

権限の委譲を

大津留 温

財団法人不動産適正取引推進機構理事長
(財団法人日本住宅総合センター理事)

東京への一極集中の弊は、土地や住宅の問題に限りません。あらゆる面に出ているといってもよいでしょう。その対策についてはいろいろいわれていますが、私は、中央政府の権限を地方に委譲することが、最も実行可能性があり、かつ効果も大きいと思います。

国会や中央官庁の地方移転もいわれています。それも実現できれば、有効な方策だとは思いますが、権限をいまのままにして他に移転しても、東京の集中緩和にはなっても地方の活性化にはつながりません。

いまのように、公園一つ作るにも、バスの停留所一つ動かすにも、何でも東京の本省の決定を仰がねば動かないようでは困ります。思い切って、権限と財源を地方（府県・市町村）に委譲することです。また、地方の出先機関に中央の権限を下ろすことも肝要ですが、むしろ府県、市町村に移して出先も整理したほうがよろしいかと思えます。

この権限委譲は、中途半端なやり方では効果がありません。国防、外交、司法のほかは教育、国土計画等の基本的計画は中央で握るとして、実施はすべて地方に任せることが肝要です。

また、権限を受け入れる地方も、いまのままではまずいでしょう。府県、市町村の統廃合を行って、ブロックごとの道州制を作る必要があります。この道州はもちろん完全な自治体です。

いずれにしても、中央・地方を通じて、権限の再配分を行う大改革が必要です。明治維新、昭和終戦時に次ぐ大改革となるでしょう。世界の変動に応じた日本の大改革の時期がきているように思えます。

目次●1992年秋季号 No.6

権限の委譲を 大津留温——1
持ち家・借家選択と税制 I 岩田一政——2
持ち家住宅の資本コストと住宅価格 中神康博——10
地価パブルの統計的考察 井出多加子——17
[時事展望] 都市が競い合っていたころ 原田泰——26
[海外論文紹介] 賃金およびレントと都市のアメニティ 中野英夫——28
エディトリアル・ノート——24
センターだより——32
編集後記——32

持ち家・借家選択と税制-I

岩田一政

[要旨] 住宅建設に関連した日本の租税制度が住宅資産の供給に与える影響を資本コストでみると、次のような事実を指摘できる。まず第1に、「割増償却制度」と資金調達における「負債」の割合が高いため、民間企業における貸家建設の資本コストは他の産業に比べて低い。第2に、持ち家優遇税制を反映して、持ち家建設の資本コストは貸家建設の資本コストを下回っているが両者の差は小さい。第3に、企業と家計部門の貸家建設の資本コストの差は小さい。第4に、利子費用や減価償却費用の所得控除が高所得者ほど大きいことを反映して、持ち家建設、貸家建設ともに資本コストは高所得者のほうがやや低くなっている。

はじめに

日本の持ち家比率は、1988年の「住宅統計調査報告」(総務庁)によれば、61.3%である。国際的には高い水準にあるものの、1950年の71.2%よりも低い水準にある。戦後日本の住宅政策において、一世帯・一住宅の確保とならんで持ち家比率の上昇は1つの政策目標であったといってよい。現在では、一世帯・一住宅の目標は達成されているが、家計部門の持ち家志向には根強いものがある。持ち家促進のための政策努力にもかかわらず、現実には、戦後の期間に持ち家比率は、1973年から1983年にかけての緩やかな上昇期を除くと低下傾向を示している。第6期住宅建設5カ年計画(1992-96年)によ

れば、1990年代後半に持ち家比率は世帯主の年齢構成の変化によって再び緩やかに上昇するものと見込まれている。

家計による持ち家と借家の選択については、これまでいくつかの研究が行われている。キング(1980、1983)は、イギリスにおける持ち家選択と持ち家需要の同時決定モデルを推定し、その推定結果に基づいて帰属家賃非課税が経済厚生に与える効果を分析している。また、林・伊藤・スレムロッド(1987)は、ライフ・サイクル・モデルに基づいて日米の租税制度が貯蓄率、持ち家選択に与える効果を論じている。また、最近では瀬古(1991)が、住宅統計調査報告の個票データに基づき持ち家の床面積需要と相続税の関係についての計量分析を行っている。

持ち家選択については、所得、租税制度や遺産動機など経済的な要因のみならず、家族の居住形態の選択に関する心理的・社会的要因も多くの影響を与えていると考えられる。とりわけベルシュ=ズーパン(1991)は、プライバシーに対する需要は、所得水準の上昇とともに高まると論じている。借家に比べて持ち家のほうが、プライバシーを確保しやすいとすれば、所得水準の増加とともに持ち家比率は上昇するはずである。

本論では、住宅投資に関連した租税制度が、家計の持ち家・借家の選択に与える効果を住宅投資に関する資本コストの観点から分析することにした。以下では、日本における持ち家保有の定型化した事実(スタイライズド・ファク

