについても異常に大きい。すなわち「リスク・プレミアム・パズル」の存在が再確認される。最後に、消費行動に習慣性と耐久性を導入することによってパズルを減殺することの可能性が考察される。本論文の結論は、日本の消費者はおおむね「消費に基づく資産資本評価モデル」と整合的な行動をとっており、したがって危険資産の超過収益率の上昇（低下）は、消費の増加（減少）を伴うということである。

* * *

第2論文は森泉氏による「日本の公的住宅金融における信用割当とローン需要」である。わが国の個人住宅購入において公的住宅金融の占める役割の大きいことは誰でも認めるところであろう。 P_H を住宅価格、 H を住宅購入量、 W_0 を家計の初期保有資産額とすれば、家計の公的住宅ローンへの需要額 L^* は $L^* = P_H H - W_0$ によって定義され、それは W_0 , P_H のほかに恒常所得、借入利率、家計の諸属性の関数とされる。しかし L^* という需要はそのまま実現するのではなく、同じような諸変数に依存する信用制約 \bar{L} と L^* のうち、より小さいほうが実現することになる。森泉論文は、ローン需要関数 $L^*(\cdot)$ と信用制約関数 $\bar{L}(\cdot)$ を

switching regression の手法により同時に推定するとともに、ある家計が信用割当を受ける ($L^* > \bar{L}$ であること) 確率を示す関数を、プロビット分析によって推定するという野心的な試みを実行する。

データとしては、「東京圏マンション入居者動向調査」(1988—1990年)の個票データが用いられ、有効な標本数は1,143である。諸説明変数データの作成については、種々の工夫がなされている。諸関数のパラメーター推定結果とそれの解析から、次のような諸結論が導かれる。(1)信用割当を受ける家計の割合の全標本平均は約26%であるが、若年世帯ほどその割合が高い。(2)職業の差による影響としては、自営業等のほうが勤労者よりも信用割当を受ける確率が2倍近くも高い。(3)信用割当を受けた家計についてのローン需要削減額は約33%である。(4)信用割当が存在することによって、ローン需要の諸説明変数に対する弾性値はかなり低下させられる。(5)信用制約関数は各説明変数の変化に対して、住宅価格に対するものを除いてかなり非弾力的である。(6)したがって信用割当の制約を緩和するための有効な手段は住宅価格を低下させることである。

以上から知られるように、森泉論文は、わが国の個人住宅資本形成において公的住宅金融が果たす役割の大きさと限界を包括的に分析した業績として貴重な知見を与えるものと高く評価される。

* * *

第3論文は田辺氏による「マンションのヘドニック価格と超過収益率の計測」である。住宅の価格形成の分析において厄介な問題は、それが資産としての側面を持っていることである。住宅資産の収益率を計測することは、住宅投資への資金配分が効率的か否かを検証するための重要なステップである。しかしながら、住宅の価格は本来、立地特性その他の住宅属性にも依存して決定されるので、純粋の住宅価格変動を計測するためには、これら諸属性による影響を制御しなければならない。ここで登場するのが、ヘドニック・アプローチである。田辺論文は、まずこのヘドニック・アプローチによって特定年次の特定住宅の価格を説明する回帰方程式(半対数型を想定)を推定し、その方程式の説明変数の中に含まれる年次ダミー変数の係数値をもって住宅価格の品質調整済み変化率と考えるという手法を採用している。その際用いられるデータは、1984—1992年度の「住宅金融公庫融資利用者調査報告」のマンション関連個票データの埼玉、千葉両県分である。

その結果、1987年度以降の品質調整済み住宅価格指数は無調整のその70%前後であるが、両者は類似の動きをしていることが明らかとなる。価格変動によるキャピタル・ゲインに住宅の帰属家賃を加えて、住宅資産の1年収益率を

計測し(ただし、住宅金融公庫のローンを部分的に利用することに伴う調整を加える)、それと代替的な資産の収益率の差として、マンション資産の超過収益率を計測してみると、その正負両方向においての変動はかなり大きく、住宅投資の短期的リスクが大であることを示している。

一方、住宅価格指数論そのものとしてみれば、品質調整済み指数は昭和60、61年度においては昭和59年度より低下していたことが明らかになる(図2)。また昭和59年度価格を基準とし、品質調整済み価格指数を用いて住宅の理論価格を計算し、その年取倍率を求めれば、昭和62年度以降でもそれが5倍前後の水準にとどまっているという興味深い結果が示されている(図4)。

従来のこの種の分析(例えば、伊藤・廣野、1992)では、超過収益率(リスク・プレミアム)の時系列が得られたところで、住宅市場の情報効率性の検証に進むことが通例なのであるが、著者はこの面では慎重であり、標本数が9個しかないで、その方向への強い言及は差し控えている。しかしながら、超過収益率の計測ということまででも、田辺氏は貴重なデータへのアクセスが可能であるという利点を生かしつつ、正確かつ透明な方法論で分析を進め、興味深い結果を得ている。住宅資産分析への重要な一貢献である。

(N. S)

リスク・プレミアムと消費

岩田一政

はじめに

1990年代に入ってから資産価格が大幅に下落し、企業の設備行動、家計の消費行動にマイナスの影響を与えているといわれている。その大きさについてさまざまな計測が行われている。本稿の目的は、「消費に基づく資本資産市場評価モデル」(CCAPM)を用いて、日本における個人消費と危険資産である株式や土地の価格との関係を調べることにある。

資産価格の下落が消費に与える「逆資産効果」については、通常、株価、地価など資産価格の変動によって消費がどのような影響をうけるかという「富効果」の大きさを計測するというアプローチがとられることが多い。しかし、本稿は「消費に基づく資本資産評価モデル」を用いて消費と危険資産の関係を明らかにしようとするものである。このアプローチにおいては、資産価格と通時的な最適消費パターンの決定を消費者の主體的な均衡条件から導出する。すなわち、資産の価格は資産保有者による異時点間の最適な消費配分の必要条件を示すオイラー方程式を満たす必要がある。例えば、「相対的なリスク回避度が一定である効用関数」(CRRA)を前提にすると、個人消費の増加率と危険資産の期待収益率が一定の関係にあることを示すことができる。この理論的フレームワークの下では、資産価格の変動が消費に影響を与える効果を問題にするというよりも、消費の変動と資産価格との同時決定メカニズムが解明されること

になる。換言すると、人々は、将来の最適な消費計画を立てる際に、同時に最適なポートフォリオ選択を行っているのであり、資産価格の大幅な変動の背後には、消費増加率の変動があるはずだと考えるのである。

本稿での検討結果によれば、日本の家計は、一応「消費に基づく資本資産評価モデル」と整合的な消費行動、資産選択行動をとっていることが明らかとなった。しかし、危険資産の「リスク・プレミアム」が理論的に想定される値よりも大きすぎるという「リスク・プレミアム・パズル」が存在しており、そのパズルがなぜ発生するのか解明されていない。ここで「リスク・プレミアム」とは、株式や土地といった危険資産の収益率と安全資産の収益率の差で、資産保有者がリスクを負うことと引き換えに要求するプレミアムである。メラ＝プレスコット(1985)は、「均衡景気循環論」で用いた「目盛り調べ」手法(既存の実証研究で計測されているパラメーターをモデルに与え、モデルの均衡値と現実の値との乖離の度合いを調べる手法)を用いて株式の収益率と安全資産の収益率の差である「リスク・プレミアム」の大きさを計測し、一定のリスク回避度を前提とした場合に、現実のリスク・プレミアムの値が理論値を大きく上回ることを見いだした。そして、この乖離幅が大きすぎることを株式の「リスク・プレミアム・パズル」と呼んだ。その後、多くの理論的、実証的検討が行われてきているが、なおパズルは解かれていない。さらに、日本の場合に

は、消費者の消費行動には、理論モデルでは説明できない遅れがあり、消費の習慣性・耐久性を考慮したモデルを考えることが重要であるとの示唆が得られた¹⁾。

1 モデル

本稿では、グロスマン＝シラー (1982)、ブリーデン (1986)、マンキュー＝ゼルデス (1990) が用いた「消費に基づく資本資産評価モデル」を用いて日本における危険資産 (株式、土地) のリスク・プレミアムと消費の関係を考察することにしたい。

まず、消費者は、時間を通じて期待効用関数の割引現在価値を最大化するよう行動すると仮定する。

$$\text{MAX} : E \int_0^{\infty} e^{-\rho s} U(C_{t+s}) ds \quad (1)$$

ここでCは1人当たり消費、U(C)は瞬時的な効用関数、 ρ は将来の消費に関する主観的な割引率 (時間選好率)、Eは期待値を示すオペレーターである。

さらに効用関数は、以下のような「相対的なリスク回避度一定」(CRRA) の形をしていると仮定する。

$$U(C) = \frac{C^{1-a}}{1-a} \quad (2)$$

ここでaは、 $0 < a < 1$ なる定数であり、1に等しい場合には、対数で表した効用関数に等しくなる。

このとき、「相対的なリスク回避度」R(W)は、以下のように定義され、(2)式を用いると、その値は、

$$R(W) = -CU''(C)/U'(C) = a \quad (3)$$

で、aに等しいことがわかる。また、異時点間の消費の代替弾力性は一定であり、(1/a)に等しい。

また、消費者の予算制約は、

$$A_{t+s} = (A_t + Y_t - C_t)(1 + R_{t,t+s}) \quad (4)$$

である。ここで A_t 、 Y_t 、 $R_{t,t+s}$ は、それぞれ資産残高、労働所得、t期から(t+s)期間にかけての資産の収益率を示している。

(岩田氏写真)

いわた・かずまさ

1946年東京都生まれ。1970年東京大学教養学科卒業。経済企画庁経済研究所主任研究官、OECD経済統計局財政金融政策課を経て、現在、東京大学教養学部教授。

著書：『国際経済学』(新世社)、『現代金融論』(日本評論社)ほか

資産保有者が、最適な消費を行うための1階の条件 (オイラー方程式) は、ダイナミック・プログラミングの手法を用いることにより、予算制約の下で個人が通時的な最適化を行う主体的な均衡条件として得ることができる。

$$E_t \left[\frac{U'(C_{t+s})e^{-\rho s}}{U'(C_t)} (1 + R_{t,t+s}) \right] = 1 \quad (5)$$

(i)安全資産の場合

まず、資産が安全資産であるケースを取り上げよう。ここでは安全資産の収益率は、時間について確定的な関数であり、他方、 C_{t+s} は確率変数であると仮定する。(5)式を C_t の近傍でテイラー展開すると、 $R_{t,t+s}$ は $S \rightarrow 0$ のとき、瞬時的な増分が R_t に等しいことを考慮すると、以下の式が得られる

$$E_t \left[1 + \frac{U''(C_t)dC_t}{U'(C_t)} + (1/2) \frac{U'''(C_t)(dC_t)^2}{U'(C_t)} + R_t \right] = 1 + \rho \quad (6)$$

この式は、sの長さをさまざまにとることによって利子率の期間構造を示す式として用いることも可能である。ブリーデン (1986) は、3次の項までのテイラー展開を行うことによって利子率の期間構造の問題を論じている²⁾。

さらに同じ式を連続時間モデルから導出することも可能である。将来の消費と危険資産の収益が、「伊藤の確率過程」に従うとすれば、その積も「伊藤の確率過程」に従うはずである。そこで $U'(C_{t+s})(1 + R_{t,t+s})$ に「伊藤のレンマ」を直接適用し、両辺を $U'(C_t)(1 + R_{t,t+s})$ で割ることによって、ただちに(6)式を得ることができる³⁾。

さて、安全資産の収益率は、「相対的なリス

ク回避度」の定義を用いると、

$$R_t = aE_t[dC_t/C_t] - (1/2)a(1+a)VAR(dC_t/C_t) + \rho \quad (7)$$

と書き表すことができる。

なお、確率変数 $[C_{t+s}/C_t]$ が対数正規分布をすると仮定する場合には、消費の増加率 $[U'(C_{t+n})/U'(C_t)] = (C_{t+s}/C_t)^{-a}$ の平均値と分散から、この式とほぼ等しい式をただちに求めることができる⁴⁾。

(7)式から明らかのように、「消費に基づく資本資産評価モデル」において、「相対的なリスク回避度」が一定であるような効用関数を用いると安全資産の収益率は、

- ①消費者の主観的な割引率、
 - ②「相対的なリスク回避度」、
 - ③期待された実質消費増加率の平均値、分散
- の3つの要因によって決定されることになる。

ここで注目されることは、他の事情を一定とすれば、期待された消費増加率の高い経済（右辺第1項）、あるいは時間選好率の高い経済（右辺第3項）においては、安全資産の収益率も高くなるという正の関係があることである。なぜ、時間選好率と安全資産の収益率の間に正の関係があるのか。それは、時間選好率が高い場合には、現在の消費を抑制し、利子生み資産を保有させるためには利子率はより高くなければならないからである。

また、期待された消費増加率と安全資産の実質収益率が正の関係をもつ理由は、現在の消費水準が一定であったとして、将来の消費水準が上昇することによって消費の限界効用が低下するので(7)式が成立するためには安全資産の収益率はより高くなる必要があるからである。

逆に、期待された消費増加率の分散（右辺第2項）と安全資産の実質収益率が負に関係をもつのは、将来の消費について不確実性が高いとすれば、安全資産保有による利得の価値が高く評価されるからである。

(ii)危険資産の場合

次に、 R が危険資産の収益率である場合を取

り上げよう。この場合には、 C_{t+s} と $R_{t,t+s}$ が確率変数となる。2つの確率変数の積を含む上の式を C_t の近傍でテイラー展開すると、

$$E_t\left[1 + \frac{U''(C_t)dC_t}{U'(C_t)} + (1/2)\frac{U'''(C_t)(dC_t)^2}{U'(C_t)} + R_t + \frac{U''(C_t)dC_t R_t}{U'(C_t)}\right] = 1 + \rho \quad (8)$$

が得られる。

ここで「相対的なリスク回避度」の定義を用いると、消費と危険資産の期待収益率の関係を得ることができる。

$$E_t(R_t) = aE_t(dC_t/C_t) - (1/2)a(1+a)VAR(dC_t/C_t) + aCOV(R_t, dC_t/C_t) + \rho \quad (9)$$

(9)式の危険資産の収益率は、

- ①消費者の主観的な割引率、
 - ②相対的なリスク回避度、
 - ③消費増加率の平均値と分散、
 - ④危険資産の収益率と消費の増加率の共分散
- の要因によって決定されることになる。この共分散の値の有無が、安全資産保有者と危険資産保有者との消費行動の差をもたらすことになる。第2節の実証分析では、この共分散が大きな役割を演ずることになる。

(9)式は、任意の i 資産、 j 資産について成立している。したがって、任意の2つの資産の期待収益率の差は、

$$E_t(R_t^i - R_t^j) = aCOV(R_t^i - R_t^j, dC_t/C_t) \quad (10)$$

と書き表すことができる。

(10)式は、個人の資産保有者のみならず集計量としての消費についても成立していることが証明されている（グロスマン＝シラー、1982）。このとき、集計量としての相対的なリスク回避度は、各個人のリスク回避度の加重平均として表すことができる。

ここで、 i 資産が危険資産でその収益率が R_t^i 、 j 資産が安全資産でその収益率が R_t^j であったとしよう。すると(10)式の左辺は、危険資産保有のリスク・プレミアムを示すことになる。すなわち、

$$E_t(R_t^m - R_t^f) = a \text{COR}(R_t^m - R_t^f, dC_t/C_t) \\ S(dC_t/C_t)S(R_t^m - R_t^f) \quad (II)$$

と書き表すことができる。ここでCORは相関係数、Sは標準偏差を示している。

この式からリスク・プレミアムは、

- ①相対的なリスク回避度
- ②消費増加率と超過利益率の間の相関係数
- ③消費増加率の標準偏差
- ④超過収益率の標準偏差

によって決定されることがわかる。時間選好率は、危険資産と安全資産について共通であるためにリスク・プレミアムの決定要因とはならないことが、ジェンセンの不等式を用いたリスク・プレミアムの上限値の決定要因(岩田、1991)と異なる点である。

2 実証分析

現実に日本の資産保有者が、「消費に基づく資本資産評価モデル」と統合的な消費行動、資産選択行動をとっているとすれば、(9)式に示されるように危険資産の価格が大幅に変動している背後で、消費増加率も正の相関を保ちながら大きく変動しているはずである。また、(7)式に示されるように、安全資産の実質収益率と主観的な割引率(時間選好率)は、消費増加率とその分散と「相対的なリスク回避度」が所与であれば、1対1の対応関係があるはずである。危険資産の「リスク・プレミアム」が高すぎるという現象は、実は安全資産の収益率が低すぎる結果として発生しているとする論者もいる。そこで、日本においても安全資産の実質収益率が低すぎるかどうか、安全資産の実質収益率と時間選好率の検討をすることにした。

(1) 安全資産の実質収益率は低すぎるか?

