

『住宅土地経済』発刊に寄せて

江戸英雄

財団法人 日本住宅総合センター 評議員会議長

(財)日本住宅総合センターは、その前身が戦後まもなく、建設・大蔵両省関係者および民間有志を中心として創設され、武蔵野市における中島飛行機工業会社において物納せる2万3,000坪に及ぶ大工場跡地に近代的マンションを建設し、敗戦下東京都民が直面せる緊切な住宅問題解決の一端に資せんとしたものであります。しかし、不幸にして、払い下げ代金支払いに関し国との係争に発展し、多年にわたる国との法廷闘争を余儀なくされました。ようやく最高裁において勝訴の判決を得て目的達成に進まんとしたところ、残念ながら東京都において該地を公園用地に指定、マンション建設を否認されるにいたりました。現状においては適当な替地の発見も不可能のため、やむなく関係各方面の意向に従い、建設・大蔵両省および学界、不動産業界首脳を中心とし、東京都における該土地買い上げ代金をもって、昭和52年3月に日本住宅総合センターを創設いたしましたのであります。

爾来、土地住宅問題解決のため自主研究、研究助成等を実施し、いささか業界の発展にも寄与してまいりました。今般進んで本誌を発刊し、専門家に委嘱して、その研究成果を広く発表し、近年戦後かつて見なかったような地価高騰によりますます緊切になりました土地住宅対策樹立に貢献し、当センター創設の目的に資せんとするものであります。

関係者各位のご支援、ご協力を心からお願い申し上げる次第であります。

目次●1991年秋季号 No.2

『住宅土地経済』発刊に寄せて 江戸英雄	1
日本の土地市場は効率的か 西村清彦	2
土地パズルと税制 岩田一政	10
住宅金融政策の効果 鴨池治	20
[時事展望] フローからストックへ 高木新太郎	26
[連載講座] 住宅経済入門②「住宅需要の分析」 森泉陽子	28
エディトリアル・ノート	25
センターだより	32
編集後記	32

日本の土地市場は効率的か

西村清彦

裁定取引の結果として、自由な資産市場では情報が効率的に使われるようになる。日本の土地市場はこの「情報」の意味で効率的だろうか。日本不動産研究所の市街地価格指数によれば、日本の土地市場は明らかに効率的ではないという結論が得られる。しかし、市街地価格指数は、貴重な土地価格情報ではあるが、鑑定価格という性格上、市場取引価格を十分に代表しているかどうか問題がある。そこで、取引価格に基づいた市街地価格情報を用いて分析すると、住宅地の市場は（東京圏を除く）大都市圏や多くの地方で非効率である可能性が高いが、東京圏の住宅地市場と、全国の工業地の市場は情報に関しては効率的である可能性が高い、という結論を導くことができる。

日本の土地市場

土地は株式や債券と並んで、人々の資産のポートフォリオを形成する重要な構成要素である。特に最近の地価の高騰を通じてその重要性は一段と増している。

地価の高騰の度合いを、日本不動産研究所の市街地価格指数で見よう。日本不動産研究所の指数に基づく全国住宅地の1989年の地価は1955年の地価の実に74倍に達している。ただしこれは名目地価なので、物価の上昇を考慮するために消費者物価指数で実質化した実質地価で見る必要があるが、実質地価も1955年と1989年の間に13倍に上昇している。

土地は単にその高騰の度合いで耳目を集めて

いるだけではない。土地は日本の資産の圧倒的な部分を占めているのである。例えば、1987年において土地は日本の民間部門の所有する固定資産の実に71%を占めている。同様の数字が米国では26%に過ぎないことから見ても、日本での土地比率の高さは明らかだろう。

このように資産として重要な位置を占めている土地の市場が、他の資産市場と比べてどのような特徴をもっているかを明らかにするのが本稿の目的である。

いま、自由な資産市場を考えてみよう。資産市場を特徴づけるのは、市場参加者による利益の追求である。市場参加者は現在のさまざまな市場間の裁定取引、そして現在と将来の市場間の裁定取引を通じて利益を得ようとする。このような裁定取引の結果として、自由な資産市場では情報が効率的に使われるようになる。本稿はこの点に着目して、日本の土地市場はこの情報の意味で効率的かどうかを、特に株式市場と比較しながら明らかにすることにしたい。

株式市場

まず比較の対象として、株式市場を見てみよう。図1は1955年9月から1989年9月までの半年おきの実質株式価格の変化率を表したものである。実質株式価格としては、日本証券経済研究所株価指数を1980年基準の全国消費者物価指数（持ち家の帰属家賃を除く総合指数）で割ったものを用いている。この図から明らかのように、株式市場では株価上昇率が不規則な動きをして

いるのが特徴である。

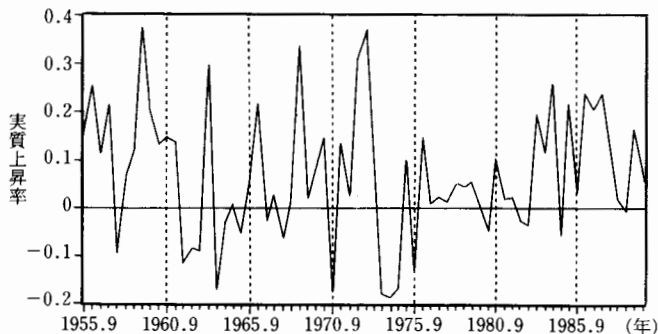
このように価格上昇率が不規則な変動をしていることは、投資家が過去の株価のパターンから将来を予測することが難しいことを示す。実は、これが資産市場が情報を効率的に用いていることの表れなのである。

もし株価上昇率にあるパターンが見られるならば、そのパターンを用いて平均的に必ず正の収益をあげることのできる取引方法が存在するはずである。例えば、今期株価が上昇すれば必ず次期も株価が上昇するというパターンがあるなら、株価が上昇したとき株を買い、次期に売却すれば必ず利益が得られるはずである。しかも過去の株価上昇率の推移の情報は誰もが簡単に手に入れることができるはずだから、このような必ず正の収益をあげる取引方法は市場参加者誰もが考えつくだろうし、みながその取引方法を採用するだろう。

先の例でいえば、今期株式が上昇し始めるとみな株式をいっせいに買い始める。すると現在の株価が次期の株価に比べて大きく上昇してしまい、来期の株価上昇が見込めなくなってしまう。こうして市場参加者が情報を効率的に使っているならば、今期上昇すると来期も上昇するという当初存在したパターンが崩れてしまうのである。

こうして情報が効率的に使われている株式市場では、株価上昇率にパターンが見られなくなり、株価上昇率は不規則に変動することになる。

図1- 実質株価上昇率



(西村氏写真)

にしむら・きよひこ
1953年東京都生まれ。1975年東京大学経済学部卒業。1982年イェール大学Ph. D。ブルッキングス研究所アーサーオークンリサーチフェローを経て、1983年より、東京大学経済学部助教授。著書：「経済学のための最適化理論入門」（東京大学出版会）ほか

資産市場の効率性

以上の議論を整理し、資産市場の効率性を定義して、資産市場が効率的かどうかをどのようにチェックすればよいかを考えてみよう。

すでに説明したように、もし過去の資産価格変動の情報を用いて市場利率以上の収益率が得られるような取引方法が存在するなら、資産市場で情報は効率的には用いられていないことになる。そこで、逆にそのような取引方法が存在しないときに資産市場は効率性(eficiency)を満たすと定義される。ここでの効率性は、弱い意味の効率性(weak-form efficiency)である。「弱い意味の効率性」というのは、ここで考えている情報が通常きわめて容易に手に入る過去の資産価格の変化の情報であることによる。そのように簡単に手に入る過去の情報に関して、市場が情報を効率的に使っているときに、市場は弱い意味で効率的であるといわれるのである。

市場の効率性を厳密に検証するためには、市場参加者の行動様式を特定化して市場での価格の決定プロセスを具体的に考える必要がある(先に説明した株式市場での議論では、これから説明する市場参加者の行動様式についての仮定が実は暗黙のうちに仮定されていたのである)。従来から市場の効率性を検証する際に、次のような市場参加者の行動様式と市場の制約条件が仮定されることが多い。このモデルは期待収益一定モデルと呼ばれる。

市場取引の中心となっている市場

参加者がリスクに対して中立的で期待収益を最大にするように行動しており、将来の期待収益を一定の割引率 r で割引くとしよう。さらにこのような中心的な市場参加者にとっての市場での取引費用は小さく、無視できるとしよう。ここで裁定取引の機会が全部利用され尽くされ、市場参加者が自分のポジションを変更する誘因が存在しない資産市場の均衡を考えると、すべての資産は均衡では同じ期待収益率をもたらすことになる。このことは次のようなモデルで確かめることができる。

市場参加者が自分のポジションを変更する誘因が存在しないためには、 t 期の資産の実質価格 p_t が、その期の資産から得られ $t+1$ 期首に支払われる配当の期待値と、 $t+1$ 期の資産の実質価格 p_{t+1} の期待値の和を、割引率 r で割り引いた期待現在価値と一致している必要がある。というのは、前者が後者を上回れば現在資産を持っている者にとってはその資産を持ち続けなくて現在売ってしまう誘因があるし、逆のケースでは現在資産を持っていない者が現在資産を買う（持っている者はさらに買い増す）誘因が存在するからである。したがって資産市場の均衡では、

$$(1) \quad p_t = E_t(z_{t+1} + p_{t+1}) / (1+r)$$

が成立しなければならない。ここで $E_t(z_{t+1} + p_{t+1})$ は、市場参加者の t 期に利用可能な情報に条件づけされた将来配当と将来価格の期待値である。

ここで t 期の資産収益率 R_t^* を

$$(2) \quad R_t^* = (z_{t+1} + p_{t+1} - p_t) / p_t$$

と定義しよう。すると (1) を変形すれば、

$$(3) \quad E_t(R_t^*) = r$$

を得るが、これは、

$$(4) \quad R_t^* = r + v_t$$

を意味する。ここで v_t は予測誤差で、定義から系列相関をもたない。したがって $R_t^* (= r + v_t)$ と $R_{t-1}^* (= r + v_{t-1})$ は系列相関をしなくなる。そこで、次のように収益率の自己相関を調べる回帰式を推計したとき、

$$(5) \quad R_t^* = a + bR_{t-1}^* + u_t$$

係数 b はゼロでなければならない。これが期待収益一定モデルでの、市場の（弱い意味での）効率性の必要条件となっているのである。

以上の仮定に付け加えて、キャピタルゲインに比べて配当が十分小さく無視できるならば、収益率 R_t^* だけでなく、実質価格上昇率 $R_t = (p_{t+1} - p_t) / p_t$ を用いても系列相関が認められないはずである。したがって回帰式

$$(6) \quad R_t = a + bR_{t-1} + u_t$$

の係数 b はゼロでなければならない。これは資産価格がランダムウォークをしていることの検証にほかならないのである。

資産市場の効率性を調べた実証研究の多くは、この期待収益一定モデルを仮定し、(5)あるいは(6)の形の回帰分析を行い、係数 b がゼロから統計的に有意に異なっているかを分析している。もちろん資産市場の効率性については、もっと複雑な市場参加者に関する仮定や市場での取引費用の定式化から出発すれば、もっと洗練された検証が可能である（例えば、Capital Asset Pricing Model とか Arbitrage Pricing Theory がそのようなモデルの代表である）。しかし、データの制約などから土地の市場ではこのような洗練された検証は現在のところ不可能なので、本稿では第一次接近として(6)の形の効率性の検証を土地市場で行うことにしよう。

さて、(6)を用いた効率性の検証を土地市場で行う前に、比較対象として先に例として取り上げた株式市場で、(6)に基づいた効率性の検証を行ってみよう。表1はその結果であるが、図1から容易に予想されるように、株式市場では1955年から1989年にかけて実質株価の上昇率には系列相関が見られず、市場の効率性を示唆している結果となっている（ただし、統計的には有意ではないが、1972年以降は若干の系列相関の可能性があると表1から見てとれる）。

ただし、ここでの結果から株式市場が全体として常に効率的であったと直ちに結論づけることは危険であることに注意しておこう。このこ

表1— 株式市場の効率性

	a (t値)	b (t値)	R ²
1956.3—1989.9	0.056 (0.415)	0.153 (1.269)	0.0238
1956.3—1972.9	0.075 (0.491)	0.097 (0.528)	0.0086
1973.3—1989.9	0.038 (0.327)	0.206 (1.316)	0.0514

日本証券経済研究所株価指数
1956.3—1989.9 (半期データ)
 $R_t = a + bR_{t-1} + u_t$; R_t = 実質株価上昇率

とは効率市場の検証の解釈という点で重要であるので、本節を終える前にここで取り上げることにしたい。

(6)を用いた効率市場のテストで係数bがゼロから有意に異なっておれば、これは市場が効率的でないことを明らかに表している。しかし、表1のように係数bがゼロから有意に異なっていないということは、上場株式の加重平均である日本証券経済研究所の株価指数の動きが、株式市場の効率性の仮定と矛盾しないということを示しているにすぎないのである。したがって株式市場が市場全体として本当に情報の意味で効率的であることを検証するためには、本稿で取り上げなかった他の方法もあわせて用いる必要がある。実際、個別の株価に関する効率性の検証では、日本の株式市場が個別の株式に関しては必ずしも効率的ではないという結果も得られていることを付記しておく。

日本の土地市場の効率性の検証

(1) 市街地価格指数

日本の土地市場での価格指数として最も頻繁に分析の対象となっているのは、日本不動産研究所の市街地価格指数である。市街地価格指数は1955年から同一の基準で調査されており、サンプル期間の長さや指数の連続性の点で日本の市街地市場の価格データとしては最も信頼のおける

ものと考えられている。本稿でも、まずこの市街地価格指数を取り上げて、効率性の検証を行うことにする。しかしながら、市街地価格指数を取り上げて分析をする場合には、市街地価格指数の作成方法に内在する問題についても理解しておく必要がある。本節の最後で、市街地価格指数の限界を明らかにすることにしたい。

日本不動産研究所が発表している全国住宅地価格指数を、1980年基準の全国消費者物価指数(持ち家の帰属家賃を除く総合指数)で割った実質地価の上昇率を1955年9月から1989年9月まで図示したのが図2である。日本不動産研究所は全国の住宅地の他に、全国商業地、全国工業地、六大都市住宅地、六大都市商業地、六大都市工業地、さらに六大都市を除く地域の住宅地、商業地、工業地についても指数を発表しているが、これらの指数は1988年以降の地価高騰期を除いて全国住宅地ときわめて似通った動きをしているので、この図では全国住宅地を代表として取り上げている。