ト)をみたうえで、租税制度が住宅供給(住宅投資)に与える効果を資本コストの定式化によって明らかにする。

持ち家保有のスタイライズド・ファクト

1988年の「住宅統計調査報告」によれば、日本における持ち家比率についてはいくつかの歴史的事実を指摘することができる。

①戦後における持ち家比率を時系列で見ると、緩やかに低下しており、1970年代はじめから1980年代初頭の時期は、例外的に上昇している(図1)。

②所得階層別にみると、所得が高いほど持ち家比率が高く、年収が1,500万円以上の家計で

図1-持ち家比率

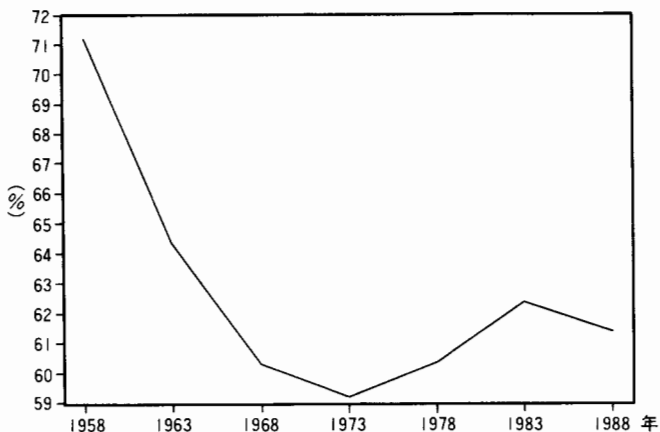
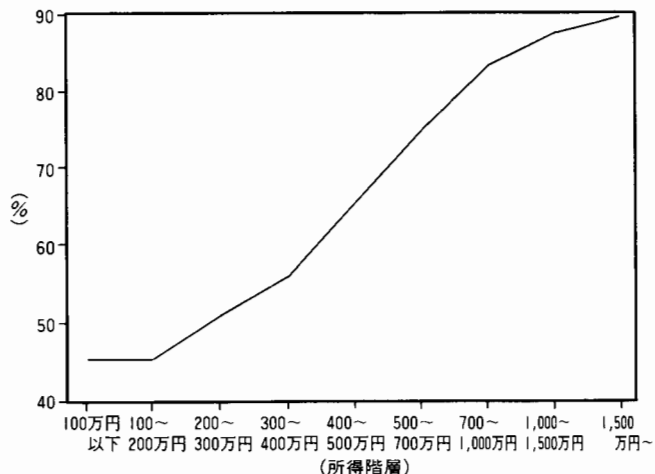


図2-所得階層別持ち家比率



(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

は90%に達している(図2)。

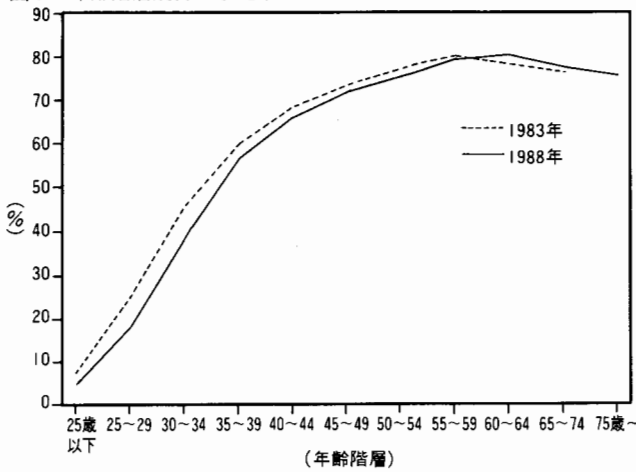
③年齢別にみると、持ち家比率は、年齢とともに上昇する傾向がある。40歳代で平均の持ち家比率に等しくなり、60~65歳代でピークに達する(図3)。

④地域別にみると、人口規模、人口密度が高い地域、大都市中心部で持ち家比率は低い。

②は、持ち家保有が奢侈財である可能性を示唆するものである。他方、①の歴史的な変化は、この奢侈財仮説とは整合的ではないが、④の都市化の進展が持ち家比率を引き下げた可能性もある。最近5年間(1983~88年)における持ち家比率の低下は、年齢別にみると40歳以前の持ち家比率の減少によるところが大きい。これが家計の嗜好の変化によるものか、または土地価格や建築価格の上昇によるものか、これまできちんとした実証分析は行われていない。若い世代における持ち家比率の低下は、1980年代前半のアメリカでも観察されたが、これは主として1981年の経済再生法に基づく個人所得税の限界税率引き下げと実質所得の伸び悩みによるものとされている。

林・伊藤・スレムロッド(1987)によれば、日本では持ち家取得をする人の平均年齢は40歳であり、建て替えを含む持ち家住宅の新規建設者の13%、新規購入者の9%は、家族と

図3-年齢階層別持ち家比率



同居することが報告されている。親と子供の同居については、65歳以上の高齢者の子供との同居比率をみると、日本は52.2%とドイツ(10.2%)、フランス(23.8%)、イギリス(25.9%)と比べてきわめて高い(岩田、1992)。

同居といっても、親が自分の家売却して子供の家族と同居するケースと、子供が親の家に同居するケースがある。前者は、個人はその保有する資産を使いきって一生を終えるとする「ライフ・サイクル・モデル」と整合的であるが、後者は、住宅・土地が子供の介護サービスを引き出すための親の戦略的な手段として用いられるという「戦略的遺産動機」が働いていると解釈することが可能である。また、相続財産として土地がきわめて有利であるということも、日本において65歳以上の家主の持ち家比率を高めている可能性もある。