まず、期待された消費増加率と現実の消費増加率が等しいと

いう合理的期待が成立しているとの仮定の下で検討を行うことにしよう。現実の1人当たり実質消費増加率の平均値や分散は現実のデータが利用可能であり、安全資産の収益率も安全資産として確定利付債券を取り上げることにすれば、観察が可能である。さらに「相対的なリスク回避度」が、例えばゼロから2程度の値をとるとすれば、消費者の主観的な割引率(時間選好率)を(7)式から求めることができる。

表1には、日本とアメリカにおける1956年から1989年にかけての安全資産の実質収益率(日本は利付電々債、アメリカは10年物国債の金利から個人消費デフレーターの上昇率を差し引いた値)、国民所得ベースでの1人当たり実質個人消費の増加率の平均値と分散の値が示されている。実質個人消費について理論的には、耐久消費財の支出の代わりに耐久消費財が提供するサービスを消費に含めることが望ましいが、そうした調整は行っていない。さらに、「相対的なリスク回避度」として0.5、1、2を想定した場合の時間選好率を(7)式に基づいて計算した値も示されている。

この表から、まず第1に日本のほうがアメリカよりも時間選好率が1.5~6%程度低いことがみてとれる。日米間の貯蓄率の差や土地価格の差は、時間選好率の違いによるところが大きいとされることが多いが、ここでの結果はそうした仮説と整合的であるといえる。

しかし、意外な結果は、日本の時間選好率について「相対的なリスク回避度」が1近傍であ

表1-日本とアメリカにおける安全資産の実質収益率と時間選好率 (1956-1989年)

	安全資産の実質収益率	1人当たり実質消費増加率		リスク回避度	時間選好率
		平均値	分散		
日本	0.0304	0.0544	0.000948	0.5	0.0039
				1	-0.0231
				2	-0.0756
アメリカ	0.0300	0.0237	0.000265	0.5	0.0183
				1	0.0066
				2	-0.0166

出所：岩田(1991)

ったとしてもマイナスになっていることである。また、アメリカについても「相対的なリスク回避度」が2以上の場合には、マイナスになっている。「リスク・プレミアム・パズル」は、危険資産の収益率が高すぎることに原因があるばかりでなく、安全資産の収益率が低すぎることに原因があるとする論者もいる（エプスタイン=ジン、1987）。

この計測結果は、真の安全資産の実質収益率は何かという問題を改めて提起するものといえよう。おそらく、購買力の保証された「インデックス債」の実質収益率を用いることがより適切であろうが、日本ではそうした債券は存在していない。また、ここでの計算では、個人消費デフレーターの実質の上昇率をインフレ期待の近似値として用いていること、安全資産として長期の債券の利子率を用いていることにそもそも問題があるともいえる。確定利付債券であってもインフレのリスクから逃れることはできず、その収益率は、インフレ率と実質消費との共分散の値によって影響を受ける可能性があるからである。

しかし、消費関数を用いて危険資産（人的資本）と安全資産の収益率を計測した小川一夫の計測結果（竹中・小川、1988）によると、日本の安全資産の実質収益率は、3.48%（計測期間1970～1983年）であり、利付電気債の実質収益率と大きな差異はない。また、小川はアメリカの安全資産の実質収益率についても4.0%との計測結果を得ている。日本よりやや高いが、「相対的なリスク回避度」が2以上の場合に、時間選好率がマイナスになることに変わりがない。

他方、時間選好率が、マイナスであることは、消費が成長する技術の存在する経済においておかしくないとする立場をとることも可能である（コヒアラコタ、1990）。しかし、日本の場合のように「相対的なリスク回

避度」が2の下で7.6%ものプレミアムつきで将来の消費を評価するといった事態は考えにくいであろう。いずれにしても、時間選好率が大幅なマイナスの値をとることがないためには、安全資産の実質収益率はもっと大きくなければならない。

(2) 消費と危険資産の超過収益（リスク・プレミアム）の関係

次に、個人消費と危険資産の関係について前節(9)式で示される結果が成立しているかどうか確かめることにしよう。現実には、消費増加率を危険資産の超過収益（リスク・プレミアム）で回帰すると明らかに正の相関関係が観察される。

表2から1956～92年にかけての期間に、1人当たり実質消費増加率と株式、土地の（実質）超過収益の間に正の相関があり、危険資産に10%の超過収益が存在する場合には、株式の場合は0.5%、土地の場合には1.75%の消費増加率の変化があることがみてとれる。これは無視できない大きさである。

(3) 資産保有者の分類

ここでの結果はマクロ的な関係をみたものであるが、ミクロ的にみると、現実の経済にはさまざまな資産保有者が存在している。危険資産をそもそも保有していない個人もいれば、流動

表2-実質消費増加率と危険資産の超過収益の相関関係 (1956-1992年)

国民所得ベースの1人当たり実質消費			
被説明変数	定数項	超過収益の係数	相関係数
株式 (t 値)	0.0471 (1.59)	0.0538 (2.24)	0.354
土地 (t 値)	0.0384 (1.48)	0.1752 (4.23)	0.582
第5分位と第2分位の1世帯当たり実質消費増加率の差			
被説明変数	定数項	超過収益の係数(1期前)	相関係数
株式 (t 値)	-0.0179 (-0.20)	0.1241 (1.40)	0.260
土地 (t 値)	-0.0277 (-0.31)	0.2656 (1.69)	0.307

性の制約の下にある個人も存在している。後者の個人については、そもそもオイラー方程式(5)式が成立していないと考えられる。前者については、(7)式は成立している、(9)式は成立していない。そこで資産保有者を、次の3つの種類に分類した上で分析を進めることが有用であろう。

- ①流動性制約が大きい個人
- ②もっぱら安全資産を保有している個人
- ③安全資産と危険資産を保有している個人

まず、①の流動性制約下にある個人については、小川の計測によれば、日本の家計の23%程度を占めている(竹中・小川、1988)。これらの個人については、そもそも(5)式で示される最適な消費を行うための1階の条件は満たさず、端点解になっていると考えられる。

②のカテゴリーに属する個人については、危険資産の価格変動があっても消費増加率には変化が生じないはずである。ただし、データの制約上②のカテゴリーに属する個人が、どの程度の割合を占めているか確かめることができない。

③のカテゴリーに属する個人についても、デ

ータの制約上特定することはできない。しかし、この③のカテゴリーに属する個人は、第1節で述べたモデルの対象となり、危険資産価格の変動は消費増加率の変動と正の関係をもっているはずである。すなわち、③のカテゴリーに属する個人のみを分析対象とすれば、消費と危険資産の超過収益とはより大きな相関関係を示すはずである。

現実に日本の家計がどの程度の危険資産を保有しているかをみたものが、表3～5である。本稿では、危険資産として株式と土地を取り上げているが、データの制約上土地の代理変数として住宅資産を用いることにする。

表3には、十分位所得階級別株式保有が示されている。日本では、株式保有金額は少ないもののかなりの低所得階級でも株式を保有している。これは、全世帯、勤労者世帯でも共通している。しかし年間収入1,100万円を越える所得層については、貯蓄額が2,000～3,000万円であり、株式保有金額が大きく、株式を保有している家計の比率も43%程度とかなり高くなっている。第9、10分位の所得階級に属する個人は、

表3—日本の家計の所得分布別株式保有(1989年度) (1世帯当たり:万円)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
株式保有額: 全世帯	31.6	67.3	57.5	78.2	75.1	75.1	115.8	174.0	224.5	854.0
勤労者世帯	11.7	15.3	28.0	40.2	62.7	72.4	109.2	140.7	195.6	622.7
貯蓄額: 全世帯	595.0	695.6	674.0	712.2	824.4	852.3	1,032.2	1,216.3	1,454.0	2,894.0
勤労者世帯	337.1	421.1	517.3	617.8	681.5	778.7	942.9	1,049.0	1,278.7	2,115.2
株式保有家計の比率: 全世帯	6.3	10.1	11.5	13.4	16.8	19.0	23.1	27.2	31.7	42.6
勤労者世帯	3.9	7.8	11.2	13.1	18.4	20.7	24.3	27.5	32.2	42.5

出所: 総務庁統計局『全国消費実態調査』(1989年度、第3巻「主要耐久消費財・貯蓄・負債: 2人以上の普通世帯」)

注: 株式保有は、株式・株式投資信託の保有額。時価評価(平成元年11月現在)。

所得分布は、I(～298万円)、II(298～380)、III(380～450)、IV(450～514)、V(514～590)、VI(590～665)、VII(665～763)、VIII(763～895)、IX(895～1,100)、X(1,100～)

表4—日本の家計の所得分布別住宅資産保有(1989年度) (1世帯当たり:万円)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
住宅資産: 全世帯	240.3	233.8	242.0	329.9	338.8	364.4	440.4	506.5	583.6	1,222.6
勤労者世帯	113.2	151.9	190.6	247.4	273.1	317.0	390.5	426.9	505.0	777.7
現住居の資産: 全世帯	211.4	208.6	215.9	289.8	294.8	318.3	378.8	434.4	488.3	911.7
勤労者世帯	102.4	138.3	174.9	220.4	243.0	280.6	344.4	381.7	435.7	636.7
現在居以外の資産: 全世帯	28.9	25.2	26.0	40.1	44.0	46.1	61.5	72.0	95.3	310.9
勤労者世帯	10.8	13.5	15.7	27.0	30.1	36.4	46.1	45.2	69.4	141.5

出所: 総務庁統計局『全国消費実態調査』(1989年度第8巻「資料編: その3家計資産(1)(2)」)

注: 所得分布[全世帯: 勤労者世帯]は、I(～294万円: ～346万円)、II(294～376: 346～420)、III(376～450: 420～484)、IX(450～510: 484～543)、V(510～586: 543～602)、VI(586～660: 602～680)、VII(660～759: 680～764)、VIII(759～890: 764～886)、IX(890～1,100: 880～1,050)、X(1,100～: 1,050～)

明らかに③のカテゴリーに分類してよいであろう。

表4には、十分位所得階級別住宅資産保有が示されている。ここでも、少額ではあるが低所得層の個人も現住居以外の（1世帯当たり）住宅資産を保有している。しかし、1,000万円以上の年間所得階級に属する個人の現住居以外の1世帯当たり住宅資産はかなり多額である。表5には、世帯属性別の住宅資産保有頻度分布が示されている。勤労者世帯の78%は何らかの住宅資産を保有しており、年収1,500万円以上の所得層では、現住居以外の住宅資産保有者の比率は30%程度となっている。また、高齢者の場合も、現住居以外の住宅資産保有比率は27%とかなり高い。

(4) リスク・プレミアムの決定因とパズルの存在

以上のような危険資産の保有状況を前提にした上で、マクロ的には、(11)式で示されるリスク・プレミアムの決定要因は、現実のデータにどの程度照応しているか検討することにしよう。

表6には、戦後の日本とアメリカにおける(1956~89年)危険資産の超過収益、1人当たり実質消費増加率と超過収益(実質)の標準偏差と相関係数(したがって、共分散)の値が計

算されている。この現実に観察される値から理論モデルと整合的なリスク回避度を求めることができる。理論的なリスク回避度の値は、株式91.6、土地66.9と極めて大きい。アメリカの場合も株式は55.7であるが、土地は1319.2と異常に高い。アメリカに関するマンキュー=ゼルデス(1990)の計測によると、「相対的なリスク回避度」の値は100.4とやはり大きい。

日本の場合には、1人当たり消費増加率、株式超過収益の標準偏差は、ともにアメリカを上回っている。その結果、2つの変数の間の共分散は、アメリカの2倍程度である。しかし、同時に、株式のリスク・プレミアムもアメリカよりもかなり大きいために「相対的なリスク回避度」の値は、ほぼ等しくなっている。アメリカの土地の超過収益と消費増加率の相関係数はあまりに小さいために「相対的なリスク回避度」は極めて大きい値をとっている。

いずれにしても戦後日本とアメリカのデータをみるかぎり、「相対的なリスク回避度」の値は、異常に大きい。「相対的なリスク回避度」が資産需要関数の推定から得られる0~2の値であったとすれば、リスク・プレミアムは、もっと小さな値(日本なら2~3%、アメリカなら1%程度)をとるべきである。戦後日本とア

表5-世帯別住宅資産保有の頻度分布(1989年度)

(1万分比)

	住宅資産		現住居の資産		現住居以外の資産	
	有り	なし	有り	なし	有り	なし
勤労者世帯:夫婦共働き:平均	7,789	2,211	7,434	2,566	1,343	8,657
年収1,500万円以上	9,508	491	9,249	751	2,931	7,069
高齢者世帯:有業者有り	9,274	726	9,124	876	2,669	7,331

出所:総務庁統計局『全国消費実態調査報告』(1989年度、第8巻「資料編その3家計資産(2)」)

表6-「相対的なリスク回避度」の理論値:アメリカと日本の比較

		危険資産の超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
日本(1956~89年)	株式	0.1301	0.2535	0.0306	0.1834	0.00142	91.6
	土地	0.0956	0.5266	0.0306	0.0890	0.00143	66.9
アメリカ(1956~89年)	株式	0.0278	0.2320	0.0163	0.1320	0.00049	55.7
	土地	0.0343	0.0324	0.0163	0.0494	0.00003	1,319.2
アメリカ(1946~88年, 参考)		0.080	0.26	0.021	0.148	0.00079	100.4

出所:経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』、日本証券研究所『株式投資収益率'92』

注:日本、アメリカ(1956~89年)は、筆者の計算による。アメリカ(参考)は、マンキュー=ゼルデス(1990年)による。

アメリカの経済において、明らかに「リスク・プレミアム・パズル」が存在するといつてよい。換言すると、危険資産の超過収益の大きさに比べて消費増加率と超過収益の間の共分散はあまりに小さいといえる。