図2を図1と比較すれば、両者の差は一目瞭然であろう。実質株価の上昇率が不規則な変動を繰り返しているのに対して、実質地価の上昇率には今期の上昇は来期の上昇をもたらしがちであるという明らかなパターンが見られる。特に1955年から1972年にかけては実質地価が下落せず、一時的な落ち込みがあったにせよ上昇し続けた点の特徴である。これに対して、1973年から数年間は逆に実質地価が下落し続けており、前後の期間と際だった対照を示している。

図2— 実質地価上昇率(全国住宅地)

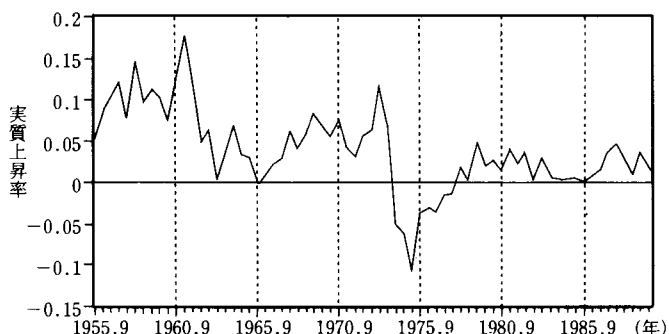


図2は、日本の土地市場は前節で説明した意味では効率的でないことを示唆しているが、これを株式市場と同じく(6)を用いて検証したのが表2である。

表2を見れば明らかのように、実質化された市街地価格指数のすべてにわたって系列相関を示す係数bは有意でしかもその値は大きい。これは今期実質地価が上昇すると来期も実質地価が上昇する可能性が非常に高いことを意味し、しかも係数が1に近いことから、今期の上昇に匹敵するくらいの上昇が見込まれていることを意味する。しかもこの一次自己回帰モデルはきわめて単純であるにもかかわらず、あてはまりを示すR²はすべての指数で高い値をとっている。

図2と図1との比較、表2と表1の比較から、日本不動産研究所の市街地価格指数に従えば、日本の土地市場は株式市場と大きく異なっていることになり、明らかに効率性は満たされていないことになる。

しかしながら、すでに示唆したように、日本不動産研究所の市街地価格指数を、土地の市場価格と考えることには若干の問題がある。この点をまず明らかにし、それが効率性の検証とど

表2— 土地市場の効率性：I

	a (t値)	b (t値)	R ²
全国			
住宅地	0.008 (0.266)	0.770 (9.780)	0.59170
商業地	0.005 (0.183)	0.844 (12.81)	0.71347
工業地	0.005 (0.166)	0.824 (11.83)	0.67957
六大都市			
住宅地	0.014 (0.323)	0.731 (8.634)	0.53043
商業地	0.011 (0.236)	0.772 (9.837)	0.59454
工業地	0.009 (0.191)	0.820 (11.54)	0.66892
六大都市を除く			
住宅地	0.008 (0.255)	0.779 (10.06)	0.60530
商業地	0.004 (0.179)	0.843 (12.77)	0.71201
工業地	0.005 (0.167)	0.813 (11.34)	0.66116

日本不動産研究所市街地価格指数
1956.3—1989.9 (半期データ)

$R_t = a + bR_{t-1} + u_t$; R_t = 実質地価上昇率

のように関わっているかを見よう。

不動産研究所の市街地価格指数は厳密には市場の取引価格に基づいた指数ではなく、不動産鑑定士による評価価格に基づいている。不動産鑑定評価の際には主として土地の収益を推計しそれを適当な割引率で資本還元する「収益還元価格」と、近隣の相応する土地の取引事例を参考にする「比準価格」が評価の基準とされている。ただし、実際の評価の際には「比準価格」として最近の近隣の取引事例が参考とされる場合が大部分であるといわれる。その際に投機的な取引や特殊な事情による取引が排除され、「正常取引価格」としての鑑定評価価格が推定されるという。したがって、鑑定評価価格は實際上、不動産鑑定士によって市場の正常な取引価格と判断された取引価格事例に基づいていると考えることができる。

こうした鑑定評価価格の性質から、土地市場が比較的安定している場合には、鑑定評価価格はかなり正確に市場取引価格を反映していると考えられる。しかし、価格変動が大きい場合には、「正常価格」の判定に伴う恣意性の問題が生じる可能性がある。

土地市場では価格が大きく変動しているような不確実性の高いときには一般に取引が細ることが知られている。株式市場のように取引が厚く、また取引がない場合でも気配値がわかる市場では問題にならないが、土地市場のようにもともと取引が薄い市場で、実際の取引事例のうち正常と思われる取引事例を用いて比準価格を推計し鑑定基準にしている現在の制度では、取引が細ると鑑定評価に必要な取引事例が少なくなり、鑑定評価の信頼性が低下する。さらに問題なのは、「正常取引価格」の基準があいまいであり、また鑑定価格の社会的な重要性のために、「正常取引価格」に対応する取引事例の選択が保守的になり、鑑定価格の変化が市場の実勢の変化を必ずしも正確に反映していない可能性がある点である。

この点を図3で見よう。図3の破線は乱

数で発生させた仮想的な土地実質価格の上昇率である。したがって、定義から、破線で表された上昇率は系列相関をもたない。図から明らかのように、この価格系列は大きく不規則に変動している。そこで鑑定士の立場からするならば、このうちの「正常価格」に対応する変化をとらえなければならないことになる。一般に鑑定士の「正常価格」かどうかの判断が過去の経験に依存している可能性が強いことを考えて、「正常価格」を現在と一前期、二前期の価格の加重平均になっているとしてみよう。図3の実線は、破線の成長率から逆に構成された実質価格の系列に基づいたこの加重平均「正常価格」の推移を示している。

図から明らかのように、もととなる乱数で発生させた上昇率は系列相関をもたないのに対して、上述のように定義された「正常価格」上昇率は高い系列相関を示している。このように、土地市場が実は効率的で市場価格は系列相関がないにもかかわらず、「正常価格」に基づいた鑑定評価価格に高い系列相関がある可能性を否定できないのである。もちろん図3はあくまでも仮想的な状況を考えたものにすぎないが、問題の性質は明らかであろう。

日本不動産研究所の市街地価格指数は、そしてもう一つの頻繁に用いられる土地価格情報である国土庁の公示地価も、こうした問題をもつ鑑定評価価格に基づくものであることに注意する必要がある。特に価格変動が大きい場合には、

この点は大きな問題になることを図3は示している。効率性の検証はあくまで市場取引価格に基づいて行わなければならないから、鑑定評価価格としての市街地価格指数を用いて効率性の検証をするには限界があることになる。

(II) 農地の市街地転用価格

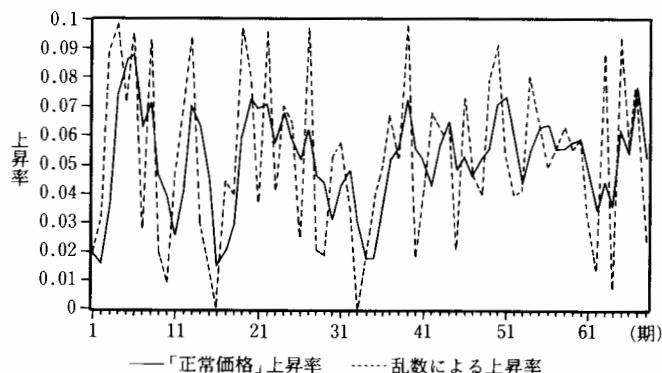
前節でみたように、日本不動産研究所の市街地価格指数によれば、日本の土地市場は明らかに効率的でないという結論が得られる。しかし、市街地価格指数は、特定の地点の土地の価格の推定値を長期間、連続性に考慮しながら調査したデータに基づいて構成された価格指数という意味で貴重な土地価格情報であるが、それが鑑定価格という性格をもつために、市場取引価格を十分に代表しているかどうかの問題があることが指摘された。そこで本節では、取引価格に基づいた市街地価格情報を用いて市街地市場の効率性を検証し、前節の結果が支持されるかどうかを見ることにする。

本節で用いるのは全国農業会議所が公表している「田畑売買価格等に関する調査結果」の中にある使用目的変更(転用)田畑売買価格(用途別、都市計画法による区域別)のデータである。田畑であっても、転用を目的に売買される場合は(宅地造成の費用を無視すれば)、通常の市街地の土地価格と同じになるはずである。本調査の特徴は、実際に取り引きされた価格に基づいた平均価格を調査している点で、日本不動産研究所の市街地価格指数と異なる。

しかも全都道府県を調査しており、さらに住宅地に転用する場合と工業用地に転用する場合を分けて調査しており、重要な土地価格に関する情報となっている。

ただし、年次データしか利用可能でなく、しかも1966年までしか遡ることができず、したがってサンプル数が少ないという問題がある。市街地価格指数では半期データで1955年

図3- 鑑定評価価格の問題点: 例示



まで遡れたので、サンプル数からいえば、全国農業会議所の転用価格のデータは市街地価格指数のだいたい3分の1程度にすぎない。しかも報告された価格を吟味せずに単純平均をとって公表しているのも、価格データそのものにエラーが存在する可能性が高い。さらに、この価格データは、日本不動産研究所の市街地価格指数のように同一の土地に関する価格データではなく、実際に取り引きされた土地の価格の平均である。したがって、それぞれの土地に固有の性質が価格指数に影響している可能性がある。

以上の問題点を考慮に入れつつ、全国農業会議所の農地転用価格の県別平均価格を消費者物価指数で実質化した県別実質転用価格を用いて、前節と同じ効率性の検証をしてみよう。

表3は、大都市圏とその近郊での住宅地転用価格について(6)の回帰式を当てはめたものである。表から明らかなように、京都市・大阪市・神戸市を中心とする大都市圏の近郊では(すなわち滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良の各府県では)、実質地価の上昇率が高い系列相関

表3— 土地市場の効率性：II a

全国農業会議所田畑転用価格：住宅地 1967—1990(年次データ)

	a (t値)	b (t値)	R ²
東京圏			
埼玉	0.0914 (0.5469)	0.1916 (0.9015)	0.037
千葉	0.0561 (0.4860)	0.3112 (1.5514)	0.102
東京	0.1290 (0.3895)	-0.078 (-0.358)	0.006
神奈川	0.0895 (0.6383)	0.0783 (0.3725)	0.006
名古屋圏			
愛知	0.0560 (0.6322)	0.3003 (1.4665)	0.092
京阪神圏			
滋賀	0.0387 (0.3687)	0.5074 (2.7165)	0.260
京都	0.0628 (0.4800)	0.4135 (1.9551)	0.153
大阪	0.0686 (0.4881)	0.3918 (1.8844)	0.144
兵庫	0.0335 (0.4393)	0.5285 (2.8897)	0.284
奈良	0.0496 (0.4513)	0.4993 (2.8419)	0.277
北九州圏			
福岡	0.0274 (0.3463)	0.4855 (3.0176)	0.302

をもち、係数bのt値も高い。同様に、北九州市と福岡市をもつ福岡県も高い系列相関をもっており、有意性も高い。したがって以上の府県では土地市場が効率的でない可能性が高い。これらの府県では日本不動産研究所の市街地価格指数に基づく場合と質的に同じ結果が得られたことになる。

名古屋をもつ愛知県は、系列相関を示す係数bは大きいものの、その有意性は若干低い。ただし、先に説明したように転用価格のデータは真の住宅地価格に関するノイズを含んだ情報になっているので、単純に上昇率をとってその系列相関をとると、ノイズの影響から係数bに下方バイアスが生じる可能性がある。その点を考慮に入れると、名古屋の住宅地市場は非効率である可能性も否定できないといえよう。

これに対して東京都区部と横浜市を含む首都圏の場合は、千葉県の住宅地市場が非効率である可能性があるものの、その他の都県の土地市場は効率的であると考えられるという結果が得られている。この点はその他の大都市圏と対照的である。

表3では紙幅の都合上割愛したが、大都市圏以外でも市街地市場の非効率性を示唆する結果が得られた県としては、青森、岩手、山形、富山、福井、佐賀、大分があげられる。

以上の分析結果から、住宅地価格については、農地の転用価格のデータは市街地価格指数と同じく土地市場の非効率性を示唆しているといえる。ただし、農地転用価格のデータは地域差も大きいことを示唆している。したがって、市街地価格指数のように、全国や六大都市を十把一からげにして分析することには問題があると考えられる。

次に、工業地転用価格について見てみよう。実は工業用地の転用価格は住宅地と大きく異なっており、兵庫を除くすべての都道府県で系列相関は見られないという結果が得られている。紙幅の都合上、表4では表3と同じ都府県のみを表示しているが、住宅地と異なって系列相関が低

表4- 土地市場の効率性：II b

全国農業会議所畑転用価格:工業地 1967-1990(年次データ)

	a (t値)	b (t値)	R ²
東京圏			
埼玉	0.0840 (0.4884)	0.2898 (1.4090)	0.086
千葉	0.0819 (0.3434)	-0.340 (-1.232)	0.067
東京	0.1372 (0.3525)	-0.154 (-0.715)	0.023
神奈川	0.1804 (0.4694)	-0.228 (-1.099)	0.054
名古屋圏			
愛知	0.1106 (0.7116)	-0.053 (-0.233)	0.002
京阪神圏			
滋賀	0.0410 (0.3079)	0.3260 (1.5824)	0.106
京都	0.0855 (0.4926)	0.1664 (0.7544)	0.026
大阪	0.0862 (0.4952)	0.2402 (1.1304)	0.057
兵庫	0.0246 (0.2774)	0.4858 (2.5568)	0.237
奈良	0.0903 (0.5166)	0.1125 (0.5306)	0.013
北九州圏			
福岡	0.0605 (0.4845)	0.1823 (0.7991)	0.029

く無視できることがわかる。したがって、工業用地に関しては、農地の転用価格のデータは、市街地価格指数と異なり、土地市場の効率性を示唆していると考えられることができる。