以上のような事実を、すべて個人の合理的行動に基づいて整合的に説明することはなかなか困難であるが、以下では、住宅建設に関連した租税制度が住宅資産の供給、需要にどのように影響を与えているかという点に焦点を合わせて分析を進めることにしよう。

日本の税制と持ち家建設促進の効果

供給面において税制が与える効果を論ずる前に、住宅建設を行う主体として以下の3つの経

済主体が考えられることを指摘しておこう。

- ①家計
- ②民間企業(不動産産業)
- ③政府・地方政府・公社・公団

しかし本論では、税制の効果を中心として分析を進めるため、前二者のみをとりあげることとする。

家計と民間企業の住宅投資に対して、租税制度がどのような影響を与えるかを論ずるうえでは、投資の資本コストに基づいて分析することが有益である。本論で使用する資本コ

ストは、ジョルゲンソンやキング=フラトンによる定式化に基づくものである。すなわち、資本コスト(= P_j)とは、企業または家計が1単位の住宅投資を限界的に増加させた場合に、投資から発生する収益の割引現在価値が投資費用(= 1)に等しくなるための必要最低収益率(投資のカット・オフ・レート MRR)から経済的償却率(d)を差し引いたものに等しい。

$$1 - A = \int_0^{\infty} (1 - m) [MRR - (1 - m)W_c] e^{-(r + d - \dot{P}/P)t} dt$$

$$P_j = MRR - d \quad (1)$$

左辺は、割引現在価値で表した節税効果(A)を除く投資費用を表し、右辺は将来にわたる税引後収益の割引現在価値を示している。ここで、 r は収益の割引率であり、住宅資産保有から得られる税引後収益率と安全資産保有による税引後収益率に関連した資本供給者の裁定活動に依存して決定される。したがって、割引率は資金調達の方法(自己資金、借入金)によって異なる値をとると考える。 m は限界所得税率、 W_c は固定資産税、 d は経済的償却率、 \dot{P}/P はインフレ率を示している。

上式における税制のパラメータは、それが民間企業であるか、また家計部門によるものであるかによって、さらに家計部門の場合には、持ち家建設であるか、貸家建設であるかによって

異なった値をとる。まず、民間企業による貸家建設についての税制と資本コストがどのような関係にあるか調べることにしよう。

民間企業の住宅建設に関する税制

まず、民間企業（不動産業）による貸家建設については、通常の企業の設備投資と同じ税制が適用される。ただし、住宅建設は通常の企業の民間設備投資とは異なり、新築貸家住宅の「割増償却制度」が利用可能である。この割増償却制度における初年度の割増償却率は、かなり大幅であって65%である。企業は、減価償却の方法として「定率法」と「定額法」を選択することができるが、割増償却率が高い場合には、「定額法」のほうが節税効果が大きいので、企業は「定額法」を選択するものと考えられる（岩田・鈴木・吉田、1987）。

以上の税制を前提にすると、企業による住宅投資の資本コスト（ P_c ）は、 $m = u$ （=実効法人税率）であることに留意して、(1)式を解くことにより、

$$P_c = [1/(1-u)]\{(1-A)(r+d-\dot{P}/P) + (1-u)W_c\} - d$$

$$A = uA_c \quad (2)$$

企業が65%の初年度割増償却制度を活用し、償却方法として定額法を用いるとすると、割増償却を含む減価償却制度による節税効果の割引現在価値（ A_c ）は、

$$A_c = k_c + 0.9/rL(1 - e^{-r s_c})$$

$$k_c = 0.65$$

$$s_c = L(1 - k_c/0.9) \quad (3)$$

と表される。ここで、

u ：法人の実効限界税率

k_c ：割増償却率

s_c ：割増償却により短縮された償却期間である。他方、割引率は、資金調達方法によって異なった値をとる。

(i) 借入れケース

さらに企業は、市場利子率で借入れることができ、かつ利子費用が所得控除されること

を考慮すれば、割引率は、

$$r = (1-u)i \quad (4)$$

すなわち、税引後の市場利子率に等しい。それは、資金を最終的に供給する家計が要求する住宅資産の収益率と安全資産の収益率の裁定行動、ならびに企業段階での利子費用の所得控除の存在によって、

$$(1-m^1)r/(1-u) = (1-m^1)i$$

が成立するためと考えてもよい。

(ii) 内部留保

企業が内部留保によって投資をファイナンスする場合には、既存株式の保有者にとってのキャピタル・ゲイン税を引いた投資の収益率と安全資産の税引後収益率が等しくなるので、割引率は、

$$r = [(1-m^1)/(1-m^0)]i \quad (5)$$

となる。

(iii) 新株発行

同様にして、新株発行の場合には、配当所得についての税を引いた投資の収益率と安全資産の税引後収益率が裁定の対象となるため、割引率は、

$$r = [(1-m^1)/(1-m^p)]i/z \quad (6)$$

となる。ここで z は、配当支払いについて企業の段階と家計の段階で二重に課税される効果を示すパラメータであり、二重課税が完全に行われれば（古典的方式）、1に等しい。日本においては、1988年以前には配当支払いについて企業段階で軽減措置がとられていた（2段階方式）。この結果、 $z = 1.1$ であった。1988年以降は配当軽減措置は廃止されているため、 $z = 1$ である。ここで用いられている税制のパラメータは以下のように定義されている。

m^1 ：家計部門の利子所得に関する限界税率

m^0 ：家計部門のキャピタル・ゲインに関する限界税率

m^p ：家計部門の配当所得に関する限界税率

家計の住宅建設に関する税制

次に、家計による持ち家と貸家の住宅投資に

については、以下のような税制上の取り扱い上の違いがある。

①持ち家の帰属家賃は、非課税であるが、貸家から得られる賃貸料には不動産所得として総合課税（所得税）される。

②持ち家建設については、住宅ローンの利子費用、償却費用は所得控除されないが、貸家建設については、利子費用、償却費用が所得控除される。さらに、貸家建設については、一定の要件（床面積、取得価額）が満たされる場合には、5年間にわたり「割増償却」（1.42倍または1.65倍）が認められる。