しかし、マクロ・データを用いることの問題は、個人消費の中に株式を保有せず、もっぱら安全資産を保有している人々の消費や流動性制約の下にある家計の消費も含まれていることである。換言すると、株式を多く保有している家計では、消費増加率の変動および消費増加率と超過収益率の相関係数の値がその他の家計よりはるかに大きい可能性がある。

(5) 危険資産保有者の行動と消費の習慣性と耐久性

マンキュー = ゼルデス (1990) は、株式保有者と株式非保有者の間で、株式の超過収益と消費増加率の間の共分散に有意な差があることをアメリカ家計のサーベイ・データを用いて論じている。表7には、その結果が示されている。株式保有者の場合には、非保有者と比べて超過収益と消費増加率の相関係数が5倍程度あり、消費増加率の標準偏差も大きい。この結果、モデルから予想される「相対的なリスク回避度」は、35.2と非保有者の261.5よりも有意に小さな値をとっている。「リスク・プレミアム・パズル」が解消したわけではないが、現実に危険資産のリスクを負担しようとする個人の場合には、「相対的なリスク回避度」の値が大幅に低下していることは注目される。しかし、彼らの用いたデータにおいて消費は、食料消費に限られていることが一つの問題である。

日本には、マンキュー = ゼルデスが用いた株式保有者と非保有者を区別したサーベイ・データは存在していない。そこで、危険資産をかなり多く保有していると考えられる家計調査報告における第5分位の所得階級に属する家計と主として安全資産を保有していると考えられる第2分位の所得階級に属する家計の消費行動を比べることにした。第1分位に属する家計は、流動性制約の下にある可能性が強いため第2分位の家計を取り上げることにした。また、本来は第10分位や第9分位の所得階級に属する家計を対象とすることが望ましいが、データが1980年以降しか利用可能でないため第5分位の家計を第2分位の家計と比べることにした。

表8と表9にその結果が示されている。株式については、全世帯を対象とした場合に、「相対的なリスク回避度」は、第5分位の家計のほうが明らかに小さく、マクロの消費を用いた結果とも整合的である。他方、勤労者世帯を対象とした場合には、有意な差異は観察されない。さらに土地の場合には、第5分位と第2分位の家計の間で「相対的なリスク回避度」は、むしろ逆転している。

図1および図2には、危険資産の超過収益と消費増加率の動きが示されている。マクロの消費の場合も、消費増加率は危険資産の収益率の動きにやや遅れて変動している。とりわけ第5分位の家計については、1973~74年にかけて消費増加率の遅れが目立っている。この時期の消費内容を調べてみると自動車関係費や交際費が1974年に入ってから大きな伸びを示している。消費については、ポートフォリオ選択行動と異なり、何らかの惰性が働いているようである。

表7-アメリカにおける株式保有者と株式非保有者のリスク回避度

	株式超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
全世帯	0.080	0.26	0.021	0.148	0.00080	100.4
株式非保有者	0.080	0.10	0.020	0.148	0.00305	261.9
株式保有者	0.080	0.49	0.032	0.148	0.00227	35.2

出所：マンキュー = ゼルデス (1990)

表8—株式の収益とリスク回避度

	株式超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
国民所得ベースの消費(1956～92年)	0.1000	0.3540	0.0310	0.2034	0.00223	45.5
第5分位の消費(1964～92年)	0.0801	0.1986	0.0583	0.2007	0.00232	34.5
1期前のER	0.0940	0.3504	0.0583	0.1874	0.00382	24.6
第2分位の消費(1964～92年)	0.0801	0.1564	0.0430	0.2007	0.00135	59.3
1期前のER	0.0940	0.1199	0.0430	0.1874	0.00097	97.3

出所：総務庁『家計調査年報』、経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』、日本証券研究所『株式収益率'92』

注：第5分位、第2分位の消費は、全世界を対象としている。

〔参考a—勤労者世帯の消費〕

	株式超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
第5分位の消費(1964～92年)	0.0801	0.1143	0.0539	0.2007	0.00124	64.6
1期前のER	0.0940	0.3505	0.0539	0.1874	0.00354	26.6
第2分位の消費(1964～92年)	0.0801	0.1663	0.0385	0.2007	0.00128	62.6
1期前のER	0.0940	0.1105	0.0385	0.1874	0.00080	117.5

出所：表8に同じ

表9—土地の超過収益とリスク回避度

	土地超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
国民所得ベースの消費(1956～92年)	0.0805	0.5817	0.0310	0.1028	0.00185	43.5
第5分位の消費(1964～92年)	0.0741	0.0967	0.0583	0.1121	0.00063	117.4
1期前のER	0.0806	0.4152	0.0583	0.1034	0.00250	32.2
第2分位の消費(1964～92年)	0.0741	0.2970	0.0430	0.1121	0.00143	51.7
1期前のER	0.0806	0.0825	0.0430	0.1034	0.00037	219.6

出所：経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』、日本証券研究所『株式収益率'92』

〔参考b—勤労者世帯の消費〕

	土地超過収益 (ER)	相関係数 (dC/C, ER)	標準偏差 (dC/C)	標準偏差 (ER)	共分散 (dC/C, ER)	リスク回避度
第5分位の消費(1964～92年)	0.0741	0.0941	0.0539	0.1121	0.00057	130.2
1期前のER	0.0806	0.4153	0.0539	0.1034	0.00232	34.8
第2分位の消費(1964～92年)	0.0741	0.3884	0.0385	0.1121	0.00168	44.2
1期前のER	0.0806	0.0750	0.0385	0.1034	0.00030	270.5

出所：総務庁『家計調査年報』、経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』

すなわち、資産価格が大幅に下落しても消費はすぐには減らすことができないか（習慣性仮説）、あるいは、耐久消費財の提供するサービスに見られるように消費を減少させる必要がない（耐久性仮説）ような選好を消費者がもっている可能性がある。

ファーソン＝コンスタンチニデス（1991）は、消費の習慣性と耐久性を取り入れた非フォン・ノイマン型効用関数のオイラー方程式を用いて、アメリカにおいては消費の習慣性が消費の遅れをもたらす主な原因であったと論じている。仮

に過去の消費が現在の消費に影響を及ぼしているとすれば、消費増加率と関係があるのは、当期の超過収益ばかりでなく、それ以前の超過収益の動きも影響を与える可能性が出てくるということになる。

そこで超過収益として1期前の数字を用いて「相対的なリスク回避度」を計算してみた。表8、表9に示された結果によれば、株式、土地のいずれについても第5分位の消費増加率と超過収益との相関係数が高く、第2分位よりも「相対的なリスク回避度」は明らかに低下して

図1-危険資産の超過収益と消費増加率

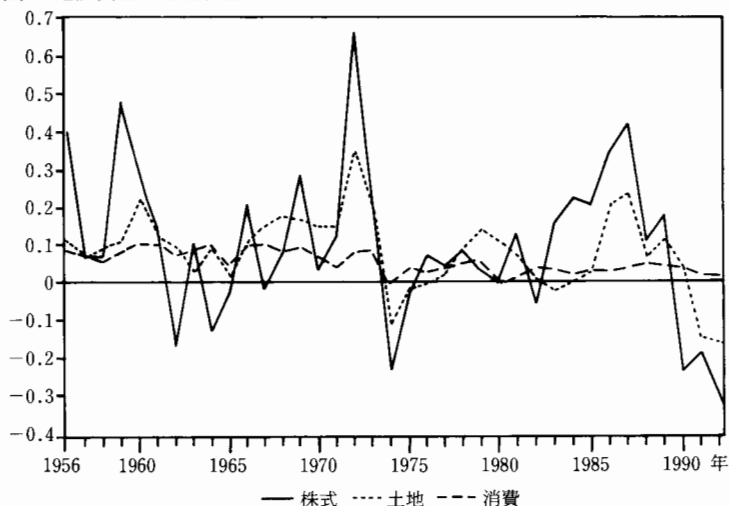
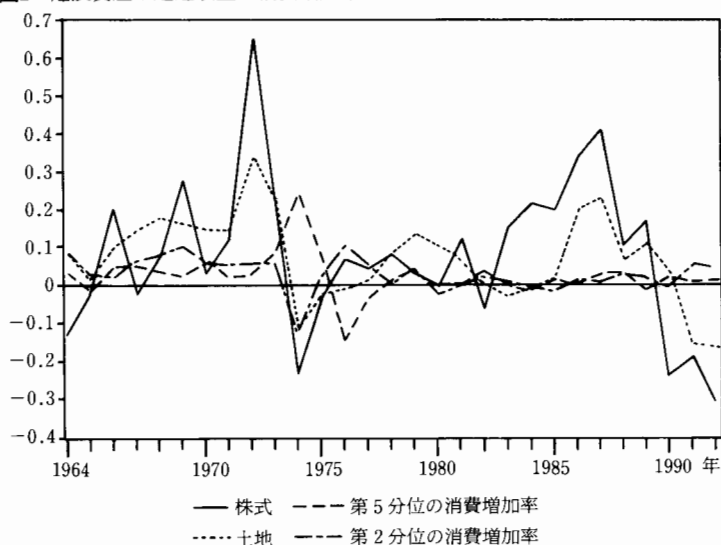


図2-危険資産の超過収益と消費増加率



いる。もとより消費の習慣性、耐久性のテストはより厳格な計量手法による分析が必要であることはいうまでもない。

最後に、第5分位の家計と第2分位の家計の消費増加率の差を危険資産の収益率で説明した回帰式の結果が表2に示されている。仮に、第5分位と第2分位の家計に消費増加率と危険資産の超過収益との間の共分散に有意な差がなければ、危険資産の超過収益にかかる係数はゼロになるはずである。得られた結果は、株価の超過収益については10%の有意水準、土地価格の

場合には5%の有意水準で有意である。ただし、危険資産の収益率については1期前の数字を用いている。株式の場合には、計測された係数が0.12であり、土地の場合には0.27である。今回の株価下落局面(1990~92年)において、71%株式の超過収益が低下したので、第5分位の家計の消費増加率は、この3年間に第2分位の家計に比べて8.4%減少したことを意味している。また、土地については、超過収益の係数が0.27と株式よりも大きい、土地超過収益の下落率は31%であるため、第5分位の家計の消費増加率は、第2分位の家計と比べてやはり8.4%減少したことがわかる。

ただし、以上の結論は、資産保有者が、超過収益がプラスとマイナスの場合で対称的な行動をとると仮定している。損失をおかす場合と利益を得る場合では、リスク回避度が変化する可能性もある。損失をおかす場合に、資産保有者

がより臆病になるとすれば、上述した消費へのマイナス効果はより大きなものとなることが予想される。資産保有者が、損失に対して近視眼的な行動をとるというモデルは、ペナルチ=ターラー(1993)によって論じられているが、計量的な計測を行うに至っていない。

むすび

本稿での検討結果によると、穏やかな形ではあるが日本経済において消費者は、「消費に基づく資産資本評価モデル」と整合的な消費行動、

資産選択行動をとっているといえる。それは、消費と危険資産の収益率の正の相関関係や危険資産保有者と危険資産非保有者との間で、消費行動の違いが観察されるからである。しかし、同時に「消費に基づく資本資産評価モデル」を用いた場合、戦後の日本およびアメリカ経済において危険資産の「リスク・プレミアム・パズル」が存在していることが明らかとなった。このことは、危険資産の超過収益の大きさに比べて消費増加率と超過収益の共分散があまりに小さいことを意味している。また、両国において、時間選好率が正であるかぎり、安全資産の実質収益率が低すぎることも明らかとなった。今回の資産価格急落期においても、危険資産を多く保有している家計の消費増加率は、安全資産を多く保有している家計と比べてより大幅に鈍化している。より注目すべきは、日本の場合には、消費について習慣性ないしは消費の耐久性に基づく遅れが観察されることである。消費の習慣性・耐久性を取り入れたモデルによって、消費と資産価格の関係についてさらに検討することは将来の課題である。

注

- 1) 日本経済において株式、土地について「リスク・プレミアム・パズル」が存在することは、ジェンセンの不等式を用いて確かめることができる(岩田、1991、参照)。ここで土地、株式の実質収益率は、岩田(1991)と同じく、キャピタル・ゲイン(実現、未実現を問わない)とインカム・ゲインの和から個人消費デフレーター増加率を差し引いたものである。また、土地価格の上昇率としては、日米両国のデータ・ベースをそろえるために、国民資産負債残高表における土地の調整勘定の値を前年の土地価値で割った値を用いている。日本の場合、調整勘定の値は、公示地価の変化に基づく土地価値の変化額にほぼ等しいが、土地の利用形態の変化による土地価値の変化も含まれていることに注意すべきである。
- 2) ただし、消費増加率が対数正規分布をしており、しかも相対的リスク回避度が一定であるような効用関数を仮定する場合には、注3)で示すように利子率は満期までの期間にかかわらず一定となる。
- 3) ブラウン運動をする確率過程の一般化として「ディフュージョン」過程がある。ブラウン運動をする確率変数の平均値(トレンド)と分散(浮動性)が、それぞれ現在の状態 x に依存するとき、「ディフュー

ジョン」過程にあるという。さらに、平均値と分散が現在の状態 x のみならず、時間 t にも依存している場合に、「伊藤の確率過程」にあるという。「伊藤の確率過程」は、 x を確率変数とすれば、

$$dx = \mu(x,t)dt + \sigma(x,t)dw$$

と表すことができる。ここで w は、標準化されたブラウン運動(ヴィーナー過程)であり、その増分 dw は、平均値ゼロ、分散は dt に等しい。

- 4) 1人当たり消費の増加率が対数正規分布をする場合には、(5)式は以下のように書き表すことができる。

$$E_t[(C_{t+s}/C_t)^{-a}] = E_t[e^{-a\mu + (a^2\sigma^2)/2}] = e^{a\mu}/(1+R_{t+s})$$

ここで平均値は消費の増加率に a をかけたものに等しく、分散は消費の増加率の分散に a^2 をかけたものに等しいという関係を用いている。

上の式の両辺の対数をとると

$$R_t = aE_t[dC_t/C_t] - (1/2)a^2\text{VAR}(dC_t/C_t) + \rho$$

が得られる。(7)式とは、分散の項目において $a(a+1)$ がかかっているのに対してここでは a^2 がかかっていることのみが異なっている。

参考文献

- 岩田一政(1991)、「土地パズルと税制」『住宅土地経済』No.2。
- 竹中平蔵・小川一夫(1988)、『対外不均衡の経済分析』東洋経済新報社
- Benartzi, S., & Thaler, R. H. (1993), "Myopic Loss Aversion and the Equity Premium Puzzle", *NBER Working Paper*, No. 4369.
- Breeden, D. T. (1986), "Consumption, Production, Inflation, and Interest Rate: A Synthesis", *Journal of Financial Economics*, No. 16.
- Epstein, L. G., and Zin, S. E. (1987) "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework", *University of Toronto Working Paper*, No. 8715
- Ferson, W. E., & Constantinides, G. M. (1991), "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption; Empirical Tests", *Journal of Financial Economics*, No. 29.
- Grossman, S. & R. Schiller (1982), "Consumption, Correlatedness and Risk measurement in Economies with Non-Traded Assets and Heterogeneous Information", *Journal of Financial Economics*, No. 10.
- Kocherlakotas, N. R. (1990), "On the 'Discount' Factor in Growth Economies", *Journal of Monetary Economics*, No. 25.
- Mankiw, N. G., & S. P. Zeldes (1990), "The Consumption of Stockholders and Non-Stockholders", *Journal of Financial Economics*, No.29.
- Mehra, R, and E. C. Prescott,(1985), "The Equity Premium: A Puzzle" *Journal of Monetary Economics* 15.