おわりに

本稿の最初においた「日本の土地市場が果たして情報の利用の意味で効率的か」の問いに対する暫定的な答は、次のようになるだろう。住宅地の市場は（東京圏を除く）、大都市圏や多くの地方で非効率である可能性が高い。これに対して、東京圏の住宅地市場と全国の工業地の市場は、情報に関しては効率的である可能性も否定できない。

日本不動産研究所の市街地価格指数に基づけば、市街地の市場は住宅地・工業地を含めて非効率であるという結果が得られる。が、鑑定評価に基づくこの指数の限界から、この指数を用いると見せかけの非効率性がでる可能性があることを指摘した。これに対して、全国農業会議所の農地の転用価格は、サンプル期間の短さや

誤差の問題があるものの、実際の取引価格に基づいた価格である。この転用価格に基づく分析は、日本の市街地市場がすべて非効率とはいえず、地域や用途による差がある可能性を示唆している。

本稿では、もっぱら土地市場が効率的かどうかの検証に焦点を当て、効率的でないとしたらその非効率性がどのような原因から生じているかについての分析は行っていない。第3節でみたように、効率性からの乖離は、市場参加者の情報が不完全で、取引費用が大きい場合に起こる可能性がある。本稿で得られたような、地域による効率性の差、用途による効率性の差がどのように情報の不完全性や取引費用の形態の差によって生じているかを分析するのが、今後の課題である。

日本の農地市場については、筆者は、Nishimura (1991)で、非効率性の一つの源泉が農地改革とそれに伴うさまざまな取引規制にあることを示唆した。市街地市場は農地市場と異なり、最近の監視区域の導入まで取引規制は存在していなかったため、取引規制が非効率性の源泉とは考えられない。これに対してNishimura (1991)では、農地市場の非効率性のもう一つの源泉として、高い取引費用と都市計画の実施に伴う不確実性をあげている。市街地の市場でも、用途地域の設定や変更に伴う不確実性が存在し、また土地の売却に伴う高い譲渡所得税やさまざまな取引に伴う諸費用のために取引費用が高くなっていることを考えれば、農地市場と同様に、この二者が市街地市場の非効率性をもたらしている可能性が高い。今後はこの点を分析する必要があるだろう。

参考文献

- Case, K., and R. Shiller (1989) "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes," *American Economic Review*, 79, 125-137.
- 西村清彦・三輪芳朗(1990)『日本の株価・地価』東京大学出版会
- Nishimura, K. G. (1991) "The Nature of Inefficiency in the Land Market: The Case of the Japanese Farmland Market," Discussion Paper, University of Tokyo, July.

土地パズルと税制

岩田一政

危険資産の価格についてその変動が大幅であり過ぎるという問題（分散の理論的上限値を超える変動）と、安全資産の収益率と比べて危険資産の収益率が高過ぎるのではないかというパズル（リスク・プレミアムの理論的上限値を超える超過収益率）が存在している。この2つのパズルは、互いに相反的である。すなわち、リスク・プレミアム・パズルの解消のためには危険資産の変動はもっと大きくなければならない。戦後のデータを検討すると、「相対的なリスク回避度」が2以下であれば、日本においても、またアメリカにおいても「土地プレミアム・パズル」が存在していることが確認される。さらにリスク・プレミアムが上昇する場合には、金利引き上げと同じ効果を土地価格に与える。この結果、固定資産税と相続税の評価替えといった税制の変化が土地価格に与える効果も変化することになる。

土地パズルは存在するか？

資産価格に関して2つの異なるパズルが存在している。その1つは過度の浮動性の問題である。為替レートをはじめ株式や土地の価格も大きな変動を示しており、その変動幅は行き過ぎたものであるとされることが多い。株式の価格についてシラー（1989）は、現実の（趨勢を除いた）株価の変動は、理論的に想定される分散の上限値を上回っていることを報告している。日本においても、同様の方法を用いて計測すると株価の過度の変動が存在するようである¹⁾。

もっとも趨勢を除いた株価が、定常的な過程にあるかどうかの問題は残っている。趨勢を除いた株価が、非定常的な過程にあるとすれば、シラーの分散の上限値テストによって過度の浮動性を確認することは困難となる。

他方、過度の浮動性が存在するとすれば、それはバブルの存在、非合理的な投資家の存在、気まぐれな取引ならびに流行といった社会心理の要因が資産価格形成に大きな影響を与えていることを示唆している。

もう1つの資産価格のパズルは、メラ＝プレスコット（1985）が「株式パズル」と名付けたものである。このパズルは、安全資産の収益率と比べて危険資産である株式の収益率が高過ぎるのではないかという点を問題にする。すなわち、人々が危険資産を保有するためには危険に対するプレミアムが必要であるが、このリスク・プレミアムが理論モデルによって導出される値と比べて高過ぎるのではないかというのである。この意味で、このパズルは「リスク・プレミアムのパズル」と呼んでよい。

メラ＝プレスコットは、均衡景気循環論の検証方法と同じ手法を用いて、アメリカ経済に「株式のリスク・プレミアムのパズル」が存在していることを論証した。日本経済についても株式パズルが存在していることは知られているが、土地パズルが存在するかどうか、まだ検討が行われていない²⁾。

そこで本稿では、日本とアメリカのデータを用いて実際にリスク・プレミアムが高過ぎると

いう「土地パズル」が存在するかどうか検討し、さらに、リスク・プレミアムが変化する場合に税制の変化が土地価格に与える効果がどのように変化するか探ることにしよう。

リスク・プレミアム・パズルのモデル

株式パズルは、消費に基づく資産市場価格形成モデル (CCAPM) を用いて議論が行われている。とりわけ、ルーカスの資産価格モデルを基礎として議論が展開されている。このモデルにおいては、生産された財は果物が腐るように1期間しかもたず、消費は外生的な生産によって決定される。個人は、「王朝家計」のように無限期間生きるとし、無限期間にわたる期待効用の割引現在価値を最大化するよう行動すると仮定する。

$$\text{MAX } E\left\{\sum_{t=0}^{\infty} [1/(1+d)]^t U(C_t)\right\} \quad (1)$$

生産された財はその期に腐ってしまうので予算制約は、A を資産とし、その資産の収益率 (r) が配当と価格上昇率の和に等しいとすると、

$$A_{t+1} = (1+r_{t+1})(A_t - C_t) \quad (2)$$

と書くことができる。

さらに個人の効用関数について、以下のような関数を仮定する。

$$U = (C^{1-a} - 1)/(1-a) ; 0 < a < \infty \quad (3)$$

このような形をした効用関数は、「相対的リスク回避度一定の効用関数」(Constant Relative Risk Aversion: CRRA) と呼ばれている。というのは「相対的リスク回避度」(R*(W)) は、W を富とすれば、

$$R*(W) = -WU''(W)/U'(W) \quad (4)$$

富に対する限界効用の弾力性として定義されるが、富(W)を消費(C)に置き換え、(3)式を用いると、

$$R*(C) = -C \cdot (-a)C^{-a-1}/C^{-a} = a \quad (5)$$

相対的リスク回避度は一定(a)になるからである。ここでaは効用関数の勾配、すなわちリスク回避度を示している。

さらにこのリスク回避度は、消費の異時点間

(岩田氏写真)

いわた・かずまさ
1946年東京生まれ。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)、「現代金融論入門」(日本評論社、近刊)ほか

の代替弾力性の逆数に等しい。なぜなら、消費の異時点間の代替弾力性(e)は、(t+1)期とt期の消費の相対価格が(1+r)に等しいことを考慮すると、

$$e = d \log(C_{t+1}/C_t) / d \log(1+r_{t+1}) \quad (6)$$

と定義される。今期の消費と来期の消費の相対価格が1%変化することによって、今期と来期の消費の比率がどの程度変化するかを測るのが、消費の異時点間の代替弾力性である。家計が予算制約(2)の下で効用最大化を図るとすれば、一階条件である「ケインズ＝ラムゼーの条件」から、

$$\begin{aligned} \{E[U'(C_{t+1})]/(1+d)\} / U'(C_t) \\ = MRS_{t+1} = 1/(1+r_{t+1}) \end{aligned} \quad (7)$$

が成立している。ここでMRS_{t+1}は、(t+1)期とt期の消費の限界代替率である。この式から、 $(C_{t+1}/C_t)^a = (1+r_{t+1})/(1+d)$ (8) が成立するので、消費の異時点間の代替弾力性は、「相対的リスク回避度」の逆数に等しいことが見てとれる。

$$e = 1/a \quad (9)$$

アロー (1970) は、効用関数に上限があるとすれば、富が無限大になる場合に「相対的リスク回避度」の収束値は1以下になることはなく、また、富がゼロに近づく場合に「相対的リスク回避度」の収束値が1以上になることはない論じた。すなわち、「相対的リスク回避度」は1に近く、富の水準が低い場合には1よりやや小さく、富の水準が高い場合には1よりやや大きいであろうということである。

その後、ハンセン＝シングルトン (1983) は、消費に基づく資産市場価格形成モデル

(CCAPM) を用いて資産需要を計測し、消費の異時点間の代替弾力性は、1.48から5.92の大きさであると論じている。また、マンキュー＝ローテンバーク＝サマーズ (1985) も、3から20の大きさであるとしている。これらの結果は、いずれも「相対的リスク回避度」が1よりも小さいことを示唆している。日本における消費の異時点間の代替弾力性は、エンゲル曲線を利用した金子 (1991) の計測結果によれば、1の近傍であるとされている。

これに対してトービン＝ドルデ (1971) は、ライフ・サイクルの貯蓄モデルにおいて「相対的リスク回避度」として1.5の値を採用しており、フレンド＝ブルーム (1975) は、危険資産の需要関数の推定結果を踏まえて「相対的リスク回避度」は2程度であると論じている。さらに、ホール (1988) は、戦前からの個人消費のデータと国債の収益率から消費の異時点間の代替弾力性は0.1を超えることはなく、ゼロに近いと論じた。このことは、「相対的リスク回避度」が無限大に近いことを意味している。この計測結果が正しいとすると、資産価格の変動(収益率の変動)は消費行動に何らの影響も与えないことになる。しかし、その一方で「相対的リスク回避度」が無限大である場合に、危険資産がなぜ需要されるのか説明が困難である。

メラ＝プレスコットは、(3)式で示される効用関数の下で消費がある確率過程に従って増加する場合に、リスク・プレミアムにはaの大きさが規定される上限値が存在するはずであり、現実のリスク・プレミアムはそうした上限値をはるかに上回っていることを指摘したのである。では、その上限値はどのようにして決定されるのであろうか。

この理論的な上限値は、すでに(7)式で示された効用最大化のための一階条件から導かれる。(7)式から、リスクのない安全資産の場合には、

$$MRS_{t+1} \cdot (1+r_{t+1}) = 1 \quad (10)$$

が得られる。他方、危険資産の収益率が確率変数であることを考慮すれば、

$$E[MRS_{t+1} \cdot (1+r_{t+1})] = 1 \quad (11)$$

が成立する。左辺は、(7)式と共分散の定義ならびに限界代替率と危険資産の収益率の間の相関係数(COR)の定義を考慮し、Sを確率変数の標準偏差とすると、

$$E[MRS_{t+1}] \cdot E(1+r_{t+1}) + COV[MRS_{t+1}, (1+r_{t+1})] = E[1/(1+r_{t+1})]E(1+r_{t+1}) + COR[MRS_{t+1}, (1+r_{t+1})] \cdot S_{MRS} \cdot S_{1+r} \quad (12)$$

に等しい。しかも、上式の第1項については、

$$E[1/(1+r_{t+1})]E(1+r_{t+1}) \geq 1 \quad (13)$$

が成立する。というのは、

$$1 = E\{[1/(1+r_{t+1})] \cdot (1+r_{t+1})\} \\ = E[1/(1+r_{t+1})]E(1+r_{t+1}) \\ + COV\{[1/(1+r_{t+1})], (1+r_{t+1})\} \quad (14)$$

が成立しており、しかも共分散の定義から明らかかなように、上式のCOVの値はゼロ以下のマイナスとなるからである。

したがって、(12)式から、

$$1 \geq E(1+r_{t+1})/E(1+r_{t+1}) + COR[MRS_{t+1}, (1+r_{t+1})] \cdot S_{MRS} \cdot S_{1+r} \quad (15)$$

が成立することがわかる。この式から、危険資産の収益率と安全資産の収益率の差であるリスク・プレミアムには上限が存在することが直ちに見てとれる。

$$E(1+r_{t+1})/E(1+r_{t+1}) - 1 \\ \leq -COR[MRS_{t+1}, (1+r_{t+1})] \cdot S_{MRS} \cdot S_{1+r} \quad (16)$$

ここで、相関係数の絶対値の上限が1であることを考慮すると、

$$\text{リスク・プレミアム} < (1+r_t) \cdot S_{MRS} \cdot S_{1+r} \quad (17)$$

さらに、消費の限界代替率の定義を示す(7)式から、右辺は、

$$[(1+r_{t+1})/(1+d)] \cdot S[(C_{t+1}/C_t)^{-a}] \cdot S_{1+r} \quad (18)$$

と書き替えることができる。

以上の結果から、リスク・プレミアムの理論的な上限値は、

- ①株式の収益率(r)の標準偏差
- ②1人当たり消費増加率の標準偏差
- ③安全資産の収益率(r_f)
- ④時間選好率(d)
- ⑤相対的リスク回避度(a)

に依存していることが理解されよう。

メラ=プレスコットは、長期にわたるアメリカのデータから、①から④までの値を代入し、⑤のaについては0から2の値を想定した。さらに安全資産の収益率としては、短期の政府証券の実質収益率（名目収益率マイナス消費者物価上昇率）を採用した。これらの歴史的な値からリスク・プレミアムの理論的な上限値は1%未満になるとの結果を得た。

ここで注目されるのは、①の株式の収益率の標準偏差である。シラーらは、株価が過度の浮動性を示している可能性が強いと論じたが、「リスク・プレミアム・パズル」においては、株価の変動が小さい場合には理論的な上限値も低くなり、パズルがよりいっそう説明困難になることである。つまり資産価格に関する2つのパズルは、その解明において二律背反の関係にあるのである。すなわち、「リスク・プレミアム・パズル」が解消するためには、資産価格はよりいっそう大幅に変動する必要がある。

この株価の変動を除くと、現実のリスク・プレミアムが理論値と比べて過度に大きいのは、

- ①消費の変動が小さすぎる
- ②計測された安全資産の収益率が低すぎる
- ③相対的リスク回避度が本当はかなり大きい
- ④時間選好率(d)はプラスでなくマイナスではないか