③持ち家建設については、1986年に年間所得（1,000万円以下）、床面積（40～165m²）についての要件を満たす場合には、住宅ローンの1%（公庫融資については0.5%）の「住宅取得等特別税額控除」が3年間にわたり適用されるようになった。ただし、税額控除額には、20万円の上限がおかれていた。他方、貸家建設については、それが家計部門によって行われる場合にも税額控除は適用されない。

1992年現在では持ち家建設に関する「税額控除制度」が適用される年間所得の上限が2,000万円となり、同時に、税額控除の対象となる借入れについて民間融資と公庫融資の取り扱いの差はなく、借入額の上限も2,000万円から3,000万円へと引き上げられている。ただし、2,000万円を超える部分については0.5%の控除があり、税額控除の最高限度は25万円という上限がおかれている。また、適用期間も3年間から6年間へと延長されている。

④持ち家建設、貸家建設のいずれにおいても、一定の要件が満たされると「固定資産税の減額措置（2分の1）」と「不動産取得税（3%）」の「所得控除（450万円）」が適用される。

日本と異なりアメリカにおいては、持ち家建設についても利子費用の所得控除が認められているほか、固定資産税の所得控除も認められている。このため日本に比べて、アメリカの持ち家建設の資本コストは日本よりもかなり低いも

のとなる。同時に、高所得層ほど利子費用の所得控除の額が大きくなるために、高所得層の資本コストがより低いものとなる。さらに貸家建設についても、高所得者の利子費用控除の大きいことを利用した税制の裁定行動が発生したり、住宅資産を売買することによる減価償却費用の所得控除を利用した節税行動をとることも活発に行われたが、1986年の税制改革以降は、個人所得税の限界税率が大幅に引き下げられたこともあって、不動産がタックス・シェルターとして用いられる傾向は弱まっている。

以上述べたような税制の差異を組みこんだ家計部門による住宅投資の資本コスト（経済的償却率を除いたネット）は、1986年の時点の税制を前提にすると以下のようにまとめることができる。

(a)家計部門による持ち家建設ケース

家計部門による持ち家建設の資本コスト (P_0) は、

$$P_0 = (1-A)(r+d-\dot{P}/P) + W_c - d \quad (7)$$

と表され、税額控除制度 (G)、固定資産減額措置 (K)、所得控除を考慮した不動産取得税 (F) を考慮すると、節税効果は、

$$A = G + K - F \quad (8)$$

となる。

ここで固定資産減額措置 (K)、所得控除を考慮した不動産取得税 (F) の効果は、

$$K = (1/2r)(1-e^{-mr})W_c : m = 3 \text{ または } 5 \\ F = qW_p \quad (9)$$

と表される。ここで q 、 W_p は、

q : 450万円所得控除の建設費に対する比率
 W_p : 不動産取得税
を示す。

他方、税額控除の割引現在価値 (G) は、

$$G = 0.01x \int_0^3 b_{ps} e^{-rs} ds \\ + 0.005x \int_0^3 b_{cs} e^{-rs} ds : G \leq 20 \text{ 万円} \quad (10)$$

と表すことができる。1992年現在ではこの税額控除制度は拡張され、

$$G = 0.01x \int_0^6 b_s e^{-rs} ds : G \leq 25 \text{ 万円}$$

となっている。ここで、 b_P 、 b_G は、

b_P : 投資額に占める民間銀行からの借入比率
 b_G : 投資額に占める住宅金融公庫からの借入比率

を示している。

割引率については、資金調達方法により異なった値をとる。個人の所得税と法人部門の租税制度は異なっているので、法人部門の場合と異なる値をとる。

(i) 借り入れケース

まず、家計部門は企業と同じく市場利子率で資金調達できると仮定する¹⁾。しかし、家計が持ち家建設する場合には、借入利子費用が所得控除されないので割引率は、

$$r = i \quad (11)$$

となる。

(ii) 自己資金

自己資金によって持ち家建設を行う場合には、割引率は機会費用としての安全資産の税引後収益率に等しいので、

$$r = (1-m^y)i \quad (12)$$

となる。

(b) 家計部門による貸家建設ケース

家計部門による貸家建設ケースにおける資本コストは、企業による住宅建設と類似した形となるが、 $m = m^y$ であることに留意すると、

$$P_R = [1/(1-m^y)]\{(1-A)(r+d-\dot{P}/P) + (1-m^y)W_C\} - d \quad (13)$$

家計部門による貸家建設の場合に、税額控除制度は適用されないが、減価償却制度が利用できる。かつ、割増償却制度も利用可能であるため、節税効果は、

$$A = m^y A_R + K - F \quad (14)$$

と表される。家計は「割増償却制度」を利用した場合、定率法のほうが有利であるので、減価償却制度による節税効果 (A_R) は、

$$A_R = [k_{Ra}/(k_{Ra}+r)][1-e^{-5(k_{Ra}+r)}] - [0.1a/(a+r)][e^{-rs} - e^{-5(a+r)} \cdot e^{aSk}]$$