日本の公的住宅金融における 信用割当とローン需要

森泉陽子

はじめに

家計の住宅購入は初期保有資産と住宅ローンで行われるのが通常であるので、どれだけ借入をすることができるかは住宅購入にとって決定的要因となる。特に初期資産の少ないはじめて住宅を購入する一次取得者にとって、どれほど借入ができるかは重要である。この点に関して日本では公的住宅金融の果たす役割は大きい。しかし、周知のように公的住宅金融では借入の際にいくつかの制約（信用制約）が存在し、家計は必ずしも望むだけ借入をすることはできない。このような状況を信用割当されると呼ぶならば、信用割当されるか否かによって住宅ローン額は相違し、したがって、住宅購入量の大きさも相違してくる。

本稿では、一次取得者のうちどれほどの割合の家計が、公的住宅金融市場で信用割当に直面しているかを明らかにし、日本における公的住宅金融の役割を検討する。また、公的住宅金融市場ではどのような家計が制約にあう確率が高いかをみる。

以上の目的のために、まず、信用割当の存在を考慮にいれた一次取得者の公的住宅ローンの需要関数を推定する。公的住宅ローン需要関数の推定にあたっては、単純に観測されたデータを用いることはできない。すなわち、現実には観察される公的住宅ローン借入額は必ずしも公的住宅ローン需要量（額）ではないからである。家計が借入の限度いっぱい借りている場合に

は、それは借入限度額に等しく、限度いっぱい借りていない場合に限りローン需要量（額）に等しい。よって、単純にローン借入額をローン需要額として用いると推定されたパラメータはバイアスを持つことになる。そこで、偏りのないパラメータ推定値を得るためには、住宅ローン需要は信用制約から分離して推定されなくてはならない。各家計が限度いっぱい借りているか否かが明らかになれば、限度いっぱい借りている家計とそうではない家計とを分けて住宅ローン需要関数を推定すれば、後者のそれが住宅ローン需要関数となる。以下では、公的住宅金融からのみ借入を行っている場合は、公的住宅ローン市場では信用制約に拘束されずに望むだけ借入をしていると定義し、一方、民間住宅金融機関からも融資を受けている場合は、公的住宅金融市場で信用制約に拘束され、よって信用割当されていると定義した。この基準によって標本を分離して推定を行った。

公的住宅金融は複数種類あり、各公的住宅金融ごとに借入条件、借入上限が異なる。総借入限度額はどの公的住宅金融を利用するかによっても異なるが、所得水準、貯蓄額、住宅購入額、等々によって相違してくる。さらに、各公的金融機関の借入限度の条件は、明示されている条件のほかに返済不能歴、銀行ローンの滞納なども考慮に入れられる。よって、以下のモデルの中には、個別の公的住宅借入ではなく、公的住宅借入全体を組み入れているので、公的信用制約関数も推定される。

需要関数と信用制約関数を分離して推定した後、信用割当の存在がローン需要に及ぼす影響を、制約が存在しない場合のローン需要の弾力性と、制約が存在する場合のそれを比較することによって把握した。信用制約を受けている場合の制約の大きさを、制約に直面している家計が制約に直面しない場合のローン額を推定することで測った。信用制約を決めている諸条件の強さは、信用制約の弾力性、割当される確率の弾力性で示した。

以下では、住宅需要関数、信用制約関数の推定を行うにあたって、マイクロデータを用いて、先に述べた基準で標本を信用制約に拘束されている家計とされていない家計に分離して推定を行った。標本分離を行わずに推定する方法もあるが、この場合には標本分離の基準に関する問題は回避されるかもしれないが、尤度関数がある界ではないことが多いという問題点がある。したがって、標本分離をあらかじめ行って推定を行った。

従来との関連を述べると、ローンの需要と借入限度（信用制約）を明確に区別して推定を行った分析に Avery (1982) がある。彼はローン需要関数と信用制約関数（ローン供給関数）を同時推定したが、彼のローン需要は自動車ローンが中心である。住宅ローン需要関数の推定で標本分離を行わないことによるバイアスを考慮したものはなかった。理論的観点では Jones (1993) が簡潔に述べたように、従来との分析では、家計の住宅ローン額は最適住宅購入行動から内生的に導出されるのではなくて、家計が借りることのできる最大限度までの額、すなわち、借入上限額に等しいと仮定された。よって、これらの分析で推定されたローン需要関数は需要関数ではなくて、ローン需要関数と信用制約関数のミックスであるといえる。本分析では、住宅需要量（額）は、公的金融機関によって与えられている信用制約の枠内で、家計の最適住宅購入行動から導出される。ここでは、信用割当は住宅ローン需要が借入限度額をこえ

る場合に生じることになる。

本稿の構成は以下のとおりである。1節では住宅ローン需要関数が導出され、また、日本における住宅ローンの特徴が述べられる。2節では実証モデルが示され、3節では用いられたデータと変数の説明がなされる。推定結果は4節で与えられ、最後に結論が記述される。

1 公的住宅ローン需要関数の導出

住宅ローン需要量を家計の最適住宅購入行動から導出するために、家計の住宅購入を記述した Ranny (1981) のモデルを援用する。

Ranny モデルでは、家計は確実性の世界において、諸価格、生涯所得、初期資産を所与として、生涯効用を最大にする。このときに、家計は望むだけ借入れることはできないという借入の信用制約に直面する。貸手は明示的に、あるいは暗黙裡に信用制約を課す。信用制約のもとでの生涯効用最大化行動によって、家計はある時点において購入する住宅の大きさを決定する。家計は住宅購入を初期手持ち資金と借入により賄うので、同時に家計が住宅購入に際し借入れる資金の額も決定する。

さらに、本稿では、異なった借入利子率と借入条件を持った2つのローン市場が存在すると仮定する。1つはより低い金利で借入条件も緩いが、借入れることのできるローン額は限られている。家計はまず、借入利子率の低く、借入条件の緩いローンを借り、それでも希望する資金額を調達できない場合には、借入利子率がより高く、借入条件がより厳しいローンを組むものと仮定する。

日本において、上述の2つの住宅ローンは、公的住宅ローンと民間住宅ローンに対応する。日本では公的住宅ローンは家計が住宅を購入する際には非常に重要な役割を果たしている。公的ローンは国あるいは地方自治体の補助を受けているので、民間住宅ローンよりも低い金利でローンを提供することができる。

公的住宅ローンの貸出残高は住宅ローン残高

全体の約40%を占めている。両住宅ローンの金利は基本的には政府によって規制されている。公的住宅ローンは民間のそれより約2%近く低利で貸出されるが、貸出限度額は制限されている。典型的な公的住宅金融機関である住宅金融公庫(GHLC)では、所得、頭金の条件がある。また、貸出金利、貸出上限額は家計の所得、職業、地域、住宅の広さ、構造等によって相違する。基本的には返済額の月収に占める割合は20%以下、あるいは、融資の限度額は購入物件価額の8割以下であることが要求されるが、将来の返済に支障をきたすおそれの有無を総合的に判断するので、例えば、他の金融機関からの借入も含め全返済額を考慮して、住宅金融公庫の貸出額が決定される。さらに、銀行ローンの滞納なども考慮に入れられる¹⁾。

公的住宅金融の他の例は、勤労者財産形成貯蓄(財形)による融資である。勤務先で給与から天引き貯蓄をしていて、残高が50万円以上あれば、その貯蓄残高の10倍まで借入れることができる。財形は公庫もしくは雇用促進事業団が融資を行うので、民間金融機関より低利で貸出することができる。貸出上限額は4,000万円であるが、購入物件価額の8割までである。すなわち、頭金は購入額の2割以上必要であるということである。このほかにも公的住宅金融としては、年金福祉事業団、地方公共団体による融資がある。

以上でみたように、家計はそれぞれの経済的、社会的属性によって、あるいは購入する住宅の属性によって、異なった借入限度額に直面している。上述したように、公的住宅金融は民間のそれよりも条件が緩やかであるので、まず借入条件の緩やかである公的住宅金融から借入を行い、望む住宅ローン需要額を賄えない場合に、民間金融機関から借入を行うという家計の行動は合理的である。よって、公的住宅金融機関のみならず民間金融機関からも借入を行っている家計は公的住宅金融市場で信用割当されているといつてよいであろう。

しかしながら、上述のケース以外でも公的金融

(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

融市場で信用割当されていることはある。例えば、住宅建物が公的住宅金融の融資条件を満たさない場合がある。①狭い住宅(40あるいは50㎡以下)、あるいは②広い住宅(240㎡以上)、③一定額以上の高額物件、④その他(5階以下など)である。このケースは本稿での信用割当の概念と若干異なり、まったく借入れることができない場合である²⁾。この場合には次の2通りのケースがある。第1は、家計は公的住宅金融で借入ができないが、民間金融からも借入れないで、自己資金のみで住宅購入をする。第2は民間金融からのみ借りて住宅購入を行う。データからみると、第1のケースでは先の①~③に妥当するサンプルはなかった。④についてはデータからは判定できない。よって、第1のケースについてはサンプルはないとした。第2のケースの中では、住宅金融公庫融資の除外対象となっている②、③にあてはまるサンプルはなかった。①にあてはまるサンプルは4件あった。しかしながら、これらは対象とするサンプルの約0.3%(4/1143)であるので、このケースを除外して推定を行ってもバイアスはほとんどないであろうと判断した。

一方、公的住宅ローンのみを利用して住宅を購入した場合でも割当されていることはありうる。例えば、所得が低く、頭金の蓄積も十分ではない場合には、民間住宅金融市場でも割当されるので、このような家計は公的住宅ローンしか利用できない。このようなことが生じるのは、公的信用制約と民間のそれとが一致しているためである。したがって、このような場合には、収入に占める全住宅ローン返済額の割合(返済

割合)は公的金融が制約として課している最大比率(25%)を上回っているであろう³⁾。本分析で利用したデータでは返済割合は制約の割合を上回っていないことが確認されている。よって、このケースは排除されていると考えてよいであろう。

また、住宅購入計画を持ちながら公的住宅金融市場において割当され、かつ、民間住宅金融市場でも割当されるので、住宅購入を行わない場合がある。このケースを除外して住宅ローン需要を推定すると sample selection によるバイアスが生じる可能性がある。本分析で用いたデータは、住宅購入計画を持ちながら購入できなかった家計の情報を伝えることはできない。よって、購入した家計の住宅ローン需要関数のみを推定することによって、sample selection のバイアスのテストをすることはできない。しかしながら、Dynarski and Sheffrin (1985) が住宅需要関数の推定では持ち家計のみを用いても、第一次取得者に限定すればバイアスは最小であると報告しているので、住宅購入がローンと初期資産(頭金)で行われるとすれば、このことはローン需要関数についてもあてはまると考える。

以上で述べた理由により、公的住宅金融および民間住宅金融の双方から借入を行っている家計は公的住宅金融市場で割当されていると仮定してもよいであろう。さて、 P_H を住宅価格、 H を住宅購入量、 W_0 を家計の初期保有資産額とし、公的住宅金融の需要関数 L^* を $L^*=P_H H - W_0$ と定義すると、 L^* は次式ようになる。

$$L^*=L^*(Y_p, W_0, P_H, r, z) \quad (1)$$

ここで、 Y_p は生涯(恒常)所得、 r は借入利率、 z は家計の属性である。

次に、信用制約を定式化する。典型的な信用制約は返済割合の上限と頭金の最低額の設定である。前者は返済額 R の月収(現在所得) y に占める割合が一定比率 θ 以下という次の制約式で表現される。

$$R \leq \theta y \quad (2)$$

後者の制約は、

$$W_0 \geq (1-\alpha)P_H H \quad (3)$$

で表される。ここで、 α は公的金融が許す最大の融資比率である。公的融資では(2)式ないし(3)式、あるいはそれらの組み合わせを明示的に課したり、あるいは暗黙裡にチェックする。

これらの制約のほかに、各公的金融には絶対額で借入限度が存在する。以上より、信用制約は各公的住宅金融で明示されている(2)式および(3)式に関する条件のほかに、前述したように、他の金融機関からの返済滞納、過去の返済不能歴など、総合的返済能力で決められる。これらのデモグラフィック要因や制度的要因を \bar{z} とすると、信用制約関数 \bar{L} は次のように表現できる。

$$\bar{L}=\bar{L}(y, W_0, r, \bar{z}|\alpha, \theta) \quad (4)$$

以下では、(2)式または(3)式が有効(binding)であるとき、家計は公的住宅金融市場で信用割当されると定義する。このことは、すなわち、 $L^* > \bar{L}$ の場合に信用割当されることを意味する。信用割当にあわない場合($L^* \leq \bar{L}$)には、家計は望むだけ借入ができ、このときの家計の公的ローン借入額は L^* であり、信用割当される場合($L^* > \bar{L}$)の家計の公的ローン借入額は \bar{L} となる。したがって、実際にデータから観察されるローン額 L は $\min(L^*, \bar{L})$ である。家計は、公的住宅ローン需要が借入限度を越えた場合に民間住宅金融機関から調達する。よって、モデルは以下のように表すことができる。

$$L = \begin{cases} L^* = L^*(Y_p, W_0, P_H, r, z) & \text{iff } L^* \leq \bar{L} \\ \bar{L} = \bar{L}(y, W_0, r, \bar{z}) & \text{その他} \end{cases} \quad (5)$$

2 実証モデル

民間金融機関からも借りている家計は、公的住宅金融市場では信用制約に拘束され信用割当され、 $L^* > \bar{L}_1$ となる。他方、公的金融のみから借りている家計は信用制約に拘束されることなく、すなわち、信用割当されることなく十分望むだけ資金調達ができるので、 $L^* < \bar{L}_1$ となる。したがって、家計が公的住宅金融市場で信用割当されるか否かの基準は $L^* - \bar{L}_1$ に依存

する。これは公的金融機関が割当をするか否かの決定関数でもある。

実証テストに用いるモデルは標本分離を民間金融機関から借入しているか否かで分離する以下の switching regression model である。(5)式に攪乱項を加えてモデルを定式化すると、

$$L_1 = \begin{cases} L_1^* = \beta_1 X_{11} + u_{11} & \text{iff } L_1^* < \bar{L}_1 \\ \bar{L}_1 = \beta_2 X_{21} + u_{21} & \text{その他} \end{cases} \quad (6)$$

ここで、 X_1, X_2 (ベクトル) は、それぞれ、ローン需要、信用制約を説明する外生変数であり、 β_1, β_2 (ベクトル) は推定パラメーターである。 u_1, u_2 は標準正規分布に従う。信用割当されるか否かの基準関数 L_1^* は

$$L_1^* = \gamma' Z_1 - u_1 \quad (7)$$

ここで、

$$\gamma' Z_1 = \frac{\beta_1' X_{11} - \beta_2' X_{11}}{\sigma}, u_1 \frac{u_{21} - u_{11}}{\sigma} \quad (8)$$