といった要因に依存しているといえよう。

以上の議論は、株式についてのモデルであったが、このモデルにおける危険資産を土地に変えてもその結論は変わらない。配当の代わりに地代、株価上昇率の代わりに土地価格上昇率を考えればよい。

土地パズルの実証分析

それでは現実のデータを用いて、日本に土地パズルが実際に存在しているかどうかを検討することにしよう。表1には、日本とアメリカの土地および株式の平均実質収益率、その標準偏差、安全資産の平均実質収益率、1人当たり実

表1- 土地のリスク・プレミアム (1956-1989年)

	日 本	アメリカ
土地の平均実質収益率	0.1294	0.0631
土地の実質収益率の標準偏差	0.1063	0.0323
安全資産の平均実質収益率	0.0304	0.0300
土地のリスク・プレミアム	0.0990	0.0331
株式の平均実質収益率	0.1609	0.0567
株式の実質収益率の標準偏差	0.1951	0.1359
安全資産の平均実質収益率	0.0304	0.0300
株式のリスク・プレミアム	0.1305	0.0267
1人当たり実質消費の平均増加率 (C_{t+1}/C_t)	1.0544	1.0237
1人当たり実質消費増加率の標準偏差	0.0306	0.0163

(参考) メラ=プレスコット (1889-1978年)

株式の平均実質収益率	0.0698
株式の実質収益率の標準偏差	0.1654
安全資産の平均実質収益率	0.008
株式のリスク・プレミアム	0.0618
1人当たり実質消費の平均増加率 (C_{t+1}/C_t)	1.0183
1人当たり実質消費増加率の標準偏差	0.0357

(注) [日本]

土地の実質収益率
 = (名目土地価格上昇率+地代/土地価格)
 - 個人消費デフレーター上昇率
 安全資産の実質収益率
 = 利付電債利回り-個人消費デフレーター上昇率
 株式の実質収益率
 = 株式の名目収益率 (日本証券研究所)
 - 個人消費デフレーター上昇率

[アメリカ]

土地の実質収益率
 = (名目土地価格上昇率+地代/土地価格)
 - 個人消費デフレーター上昇率
 安全資産の実質収益率
 = 10年物国債利回り-個人消費デフレーター上昇率
 株式の実質収益率
 = 株式の名目収益率 (名目株価上昇率+配当利回り)-個人消費デフレーター上昇率

質個人消費の増加率とその標準偏差が示されている。ここで土地の実質収益率は、以下のようにして計算されたものである。

$$\text{土地の実質収益率} = (\text{土地価格の名目上昇率} + \text{地代} / \text{土地価格}) - \text{個人消費デフレーター上昇率} \quad (19)$$

ここで土地価格の名目上昇率は、「国民資産負債残高表」(「国民経済計算年報」)における

図1 - 土地の実質収益率 [日本とアメリカ]

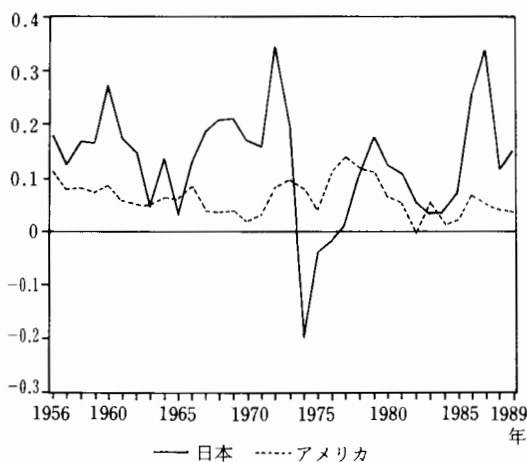
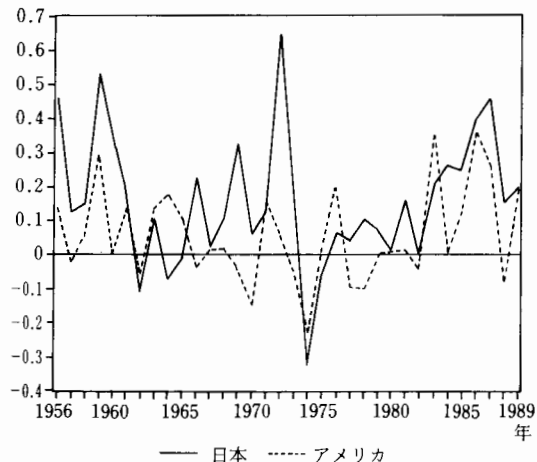


図2 - 株式の実質収益率 [日本とアメリカ]



土地の調整勘定に計上されている数字をとっている。この調整勘定には土地価格の上昇分のみならず土地利用形態の変化（例えば農地が宅地に転換されるなど）によって発生する土地価格の変化が含まれていること、ならびに土地価格が公示価格に基づくものであるなどの制約があるものの、日本全体の土地価格の変化を見るためには適切なデータが他に存在しないので「国民資産負債残高表」の数字を用いることにした。アメリカについては、連邦準備が公表している「国民資産残高表」の数字を用いることにした。日本の「国民資産負債残高表」と同様に調整勘定から土地価格の上昇率を計算することが可能である。

ところが問題は、地代である。国民経済計算においても地代の数字は明示的に表示されていない。わずかに帰属家賃の計算に際して暗黙のうちに含まれているに過ぎない。日本の地代に関する推定を行った研究に、高山ほか（1990）の業績がある。その研究においては、日本の地代は土地価額に対して1.6%を占めているとされている。そこで以下では、地代・土地価格比率として1.6%を用いることにした。他方、アメリカについてはそうした研究が存在しない。住宅やビルの賃貸料などから推察すると、アメリカの地代・土地価格比率は日本よりも高いようである。そこで以下では、3%の値を仮定し

て計算を行うことにした。

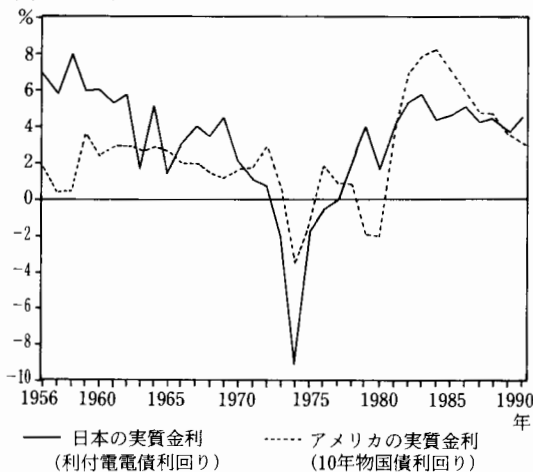
以上の仮定の下での日本とアメリカの土地の実質収益率は、図1に示されるとおりである。日本の土地の実質収益率は、アメリカの2倍程度あり、その標準偏差は3倍程度である。

同様の計算を株式についても行うことができる。日本の株式の配当と株価上昇率を合計したトータル・リターン（株式の名目収益率）は、日本証券研究所が公表している。この株式の名目収益率から個人消費デフレーターの上昇率を差し引いたものが、株式の実質収益率である。アメリカについてはそうしたデータが利用可能でなかったため、株価の上昇率（スタンダード・アンド・プアズ・インデックス）に配当利回りを加えた値から個人消費の上昇率を差し引いたデータを用いた。

株式の実質収益率は、図2に示されるとおりである。日本の株式の実質収益率はアメリカの3倍程度あるが、その標準偏差は両国であまり相違がない。

安全資産の収益率については、できるだけ長期にわたるデータが必要とされることから、日本は利付電債の利回りを用いた。アメリカも日本と対応させるため10年物の国債利回りを用いることにした。安全資産という観点からは、短期の国債の方が望ましいが、日本では長期にわたるデータをとることが困難である。これら

図3 日本とアメリカの実質金利



の安全資産の名目収益率から個人消費デフレーターの上昇率を差し引いたものが、安全資産の実質収益率であり、その動きは図3に示されている。1956年から1989年にかけての安全資産の実質収益率は、日本3.04%、アメリカ3.0%であって、両国でほとんど差がない。

以上の結果、土地保有のリスク・プレミアムは日本では9.9%、アメリカでは3.3%であることがわかる。また、株式保有のリスク・プレミアムは、日本で13.1%、アメリカで2.7%である。アメリカの場合、戦前のデータを入れたメラ=プレスコットの計測した株式のリスク・プレミアム6.2%と比べると、大幅に小さくなっているが、これは主として安全資産の実質利回りが0.8%から3%へと上昇したことが大きく作用している。

最後に、個人消費については国民経済計算の名目個人消費を人口で割り、1人当たり個人消費を求め、その増加率から個人消費デフレーターの増加率を差し引くことによって求めることができる。日本とアメリカの1人当たり実質個人消費の増加率の標準偏差は、それぞれ0.0306、0.0163とアメリカの方が小さい。メラ=プレスコットの計測結果と比べても、戦後のアメリカの1人当たり実質個人消費の増加率の標準偏差は半分以下になっているのである。この標準偏差が小さいことは、リスク・プレミアムの理論

表2- 土地パズル——リスク回避度とリスク・プレミアム

リスク回避度	リスク・プレミアムの理論的上限值			
	(A) $r_f = d$		(B) $r_f = 0.03, d = -0.05$	
	日本	アメリカ	日本	アメリカ
a=0.5	0.0016	0.0003	0.0017	0.0003
a=1.0	0.0033	0.0005	0.0036	0.0005
a=2.0	0.0066	0.0011	0.0072	0.0012
a=4.0	0.0132	0.0021	0.0143	0.0023
a=8.0	0.0264	0.0042	0.0286	0.0045
a=12.0	0.0396	0.0063	0.0429	0.0068
a=16.0	0.0528	0.0084	0.0572	0.0091
a=20.0	0.0660	0.0106	0.0715	0.0114
a=30.0	0.0990	0.0159	0.1073	0.0172
a=40.0	0.1320	0.0212	0.1431	0.0229
a=60.0	0.1980	0.0318	0.2147	0.0344
a=∞	∞	∞	∞	∞

(参考) 株式パズル

リスク回避度	(A) $r_f = d$	
	日本	アメリカ
a=0.5	0.0030	0.0011
a=1.0	0.0060	0.0022
a=2.0	0.0120	0.0044
a=4.0	0.0239	0.0088
a=8.0	0.0478	0.0177
a=12.0	0.0717	0.0265
a=16.0	0.0956	0.0354
a=20.0	0.1195	0.0442
a=30.0	0.1794	0.0663
a=40.0	0.2392	0.0840
a=60.0	0.3588	0.1326
a=∞	∞	∞

的な上限値を低くするように作用する。

ここで表2から、現実に観察される土地保有のリスク・プレミアムと理論的な上限値を比較してみることにしよう。日本の場合、土地保有のリスク・プレミアムは9.9%であった。理論的上限值がこの値になる場合の「相対的なリスク回避度」は30でなければならない。仮に割引率がマイナス5%であったとしても「相対的なリスク回避度」は、16以上なければならない。

アメリカの場合には、現実に観察される土地保有のリスク・プレミアムと整合的な「相対的なリスク回避度」は、やはり60以上である。アメリカの地代・土地価格比率が仮に日本と同じ1.6%であったとしても、リスク・プレミアムは1.7%であり、それと整合的な「相対的な

スク回避度」は、30以上なければならない。「土地パズル」は、日本、アメリカの両国に明らかに存在しているようである。

次に株式保有のパズルと土地保有のパズルを比較してみることにしよう。日本の場合、株式のリスク・プレミアムは13.1%あり、その場合の理論的な「相対的なリスク回避度」は20から30の間にある。アメリカの場合には、2.7%の株式のリスク・プレミアムに対応する理論的な「相対的なリスク回避度」は、12から16の間にある。このことは両国とも「株式パズル」に比べて「土地パズル」の方がいっそう深刻であることを意味している。そして、日本の場合に、アメリカと比べて「株式パズル」がいっそう問題であるといえる。

リスク・プレミアムを考慮した税制の効果

これまでリスク・プレミアムを歴史的な平均値を用いて定義してきた。しかし、現実にはリスク・プレミアムは時間とともに変化することが考えられる。このリスク・プレミアムの変化は、利子率上昇と同じ効果を土地価格に与える。すなわち、土地価格の期待上昇率が一定であれば、税制の変化が土地価格に与える効果は小さくなる。ここでは、①農業自由化、②固定資産税の評価替え、③相続税の評価替え、の効果を扱うことにしよう。

まず土地価格は、危険資産である土地と安全資産である債券の裁定関係によって決定されると仮定し、 R_T を土地の限界生産性（実質レント）、 r を割引率、 R_P をリスク・プレミアムとし、割引率が一定であるとすると、

$$r + R_P = R_T / P + (P_{t+1} - P_t) / P_t \quad (20)$$

の式から、ファンダメンタルズに基づく土地価格 P_t は、

$$P_t = R_T / (r + R_P) \quad (21)$$

と表される。この式からリスク・プレミアムの上昇は割引率（実質利子率）と同じく土地価格を引き下げることが見てとれよう。

さらに土地の限界生産性（実質レント）が一

定率（ g ）で増加していくとすれば、以下の式で示される。

$$P_{Ft} = R_{Tt} / (r + R_P - g) \quad (22)$$

すでに見たように日本の場合には、歴史的に観察される平均値で判断するかぎり分母の値が1.6%と小さいことから、割引率（実質利子率）やリスク・プレミアムの変化が土地価格に与える効果はきわめて大きい。時として土地価格の期待上昇率が、割引率とリスク・プレミアムを上回ることも発生しうる。この場合には、経済が「流動性のワナ」ならぬ「土地保有のワナ」（ケインズ）に陥る可能性もありうる。

ここで税制の存在を考慮することにしよう。まず、利子所得に対する課税（税率 t_i ）と土地のレントに関する税（ t_y ）は、

$$P_{Ft} = R_{Tt}(1 - t_y) / [r(1 - t_i) + R_P - g] \quad (23)$$

日本ではレント収入には所得税が課せられ、利子収入には20%の分離課税が行われている。1988年以前には、大部分の家計の利子収入はマル優制度などにより非課税であった。ところが1988年の税制改革以降、貯蓄優遇税制は廃止され、利子所得に対しても20%の課税が行われるようになった。このことは、これまで利子所得が非課税であった投資家にとって土地価格を押し上げる効果をもつ。というのは利子生み資産に比べて、土地の資産としての有利性が高まるからである。他方、利子所得に対しても所得税を支払っていた高所得者にとっては、利子所得の限界税率は低下し、土地価格引き下げ要因として働くことになる。経済全体としては、1988年の税制改革以前の利子所得の限界税率は、9.9%と推定されるので、税制改革の結果、利子生み資産と比べて土地保有の相対的な魅力は高まったといえよう³⁾。