$$k_R = 1.42 \text{ または } 1.65$$

$$S_R = -(1/a)\log 0.1 + 5 - 5k_R$$

$$K = (1/2r)(1-e^{-mr})W_C : m = 3 \text{ または } 5$$

$$F = qW_P \quad (15)$$

と表される。ここで、

k_R : 割増償却率

S_R : 割増償却によって短縮された耐用年数

割引率は、持ち家ケースとほぼ同じであるが、借入利子費用の所得控除が認められている点が異なっている。

(i) 借り入れケース

家計部門が貸家建設を行う場合には、利子費用が所得控除されるので、割引率は、

$$r = (1-m^y)i \quad (16)$$

となる。

(ii) 自己資金

自己資金で資金調達する場合には、割引率は機会費用 (= 安全資産の税引後収益率) に等しい。

$$r = (1-m^y)i \quad (17)$$

政策金融の効果

以上の定式化においては租税制度のみが考慮されている。しかし、日本の場合には、住宅金融公庫を通じる低利融資は、住宅政策の主要な政策手段となっていることを見逃してはならない。低利融資は、利子補助金として資本コストの計算に組み入れることが可能である。利子補助金の割引現在価値 (Q) は、融資期間が n 年であるとすれば、

$$Q = \int_0^n g b_{Gt} e^{-rs} ds$$

$$g = (i_L - i_j)/i_L \quad (18)$$

と定式化することができる。ここで、 i_L 、 i_j は、
 i_L : 融資期間の差を調整した民間住宅ローンの実効金利

i_j : 融資期間の差を調整した住宅金融公庫ローンの実効金利

を示している。

こうして求めた利子補助金の割引現在価値を

表1-住宅の耐用年数

	法定耐用年数	法定償却率	平均減失率	住宅資産評価の下落率
木造	24年	8.33%	6.7%	8%
非木造	60年	3.33%		

節税効果を示すAに加えてやればよい。公庫の優遇金利の適用には、床面積の要件のほかに所得要件（1986年の時点では1,000万円の上限）があることに留意すべきである。融資期間（n）については、公庫融資については10年、15年、20年、25年、30年、35年、40年、45年、50年とかなり長期のものも利用可能である。しかし、日本では、融資期間を短縮した形で借入れの返済が行われることが多い。そこで20年で返済するものと仮定して利子補助金の割引現在価値を計算することにした。

資本コストの計算にあたっては、住宅ストックの経済的償却率は法定減価償却率に等しいと仮定した。現実には両者はかなり乖離している可能性もある。現実の住宅建替率をみると、建設年次が古い住宅は、減失率が高く、建設年次が新しい住宅は減失率が低いが、平均建替率は、木造・非木造の平均で30年程度である。したがって、現実に観察される平均減失率は、6.7%ということになる（表1）。

経済的償却率の値を求めるためには、中古市場における住宅資産の価格変化を調べればよい。高山らの研究（1989）によれば、住宅資産評価の市場における下落率は8%程度であって、加重平均された法定償却率にほぼ近いとされている。近年、日本の住宅の建替率は上昇傾向にある。地価の高騰により相続税に関する節税動機が高まったことも一因と考えられる。

いずれにしても日本における住宅の経済的償却率は、木造建築が多いこともあってアメリカやヨーロッパと比べてかなり高いと考えられる。経済的償却率が高いことは、所得税の限界税率が節税効果を上回るかぎり、貸家建設の資本コストを高める要因となることは、資本コストの式（(2)式と(3)式）からみることができる。ただし、持ち家建設については、節税効果が存在するかぎり、経済的償却率の上昇は、資本コストを低める要因となることに注意すべきである（(7)式）。

以上のような仮定の下で、1986年における利子率(6.2%)、インフレ率(2.7%)を所与とした

図4-所得階層別資本コスト(木造)

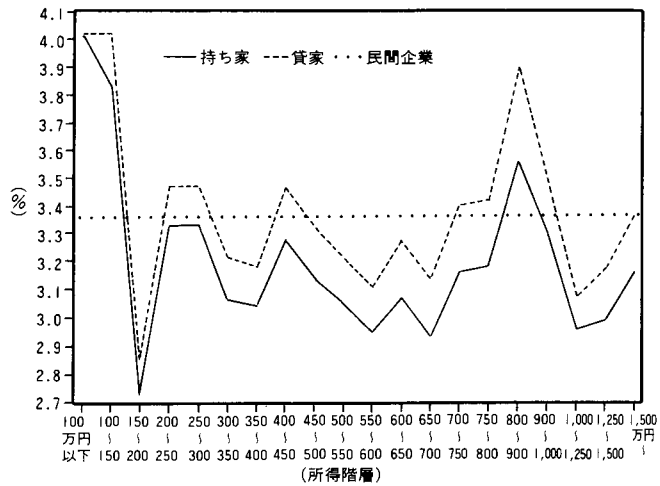
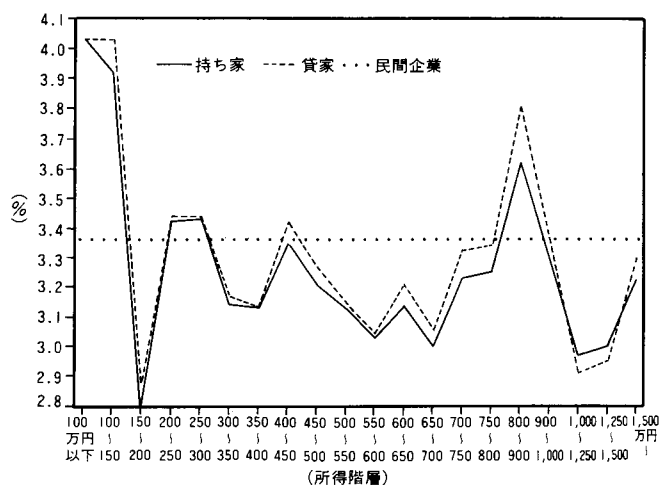