であり、 $\sigma^2 = \text{Var}(u_{21} - u_{11})$ である。信用割当されるか否か ($I=1, 0$) のダミー変数は、以下のように定義される。

$$I_1 = 1 \quad \text{if } u_1 \leq \gamma' Z_1 (L_1^* \geq \bar{L}_1)$$

$$I_1 = 0 \quad \text{その他 } (L_1^* \leq \bar{L}_1) \quad (9)$$

よって、割当を受けずに最適ローン額を達成できる (すなわち、民間金融機関から借入をしない) 家計は、

$$L_1 = \beta_1 X_{11} + \sigma_{1u} \frac{\phi(\gamma' Z_1)}{1 - \Phi(\gamma' Z_1)} + \varepsilon_{11} \quad (10)$$

であり、信用割当を受ける (すなわち、民間金融機関からも借入をしている) 家計では、

$$L_1 = \beta_2 X_{21} - \sigma_{2u} \frac{\phi(\gamma' Z_1)}{\Phi(\gamma' Z_1)} + \varepsilon_{21} \quad (11)$$

となる。ここで、 $\varepsilon_{11}, \varepsilon_{21}$ は新しい誤差項であり、 ϕ と Φ はおのおの標準正規確率密度関数と分布関数である。

以下では、 Φ は家計が公的住宅金融市場で借入を制約され、公的住宅金融市場で信用割当される確率を示すので信用割当関数と呼ぶ。以上のモデルを、 $\varepsilon_{11}, \varepsilon_{21}$ の分散の不均一性を考慮に入れ、switching regression model の 2 段階推定方法で推定する。

3 用いたデータと変数の定義

本分析で用いられたデータは「東京圏マンション入居者動向調査」(HSC、アーバンハウジング調査) の 1988~1990 年の個票データである。この調査では各年次で約 800 の標本を含み、マンションの購入価格、購入時期、大きさ、および家計の購入時点での経済状況あるいは家計の諸特性について回答を得ている。標本分離のための十分な標本数を確保するために、3 年次 (1988~1990) をプールして用いた。欠損値および斉合的ではないサンプルを排除し、最終的に 1,880 サンプルが得られた。さらに、前述した理由により、サンプルセレクションのバイアスを小さくするために住宅の第一次取得者のみのサンプルを用いた。結果として標本数は 1,143 となった。HSC データに加えて、3 年間の消費者物価指数を「消費者物価指数統計」から得て、住宅価額、頭金、所得、住宅価格、利率をデフレートした。

次に、持ち家住宅のユニットプライス P_H を求めるために、 $P_H = P_k P_1^{(1-\gamma)}$ を用いた。ここで、 P_k は 1 m^2 当たりの建築費、 P_1 は同じく地価である。 γ に関しては、Horioka (1988) が用いた数値と同じ値を用いる。すなわち、 $\gamma = 0.3$ 。 P_k については、 1 m^2 当たりの鉄筋コンクリート構造の建築費を「建築統計年報」から使用し、 P_1 については、「地価公示」から 1 m^2 当たりの地価を用いた。 P_k は県ベースのデータであり、 P_1 は市町村ベースのデータである。

データでは家計の初期保有資産は把握できないが、頭金のデータは利用できる。よって、本分析では家計は購入時にすべての貯蓄額を使用した後に、はじめて住宅ローンを借りると仮定する⁹⁾。この仮定は一次取得者についてはあてはまるであろう。以下では、頭金の額を初期保有資産額として用いる。

W_0 = 家計の初期資産総額、すなわち頭金。

W_h = 過去の所得から蓄積されたライフサイクルの富であり、例えば、定期預金、債券、証

券を含む。さらに退職金も含まれる。 $\frac{1}{W_h}$ は逆数である。

Rate1=消費者物価指数で割引かれた実質の公的住宅金融貸出利子率で、住宅金融公庫の基準金利を用いた。

恒常所得あるいは現在可処分所得の推計では、住宅取得の税優遇措置を考慮しなくてはならない。第1に、持ち家の帰属家賃は控除されるので、この点を考慮しなくてはならないが、帰属家賃に関するデータは入手できない。第2に、ローン返済額の一定額までの税控除の処理がある。しかし、この税優遇措置は数年限りであるので、この効果は恒常所得の計算には考慮されていない。

Y_p =税引き前恒常所得。Goodman and Kawai (1982)に従って、 Y_p は家計全体の所得をさまざまな家計の属性(年齢、職業、資産など)で回帰して得られる。税引き後の所得はデータが入手できないので、税引き前の所得を用いた⁵⁾。

Y_p の推定結果は

$$Y_p = -773.9 + 41.8AGE - 0.270AGE^2 + 399.4Dum1 + 510.9Dum2 + 0.066W_h$$

$(-5.9) \quad (6.7) \quad (-3.8)$
 $(5.4) \quad (6.4) \quad (8.3)$

ここで、()内はt値であり、AGE, AGE2は世帯主年齢とその2乗であり、Dum1, Dum2は職業による恒常所得の相違の効果を考慮するために導入された、以下で定義されるダミー変数である。職業のカテゴリーは、勤労者、個人業種または自由業、その他の3種類である。

Dum1=1 世帯主の職業が勤労者の場合、それ以外は0。

Dum2=1 世帯主の職業が個人業種、自由業の場合、それ以外は0。

住宅購入に際して贈与、遺産を受けた場合とそうではない場合では、住宅ローン需要に与える効果は相違すると思われるので、この効果はダミー変数として導入した。

Dherit=1 頭金の一部として贈与あるいは遺産を受けた場合、それ以外の場合は0。

さらに、住宅ローン需要関数の推定では、住

宅購入の際の贈与への税優遇と、住宅ローン返済額の税控除の効果を考慮しなくてはならない。住宅購入のための贈与は、一次取得者に対しては、一定限度まで税控除されるので、この効果はダミー変数として導入される。

Dumtax1=1 住宅ローン返済額が税額控除されている場合、それ以外の場合は0。

Dumtax2=1 贈与が税控除される場合、その他の場合は0。

公的住宅ローンの貸出限度額は購入する住宅の広さ、家計の職業、地域によって変化するので、この効果をダミー変数で考慮する。

Dspace1=1 住宅延べ面積<60㎡の場合、それ以外は0。

Dspace2=1 60㎡≤住宅延べ面積<125㎡の場合、それ以外は0。

残りのダミー変数(住宅延べ面積≥125㎡の場合は1、それ以外は0)は推定の際には省かれる。

Dumarea=1 家計が貸出上限額が高い地域に居住している場合、それ以外は0。

変数の記述統計は表1に示した。

4 推定結果

(1)各関数のパラメーターの推定値

表2には標本分離を行った場合と、行わない場合(全観測値を用いた)のローン需要関数の推定結果が示されている。前者は3列目、後者は4列目に掲載されている。標本分離を行わない場合の偏りは一定の方向性を持ってはいないが、それぞれのパラメーターで偏りは小さくない。かつ、 $\frac{\phi}{\sigma}$ および $\frac{\phi}{1-\phi}$ の係数の推定値(σ 、

表2のsigmaの値)は5%で有意である。この結果は、標本をローン需要 L^* と信用制約 L に分離して、ローン需要関数を推定することの必要性を示し、これを無視したローン需要関数の推定はその推定係数に偏りを生じさせることを認識させる。

ローン需要関数をみると、すべての価格、恒

表1-変数の平均値

(単位:100万円)

変数	y	W ₀	W _n	W _{nh}	L ₁	L ₂	AGE
公的のみ借りている家計	8.17	13.78	10.79	2.18	19.39		37.3
民間も借りている家計	7.73	9.68	7.60	1.63	20.75	9.15	36.0

注: L₁=公的ローン、L₂=民間ローン。

常所得、借入利率および初期資産は有意である。これらから、恒常所得が増加するとローン需要量は増え、逆に手持ち資産(頭金)が増えると需要量は減ることがわかる。利率の低下はローン需要量を増加させ、住宅価格の上昇はローン需要量を増加させることがわかる。贈与およびその税控除は頭金の増加を意味するので、ローン需要を減少させる。ローン返済の税控除は返済能力の上昇を示唆するので、ローン需要に与える効果はプラスである。

信用制約関数の推定結果は表2の最後の列に掲載されている。推定結果から現在所得の係数は有意にプラスである。資産に関しては、財形では勤労者が財形貯蓄を50万円以上行っていることが条件であるので、公的住宅金融で借入額を決定するのは、家計が保有している全資産よりも労働所得から蓄積されたライフサイクル資産である。しかし、両資産を導入した推定は全資産の係数が有意にはならなかった。そこで、ライフサイクル資産のみを入れて推定を行った。さらに、信用制約においてライフサイクル資産の効果は線形で表現するより非線形で表現するほうが適切であるので、この効果を表すために

逆数 $\frac{1}{W_n}$ が変数として用いられた⁶⁾。この項の

推定結果は有意に負であり、このことは家計のライフサイクル資産が増加すると、利用可能なローンを増加させるが、その増加傾向は直線的ではなく、ある一定の限界に収束していく。一定の限界は推定式では定数項に含まれる。金利に関しては、公的金融でも一律ではない。住宅金融公庫と財形の違いの大きな点は前者は政策的に規制された固定金利であり、後者は変動金利であることである。推定に用いたのが前者の金利であるために推定式では有意ではない。

表2-パラメーターの推定値

変数	プロビット	L*	L	L̄
定数	0.072 (0.1)	1,410.3 (4.6)	1,394.6 (7.3)	2,251.2 (7.7)
y	-0.401E ⁻⁴ (-0.2)			0.641 (3.8)
y _p	-0.439E ⁻³ (-1.3)	0.904 (4.3)	0.944 (4.2)	
W ₀	-0.315E ⁻³ (-4.5)	-0.274 (-4.5)	-0.209 (-6.2)	
$\frac{1}{W_n}$	55.5 (2.1)			-9,391.1 (-2.3)
ratel	-15.0 (-3.1)	-18,531.9 (-4.1)	-14,982.1 (-5.2)	-2,161.4 (0.6)
P _n	0.027 (4.9)	27.8 (5.1)	15.1 (5.1)	
Dspace1	0.36 (1.6)			-759.8 (-4.2)
Dspace2	0.19 (1.8)			-397.3 (-3.5)
Dum1	-0.59 (-1.0)			559.2 (6.3)
Dum1	0.16 (0.3)			-401.2 (-2.3)
Dumtax1	-0.01 (-0.1)	164.9 (1.5)	125.2 (1.5)	
Dumtax2	0.19 (0.5)	-577.9 (-1.7)	-531.9 (-2.1)	
Dumarea	-0.11 (-0.8)			102.0 (1.1)
Dherit	-0.10 (-0.9)	8.1 (0.1)	-5.5 (-0.1)	
sigma		-566.5 (-2.0)		725.2 (3.5)
尤度	-584			
R ²		0.26	0.20	0.28
標本数	1,143	843	1,143	300

注:()の中の数値はt値。E⁻¹=10⁻¹

ダミー変数、Dspace1、Dspace2の係数はマイナスであり、おのおのの係数はダミー係数Dspace3(125㎡以上)との効果の差となっていることから、狭い延べ面積ほど融資限度額は少なくなっていることを示している。Dum1は有意であり、信用制約が職業の安定性および制度的要因を反映していることを示している。

(7)式の信用割当関数はプロビットで推定され、その結果は表2の2列目に示されている。プロビット関数における説明変数は(8)の第1式の右辺であるので、おのおのL*, L̄のパラメーターの符号と斉合的でなくてはならない。この観点

からプロビット関数の推定値をみると、恒常所得の係数以外は斉合的である。ローン需要 L^* は恒常所得を用い、信用制約は現在所得を用いて推定したので、(8)式に従って、プロビット関数は両方の概念の所得を含む。しかしながら、両概念の所得の係数は有意に推定されていなかった。これは、両所得変数の導入によるマルチコリニアリティの存在のためと考えられる。

初期資産とライフサイクル資産の逆数は有意でその符号は(8)式と斉合的である。従来と同じ信用制約関数のままで現在所得、ライフサイクル資産が増加すると、借入可能額が増加するので割当にされる確率が減少することがわかる。資産が増加するとローン需要は減少するので、予期された符号をとっている。このことより、頭金とライフサイクル資産の増加は公的住宅金融市場で信用割当される確率を減少させる。住宅価格の上昇と借入利率の低下は、住宅ローン需要を刺激することにより、割当にあう確率を増加させる。

ダミー変数の中には5%あるいは10%水準で有意ではないものもあるが、税控除のダミー変数以外はその符号は予期されているものに等しい。勤労者の家計はその安定的職業のために公的住宅金融では借りやすい。贈与を受けると割当に直面する確率は減少する。狭い延べ面積の住宅を購入する場合ほど割当にあう確率は高い。

(2)信用割当と住宅ローン需要

この節では、一次取得者のうちどれほどの割合の家計が公的金融市場で割当されているかを調べ、また、どのような状況が割当を減少させるかをシュミレーションで示す。また、どのような家計が割当にあう確率が大きいかをみる。次に、信用割当あるいは信用制約が住宅ローン需要にどのような影響を与えているかを検討し、割当の大きさを推計する。

まず、全体の平均ではどの程度信用割当にあうかは、表2のプロビット関数を用いて $\Phi(I^*)$ でみることができる。全サンプルの平均におい

て $\Phi(I^*)$ を計算すると約0.26である。すなわち、約26%の家計が信用制約に拘束されていることになる。逆に約74%の家計は割当にあわずに望むだけの額を公的住宅市場で借入れることができ、最適住宅購入を実現していることになる。

次に、年齢別にサンプルの平均を用いて、勤労者と自営業、自由業について割当確率を計算したのが表3である。モデルケースは各年齢の平均値を用いた値であり、利率は4%で各年齢に共通であり、頭金は家計が蓄積したライフサイクル資産であり、贈与、遺産はないものとして計算した。なお、平均値は付表に掲載してある。若年家計は信用割当に直面する確率が最も高く約0.32であり、すなわち、若年家計の約32%が信用制約に直面しているといえる。世帯主年齢が高まるにつれて割当確率は減少するが、いわゆる住宅購入適齢期である30~40歳には、約27%ほどの家計が信用制約に拘束されていることになる。

また、職業の面から割当確率をみると、勤労者のほうが割当される確率が低いのは、その職業の安定性によるものであろう。自営業等では、各年齢で勤労者の約2倍近い家計が割当にあっている。これは住宅金融公庫の融資条件、あるいは、財形積立貯蓄も勤労者のほうが有利であること等による。

さらに、表3では住宅価格の3割の低下、300万円の贈与を受け、かつ贈与税の控除も受ける2ケースについてシュミレーションを行った。これらの結果から家計が公的金融のみで最適な住宅購入を行うためには、住宅価格の低下が最も効果が高いことがわかる。規制緩和などによる住宅価格の引き下げは、公的住宅金融を緩和することなく、家計に十分な資金を供給できることになる。

次に、各種弾力性が信用制約の存在によってどのように変化するかをみる。それは、信用割当が存在しない場合の母集団におけるローン需要の弾力性(potential)と信用割当が存在する状況のもとで、割当にあわないローン需要の

表3-信用割当される確率

	30歳以下		30~40歳		40~50歳	
	勤労者	自営業等	勤労者	自営業等	勤労者	自営業等
モデルケース	0.323	0.614	0.272	0.557	0.209	0.476
住宅価格を3割下げる	0.229	0.504	0.192	0.452	0.139	0.368
300万円の贈与	0.294	0.575	0.255	0.552	0.184	0.433