農業自由化の効果

日本の場合、農地については主要な生産物に政府から補助金が出されており、土地の限界価値生産物に等しい土地のレントを高め、農地価格をつり上げる要因として働いている。農業に

対する直接の補助金は、3,000億円程度であるが、貿易制限などを通ずる間接的な補助金も含めると、名目GNPの1.4%にも達している。名目GNPに占める農業のシェアは2.7%であるから、補助率は約0.5ということになる。そこで農地の限界生産性は、補助金がない場合に比べて50%高められることになる。いま、生産物が資本(K)、労働(L)、土地(T)によって生産されているとすると、

$$Y_t = F(K_t, L_t, T_t) \quad (24)$$

sを補助率とすれば、補助金のある場合の実質レント (R_{Ta}) は、

$$R_{Ta} = (1+s)F_T \quad (25)$$

に等しい。ここで F_T は、土地の限界生産性を示している。

仮に農業が完全に自由化され、直接間接の補助金がゼロになると、(23)式から明らかなように農地は33% (=0.5/1.5) 下落することになる。ここでは、(23)式の分子が変化するのみであるため、リスク・プレミアムの変動があってもその効果に変わりがない。

農地の市場価値は、1988年に173兆円であるから、日本の農家は57兆円ものキャピタル・ロスを被ることになる。これは日本の土地の市場価値の3%、名目GNPの15.5%に相当している。サックス＝ブーン(1988)は、この富の減少を実物資本と対外資産の蓄積によって回復しようとする動機が働くため、農業の自由化の実施にもかかわらず日本の経常収支の黒字はかえって増加すると論じている⁴⁾。

固定資産税の評価替えの効果

日本の土地保有税のうちで最も重要な税は、固定資産税である。この税は、明治6年の地租に源をもつ物税である。固定資産税は、保有している土地の価値に対する税であるから、固定資産税率を W_c で表わすと、固定資産税の分だけ土地保有による収益が減少するので、

$$(1-t_l)r + R_p \\ = (1-t_y)R_{Tt}/P_t + (P_{t+1}-P_t)/P_t - W_c$$

したがって、土地価格は、

$P_{Tt} = R_{Tt}(1-t_y)/[r(1-t_l) + R_p + W_c - g]$ (26) と表すことができる。固定資産税率の1%上昇は、割引率(実質利子率)やリスク・プレミアムの1%上昇と同じ効果を与えることが見てとれよう。

固定資産税の標準税率は、1.4%と税法上規定されているが、固定資産税上の土地評価額が市場価格を大幅に下回っているために、実効税率は全国でみて5分の1程度であるといわれている。0.28%の実効税率を1.4%へと引き上げると土地価格に与える効果はかなり大きい。

表3には、リスク・プレミアムが変化することによって、土地価格が固定資産税の評価替えによってどのような影響を受けるかが示されている。リスク・プレミアムの上昇によって(26)式の分母の値が大きくなるにつれて、土地価格に対する影響は小さくなっていくことが見てとれよう。リスク・プレミアムが歴史的に観察される値に近ければ、土地価格を30~40%引き下げる効果があるといつてよい。しかし、何らかの理由によって投資家がよりリスク回避的になる場合には、固定資産税の評価替えが土地価格に与える効果はかなり小さなものとなる。ただし、このことは、土地のプレミアム・パズルの解決をいっそう困難とするケースであることを忘れてはならない。

1990年に地価税の導入が決定された。当初の案では、宅地を除くすべての土地に1%で課税されることになっていた。そのままの形でこの税が導入されていれば、宅地以外の土地価格を

表3— 固定資産税の土地評価替えが土地価格に与える効果 (実効税率が0.28%から1.4%へと上昇するケース)

リスク・プレミアムの上昇による ($r + R_p + W_c - g$) の変化	土地価格の変化
1%	-46.7%
2%	-32.9%
5%	-17.5%
6%	-14.8%
9%	-10.8%

同程度下落させたはずである。現実には課税対象がきわめて限定的なものになったため、土地価格に与える効果はこれよりかなり小さなものとなった。

さらに農地については、固定資産税の標準税率が低く、土地評価も低いため税負担は宅地と比べてかなり低いもの（40分の1から100分の1といわれている）となっている。1982年に市街化区域内農地の宅地並み課税は実施されたが、長期営農者は除かれたため実効が上がらなかった。Iwata, et al.(1989)の研究によれば、農地の宅地並み課税によって農地の価格は80%程度、宅地も含めた土地価格は30%近く下落するとの結果が得られている。この結果は、(26)式に基づく効果よりもやや大きいようであるが、分母の値がゼロに近ければそうしたことも生じうる。

土地保有税はアメリカと比べてかなり低い。国民所得に対する不動産税（日本は固定資産税、都市計画税、特別土地保有税）の割合は、日本の1.9%に対してアメリカは3.4%である（自治省の調べ）。日本もアメリカ並みの土地保有税にすれば、人々の「相対的なリスク回避度」が大きくなる限り、土地価格は20~50%程度下落することも容易に推察されよう。

相続税の評価替え

固定資産税と同じく相続税についても土地評価は、市場価格と大きな乖離がある。相続税については、土地評価が路線価格で行われており、路線価格が市場価格をかなり下回っているため、土地が他の金融資産と比べてより有利な相続財産となっている。地域によって差はあるものの、路線価格（国税庁）は取引価格の50%程度、固定資産税評価（自治省）は20%程度といわれている。さらに農地の場合には、相続税猶予制度があり、長期営農する場合には、「農業投資価格」を超える部分が実際上免税となる。農家にとって土地は、最も有利な相続財産といえよう。

さて、この相続税が土地価格に与える効果は、土地譲渡税と類似している。仮にs年目に相続

表4- 相続税の平均税率と限界税率

課税価格階級	1件当たり課税 価格 (100万円)	平均税率 (%)	1件当たり法 定相続人数
3,000万円以下	26.7	1.3%	1.4人
3,000万円超	35.7	1.6%	2.5人
4,000万円超	45.0	2.0%	3.4人
5,000万円超	69.8	5.4%	4.1人
1億円超	138.6	11.2%	4.5人
2億円超	242.3	16.0%	4.7人
3億円超	378.7	19.8%	5.0人
5億円超	943.5	27.7%	5.4人
限界税率	20.5%	実効限 界税率	10.3%

が行われ、地代が一定の率で上昇するとすると、土地価格は、

$$P_{Ft} = R_T(1+g)/(1+r+R_P) + R_T[(1+g)/(1+r+R_P)]^2 + \dots + [R_T(1+g)/(1+r+R_P)]^s + P_{Ft}(1-t_s)[(1+g)/(1+r+R_P)]^s \quad (27)$$

これをPについて解くと、

$$P_{Ft} = R_T(1+g)\{1 - [(1+g)/(1+r+R_P)]^s\} / \{1 - (1-t_s)[(1+g)/(1+r+R_P)]^s\} (r + R_P - g) \quad (28)$$

表4には日本の相続税の税収と1件当たり課税価格が示されている。ここから平均税率と限界税率を計算することができる。平均税率は15.5%であるが、所得をウェイトとする限界税率は20.5%である。注意すべきことは、財産を取得してから相続に至るまでの期間がかなりあるので、実効税率は名目税率よりもかなり低いものとなることである。さらに、すでに述べたように、相続税については土地評価が路線価格で行われており、路線価格が市場価格をかなり下回っているため、土地が他の金融資産と比べてより有利な相続財産となっている。

ここでは、土地を含めた相続財産の評価は市場価格の半分であると仮定することにしよう。すなわち「実効限界税率」は10.3%ということになる。この実効限界税率が10.3%から20.5%に上昇した場合の土地価格に与える効果を試算

表5- 相続税の土地評価替えが土地価格に与える効果
(実効限界税率が10.3%から20.5%へと上昇するケース)

土地実質価格の期待上昇率=10%		
リスク・プレミアムの上昇		
による ($r+R_p+W_c-g$) の変化	20年	30年
1%	-25.3%	-19.7%
2%	-16.0%	-11.1%
3%	-11.1%	-7.1%
6%	-4.8%	-2.5%

した結果が、表5に示されている。20年後に相続が行われる場合には、固定資産税の評価替えと比べると半分程度の土地価格下落効果が発生するが、30年後の場合にはややその効果は小さくなるが見てとれよう。

譲渡税との比較では、控除額が大きく、しかも市場価格で課税が行われなため、税率が2倍以上高くなっても実効税負担は変わらないことに注意すべきである。土地は相続財産の7割程度を占めており、相続税の税負担感は重いとされているが、その税負担の割引現在価値は、税率1%の固定資産税の半分程度であることを見逃すべきではないだろう。

注

- 1) 植田・鈴木・田村(1986)、岩田(1991)を参照されたい。
- 2) 西崎(1990)は「株式プレミアム・パズル」に関するすぐれたサーベイであり、日本における株式パズルの存在を確認している。本稿は土地についての拡張を試みたものである。
- 3) 税制改革以前の利子所得の限界税率の推定については、岩田・鈴木・吉田(1987)を参照されたい。
- 4) 均衡成長径路の近傍において、土地価格の上昇が対外経常収支黒字を縮小する効果をもつこと、したがってアメリカは対外不均衡の是正のためには土地課税を強化することが望ましいことは、岩田(1990)で論じられている。

参考文献

岩田一政(1991)『現代金融論入門』日本評論社(近刊)
 岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし(1987)「設備投資の資本コストと税制」『経済分析』第107号 経済企画庁経済研究所
 植田和男・鈴木勝・田村達郎(1986)「配当と株価：シラー・テストの日本への応用」『フィナンシャル・レビュー』第2号

金子能宏(1991)「資本所得課税の分析とわが国における世代別家計の消費の異時点間弾力性」『フィナンシャル・レビュー』第20号
 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・渋谷時幸(1990)「日本の家計資産と貯蓄率」『経済分析』第116号 経済企画庁経済研究所
 西崎文平(1990)「株式プレミアム・パズルは解決したか」(未発表論文)
 Arrow, K. J. (1970), *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, North Holland
 Boone, P. (1989), "Perspectives on the High Price of Japanese Land", *Discussion Paper*, No. 45, Economic Research Institute, Economic Planning Agency, June, 1989
 Friend, I., & Blume, M. E. (1975), "The Demand for Risky Asset", *American Economic Review*, December, 1975
 Hall, R. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, 96, No. 2, April, 1988
 Hansen, L. P., and Singleton, K. J. (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Stock Market Returns," *Journal of Political Economy*, April, 1983
 Iwata, K. (1990), "Land and External Imbalance: The U. S. -Japan Case", August, 1990 (mimeo)
 Iwata, K., and Yoshida, A. (1988), "Housing, Land, and Taxation System in Japan", *Discussion Paper*, No. 4, University of Tokyo, Komaba, June, 1988
 Iwata, Kikuo., et al. (1989), "Econometric Analysis of Property Tax on Land", paper presented at the EPA International Symposium, October, 1989
 Lucas, R. (1978), "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46
 Mankiw, G. N., Rotemberg, J., and Summers, L. (1985), "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics*, February, 1985
 Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985), "The Equity Premium: A Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, 10
 Sachs, J., and Boone, P. (1988), "Japanese Structural Adjustment and the Balance of Payment," *NBER Working Paper*, No. 2614, June, 1988
 Sachs, J., and Boone, P. (1989), "Is Tokyo Worth Trillion Dollars? An Explanation for High Japanese Land Price", October, 1989 (mimeo)
 Schiller, R. J. (1989), *Market Volatility*, The MIT Press
 Tobin, J., and Dolde (1971), "Wealth, Liquidity and Consumption," in *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkage*, Federal Reserve Bank of Boston

※住宅土地経済研究会の参加者、とりわけ金本良嗣東京大学助教授、西村清彦東京大学助教授、吉野直行慶応義塾大学教授のコメントに感謝したい。

住宅金融政策の効果

鴨池 治

住宅金融政策は、住宅ストックやサービスの需要者、供給者の資金調達を容易にしたり調達費用を低減する政策である。本論では、住宅を需要する家計と住宅ストック、賃貸住宅サービスを供給する企業の行動を定式化し、これら2つの市場の部分均衡モデルを作り、住宅金融政策が、各主体の行動に与える影響を通じて、均衡にいかなる効果を及ぼすかを検討する。特に、住宅需要を促進しかつ住宅（土地を含む）価格の上昇を抑えるためには、供給を促進する政策を併用することが必要であること等、政策目的によって複数の政策を同時に行う必要性のあることが強調される。

住宅政策の目的と手段

住宅政策には、政府が直接賃貸住宅サービスを供給する政策、家計の持ち家取得を容易にし推進する政策、民間の賃貸住宅の量と質を高める政策、より広く住環境を快適なものにする政策等がある。家計の住宅が政策の対象として特に取り上げられるのは、それが人々の生活に必要不可欠であり快適な住居が望まれていること、住宅（土地を含む）が高価でありその取得が容易ではないこと、住宅が資産としての価値をもち、持つ人と持たない人の資産格差が開く傾向にあること、住宅を含む住環境の公共的性格が強いこと等がその理由として考えられる。具体的に、住宅政策の目的をあげると以下になるであろう。

①人々が、なるべく低い費用で、良質な住宅サ

ービスを享受できるよう、住宅取得費用や賃貸住宅の家賃を低減化すること

- ②低・中所得者の住宅取得を容易にすることによって、資産分配の公平化に寄与すること
- ③高品質の耐久性のある住宅建設を促進し、富（個人的、社会的）の有効な蓄積に貢献すること
- ④良質な居住環境を造り、維持すること