図5-所得階層別資本コスト(非木造)



場合の資本コストを計算することができる。木造、非木造のケースについて、所得階層別資本コストを計算した結果が、図4、5に示されている。図4、5からみてとることができる事実は、まず第1に、民間企業による貸家建設の資本コストは、3.36%であって、他の産業の平均(4.11%)と比べてずいぶん低いものになっている。これは、「割増償却制度」と資金調達における「負債」の割合が高いためである。不動産産業においては、投資の対象となる住宅(土地を含む)は、同時に担保となりやすいために他産業と比べて借入比率が高いことによるものと考えられる。ゴードン=ハインズ=サマーズ(1987)は、アメリカにおいても、同じ理由によって構造建築物に関する投資の資本コストが低いことを指摘している。

第2に、持ち家建設の資本コストは、貸家建設の資本コストを下回っている。このことは、税制の面で持ち家が優遇されていることを示している。しかし、両者の差は小さく、税制面での優遇度は限られたものであったといえる。とりわけ、非木造について両者の差は小さい。持ち家の帰属家賃の非課税制度や「税額控除制度」は、持ち家建設を有利にするはずであるが、貸家建設における「割増償却制度」や利子費用の所得控除制度によってその有利性はかなり緩和されている。

第3に、企業による貸家建設の資本コストと家計部門による貸家建設の資本コストの差も小さい。このため家計による持ち家建設、貸家建設における資本コストの差は小さなものとなっている。

第4に、所得階層別にみると、持ち家建設、貸家建設ともにその資本コストは、その差はそれほど大きくないが、高所得層のほうがやや低くなっている。とりわけ、貸家建設の場合には、利子費用や減価償却費用の所得控除が、高所得者ほど大きいことを反映して年収1,000万円以上の家計では、持ち家建設よりも貸家建設のほうが有利となっている。

結 び

以上で、住宅建設と資本コストの関係が明らかとなった。

全体としてみると日本の場合には、住宅建設の資本コストは、それが企業によるものであれ、家計によるものであれ、その差は小さく、所得階層別の差異もアメリカと比べて小さなものとなっているといえよう。

今回は、持ち家選択・持ち家需要と資本コストの関係を調べることにしよう。

*本稿を書くにあたって、住宅経済研究会のメンバーより有益なコメントをいただいたことを感謝したい。

注

1) 現実に家計が市場利子率でいくらでも借り入れができるかどうか問題がある。公庫融資にも融資額の上限があり、民間の住宅ローンの金利は優良企業に対する貸出金利よりも高いと考えられる。

参考文献

- 岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし(1987)「住宅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。
- 岩田一政(1992)「家族制度の崩壊と住宅需要」『住宅土地経済』No.4。
- 瀬古美喜(1991)「床面積需要関数と敷地面積需要関数」『住宅土地経済』No.1。
- 総務庁統計局(1991)「日本の住宅：住宅統計調査報告」(昭和63年)。
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・関口昌彦・渋谷時幸(1989)「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。
- Gordon, R., Hines, J. R. Jr., & Summers, L.(1987), "Note on the Tax Treatment of Structure", in, Feldstein (ed.) *The Effects of Taxation on Capital Accumulation*, The Chicago University Press.
- Hayashi, F., Ito, T., & Slemrod, J.(1987), "Housing Finance Imperfections and Private Saving: A Comparative Simulation Analysis of the U. S. and Japan", *NBER Working Paper*, No. 2272.
- King, M. A.(1980), "An Econometric Model of Tenure Choice and the Demand for Housing as a Joint Decision", *Journal of Public Economics*, 14.
- King, M. A.(1983), "Welfare Analysis of Tax Reforms Using Household Data", *Journal of Public Economics*, 21.
- Börsch-Supan, A. (1991), "The Choice of Living Arrangements in Germany", November, (mimeo).