弾性値 (actual) の比較によってみる事ができる。前者は(10)式で右辺の第2項 $\frac{\phi(\gamma'Z_1)}{1-\phi(\gamma'Z_1)}$ がない場合の弾力性であり、後者は(10)式を用いた弾力性である。後者の弾力性は、条件付き期待値の弾力性、 $\gamma_1^{E(L|I=0)}$ で計算される。条件付き期待値の弾力性は2つの要素に分解される。すなわち、potential のローン需要の期待値の弾力性と信用割当されない確率である。(12)式の第1項は前者の弾力性に関連し、第2項は後者の弾力性に関連する。

$$\gamma_1^{E(L|I=0)} = m_1^2 \gamma_{X_1}^{E(L^*)} + m_2^2 \sigma_{10} \gamma_{X_1}^2 \quad (12)$$

ここで、 $E(L^*) = \beta_1 X_1$, $m_1^2 = \frac{E(L^*)}{E(L|I=0)}$, $m_2^2 = \frac{\lambda_2}{E(L|I=0)}$ 。推定結果は表4の3列と4列に示されている⁷⁾。3列の値は信用割当の存在のもとで、信用割当されなかった場合の住宅ローン需要の弾力性であり、4列の値は、信用割当が存在しない場合の母集団におけるローン需要の弾力性 (potential) である。両列の値を比較すると、信用割当の存在は弾性値を低下させることがわかる。例外は恒常所得であるが、これは、前述したように、プロビット関数の恒常所得に関するパラメーターの符号が理論的に斉合性がなかったためである。

しかし、いずれにしても、住宅ローン需要は所得、資産、価格、利子率に関して非弾力的である。特に資産の弾性値は低く、所得のそれよりもかなり低い。かなりの資産の額が増えないかぎり、遺産などで資産が増大してもローン需要はあまり減少しないことを示唆する。また、このことより、所得の低い若年層が中年になり住宅を購入する際には、所得が増加しローン需要が増加するほうが、資産が蓄積されてローン

付表-モデルケース (単位:万円)

変数	30歳以下	30~40歳未満	40~50歳未満
y	605	755	963
Y _p	643	796	1,010
W ₀	835	918	1,316
W _h	835	918	1,316

表4-各種弾力性の推定値

変数	ϕ	(L I=0)	L*	(L I=1)	全標本
y	-0.039			0.259	0.070
y _p	-0.414	0.446	0.396		0.317
W ₀	-0.471	-0.140	-0.200		-0.122
W _h	-0.102			0.069	0.025
P _h	1.052	0.359	0.482		0.322
rate1	-0.510	-0.261	-0.324		-0.250

注:弾力性は標本の平均で計算された。

需要が減少する額を上回るということがわかる。所得が増加することによって増加する住宅購入額の増加は、蓄積された資産によって賄うことはできないので、ローンを組まざるをえないということである。

次に、信用制約を規定している所得と資産の拘束度を弾力性の値でみてみよう。以下の式で計算される。

$$\gamma_{X_2}^{E(L|I=1)} = m_1^i \gamma_{X_2}^{E(\bar{L})} - m_1^i \sigma_{20} \gamma_{X_2}^2 \quad (13)$$

ここで、 $E(\bar{L}) = \beta_2 X_2$, $\lambda_1 = \frac{\phi}{\phi}$, $m_1^i = \frac{E(\bar{L})}{E(L|I=1)}$, $m_1^i = \frac{\lambda_1}{E(L|I=1)}$ である。結果は表4の第5列目に掲載されている。これらの弾力性は低く、特にライフサイクル資産の弾力性は低い。上限が存在することも考慮に入れると、現在所得、ライフサイクル資産が増加しても借入可能額はあまり増加しないという意味で、これらの変数による制約は厳しい。世帯主の年齢が増加し所得が増え、資産が蓄積されても借入可能額は上限に厳しく縛られていてそれほど増加しない。先

のローン需要の弾力性も考慮すると、信用割当される家計も若年と比べて大きく減少はしない。若年家計は所得が低いので借入可能額も少なく、かつ、資産蓄積額も少ないので信用割当される確率は他の世代よりも高いであろう。

表4の最後の欄は全観測値を利用した場合の弾力性の値である。これがデータから観測される弾力性となる。これは当然 $E(L|I=0)$ と $E(L|I=1)$ の混合となっている。

$$\eta_X^{E(L)} = k_1 \eta_X^\phi + k_2 \eta_X^{1-\phi} + k_1 \eta_X^{E(L|I=1)} + k_2 \eta_X^{E(L|I=0)} \quad (14)$$

ここで、 $k_1 = \phi \frac{E(L|I=1)}{E(L)}$ 、 $k_2 = (1-\phi) \frac{E(L|I=0)}{E(L)}$

である。信用割当の効果は右辺のはじめの2つの式を通じて表される。当然のことながら、すべての弾性値は需要関数と信用制約関数のおのの弾性値より絶対値において低めになっている。

さて、信用制約の強さは住宅需要が増加したときにどれほど借入可能額が増加するかであり、これはどれほど割当されるかと言い換えることもできる。共分散が有意に推定されている場合には、信用制約の強さは、割当される確率の弾力性、 η_X^ϕ で表現することもできる。推計結果は表3の第1列に掲載されている。総じて弾力性は低い、住宅価格弾力性は大きく弾力的であり、住宅価格の上昇はローン需要を増加させ割当される確率を増加させる。よって、住宅価格を低下させると、家計を借入の制約に拘束された状態から拘束されない状態へと容易に変化させる。

最後に、信用制約に直面している家計が、どの程度割当されているかを量的に把握してみよう。現在、信用割当下にいる家計が、もし、制約のもとにないとした場合のローン需要額の期待値を計算すると⁹⁾、

$$E(L^*|E^* \geq \bar{L}) = \beta_i' X_{i1} - \sigma_{iu} \frac{\phi(\gamma' Z_i)}{\phi(\gamma' Z_i)} \quad (15)$$

となるであろう。ちなみに、 $E(\bar{L}|L^* > \bar{L})$ の推計値は2,080万円であり、一方、 $E(L^*|E^* \geq \bar{L})$

のそれは3,120万円である⁹⁾。それゆえ、信用制約が緩和されれば、1,040 (3,120-2,080)万円の住宅ローン需要が増加することになる。これはローン需要の約33%に相当し、このことより信用制約に縛られている家計にとって信用割当は強いといえる。

結び

公的住宅金融市場において信用割当され、最適ローン額を公的金融で調達できない家計の割合を推計したところ、多くの家計は信用割当されずに最適な資金調達が達成でき、よって、最適な住宅購入を行っていることが明らかになった。この点からみると、日本における公的住宅金融はすでにその役割を十分に果たしているといえる。

さらに本稿では、公的住宅金融市場における信用制約あるいは信用割当が住宅の一次取得者の公的住宅ローン需要に与える効果を分析した。その結果、信用制約（信用割当）が存在する場合に需要関数を推定する場合には、サンプルには需要量と借入可能量が混合されているので、両者を切り離して推定する必要があり、切り離さない場合には推定パラメーターはバイアスを持つことがわかった。得られた結果をまとめると以下のようなものである。

- ・信用割当に直面している家計は、平均では約26%であるが、若年世帯ほど多い。住宅購入が多い中年の家計では約27%が信用制約に直面している。勤労者家計は割当される確率が自営業の家計よりかなり小さい。

- ・信用制約に直面している家計では、ローン需要の約33%が割当にあい、減少している。

- ・信用割当が存在しない場合の住宅ローン需要の弾力性は、割当が存在する場合の弾力性を上回る。しかし、各種弾性値は小さく、特に、資産のローン需要弾性値は絶対額において所得のそれを下回る。

- ・信用制約自体は上限の拘束が強く、所得、手持ち資産（頭金）の増加に対してもほとんど増

加しない。また、信用制約の強さは割当の弾力性でみることができるが、住宅価格以外は非弾力的であり、制約は強いといえる。

・住宅価格を低下させれば、公的金融市場で十分に賄えるようになる家計は増加する。

以上の結果から、公的住宅ローン市場では、平均では約26%の家計が信用制約に直面し、若年世帯ほど制約に直面している割合は大きくなっている。一方、これら割当にあっている家計ではローンの削減額は決して小さくなく、これは主として勤労者以外の世帯で起こっている。一方、74%の家計では制約に直面せずに公的金融のみで最適な資金調達が可能で、最適な住宅購入を行っていることになる。本分析では一次取得者のマンション購入が対象であったが、一次取得者はマンションからスタートすることが多いという現実を踏まえてみても、日本における公的住宅金融は一次取得者の住宅金融のほとんどの部分を占めていることが明らかになった。ほとんどの家計が公的金融のみで住宅購入を賄っている事実から、公的金融の住宅金融に占める役割はかなり大きいといえる。

注

- 1) このほかにも公庫の定める建築の条件に適合することが必要である。
- 2) Rosenthal, Duca, and Gabriel (1991) によると、この定義はある条件のもとで本稿の定義と斉合的である。
- 3) 財形の基準では毎月返済額の4倍の月収が必要である。家計が公的金融でローン額が不足の場合にもかかわらず、民間金融機関から借入をしないのは月収に占める返済負担率が大きくなってしまっているからである。一般的に返済額の月収に占める割合は30%強が限界であるといわれる。
- 4) この仮定は Ranny (1981) のモデルと同じである。
- 5) ここでの所得は階級分けされたもので、12階級に区分されているので、各階級の中央値を用いた。
- 6) 現在所得の効果も同様であるので、非線形の効果の導入を試みたが推計結果は有意とはならなかった。
- 7) 以下ですべての弾力性はおのおのの標本のサンプルで計算された。
- 8) Maddala (1983), chap. 9.
- 9) すべて標本の平均で評価された。

参考文献

R. B. Avery (1982), "Estimating Credit Constraints

by Switching Regressions," in D. McFadden and C. Manski (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data: With Econometric Applications*, Cambridge, Mass.: M. I. T. Press.

- J. V. Duca and S. S. Rosenthal (1991), "An Empirical Test of Credit Rationing in the Mortgage Market," *J. Urban Econom.*, 29, pp. 218-234.
- M. Dynarski and S. M. Sheffrin (1985), "Housing Purchases and Transitory Income: A Study with Panel Data," *Rev. Econom. Stat.* 67, pp. 195-204.
- S. A. Gabriel and S. S. Rosenthal (1991), "Credit Rationing, Race, and the Mortgage Market," *J. Urban Econom.*, 29, pp. 371-379.
- D. Gale and M. Hellwig (1985), "Incentive Compatible Debt Contract: The One-Period Problem" *Rev. Econom. Stud.*, 52(4), pp. 647-664.
- R. Gillingham and R. Hageman (1983), "Cross-Sectional Estimation of a Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Services Demand", *J. Urban Econom.*, 14, pp. 16-39.
- A. Goodman and M. Kawai (1982), "Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing: New Evidence," *J. Urban Econom.*, 12, pp. 214-237.
- F. Hayashi (1985), "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis," *Quart. J. Econom.*, 100, pp. 183-206.
- J. V. Henderson and Y. M. Ioannides (1986), "Tenure Choice and the Demand for Housing," *Economica*, 53, pp. 231-246.
- C. Y. Horioka (1988), "Tenure Choice and Demand for Housing in Japan," *J. Urban. Econom.*, 24, pp. 289-309.
- D. M. Jaffe and T. Russel (1976), "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing," *Quart. J. Econom.*, 90(4), pp. 651-666.
- L. D. Jones (1990), "Current Wealth Constraint of the Housing Demand of Young Owners", *Rev. Econom. Stat.* 72, pp. 424-432.
- L. D. Jones (1993), "The demand for Home Mortgage Debt," *J. Urban Econom.*, 33, pp. 10-28.
- M. A. King (1980), "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision," *J. Public Econom.*, 14, pp. 137-159.
- G. S. Maddala (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- S. Ranny (1981), "The Future Price of Houses, Mortgage Market Conditions, and the Return to Homeownership," *Amer. Econom. Rev.* 71, pp. 323-333.
- S. S. Rosenthal, J. V. Duca, and S. A. Gabriel (1991), "Credit Rationing and the Demand for Owner-Occupied Housing," *J. Urban Econom.*, 30, pp. 49-63.

マンションのヘドニック価格と 超過収益率の計測

田辺 亘

はじめに

住宅の価格を評価する際には、実際の取引価格を見るだけでなく、次の二つの点が考慮されなければならない。一つは、住宅の属性（床面積や都心からの距離など）の相違であり、もう一つは住宅の資産（ストック）としての価値の評価である。そのためには、住宅の属性（品質）の差を調整した価格指数の作成、他の資産と比較した場合の収益率の計算などが有効である。

このような視点を含んだ住宅市場の分析は、最近いくつも見られるようになってきている。伊藤（1993）は、マイクロデータを用いて1981年から1992年の間の東京都内のマンション市場について分析を行い、住宅投資の利回り（住宅保有の超過収益率）を計算している。そして、超過収益率の時系列が自己相関を持つかどうかを検証することによって市場の弱度の効率性を検証し、効率性仮説は棄却されるとしている。

また、平成5年版の経済白書は、日本、アメリカ、イギリスの3か国のマクロデータを用いて次の計算式で住宅資産の超過収益率を計算している。

超過収益率 = 帰属家賃 / (住宅資産額 × 持ち家率) + キャピタルゲイン比率 - 長期国債利回り

この80年代以降の超過収益率の平均値の比較を行うと、日本が4.8%に対して、アメリカは-1.1%、イギリスは-1.4%で、日本の持ち家は他の国々に比べて超過収益率が高かったと

する。そして、その結果に基づき超過収益率の時系列が自己相関を持つかどうかを検証し、アメリカではこれが肯定されるが、日本、イギリスでは否定されるとしている（これは、日本の住宅市場は他の国々に比較してより効率的であるとの示唆をもたらす）。

本稿では、伊藤（1993）の方法に従い、ヘドニックアプローチという手法を用いて首都圏の分譲マンションに関する市場価格関数を推計するが、その際、住宅金融公庫の持つ個票データを使用する。そして、得られた関数から品質調整済み価格指数を作成し、品質を考慮した上でマンション価格の変動を考察する。また、住宅保有の超過収益率を求め、マンションへの投資が他の資産に比較してどの程度有利であったのかを検証する。

1 ヘドニックアプローチと品質調整済み 価格指数

住宅のように、多様で差別化された財を分析するアプローチとして適していると考えられているのが、ヘドニックアプローチという分析方法である。以下では、この手法の内容およびその応用としての品質調整済み価格指数について述べる。

住宅を構成する属性を z_i で表すとき、その住宅は、属性のベクトル $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ で表せる。ここで、 $z_i (i=1, \dots, n)$ は、住宅の広さや部屋の数といった構造上の特性、CBD（中心業務地区）までの距離といった立地上の特性等

を示す値である。

各住宅はそれぞれ異なる属性ベクトルを有しており、これに対応して住宅市場において価格が設定される。したがって、市場価格関数は、

$$p=p(z_1, z_2, \dots, z_n) \quad (1)$$

と表せる。これがヘドニックアプローチの考え方である。

(1)式を推定する場合、この関数型は一般に理論的には特定できない。したがって、関数型の選択が問題となる。関数型の選択の基準としては、(a)経済理論に矛盾しない、(b)データへの当てはまり (fit) が良い、(c)取扱いが容易である (推定、解釈がしやすい) 等が考えられ、しばしば用いられる関数型としては、線形、半対数型、対数線型等がある。さらに一般化された関数型を想定する手法として、Box-Cox変換がある。これは、変数 (例えば価格 p) を次のように変換するものである。

$$\begin{aligned} p^{(\lambda)} &= (p^\lambda - 1) / \lambda & (\lambda \neq 0) \\ &= \log \lambda & (\lambda = 0) \end{aligned}$$