これらの目的を達成するための住宅政策の手段として、次のような政策であろう。

第一に、低所得者に対して、直接、賃貸住宅を低廉な家賃で提供する政策があり、これは社会福祉政策としての意味をもっている。第二に、人々の住宅取得を容易にするため、住宅を取得しようとする家計や住宅建設企業、ディベロッパー、賃貸住宅の経営者に対し、公的に低利で資金を融資したり、民間金融機関の融資を促進したりする住宅金融政策がある。第三に、上と同じ目的で、税制により土地の供給を促したり、住宅取得の際の税負担を軽減する政策がある。そして第四に、住宅や土地利用に関する規定を定め、良質な住宅と環境を誘導する政策がある。さらには、生活関連の社会資本を充実させる政策も、住環境を整備することに関しては、広い意味の住宅政策に含まれるであろう。

本論では、このうち、第二の住宅金融政策の効果について考察する。

住宅金融政策は、住宅の需要者や供給者の資金調度を容易にしたり、調達費用を低減する政策であるが、基本的には、各主体の自由な経済

行動を前提とするものであり、各主体の行動が、政策によってどのような影響を受けるかを検討しなければならない。

そこで、以下では、まず住宅に関する家計の行動と企業の行動を定式化する。そして、各主体の行動を前提として、住宅ストック（新規建設分）と賃貸住宅サービスの2つの市場の部分均衡モデルを考え、そのモデルの均衡に住宅金融政策がいかなる効果を与えるかを検討する。

家計の住宅需要

家計が現在から将来にわたる生涯計画を立て、その中で、住宅取得の時期や住宅の大きさを決定するという状況を考えよう。

家計の計画視野を T 期間とし、現在（0期）から将来 T 期にわたる効用関数が、各期の消費 c_t と享受する住宅サービス $h_t (t = 0, \dots, T)$ 、そして T 期末の富の水準 W_T の関数として、

$$U = \sum_{t=0}^T u_t(c_t, h_t) + v(W_T) \quad (1)$$

で与えられるものとする。家計は、住宅を取得するまでは賃貸の住宅に住み、住宅取得後は T 期末までその住宅に住み続けるとして、各期の消費や貯蓄とともに住宅取得の時期や規模も効用関数(1)を最大にするように決定する。ただし、住宅については単位が適当に定められており、住宅の大きさと土地の広さには一定の関係があるとして、住宅と土地の組合せを改めて住宅 x 単位と呼ぶことにする。

住宅取得時期を τ 期とし、規模 x の住宅は、取得後每期

$$h_t = H_t(x), H_t'(x) > 0 \quad (2)$$

の住宅サービスを生み出すと仮定する。

賃貸住宅に住む $\tau-1$ 期までの予算制約式は、

$$w_t + (1+r)s_{t-1} = c_t + p_t h_t + s_t \quad (t = 0, \dots, \tau) \quad (3)$$

で表される。ここで、 w_t は利子所得以外の所得、 s_t は貯蓄残高、 r は市場利子率、 p_t は家賃料率である。

次に、 τ 期に、自己資金 s_τ に加えて、市場

(鴨池氏写真)

かもいけ・おさむ

1945年愛媛県生まれ。1973年東北大学大学院経済学研究科博士課程を経て、東北大学経済学部助教授。1986年より、東北大学経済学部教授。

著書：「金融論の基礎」(共編、有斐閣、近刊)ほか

金利による民間借入 B および住宅公庫からの低利による借入 Z を行い、住宅を取得する。住宅の単位当たり価格を q_r 、不動産取得税率を σ_0 とすると、取得費用の調達式

$$s_r + B + Z = (1 + \sigma_0)q_r x \quad (4)$$

が成立する。借入後の返済額を民間ローンについて b_t 、住宅公庫ローンについて z (每期同一額と仮定)、住宅公庫ローン金利を ξ 、同借入期間を n とすると、借入金を完済するためには、

$$\frac{B}{(1+r)^\tau} = \sum_{t=\tau+1}^T \frac{b_t}{(1+r)^t} \quad (5)$$

$$\frac{Z}{(1+\xi)^\tau} = \sum_{t=\tau+1}^{\tau+n} \frac{z}{(1+\xi)^t} \quad (6)$$

が成立しなければならない。また、住宅公庫の借入限度額が住宅価額の一定割合 δ で、

$$Z = \delta q_r x \quad (7)$$

で与えられるとする。 (ξ, n, δ) は住宅金融政策の政策変数である。

τ 期以降の予算制約式は、

$$w_t + (1+r)s_{t-1} = c_t + b_t + z_t + \sigma_t q_r x + s_t \quad (t = \tau+1, \dots, T) \quad (8)$$

$$\text{ただし、} z_t = \begin{cases} z & (t = \tau+1, \dots, \tau+n) \\ 0 & (t > \tau+n) \end{cases}$$

$$W_T = q_r x + s_T \quad (9)$$

と表される。ここで σ_t は固定資産税率、 q_r は T 期末の住宅残存価格である。(3)~(9)式を用いて家計の予算制約式を現在価値表示で表すと、

$$\sum_{t=0}^{\tau} \frac{y_t}{(1+r)^t} + (1+r)s_{-1} = \sum_{t=0}^{\tau} \frac{c_t}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^{\tau} \frac{p_t h_t}{(1+r)^t} + \frac{\bar{q}_\tau}{(1+r)^\tau} x + \frac{W_T}{(1+r)^\tau} \quad (10)$$

が得られる。ここで、 \bar{q}_τ は住宅金融政策、住

宅税制、将来の住宅残存価格等により修正された τ 期の住宅価格で、

$$\bar{q}_\tau = (1 + \sigma_0)q_\tau - C_1q_\tau + \sum_{t=\tau+1}^T \frac{\sigma_t q_\tau}{(1+r)^{t-\tau}} - \frac{q_\tau}{(1+r)^{T-\tau}} \quad (11)$$

で与えられる。この中の項

$$C_1 = C(\xi, n, \delta, r) = \delta \left[\sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+\xi)^i} - \sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+r)^i} \right] / \sum_{i=1}^n \frac{1}{(1+\xi)^i} \quad (12)$$

が住宅金融政策に関わる変数である。(12)式は、住宅公庫の低利融資を受けることで、 n 期にわたって節約できた金利支払い額の τ 期における価値（住宅取得費用 1 円当たり）を表している。このパーセンテージだけの補助を家計は住宅取得時に得ているわけである。家計は、(10)式の制約条件の下で、効用関数(1)を最大にするよう、消費、貯蓄、賃貸住宅需要、住宅取得時期、住宅の規模等を定める。したがって、 \bar{q}_τ が同一の値をとる限り、家計の決めるこれらの変数の値は変わらない。特に、(12)の値が同じになる政策変数の組合せは同じ効果をもたらすことがわかる。

家計は、上述の問題を解くにあたり、まず住宅取得時期 τ を暫定的に定め、その下で効用を最大化する問題を解き、 τ が所与の際の最大効用を求め、次にすべての τ の中で最も高い効用をもたらす最適な τ を求める手続きが考えられる(図 1)。将来の \bar{q}_τ が高くなると予想すれば、早い時期に持ち家を取得しようとし、また現在の \bar{q}_0 の値が下落すれば、現在住宅を取得しようとする家計の数が増えるであろう。つまり、 \bar{q}_0 の下落は、将来の住宅需要を現在に代替することで、また住宅の規模を大きくすることで、現在の住宅需要を増加させる効果もっている。

このようにして導かれた、現在時点における経済全体の住宅需要を、

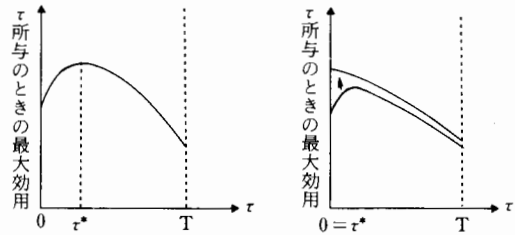
$$X_1^d = X_1^d(\bar{q}_0, p_0, p^e, w) \quad (13)$$

で表し、賃貸住宅サービスに対する需要を、

$$H_1^d = H_1^d(\bar{q}_0, p_0, p^e, w) \quad (14)$$

図 1— 最適な取得時期

<住宅金融政策による最大効用曲線のシフト>



と表すことにする。ここで、 p^e は賃貸住宅サービスの将来価格（現在価値）の予想値、 w は平均的な家計の利子を除く所得の現在価値であり、 X_1^d は \bar{q}_0 の減少関数、 p_0 の増加関数、 H_1^d は \bar{q}_0 の増加関数、 p_0 の減少関数であると考えられる。

住宅供給に与える政策金融の効果

本節では、住宅供給に与える政策金融の効果を検討する。ここでは株価最大を目的とする株式会社である企業の行動を考えるが、この企業が土地の開発、住宅建物の供給、住宅サービスの供給のいずれの業務に携わっていても、以下の分析は変わらない。

企業および株主の直面する市場金利を r 、株価を e 、投資額を I 、市場金利による借入額を B 、その返済期間を m 、毎期の返済額を b_t 、政策金融による低利借入額を Z 、その返済期間を n 、金利を ξ 、毎期の返済額を z （每期同一と仮定）とし、企業の既発行株式数を \bar{k} 、新規発行株式数を Δk とする。政策金融による低利融資額は投資額の一定割合 δ とし、

$$Z = \delta I \quad (15)$$

が成立するものとする。また、企業は投資額 I を株式の新規発行と 2 つの借入で賄うので、

$$I = e\Delta k + B + Z \quad (16)$$

という資金調達の関係が成立する。さらに、借入額を完済するための条件式

$$B = \sum_{t=1}^m \frac{b_t}{(1+r)^t} \quad (17)$$

$$Z = \sum_{t=1}^n \frac{z}{(1+\xi)^t} \quad (18)$$

も満たされなければならない。

企業の投資 I より生み出される将来収益を

$$R_t = R_t(I) \quad (t = 1, \dots) \quad (19)$$

とし、t 期の総配当額を D_t とすると、各期の収益の処分について、

$$R_t = D_t + b_t + z_t \quad (t = 1, \dots) \quad (20)$$

ただし $b_t = 0 \quad (t > m)$

$$z_t = \begin{cases} z & (t = 1, \dots, n) \\ 0 & (t > n) \end{cases}$$

が成立する。また、株価 e は 1 株当たりの配当の割引現在価値になると仮定し

$$e = \sum_{t=1}^{\infty} \left\{ \frac{1}{(1+r)^t} \frac{D_t}{\bar{k} + \Delta k} \right\} \quad (21)$$

と表されるものとしよう。以上の関係式を用いて、最終的に、

$$e\bar{k} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{R_t}{(1+r)^t} - [1 - C(\xi, n, \delta, r)]I \quad (22)$$

という式を導くことができる。企業が株価を最大にするよう行動するということは、(22)式を最大にするように投資額 I を決めることにほかならないが、この式によると、政策金融による低利融資は、投資費用を、

$$C_2 = C(\xi, n, \delta, r) \quad (23)$$

だけ低減する効果をもつことがわかる。(23)の値は、家計の場合の住宅価額の割引比率と同一であり、市場金利による返済額と政策金利による返済額の差額の現在価値だけ補助がなされていることを示している。

投資費用が低減すればするほど企業の投資は促進され、住宅供給および賃貸住宅サービスの供給は増加することが期待される。そこで、経済全体の住宅供給を

$$X_2^s = X_2^s(q_0, C_2, r, q^e) \quad (24)$$

と表し、賃貸住宅サービスの供給を、

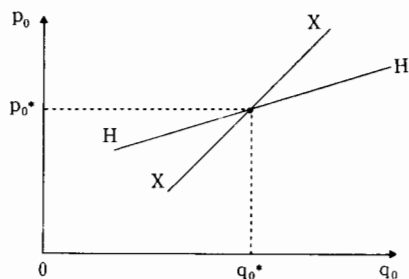
$$H_3^s = H_3^s(p_0, p^e, C_3, r, q_0) \quad (25)$$

そのための新規の住宅需要を

$$X_3^d = X_3^d(p_0, p^e, C_3, r, q_0) \quad (26)$$

と表すことにする。ここで、 C_2 、 C_3 はそれぞれ政策金融による住宅供給企業の費用低減比率および賃貸住宅サービス企業の費用低減比率

図2- 住宅ストックと賃貸サービスの同時均衡



($=C(\xi, n, \delta, r)$)であり、 q^e は将来の住宅価格の予想値(現在価値)である。 X_2^s は q_0 、 q^e および C_2 の増加関数、 H_3^s と X_3^d は p_0 、 p^e 、 C_3 の増加関数、 q_0 の減少関数と考えることができる。

住宅と賃貸住宅サービス市場の均衡

住宅金融政策の効果をみるために、住宅(ストック)の市場と賃貸住宅サービスの市場の同時均衡を考察する。

両市場の均衡条件は、前々節と前節で導いた需要と供給関数を用いて、

$$\text{住宅} \quad : X_1^d + X_3^d = X_2^s \quad (27)$$

$$\text{賃貸サービス} : H_1^d = H_3^s \quad (28)$$

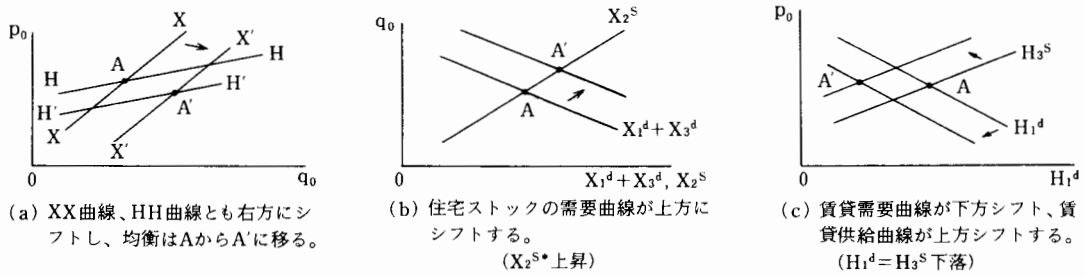
のように表すことができる。この条件より、各種の政策金融変数の値、税制、将来の住宅価格、家賃の予想値、家計の所得の割引現在価値が与えられたとき、均衡の住宅価格 q_0^* 、賃貸住宅サービス価格(家賃率) p_0^* を求めることができる。

(27)を満たす (q_0, p_0) は、図2のXX曲線のように右上がりの曲線となり、(28)を満たす (q_0, p_0) はHH曲線のようにやはり右上がりの曲線となる。もし住宅(ストック)の需給に応じて住宅価格が変動し、賃貸サービスの需給に応じて家賃率が変動するとするならば、体系が安定的であるためには、図2のように、XX曲線の傾きがHH曲線の傾きより大きくなっていなければならない。この両曲線の交点が均衡の (q_0^*, p_0^*) である。