持ち家住宅の資本コストと住宅価格

中神康博

【要旨】 本稿では、消費者の異時点間の効用最大化のモデルから持ち家住宅の資本コストを導出し、住宅サービス市場と住宅の資産市場に注目しながら、住宅の資産価格が、住宅の消費財としての特質と投資財としての特質双方の影響を受けて決まることを示す。さらに、流動性制約がある場合、持ち家住宅の資本コストは流動性制約に対するコスト分だけ上昇するので、住宅の資産価格は下がり、住宅ストックの減少を通して住宅サービスの価格は上昇することになる。一方、遺産動機がある場合、実物資産と金融資産との間に相続税制上の歪みがあれば、持ち家住宅の資本コストは税制上有利な実物資産を所有する利益分だけ下がるので、住宅の資産価格は上昇し、住宅ストックの増加を通して住宅サービスの価格は下がることになる。この遺産動機と相続税制上の歪みの関係が、日本の住宅の資産価格が高い原因を説明する1つの要因になっているかもしれない。

はじめに

住宅は、消費財かつ投資財という2つの性格をもつ。すなわち、住宅は消費財としての住宅サービスを生み出す財であると同時に、資産として所有される。このことは、持ち家住宅市場を分析するうえできわめて重要なことである。住宅サービスの価格は、住宅サービス市場で決定され、一方、住宅の資産価格は、住宅の資産市場で決定される。

ただ、ここで問題になるのは、持ち家住宅サービスが実際に取り引きされるものではなく、その価格は観念的なものであるということだ。住宅所有者にとっての住宅サービスの価格は、持ち家住宅の資本コストと呼ばれるもので、住宅ストックを所有することによって住宅サービスを得るために支払わなければならないコストである。この持ち家住宅の資本コストという概念が、住宅サービス市場と住宅の資産市場を結びつける重要な働きをする。

住宅を所有するコストを測る2つの方法がある。1つは、“user cost”と呼ばれるもので、消費者の効用最大化のモデルから導き出されるものである。もう1つの方法は“implicit rent”と呼ばれるもので、消費者を自分自身に住宅を賃貸して利潤を最大化しようとする家主に見立て、そのときのコストを測るというものである¹⁾。

本稿では、前者の立場に立って、消費者の異時点間の効用最大化のモデルから標準的な持ち家住宅の資本コストを導出し、住宅の資産価格がいかにかに決定されるかを考える。さらに、流動性制約がある場合と遺産動機がある場合のそれぞれについて、持ち家住宅の資本コストを導出し、住宅の資産価格への影響を考える。

基本モデル

Dougherty and Van Order (1982) に従って、消費者の異時点間の効用最大化のモデルから標準的な持ち家住宅の資本コストを導出すること

から始めよう。

消費者は2つの財、すなわち住宅サービスと住宅以外の消費財を消費することにより効用を得るものとする。住宅サービスは、住宅資本と土地から生産されるものと考えられることができるが、ここでは土地は考慮に入れず、1単位の住宅ストックは1単位の住宅サービスを生み出すものと仮定する。さらに消費者は、住宅という実物資産のほかに金融資産をもつ。消費者の異時点間の効用最大化のモデルは、次のようになる。

$$\int e^{-\rho t} U(c(t), H(t)) dt \quad (1)$$

$$\dot{F}(t) = (1 - \theta)y(t) + (i - \pi)F(t) - p_h(t)h(t) - \tau p_h(t)H(t) - c(t) \quad (2)$$

$$\dot{H}(t) = h(t) - \delta H(t) \quad (3)$$

ここで、

$U(\cdot, \cdot)$: 瞬時的効用関数

$c(t)$: 住宅以外の消費財

$h(t)$: フローの住宅購入量

$H(t)$: 住宅ストック

$F(t)$: 金融資産

$y(t)$: 実質所得

$p_h(t)$: 住宅の実質価格

i : 名目利子率

π : 期待インフレ率

θ : 消費者にとっての限界所得税率

τ : 固定資産税率

δ : 減価償却率

ρ : 消費者の主観的割引率

(1)式は、消費者の異時点間の効用関数である。(2)式は、消費者の異時点間の予算制約式で、住宅以外の消費財がニューメレールになっている。(3)式は、住宅ストックの動学式を示したものである。消費者は、(2)式と(3)式の制約のもとに、異時点間の効用関数(1)を最大化しようとする。これは、最適制御の問題で、ここで住宅以外の消費財 $c(t)$ とフローの住宅財 $h(t)$ がコントロール変数で、金融資産 $F(t)$ と住宅ストック $H(t)$ が状態変数である。

(中神氏写真)

なかがみ・やすひろ

1957年宮崎県生まれ。1981年慶応義塾大学経済学部卒業。1989年カリフォルニア大学サンディエゴ校 Ph. D.。加サスカチュワ大学助教授等を経て、現在、成蹊大学経済学部助教授。

論文：“Four Essays on Housing Market Dynamics”。

最適化のための必要条件から、住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率は、次のように与えられる（導出方法については、付録を参照されたい）。

$$U_h/U_c = p_h \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right]$$

ここで U_h と U_c は、それぞれ住宅サービスと住宅以外の消費財の限界効用である。左辺の限界代替率は、1単位の住宅サービスを得るために、どの程度住宅以外の消費財を犠牲にするかを示している。右辺は、持ち家住宅の資本コスト（以下、これを ucc と呼ぶことにする）で、[] の中は、名目利子率、固定資産税率、住宅の減価償却率の和から、住宅の名目キャピタルゲイン率を引いたもので、この単位当たりのコストと住宅の資産価格を掛け合わせたものが持ち家住宅の資本コストになっている。ここで、この持ち家住宅の資本コストが、消費者の限界所得税率に依存しないこと、さらに期待インフレ率に中立であることに注意すべきである²⁾。