本稿においては、品質調整済み価格指数を作成するために半対数型の関数型を用いるが、Box-Cox変換による関数型の選択も行い、半対数型を用いることの妥当性について検証を行うこととしている。

すでに述べたように、住宅価格の変動はその属性の変化による変動部分を含むものであり、そのような部分を除外した純粋な価格の変化を見るためには、その特性 (品質) を調整した価格指数が必要である。これを品質調整済み価格指数 (Hedonic Price Index) と呼ぶ。なお、品質調整を行わず、繰り返し売買された同一の物件 (repeat sales) のデータを用いて住宅の価格指数を作成しようとする試みは、海外では古くは1960年代から行われてきた。最近の不動産価格指数に関する中心的課題は、繰り返しの売買物件のみに制約されることなく、1回だけの売買物件 (single sales) のデータをこれにどのように結び付けて価格指数を作成するかということにあるようである (Case and Quigley,

(田辺氏写真)

たなべ・わたる
1964年東京都生まれ。1987年一橋大学法学部卒業。同年住宅金融公庫入庫。1994年筑波大学大学院経営・政策科学研究科修士課程派遣研修終了。現在、住宅金融公庫住宅総合調査室研究員。

1991)。繰り返し販売のデータに基づいて不動産の価格指数が作成されてきたのは、欧米においては、中古住宅の流通市場が発達し、転売を想定した取引が数多く行われているからであると考えられる。それと比較すると、わが国においては、なお新設住宅の第1次取得物件の取引がより重要であると考えられ、その価格変動の分析のためには品質調整が欠かせないといえよう (ただし、近年では、中古住宅の市場も整備が進んできているのに加え、買い替え、住み替えといった住宅取得形態も増加しており、この点の考慮も今後必要となろう)。

ここでは、市場価格関数の推定に際し、半対数型の回帰式を考える、すなわち、住宅 k の価格 p_k に関して、

$$\begin{aligned} \log p_k &= \alpha_0 + \alpha_1 z_{1k} + \alpha_2 z_{2k} + \dots + \alpha_n z_{nk} \\ &\quad + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \dots + \beta_m D_m + u_k \end{aligned}$$

を推定する。ここで、 $D_j (j=1, \dots, m)$ は年次ダミー変数である。このとき、この変数の係数 β_j は時点 j における基準時点に対する価格指数の変化率を示す。すなわち、これは特性 (品質) を一定にした上で時間 (年次) を j だけ増加させたときの価格の変化率を示すものである¹⁾。本稿で関数型に半対数型を用いる理由は、前述の関数型の選択の基準に合致していること、とりわけ、推定された年次ダミー変数の係数がそのままここで求めようとしている品質調整済み価格指数の変化率を表すという解釈上の便宜性によるものである。

2 データ

実証分析の対象として選択した地域は、埼玉、

千葉の両県である。両県は、住宅問題が特に深刻といわれる首都圏にあって、東京のベッドタウンとして分譲住宅の供給量が多く、データも比較的取得しやすいというのがその理由である。

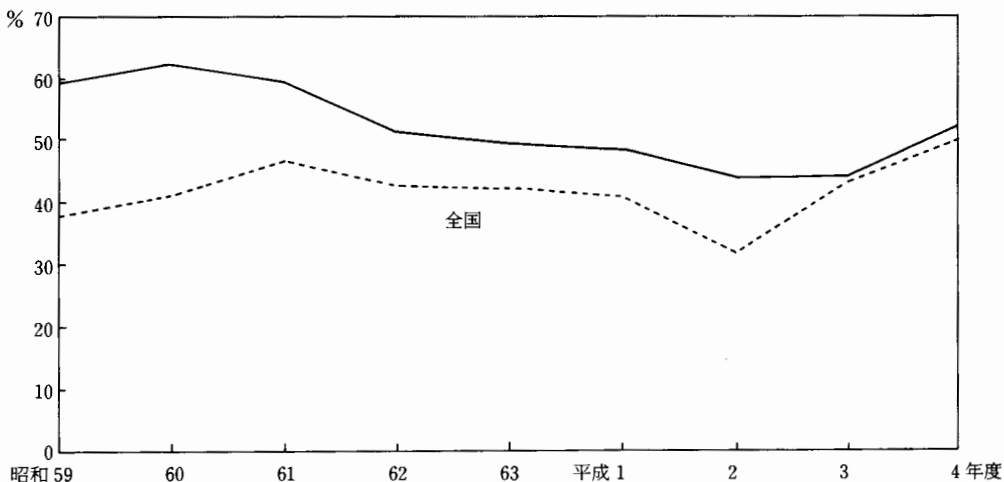
また、実証分析の対象とした期間は、1984年度（昭和59年度）から1992年度（平成4年度）までの9年間である。これは、最も新しいデータで、かつ統一的なデータが利用できる最長の期間という制約によるものであるが、いわゆるバブルの時代の前後にかけての期間を含むものであり、その期間を分析できるということで本論文での分析の目的を達成するに足るものであると考えられる。

市場価格関数の推定に用いる購入物件のデータについては、住宅金融公庫が分譲住宅購入資金融資の借入申込者のデータをベースにまとめている「公庫融資利用者調査報告」のデータを用いた。この価格データは当該分譲住宅の事業主体によって提出される書類と照合される、信頼性の高いデータである。また、これは、広告価格（asking price）ではなく、現実の取引価格（売買契約額）を正確に反映しているデータという意味でも、分析に適しているといえよう。さらに、収益率計算に必要な資金調達関係のデータも同時に入手できるというメリットもある。

このデータを用いる前に、その限界について

検討される必要がある。限界とは、公庫融資がすべての住宅を対象にするものではないことからくるバイアスである。公庫融資の対象となる条件のうち重要なものは、1戸当たりの床面積および住宅価額である。床面積が一定条件よりも小さいか、または大きいものは公庫融資の対象にならない（平成4年度の条件では、「優良分譲住宅（いわゆる“公庫融資付き”分譲住宅）」の共同建てにあっては55㎡未満、220㎡超の物件は対象外）。また、住宅価額が地域および床面積によって定められた条件を超えるものは、やはり融資の対象にならない（例えば、平成4年度の条件では、埼玉・千葉の主な都市部で、125㎡以下の物件であれば、1億2,000万円を超えるものは原則として対象外）。公庫の融資条件は、国民の住宅取得能力を高めるために毎年改善され、融資対象範囲は拡大されてきている。しかし、その政策目的に照らして、狭小なワンルームマンションや広大かつ高額な高級マンションまでは融資対象に含めていない。したがって、このような融資対象外住宅のシェアが大きい時期には、公庫融資物件のデータは市場の実勢を必ずしも正確に反映していない可能性がある。しかし、このバイアスが時系列の中で一定であれば、分析に支障をきたすことはないと考えられる。このことを確認する一つの目

図1-公庫融資利用率の推移（分譲住宅着工ベース）



安として、埼玉県および千葉県における、新設住宅着工戸数レベルでの分譲住宅に関する公庫融資の利用率を見てみると、全国平均の利用率と比較しても高水準でかつ安定的に推移しているといえる（図1）。このことから、公庫融資利用者のデータであるこのデータは、新築マンションを購入しようとする所得者層にとっての市場価格を反映するものと思われる。

サンプルとしては、埼玉、千葉県を建設地とした新築の分譲マンションで、敷地の権利が所有権のものを、偏りのない一定の方法で各年度ごと、各県ごとに25件ずつ抽出した。したがって、データの全件数は、両県の9年分の合計450件ということになる。

次に、超過収益率の計算に必要な帰属家賃のデータとしての、賃貸物件のデータについて述べる。帰属家賃のマクロデータは『国民経済計算』から得ることができるが、マイクロデータは市場家賃のデータを代替的に用いるしかない。そこで、このデータに関しては、雑誌『週刊住宅情報』の掲載データを用いた。このデータは、売り主の希望価格（asking price）であり、この点では購入物件のデータとの整合性を欠いている。伊藤・廣野（1992）において指摘されているように、『週刊住宅情報』で示されているデータは、実際の取引価格と比較してバイアスが存在することが予想される。しかし、『週刊住宅情報』のデータが、家賃に関して当該物件の属性とともに本分析期間の時系列を得ることができる唯一のデータであり、また、本稿は家賃そのものの分析ではなく、あくまでも帰属家賃の代替データとして市場家賃を表すものとしてこれを用いるという理由から、これらの制約に留意しつつ、このデータを用いて分析を進めることとした。対象地域は、継続的に一定数のデータが得られるという条件により、埼玉県では川口駅の周辺物件、千葉県では津田沼駅の周辺物件をそれぞれ用いた。なお、津田沼駅周辺物件が少ない昭和59年度から61年度までは、隣接する幕張本郷駅および幕張駅の周辺物件もデ

ータに加えた。

価格または家賃を説明する説明変数としては、構造上の特性として、専有面積、部屋数、リビングの有無、建物の地上階数を、立地上の特性として、CBDまでの距離を用いた。このCBDまでの距離は、市区町村レベルで、東京都庁を中心にした10kmごとの距離帯で表され、国勢調査等にも利用されているものである。また、賃貸住宅のデータで、専有面積の記載のないものについては、他の専有面積の記載のあるデータから間取りを説明変数とした推定を行い、その当てはめ値を用いた。なお、これらの特性を表す変数間の相関係数を調べたが、特に高い相関は認められず、各変数間の多重共線性の問題の存在は認められなかった。

3 品質調整済み価格指数の作成

まず、半対数型の市場価格関数の推定を行う。推定結果は表1のとおりである。

表1の計測結果の自由度修正済み決定係数は、0.823と高い値をとっており、各属性の係数推定値の符号もほぼ予想されたものと一致している。専有面積、バルコニー面積が10㎡増加することにより、価格はそれぞれ10%および4.5%上昇するようである。部屋数、リビングの有無、地上階数については、有意な結果は得られなかった。都心からの距離が遠くなるほど価格が低下することについては有意な結果が得られたが、50km圏を越えるとその低下にも歯止めがかかるようである。

なお、前述のように、Box-Cox変換を用いて半対数型の関数型を用いることの妥当性について検証を行った。統計的に有意であった説明変数を用いて、Box-Cox変換により尤度を最大にする λ を求めた。結果は表2に示す。これをもとに尤度比検定を行った結果、Box-Cox変換によって選択された関数型（ $\lambda = -0.07$ のケース）と半対数型の関数型（ $\lambda = 0$ のケース）が同等であるという仮説は棄却されなかった。したがって、半対数型の関数型を用

表1-市場価格関数の推定

変数名等	係数	変数名等	係数
定数	6.974 (110.663)	昭和60年度ダミー	-0.0280 (-0.909)
専有面積	0.0101 (11.234)*	61年度ダミー	-0.0137 (-0.439)
バルコニー面積	0.00458 (2.955)*	62年度ダミー	0.447 (14.488)*
部屋数	0.0222 (1.116)	63年度ダミー	0.414 (13.369)*
リビングの有無	-0.00927 (-0.302)	平成元年度ダミー	0.555 (17.834)*
地上階数	0.00238 (0.960)	2年度ダミー	0.723 (22.351)*
20~30km圏ダミー	-0.0907 (-4.653)*	3年度ダミー	0.729 (23.139)*
30~40km圏ダミー	-0.187 (-9.284)*	4年度ダミー	0.611 (19.796)*
40~50km圏ダミー	-0.312 (-3.431)*	R ²	0.823
50~60km圏ダミー	-0.453 (-8.972)*	標準誤差	0.153
60~70km圏ダミー	-0.422 (-9.974)*	サンプル数	450

注) *は1%水準で有意であることを示す。
()内はt値。

表2-Box-Cox変換による関数型の比較

	対数尤度	R ²
$\lambda = 1$	-3,529.71	0.780
$\lambda = 0$	-3,451.08	0.823
$\lambda = -0.07$	-3,450.68	0.825

表3-ヘドニック価格指数

	ヘドニック価格指数	品質調整のない場合
昭和60年度	97.023	101.880
61	98.626	110.693
62	144.654	163.924
63	141.384	160.017
平成1年度	155.546	182.413
2	172.310	208.237
3	172.854	211.779
4	161.133	183.347

いることは、大きな誤りを犯してはいないと考えられる。

次に、この結果を用いて品質調整済み価格指数を作成する。推定結果は表3および図2のとおりである。図2には、参考として消費者物価指数の動きも掲載している。この指数を、昭和59年度を基準として品質調整のない指数と比較してみると、まず、昭和60、61年度は昭和59年度を下回っている点が注目される。すなわち、品質調整を行った結果、この時期においては価

格は実質的には低下していたとみられる。また、昭和62年度以降の価格上昇局面においても、その価格上昇の程度は、品質調整を行わない指数に比べて70%前後にとどまっている。しかし、上昇の動きそのものは、品質調整を行わない場合に類似しており、結果的には品質調整を行わない場合でもそれほどミスリーディングな評価が行われるとはいえないようである。なお、この品質調整済み価格指数を住宅地の地価と比較してみると、両者の変動には共通したところがみられる(図3)。したがって、立地属性の品質調整済み価格指数への価値の反映がなお不十分であるとい

うことも考えられる。

さらに、作成した品質調整済み価格指数を用いて、住宅価格の年収に対する倍率の議論に触れてみたい。品質調整済み価格指数を用いて、昭和59年度の価格を基準とした理論価格を計算し、その年収に対する倍率を計算する。この倍率の推移を、実際の取引価格の年収倍率とともに示したのが図4である。

ここでは年収は、データとして用いた住宅の実際の購入者の年収(購入年度の前年度)の平均値を用いている。この点は、通常年収倍率計算では首都圏の勤労者世帯の平均年収がそのまま用いられるのと異なる点である。実際の取引価格の年収倍率は、昭和62年度以降は6倍前後の高水準で推移している。これに対して、理論価格の年収倍率は、5倍前後の水準にとどまっており、品質調整を行わない場合と異なる結果となる。このように、住宅価格を評価する基準として年収倍率を用いる場合には、住宅価格について品質が調整されているか、年収として何が用いられているか等の前提条件に関して注意が必要である。また、住宅価格の評価については、年収倍率だけでなく、購入者の資金調達能力など他の基準を併せて用いることが必