住宅金融政策の効果

さて、住宅金融政策の政策変数である C_1 、 C_2 、 C_3 の値の変化の効果をみてみよう。

図3- 持ち家取得への低利融資政策の効果 (C_1 の上昇の効果)



まず、持ち家住宅取得者に対する低利融資の効果は、 C_1 の上昇でとらえることができる。このとき家計の持ち家需要は増加し、賃貸需要は下落するので、XX 曲線、HH 曲線はともに右方にシフトし、均衡住宅価格 q_0^* および均衡家賃率 p_0^* の変化の方向は必ずしも確定的ではない。しかし、可能性の高いのは住宅価格が上昇し家賃率が下落する場合であり、このときには賃貸住宅供給および需要は下落する。反面、住宅供給は確実に増加するので、均衡においては、家計の持ち家需要が供給以上に増大する。図3は、この様子を、(a)では (q_0, p_0) 平面で、(b)では住宅ストックとその価格の平面で、(c)では賃貸サービスと家賃率の平面でみたものである。

次に、住宅ストックを供給する企業に対する低利融資の効果 (C_2 の上昇の効果) をみてみよう。 C_2 の上昇により、企業は供給を増やそうとするので、 (q_0, p_0) 平面でXX 曲線は左方向にシフトし (HH 曲線は不変)、均衡住宅価格 q_0^* は下落、同時に均衡家賃率 p_0^* も下落する。この場合、他の変数の変化の方向に関しては確定的な結論は得られないが、一次的な効果として住宅供給 (したがって需要) の増大が生じることになる。

最後に、賃貸住宅サービスを供給する企業に対する低利融資の効果 (C_3 の上昇の効果) を考えてみよう。 C_3 の上昇により、企業は賃貸住宅サービスの供給を増やそうとし、賃貸住宅需要 (ストック) も増加させようとする。その結果、 (q_0, p_0) 平面において、XX 曲線、HH 曲線はともに右方にシフトするが、均衡住宅価

表1- 各住宅金融政策の効果

	q_0^*	p_0^*	X_2^S	X_1^d	X_3^S	$H_1^d = H_3^S$
C_1	+	-	⊕	+	-	-
C_2	⊖	⊖	+	+	?	?
C_3	+	-	+	?	+	+

格 q_0^* および均衡家賃率 p_0^* の方向は確定しない。しかし、可能性の高いのは、住宅価格が上昇し家賃率が下落する場合である。他方、住宅 (ストック) の需要曲線が上方にシフトするので住宅供給 X_2^S は確実に増加する。

以上のような住宅金融政策の効果をもとめたのが表1である。この表で、丸を付した符号は確定的に得られるもの、それ以外の符号は、政策の一次的効果が大きいとした場合に予想されるものである。このように、家計、住宅供給企業、賃貸住宅サービス供給企業に対する低利融資の効果は、住宅供給に対してはすべて正の効果が期待できるものの、持ち家需要や賃貸住宅およびサービスに対する需要、住宅価格や家賃率に対して異なる効果をもつ。

したがって、例えば、家計に対する住宅金融政策を高める結果、住宅価格の上昇が懸念される場合には、 C_2 を高めて住宅価格の下落を誘発する必要がある。このように、複数の目的を同時に達成するためには、3種の政策を適当に組み合わせる必要がある。

参考文献

- 鴨池治 (1986) 「政策金融下における企業の投資行動」『研究年報経済学』(東北大学) Vol.48, pp.31-39
- 鴨池治 (1987) 「住宅需要と住宅政策」『住宅問題研究』Vol.3, pp.1-15
- 鴨池治 (1988) 「金融仲介と住宅金融(4) 住宅金融政策の効果」『住宅問題研究』Vol.4, pp.63-70

本号においても、3つの専門論文について簡単な解説を行う。前号で述べたように、この解説はあくまでとりかかりのために過ぎないのであって、各論文の神髄はそれらを精読することによってのみ、会得できるものであることはいうまでもない。

まず西村論文である。ここでは、1956—1989年の時期のわが国の土地市場における価格形成が「効率的」であったか否かが、株式市場におけるそれと比較しつつ検討される。

ただし、ここで用いられる効率性の意味は、市場において関連する（特に収益性についての）情報が十分効率的に利用されているという、情報効率性のそれであることに注意すべきである。もちろん、このような情報効率性は、経済における資源利用効率性のための大前提として、後者と不可分に関連している。

さて西村氏によれば、わが国の株式市場においては、集計化された株価指数を用いた分析によってさえ、実質価格上昇率に系列相関が存在しないという形で、市場の効率性が検証される。これに反し、市街地価格指数に基づく分析では、系列相関したがって非効率性の存在が明らかである。

しかしながら、この価格指数は土地の取引価格を十分に反映しているとはいえないので、別に農地の市街地転用価格の時系列を用いた分析を行ってみると、住宅地に

ついては首都圏を除いて非効率的な地域が多いが、工業用地については効率的な地域が多い。

以上は貴重なファクト・ファインディングであるが、西村氏はさらに、市場非効率性発生要因についての推測を行い、それらに関する今後の実証研究を示唆している。これは、有効な土地政策確立のためにも重要な研究方向といえるであろう。

岩田論文は、メラ＝プレスコット(1985)において「株式リスク・プレミアムのパズル」の存在を証明するために用いられた理論モデルを、わが国の土地市場関連のデータ(1956—1989年)に適用して、わが国の土地資産収益率の高過ぎること、すなわち「土地リスク・プレミアムのパズル」の存在を明らかにした実証分析である。

わが国の土地保有についてのリスク・プレミアム(危険資産である土地の収益率と安全資産の収益率——この場合、利付電債利回り——の差)は9.9%であり、これが理論的上限値に等しくなるためには、効用関数のパラメータ値で規定される「相対的リスク回避度」(＝限界効用の弾力性)は30という極端な値をとらなければならない(このとき異時点間消費の代替弾力性は、わずか $0.03=30^{-1}$ の値となる)。もちろん、この結論は理論的上限値を導出するために必要な、数々の仮定に依存しており、それらについても吟味が必要である。

岩田氏はさらに、土地に関する

リスク・プレミアムの変化が、諸土地統制の地価に及ぼす効果にどのような攪乱的影響を与えるかを、種々の状況について検討している。

最後の鴨池論文では、住宅を購入する家計、住宅を建設する企業、および賃貸住宅サービスを供給する企業の3種の経済主体に対する、別々の低利住宅金融政策の組み合わせられた効果が分析される。

各金融政策は、市場利子率 r より低い金利 ξ 、借入期間 n 、および融資比率 δ のパッケージとして、特定式 $C_i(\xi, n_i, \delta_i, r)$ によって表現される(融資条件式)。 $i=1,2,3$ は前記3種の経済主体に対応する。新規の住宅建設に関する需給均衡式、および賃貸住宅サービスに関する需給均衡式から、例えば住宅の単位価格 q と賃貸住宅の家賃料率 p を両軸とする平面上に、両均衡式を示す軌跡が2本(XXとHH)描かれ、 C_i 、 $i=1,2,3$ 各々の変化による (p,q) の均衡値の変化が吟味される(ケインズ理論における、IS-LM分析を想起せよ)。

それらの変化の定性は必ずしも確定的ではないが、例えば融資条件 C_2 の向上($\Delta C_2 > 0$)は、 (p,q) の均衡値を必ず低下させる。

3種の金融政策を適切に組み合わせ、住宅経済に関する複数の目標を達成すべきであると説く鴨池氏の論文は、住宅金融政策の多面性を示した点に特徴があるといえよう。

(N. S.)

フローからストックへ

高木新太郎

最近公表の家計の4統計

1991年7月に家計の重要な4統計(調査)が公表された(後掲④～⑩)。これに農家経済調査を加えれば、家計に関する主要な指標がそろふことになる。ここでは④～⑩と、土地・住宅の情報について考えてみることにする。

まず、④～⑩の一般的な特徴について述べておく。④と⑥は毎年調査であり、⑤と⑩は5年ごとの調査である。それゆえ、④と⑥は時系列的動向に一つの重点がおかれる(クロス表も多い)。他方、⑤と⑩は標本数も多く、構造分析に適している。

第2は内容面である。④は家計の収支面(特に支出面)に焦点を当てたフローの統計だが、家賃と地代が分離計上される(④第16表)。また、住居所有関係別の収支表や「ローン返済世帯」の年齢・収入階級別収支表を提供する。⑥は貯蓄(金融資産)・負債の現在高、同年間増減額、住宅・土地の購入等の実物投資、住宅・土地のための負債現在高と年間返済額、年収等が調査される。

結局、⑥は資本勘定と残高が中心となる。その結果、④と⑥の接点は、貯蓄(弱い形だが)と年収となる。また両者とも住居所有関係別の情報を用意する。

他方、⑤と⑩はおのおの独自の

目的をもつとともに、④と⑥との接続の面がある。⑤は住宅統計調査(住調と略記)の総合解説版であるが、住調は住宅および「住宅以外で人が居住する建物」(会社等の寮、旅館他)の調査と、これらに居住している世帯の調査から成る。

その内容は、住宅(建て方、構造、所有関係、建築時期、延べ面積他)、住宅環境、世帯(世帯人員、年収、家賃・間代他)、世帯の家計を主に支える者(年齢、通勤時間、入居時期他)、持ち家(住宅の建て替え・購入・新築等、増改築による畳数の増加他)、敷地(面積、所有関係、取得時期他)、調査区情報などである。

これからわかるように、住調は住宅の属性に関する情報に詳しいが、その反面、世帯に関する経済情報は少ない。また、⑥との関係では実物投資が考えられるが、必ずしも直結しない。⑤が物理的情報が多いため、むしろ年収が共通のキーワードとなる。

⑩は全国消費実態調査(全消と略記)の第1巻だが、要となる収支編である。全消は、住調に比べ④と⑥との関係が密である。全消は④のセンサス版的性格をもち(標本統計だが)、調査対象に単身者や農林漁家も含む。

全消は④のフロー面だけでなく、

ストックの調査も行う。住居の延べ面積、主要耐久消費財保有状況、貯蓄現在高、負債現在高等が調査されてきた。したがって、貯蓄・負債現在高で⑥と、住居の属性の一部が住調と対応する形となっている。さらに、帰属家賃は全消だけが推計している。

住調と全消のストック重視へ

④と⑥は例年と大差ないが、⑤と⑩の調査には大きな変化があった。

まず住調では、特に世帯関係に多くの新規調査項目が導入された。「この住宅以外に使用している住宅」(5項目)、「他に所有している宅地」(2項目)、さらに共益費・管理費等3項目が追加された。

これらは、所有に関して、現在居住する住宅(および宅地)と他利用のそれとを区別したものであり、興味深い。わが国でも複数の物件を持つ世帯が増加しているかもしれない。これを一歩進めると、所有と利用の関係が把握可能となるだろう。さらに⑤では、持ち家と所有地に関して名義人を調査しており、所有者と居住者の関係について突っ込んだ形となっている。

全消でも、住宅・宅地関係の調査項目に変化があった。まず世帯票で、⑩と1984年調査を比較すると次のようになる。共通項目は、

(高木氏写真)

たかぎ・しんたろう
1941年東京都生まれ。1972年慶
応義塾大学経済学研究科博士課
程修了。成蹊大学経済学部専任
講師、同助教授を経て、1981年
より同教授。
論文：「日本の地価、住宅価格は
高すぎる？」(日本経済研究)ほ
か

住居の所有関係、住居（建物）の構造、建て方、建築時期（持ち家ののみ）、設備等である。異なる点は次の諸点である。

まず①での拡大は、①住居延べ面積（業務用面積と住居面積全体が把握可能）、②持ち家の敷地面積（面積・地代の有無）であり、逆になくなった項目は、③入居時期、④耕地面積、⑤家賃・地代である。ただし、⑤は家計簿から把握できる。ここでの大きな点は①と②であり、これによって持ち家の住居と敷地面積の全体が把握可能となった。

さらに⑩では、世帯票以外に住宅・宅地項目を追加した。それは、現在住んでいる居住以外の所有する住宅・宅地の調査項目で、⑥住宅は建築時期・住居延べ面積・建物の構造、⑦宅地は所在地・宅地面積、である。

この⑥と⑦の項目は、一方では住調と連動して現住居以外の住宅・宅地情報を提供するが、もっと重要なねらいをもっている。すなわち、世帯票の住宅・宅地情報と⑥、⑦より、家計が所有する住宅・宅地の物理的数量全体が把握可能となる。⑩ではこれを一歩進めて住宅・土地資産額を推計する。すなわち、⑩は現住居・現居住地とそれ以外の住宅・宅地資産を表示する。

さらに⑩では、耐久消費財の資産額も推計した。耐久消費財は消費との境界問題はあるが、資産としての処理も1つの方向である。

また前述のように、全消では貯蓄・負債現在高があるから、いわゆる家計部門の貸借対照表の主要項目がそろった。試みに国民経済計算（⑤）と比較すると次のようになる（89年値で単位は万円/世帯。世帯数は90年国勢調査を使用）。すなわち、①住宅・宅地資産⑩=4,497と純固定資産・土地⑥=3,854、②貯蓄残高⑩=1,093と金融資産⑤=2,336、③負債⑩=384と⑥=717、④耐久消費財⑩=189と⑥=161、である。

両統計には、部門の範囲、調査時点、推計法等の差があるから一致しない。比較方法もラフだが、実物資産は⑩が大きく、金融資産・負債は⑥が大きいという興味ある結果を示す。いずれにしろ、一次統計は情報量が多いから、全消での今回のストック推計は分析上大いに有益と思われる。

住宅・土地統計との関係

国富調査が1970年でストップしているから、今回の住調や全消におけるストックへの配慮は有意義である。特に、⑩は経済統計側から住宅・土地資産額を推計するものであり、その姿勢を評価したい。

同時に、物理的な所在地、面積等から金額へ転換するためには、地価等の価格資料が必要になる。こうして、経済統計と住宅・土地統計のリンクが今後重要になる。

最後に、フローのデータはどうであろうか。フローは家賃と地代になる。家賃と地代は④からも把握でき、さらに⑩では帰属家賃も推計されているから、一見すると問題がないようにみえる。確かに月々の支払いの家賃と地代は把握可能である。しかし、問題は敷金・謝礼金・権利金等の扱いである。