図2-品質調整済み価格指数

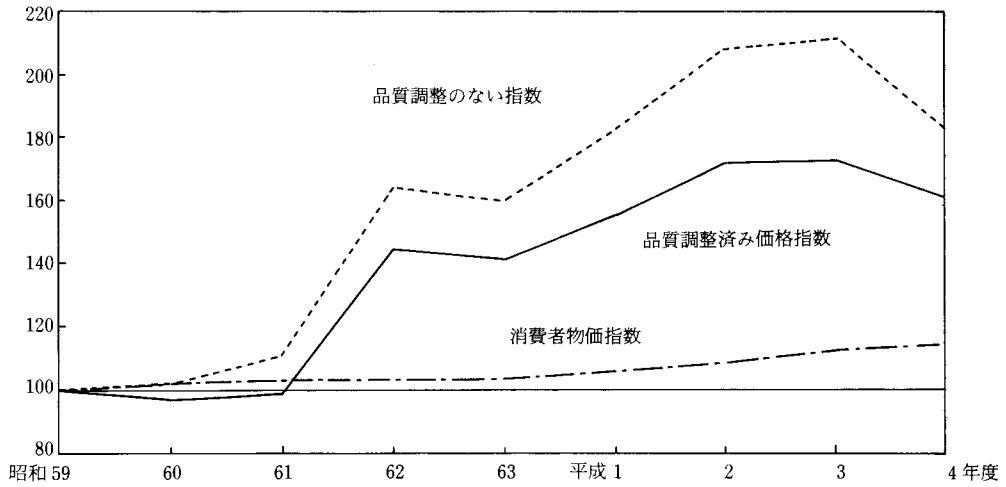


図3-ヘドニック価格指数と地価の変動

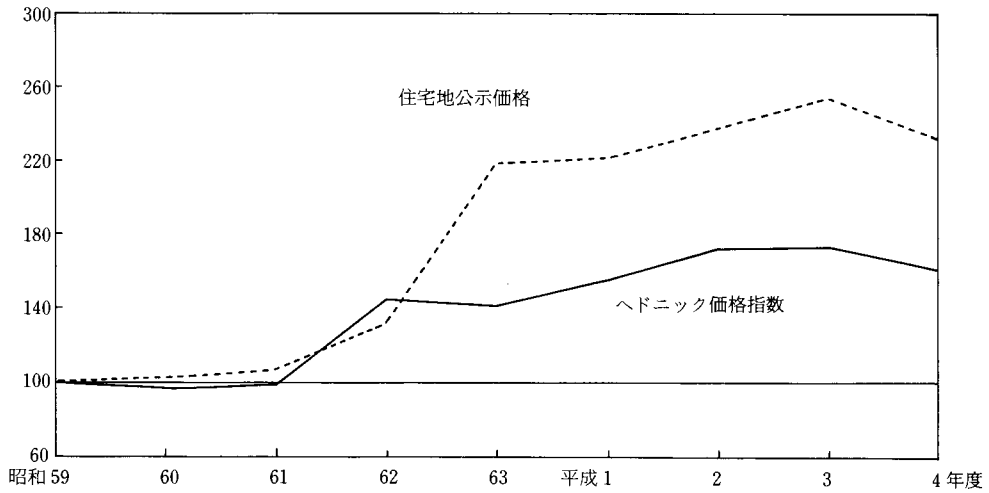
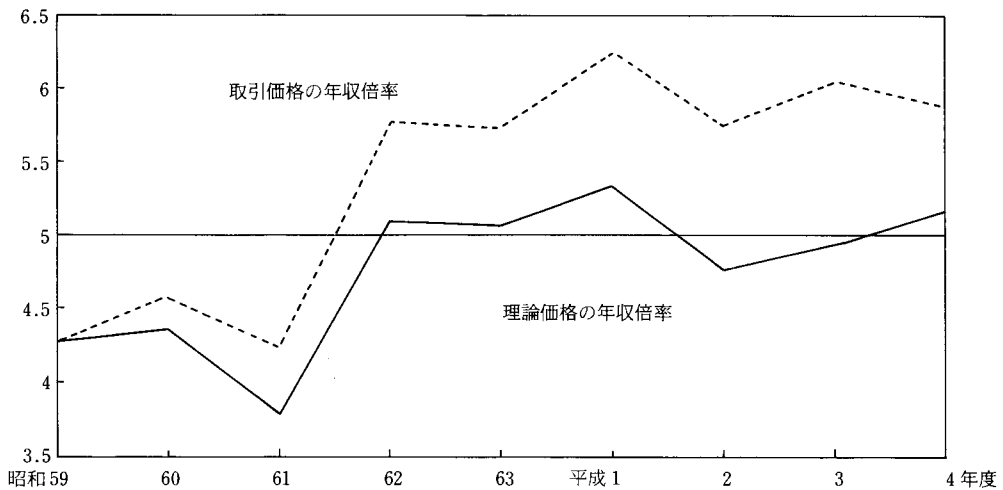


図4-年収倍率の推移



要であろう。

4 住宅保有の超過収益率の計算

ある資産から得られる収益は、その資産価値の上昇（キャピタルゲイン）およびフローの収益を合計したものと定義される。居住用の住宅は、通常収益とは無関係に思われるが、住宅を資産としてとらえた場合、住宅を保有することは、その住宅に家賃を払わずに住めるという収益をもたらすと考えられる。この収益にあたるものが、「帰属家賃」と呼ばれるものである。これは、持ち家の保有を「自分自身に自分の家を貸す」と考えると、これを他人に貸して得られるであろう家賃、すなわち機会費用ととらえることもできる。前述のヘドニックアプローチと結び付けて考えると、ある属性ベクトルを有する住宅は、それに対応した帰属家賃をもたらす。

資産市場の均衡においては、すべての資産は同一の収益率を持たねばならない。もしある資産が他の資産より高い収益率を生じることがわかれば、低い収益率の資産を持つとすると人はいなくなると考えられる。したがって、均衡では、住宅を保有する収益率は、他の代替的な資産（金融資産等）の収益率と等しくなければならない。ここでは、投資用の住宅の保有に関する収益率を、次のように表す。

$$R_t = \frac{(h_{t+1} - h_t) + d_t}{h_t} \quad (2)$$

ここで、 R_t ：住宅保有の収益率、 h_t ：t期における住宅購入価格、 d_t ：賃貸料、であり、住宅保有の収益として、キャピタルゲインおよび賃貸料を考慮している。そして、代替的な資産の収益率（ここでは利子率（ r_t ））との差を超過収益率（ER）と定義すると、これは次の式で表せる。

$$ER_t = R_t - r_t \quad (3)$$

そして、自己居住用の住宅にこの考え方を適用する。フローの収益たる賃貸料に対応するのは、先に述べた帰属家賃である。この場合の住

宅保有収益率も、(2)式と等しくなり、超過収益率の式も(3)式と同じである。

ところで、通常住宅の購入には住宅ローンが利用され、特に、低利の公的資金が利用できる場合にはそれをできるだけ利用しようとするであろう。住宅を資産としてみた場合、住宅購入者が特に重大な関心を持つのは、自分の投下資金に対する収益率である。この場合のキャピタルゲインは、自己資本部分の価値上昇分から、ローンの元本返済分を控除する必要がある。しかし、長期のローンの場合、元本の支払いは返済の1年目にはそれほど進まないことから、理論的キャピタルゲインは実際の物件価格の変動にほぼ等しいと仮定して差し支えないと思われる。また、分母の投下資金は、住宅の価格に自己資本の割合を掛けたものとなる。さらに、これからローンの利子の支払い部分を費用として差し引かなければならない。そして、住宅取得のための資金調達先のシェアは、時期によって異なるので、自己資金比率や、公的資金の利用率なども明示的に組み入れる必要があろう。したがって、住宅金融公庫およびそれ以外の住宅ローンを利用した場合の超過収益率の式は、次のように変更される。

$$ER_t = \frac{(h_{t+1} - h_t) + d_t}{ah_t} - \frac{\beta hr_t^c + (1 - \alpha - \beta) hr_t^f}{ah_t} - r_t$$

ここで、 α ：自己資金比率、 β ：公庫融資利用率、 r_t^c ：公庫融資利率、 r_t^f ：公庫以外からの借入金の融資利率、である。

前節で推定された市場価格関数に、t年における賃貸物件のデータの属性を代入して、 h_t を求める。また、同じ属性を用いてt+1年の理論価格を計算する。帰属家賃（ d_t ）については、その物件の広告価格をそのまま用いる。これらをもとに、住宅保有の収益率を計算した。自己資金比率、公庫融資利用率は資金調達先のシェアのデータを用いた。公庫以外からの借入金の融資利率は、都市銀行の固定金利型住宅ロ

表4-超過収益率

(単位:%)

比較代替資産	定期	金融債	CD
昭和59～60年度	-29.145	-29.779	-30.081
昭和60～61年度	-9.605	-10.037	-10.497
昭和61～62年度	147.485	147.230	147.120
昭和62～63年度	-20.041	-20.310	-20.702
昭和63～平成元年度	27.055	26.786	25.943
平成元～2年度	37.736	37.263	36.126
平成2～3年度	-11.472	-12.100	-13.366
平成3～4年度	-42.356	-42.489	-43.567

ーン金利を用いた。また、比較代替資産の収益率としては、伊藤・廣野(1992)に従い1年物定期預金金利、金融債利回り(割引債、1年物)、譲渡性預金金利(1年～2年未満)を用いた。結果は表4のとおりである。

賃貸物件として川口駅周辺の物件を用いた場合と、津田沼駅周辺の物件を用いた場合では、ほとんど同じ結果が得られたので、表4では前者のケースを示した。超過収益率の変動は大きく、昭和61年度から62年度にかけての高い値は注目されるが、一方で負の値をとる時期も多い。したがって、1年ごとの収益を目的とした住宅投資は非常に大きいリスクを伴うものといえる。

なお、計算された超過収益率の時系列を用いて、ラグを1年とした回帰を行い、住宅市場の情報の効率性の検証を行ったところ、弱度の効率性を有するという帰無仮説を棄却しなかった。すなわち、ここでは住宅市場は情報の意味での効率性を有するということになる。しかし、ここでのデータはサンプル数が9と少なく、自由度が不足しているという問題があり、この結果はあくまで暫定的なものである。

5 むすび

本稿では、住宅価格の分析を住宅という財の持ついくつかの特徴に注目して試みてきた。マスコミ等においても、住宅価格の変動について議論が行われる際に、品質調整が考慮されているケースはまだ稀である。また、住宅価格に関して、住宅サービスおよび資産価値の両面を考慮するものは少ない。今後は、これらの考慮に

加え、地域特性をより明示的に取り入れた分析が必要である。なお、住宅市場は持ち家市場と貸家市場、新築市場と中古市場等さまざまな部分市場から構成され、それらは相互に影響し合っている。したがって、その分析のためには、これらの部分市場の理論モデルの構築の一方で、実証分析に耐え得るマイクロデータの整備、確保が課題であるといえる。

・この論文は、著者が筑波大学経営・政策科学研究科において作成した修士論文を修正しまとめたものである。作成にあたり、有益なコメントをいただいた坂下昇、西村清彦、太田誠、宮尾尊弘、の諸先生方に感謝いたします。

注

1) 基準時点を $j=1$ 、その価格を P_{1k} とすると、

$$\beta_j = \frac{\log P_{jk} - \log P_{1k}}{D_j - D_1} = \frac{\log \frac{P_{jk}}{P_{1k}}}{D_j}$$

$$= \frac{\log\left(\frac{P_{jk} - P_{1k}}{P_{1k}} + 1\right)}{\frac{P_{1k}}{D_j}} = \frac{P_{jk} - P_{1k}}{D_j}$$

これは基準時点から時点 j にかけての品質調整済み価格の変化率を表すものである。

参考文献

- 伊藤隆敏(1993)、「マンション価格・賃貸料の動向と効率性のテスト」、『住宅土地経済』No. 8、2-8頁。
 伊藤隆敏、廣野桂子(1992)、「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」、『金融研究』11巻3号、17-50頁。
 太田誠(1980)『品質と価格』、創文社。
 西村清彦(1991)「日本の土地市場は効率的か」、『住宅土地経済』No. 2、2-9頁。
 Case, B. and Quigley, J. M. (1991), "The Dynamics of Real Estate Prices," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 22, pp. 50-58.
 Case, K. E., and Shiller, R. J. (1989), "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 125-137.
 Hosios, A. J., and Pesando, J. E. (1991), "Measuring Prices in Resale Housing Markets in Canada: Evidence and Implications", *Journal of Housing Economics*, Vol. 1, pp. 303-317.
 Linneman, P. (1986), "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol. 20, pp. 140-154.

●近刊のご案内

『マンションの収納空間に関する調査(2)』定価2,700円(税込み)

本報告書は、「マンションの収納空間に関する実態調査」の続編で、生活財の保有状況や収納スペースに対する満足度、収納に対する意識についてまとめるとともに収納部設計の指針として必要収納量(住戸床面積比率)を提案し、さらに、収納部のリフォーム事例について検討したものです。

必要収納量は、世帯人員、家族構成、専有面積を想定して検討した住戸タイプ別と部屋別(3LDKタイプで専有面積が90㎡の場合)の提案をしています。また、この提案を基にして、住戸タイプ別に必要収納量を確保した収納部の配置計画を行っています。さらに、集合住宅のリフォームで収納部分に変化があった11件の事例をとり

あげ、リフォーム前後における収納部および室構成の変化について検討しています。

主な執筆者は、真鍋恒博(東京理科大学)、沖田富美子(日本女子大学)ほか。

『東京圏マンション中古流通量実態調査(15)』定価2,000円(税込み)

東京圏(東京・神奈川・埼玉・千葉・茨城)の分譲マンションを対象とした中古流通実態調査の第15弾。本年度は、昭和32年から平成5年末までに竣工した94万405戸を母集団として調査しました。

まず、例年の調査に従い、中古流通動向について地域別、専有面積別に詳細な分析をしました。

また、平成5年は、低金利やマンション価格の下落により、新規物件の販売戸数は好調に推移しましたが、買い換え需要が伸び悩んだことから、本年独自のテーマとして①住戸価格による中古流通の

動向、②個人の資産デフレが中古流通動向に与える影響の2点について、考察を行いました。

『フランスの民間賃貸住宅』

定価3,000円(税込み)

住宅政策の発展過程やその内容は、国によりかなりの相違があり、それに応じて、現存の住宅ストックに占める民間賃貸住宅の位置・役割も異なったものとなっています。

本書では、フランスの全般的な住宅事情と住宅政策をその沿革的な経緯を含めて概観した上で、民間賃貸住宅の現況と役割、その経営管理と家賃制度、民間賃貸住宅に対する公的支援制度とその問題点などを分析しています。

主な執筆者は、原田純孝(東京大学)、吉田克己(北海道大学)、寺尾仁(新潟大学)、檜谷美恵子(大阪市立大学)、大家亮子(財団法人住宅総合研究財団)ほか。

編集後記

猛暑の夏がやっと過ぎました。《秋季号》をお届けします。ところでこの真夏に、都心で鶯が鳴いていたという話を聞きました。神宮外苑、新宿御苑、東宮御所から皇居に至る一帯は鬱蒼とした緑豊かな地域ですから、近隣の街に鶯が来るのは頷けますが、その季節が夏というのはやはりめずらしいことです。都心居住の議論の高まりに、鳥達も落ち着いていられなくなったのでしょうか。

このところ都心の街では高層建築物が目立って増えています。それが

遠景のなかに現れるとまた別の感慨が湧いてきます。見慣れた大通りの透視画の一番遠くに、新しい超高層ビルの一角が、夕日を背に美しいシルエットを見せている光景。

超高層の第一走者・霞ヶ関ビルが竣工したのは昭和43年でしたが、その頃、風景の右に国会議事堂、左に霞ヶ関ビル、真中に東京タワーを見ることができる場所がありました。時代を象徴する風景でした。今はどうなっているのでしょうか。都心はいつでも風景に満ちています。(M)

編集委員

委員長——坂下昇
委員——瀬古美喜
西村清彦
森泉陽子

住宅土地経済

1994年秋季号(通巻第14号)
1994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——財団法人住宅総合センター
東京都千代田区麴町5-7
紀尾井町TBR1107 7F102
電話:03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所
印刷——精文堂印刷(株)