これらは④では一括して「他の家賃地代」として処理されているが、その数値は時系列的に変動する。この方面の統計整備が残されているように思われるが、特に借地権などは金額も大きく何らかの調査が必要である。もとより、これを既存の経済統計の拡大で処理するか、法人まで含めて新しい視点から調査を考えるかは別問題である。

- ④『家計調査年報（平成2年）』
- ⑤『平成2年貯蓄動向調査報告』
- ⑥『日本の住宅：昭和63年住宅統計調査の解説』
- ⑦『平成元年全国消費実態調査報告：第1巻家計収支編』
- ⑧『国民経済計算年報（平成3年版）』

住宅需要の分析

森泉陽子

住宅需要の実証分析の中心的課題は、住宅サービス需要が所得および価格にどの程度反応するか、いい換えれば、所得弾力性および価格弾力性の大きさはどの程度であるか、である。

この概念が有用になるのは、主として、政府による住宅政策の影響をみる場合である。住宅政策は通常は住宅サービス価格を低下させたり、あるいは家計の可処分所得を増加させる方向に働く。したがって、家計の住宅サービスの所得弾力性、価格弾力性の値がわかれば政策の影響の程度を知ることができるので、この値を正確に知ることは住宅政策にとって基本である。

1 住宅需要の基本モデル

前回で、住宅財は通常の財と異なっていくつかの特質をもち、このことが、住宅の分析を複雑にしていることを述べた。これらの住宅の特質のすべてを明示的に組み入れた需要関数の導出は難しい。

住宅は耐久性をもつがゆえに家計の消費計画は長期に及ぶ。長期的 (intertemporal) な家計の最適消費行動のフレームワークには、ライフサイクル (life-cycle) 理論がある。この仮説によれば、家計は多期間にわたる予算制約 (富制約と呼ぶ) のもとで、生涯にわたる効用を最大にするように現在の消費計画をたてる。富制約とは、非人的資産と生涯にわたる人的資産の合計が生涯にわたる消費支出に等しいというものである。

長期にわたる家計の最適化行動を記述するモ

デルはいく通りか考えることができる。特に、①生涯借家で過ごそうとする家計、②これから持ち家を購入しようとする家計、あるいは③すでに持ち家に住んでいる家計とでは、住宅消費に関する最適化行動が異なる。これから持ち家を購入しようとする家計にとっては、資本市場での制約 (借入制約、流動性制約) が重要となるであろうし、これらの家計やすでに持ち家に住んでいる家計にとって、資産としての住宅が重視され、それを遺産として遺すか否かも関心事である。

これらは効用関数、富制約に反映され、モデルに組み込まれる。理論的には借入制約、流動性制約を課したモデルはあるが、それらの需要分析は主としてシミュレーション分析である。

しかし、ここではこれらの点についてこれ以上細かく立ち入ることはせず、単純な時点間最適化モデルを考える。完全予見の世界を想定し、資産市場は完全であるとする。前述の①の場合を想定すると理解しやすいが、③の場合にはさらに若干の仮定を加えることによって、以下の(3)式を導出できる。②についてはいくつかのモデルがありうるが、いずれも複雑であるので触れない。

いま、ある家計の平均余命を T とし、家計の選好は効用関数、 $U(x_1 \cdots x_T, h_1 \cdots h_T)$ で表されるとする。ただし、 h_t 、 x_t をそれぞれ t 期における住宅サービス、住宅以外の財の消費量とする。 P_{ht} 、 P_{xt} をそれぞれ住宅サービス価格、非住宅財の価格とする。また、 Y_t は t 期の所得、

W は家計の生涯にわたる富（純資産）とし、r は利子率で、簡単のため期間中一定と仮定する。A は初期資産の現在価値である。現在から生涯の終わりまでにわたる家計の効用最大化は、以下の(2)式の富制約式のもとで、(1)式の効用を最大にすることである。z はデモグラフィック要因である。

$$U = U(x_1 \cdots x_T, h_1 \cdots h_T, z) \quad (1)$$

$$\begin{aligned} & \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} (P_x x_t + P_h h_t) \\ & = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t + A = W \end{aligned} \quad (2)$$

この異時点間の最適化のモデルから得られる住宅サービスの需要関数は、

$$h_t = f_t(P_x, P_h, r, Y, A, z) \quad (3)$$

となる。ここで、 P_x 、 P_h 、 Y は全期間 ($t = 1, \dots, T$) のそれぞれ対応する変数を含む。

この需要関数の特徴は、第1に現在の住宅消費が現在の諸価格、所得、利子率のみならず、それらの変数の将来の値にも依存して決まる点である。第2は、家計の資産（金融資産と実物資産の合計）に依存する点である。第1の点は予想と不確実性の問題に関連し、前者のうち、例えばインフレ期待が住宅需要にどのような影響を及ぼすかについては大いに議論され、後者については将来所得の不確実性を組み入れた分析がある。第2の点に関しては、資産は住宅購入に強く影響を与えるので重要な変数ではあるが、利用できるデータがほとんどないことから明示的に入れることは難しい。

2 住宅需要関数

(3)式の住宅需要関数は将来変数を含むので、このままでは推定は困難である。時点間の効用関数を特殊な形（時点にわたって加法的な効用関数）と仮定して、(3)式をより単純な形にして推定した分析もあるが、先の諸仮定以外にさらに強い仮定を必要とする。

今までよく行われてきた分析では、将来の諸価格については完全予見のもとで、現在のまま

不変であると仮定された。所得変数については期間を明示的に導入せず、暗黙裡に“将来”を導入するという方法、つまり恒常所得を用いた。恒常所得とは、実際に家計が稼得する現在の所得ではなくて、生涯の富の年次の値に変換したものである。

持ち家の住宅サービス価格については、耐久性と投資的側面を入れた使用者費用（user cost）を用いた。使用者費用とは1単位の住宅ストックを1期間保有するのに要する費用である。資産については、データ上の理由から、資産を分離し独立変数とした分析例は少なく、資産の効果は暗黙裡に恒常所得の中に入れて分析をした場合が多い。

(3)式の需要関数を推定する場合には、効用関数を特定化し、(3)式を具体的な式にする必要がある。特定化が困難な場合には、(3)式の誘導形を特定化して推定する。この場合には時点間の最適化を先に述べたような形でインプリシットに入れて、住宅消費量と住む期間（あるいは持ち家に住むか借家に住むかという tenure choice）を同時決定する分析が最近は見受けられる。しかし、現段階では intertemporal な視野に立った住宅需要の実証分析はまだ数少ない。

3 諸変数とデータとの対応

さて、実証分析を行う場合には、それぞれの変数に対応するものをデータから求めなくてはならない。1の例では、所得、価格、デモグラフィック要因である。ところが、住宅では価格は直接には観察できない。つまり、私たちが直接観察できるのはさまざまな質をもつ住宅の1戸の値段とか、月々支払っている家賃額である。これは住宅の価格ではなく、住宅価格に数量をかけたものである。

実証分析を行うにあたって、住宅価格と数量をいかに正確に推計するかが、住宅需要分析のキーポイントであるといっても過言ではない。

さて、1戸の住宅といっても、その質は実にさまざまであり、価格もおのおの異なる。また、

物理的には同じ住宅でも持ち家と借家とではその価格は異なる。例えば、大部分の先進諸国では持ち家について税制上の優遇制度があり、その保有コストが相違するからである。借家についてもさまざまな質の住宅が存在し、価格がそれに依りて異なるのは持ち家と同様である。

それでは住宅サービス価格に何をを用いたらよいであろうか。1つの方法は住宅サービスを1つの束で考えずに、それぞれの属性に分解して、ヘドニック価格指数(等質価格表示による指数)を推定して属性の価格を用いる方法である。この方法は属性別の分析に有効であるが、住宅の特性についてのかなり詳細なデータが必要である。属性別の分析を行わずに、住宅を1つの複合財とみなし、その住宅サービスを1つの束とみなす場合、地域別にヘドニック価格関数を推定し、標準住宅を設定して、これの地域間格差指数を用いる。

通常よく用いられる方法は、借家については公表されているデータから、家賃の地域間格差指数、あるいは時系列指数を用いる。あるいは前述したように、標準住宅を設定してこの地域間格差指数を用いることもあるが、日本ではこのようなデータの入手は難しい。持ち家についても同様に、ヘドニック価格関数から標準住宅を設定して、これの地域間格差指数を用いることもできる。

しかし、持ち家の場合には借家の場合とは違い、住宅財の投資的側面も考慮に入れ、資本の使用者費用の概念を用いることが多い。資本の使用者費用とは、基本的に機会費用の概念であるが、一定期間での1単位の資本の保有コストであり、これで1単位の資本サービスの価格を定義する。

持ち家の場合の1円当たり使用者費用は、ローン利率が住宅以外の資産の収益率に等しい、減耗率はストックの一定割合、などの仮定をおくと、資本の機会費用(利率)+減耗率+固定資産税率-キャピタルゲイン率と定義できる。これにさらに持ち家保有にかかわる税の控除も

考慮に入れる。1円当たり使用者費用に住宅購入価格(通常は費用関数から推計された住宅のユニットプライス)を乗じることによって、持ち家サービス価格を推計することができる。

税の控除をも考慮に入れた使用者費用の定義式は、国および時期によっても異なる。日本において、この価格指数は非常に強い仮定のもとで地域別、時系列で推計することはできる。

いずれの方法でも住宅財の立地特性を考慮し、一国の住宅市場を単一市場とはみなさず、いくつかの市場(地域、地区)に区分して分析するのが住宅分析の1つの特徴である。

所得は恒常所得を用いるのが通常であるが、恒常所得の推計にはいくつかの方法がある。①地域あるいは所得階級のメディアン所得を用いる。②操作変数を用いる。この場合、ラグ付所得を用いる方法と現在所得を生涯所得と関連のある諸変数(学歴、年齢、資産など)のうえに回帰し、その推定値を用いる方法がある。③過去の所得の過重平均を用いる。これらの方法はおのこの利点と欠点はあるが、最近では②の操作変数を用いることが多い。

次に、需要関数の従属変数は住宅支出額あるいは住宅サービス消費量である。多くの分析では、住宅支出額は家賃額あるいは住宅価値額に比例する、あるいは、住宅サービスはストックに比例するという仮定をおく。住宅サービス消費量は、借家では契約家賃を前述の価格指数で割ったもの、持ち家では住宅価値額を住宅のユニットプライス、あるいは前述の標準住宅を用いた価格指数で割ったものを代理変数とすることが多い。

デモグラフィック変数としては世帯主年齢、世帯人員数等を用いることが多い。その他に地域ダミー、移動ダミーを入れることも多い。

ちなみに、表1に日本の住宅需要の動向を借家と持ち家に分けて掲げてみた。借家の住宅消費量は家賃額を家賃指数で割ることによって求めることができる。持ち家に関しては利用できるデータはほとんどないのが現状である。「全

●最新レポートのご案内

「民間マンションの建て替え意識と融資制度」 定価2,200円(税込)

今後建て替えの時期を迎えるマンションの多くは、既存建物と同一の規模に建て替えることが不可能な不適格建築物。建て替えシミュレーションによってその現状と解決策を探ります。

「東京圏における住宅需要の実態」 定価3,000円(税込)

東京40km圏に住む25～39歳の世帯主を対象に、所得や資産、相続、住宅ニーズ、住宅取得計画等について調査。最近の地価高騰で持ち家志向にもかげりが見えています。

「二大都市における空き家実態調査Ⅲ」 定価1,600円(税込)

東京都および大阪府の人口5万人以上、空き家率8%以上の市区を対象に、空き家の建物特性、環境特性や所有者の意向等、空き家

の実態を詳しく調査しています。

「ウォーターフロント地域の住宅・都市整備手法」(近刊)

定価2,900円(税込)

ウォーターフロント地域の特性を抽出し、具体的なモデルスタディを行うことによって、同地域の住宅・都市整備の計画理念や事業手法、政策課題を提起します。

●平成3年度調査研究助成募集のご案内

当センターでは、昭和55年度より、有意義な調査研究を奨励することを目的に、国内外の住宅・土地・都市問題および関連する分野の研究者に対して、広く研究テーマを募集し、助成を行っています。

募集については、対象となる調査研究を、

- ①住宅・土地に関する社会・経済・経営の部門
- ②住宅・土地の法と政策に関する部門

る部門

③都市・住宅の計画および制度に関する部門

④住宅の建設および技術開発に関する部門

の4部門に分けており、応募されたテーマについては審査委員会で選考を行います。採択された調査研究に対しては、毎年総額約3,000万円(1件につき200万円以内)の助成を行っています。

今年(1991年)は9月2日より全国の主要大学を通じて募集を開始し、10月25日に締め切る予定です。

なお、これら助成研究の成果は、『住宅・土地問題研究論文集』として発刊し、関係研究者の活用に使っています。

※出版物についてのお問い合わせは、日本住宅総合センター・事業部、研究助成については同・研究部(ともに☎03-3264-5901)まで。

編集後記

創刊号は予想を上回る多数の方々からご購入の申込みをいただき、順調なスタートを切ることができました。購読者のみなさま、また本誌のPRに協力して下さった方々に、心から感謝いたします。

生まれたばかりの季刊『住宅土地経済』ですので、まずは関心のある方々に、その誕生を知っていただくよう努力したいと思っております。お力添えをお願い申し上げます。

これまでの購読者の方々の構成からみて、住宅土地経済に関する研究

活動のよき触媒になること、最新の研究から知識を吸収しようとする実務家の役に立つこと、いずれも本誌の大切な役割であることが示されたように思います。

その役割にふさわしく、この秋季号にも、研究フロンティアの活気を感じさせる論文を掲載することができました。これからも時代の変化につれて繰り返し現れる住宅土地問題に、たゆまずチャレンジしてゆきます。ご意見ご感想をお寄せください。(M)

編集委員

委員長—坂下 昇

委員—金本良嗣・森泉陽子・吉野直行

住宅土地経済 1991年秋季号(通巻第2号)

1991年10月1日 発行

定価500円(本体価格485円・送料175円)

年間購読料2,000円(税・送料共)

編集発行人—森 正臣

発行所—(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

デザイン—鈴木堯(タウハウス)

印刷—精文堂印刷(株)