最適な点において、住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率は、住宅サービスの実質価格 R に等しくならなければならない、資本市場と住宅市場双方が完全競争であることを仮定するならば、 $R = ucc$ という関係が満たされる。ただ、ここで問題になるのは、持ち家住宅の場合、住宅サービスは実際に取り引きされているわけではないから、住宅サービスの価格を観察することができないということだ。そこで、住宅サービスの価格と住宅の資産価格がどのように決定され、そしてこの両者がどのような関係

にあるのか考えてみたい。

持ち家住宅市場を分析するうえで、住宅サービスと住宅の資産市場を分けて考えることが重要であることを先に述べた。まず、住宅サービス市場を考えてみよう。住宅サービスに対する需要 H^d は、住宅サービスの実質価格 R と外生的な要因、例えば、実質恒常所得 (Y)、家族構成要因 (F)、住宅ローンの条件 (M) 等に依存している。すなわち、

$$H^d = H(R; Y, F, M, \dots)$$

この住宅サービスに対する需要関数は、図1のDDのように描かれ、住宅サービスの実質価格 R に対して右下がりの曲線になっている。一方、住宅サービスの供給は H^s は、1単位の住宅ストックが1単位の住宅サービスを生み出すと仮定しているから、次のように書くことができる。

$$H^s = H$$

この住宅サービスの供給関数は、図1のSSで示され、住宅サービスの実質価格 R に対して完全に非弾力的である。住宅サービスの価格は、需要と供給が均衡するところで決まるので (図1において、DDとSSが交差する点)、住宅サービスの均衡価格は、次のような関数となる。

$$R = R(H, Y, F, M, \dots)$$

次に、住宅の資産市場を考えよう。持ち家住宅の資本コストと住宅サービスの価格には、次

のような関係が成り立つ。

$$R(H, Y, F, M, \dots) = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right]$$

これは、資産市場均衡と呼ばれるもので、住宅を所有することによって得られる利益率、すなわち、住宅サービスの実質価格と実質のキャピタルゲインの和を住宅の資産価格で割ったものから、固定資産税率と減価償却率を差し引いたものが、金融資産の実質利率に等しくならなければならないと解釈することができる。この資産市場均衡から、次のような住宅の逆資産需要関数が得られる。

$$p_h = R(H, Y, F, M, \dots) / \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right]$$

この住宅の資産需要関数は、図2のDDのように描かれ、住宅の資産価格に対して右下がりの曲線になっている。一方、住宅ストックの供給関数は、短期的には図2のSSのように、住宅の資産価格に対して完全に非弾力的である。住宅の資産としての均衡価格は、住宅資産に対する需要と供給が均衡するところで決まるので (図2において、DDとSSが交差する点)、次のようになる。

$$p_h = p_h \left(R(H, Y, F, M, \dots), \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right] \right)$$

図1-住宅サービス市場

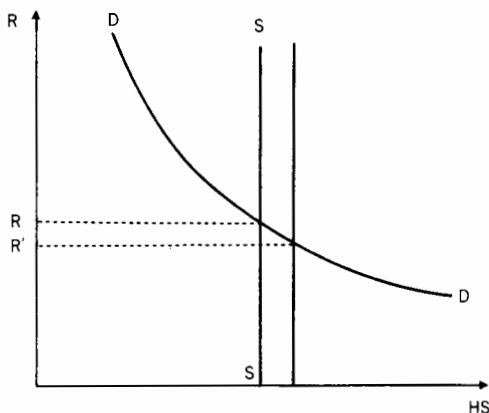
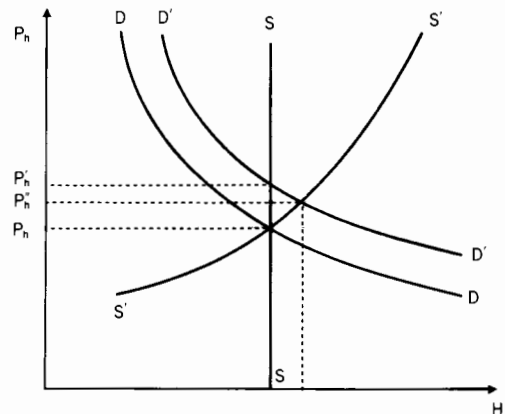


図2-住宅の資産市場



この式の意味するところは重要である。住宅の資産価格は、住宅サービスの価格と、単位当たりの持ち家住宅の資本コストに依存している。いいかえるならば、住宅の資産価格は、住宅の消費財としての特質と投資財としての特質双方の影響を受けて決まる。例えば、実質キャピタルゲイン率が上昇して持ち家住宅の資本コストが小さくなると、図2の住宅の資産需要曲線がD'D'にシフトし、住宅の資産価格は上がる。ところが、実質キャピタルゲイン率の上昇が、住宅サービスの需要に何の影響をも及ぼさないかぎり、住宅サービス市場に何の変化も生じない。すなわち、実質キャピタルゲイン率の上昇は、住宅の投資財としての特質を通して住宅の資産価格に影響を及ぼしたのである。

もちろん、住宅ストックの供給曲線は、長期的には図2のS'S'のように、住宅の資産価格に対して弾力的になるので、住宅サービス市場にも影響を及ぼすことになる。住宅の資産としての均衡価格と均衡の住宅ストックは、図2のようにDDとS'S'が交差する点で同時に決定される。例えば、実質キャピタルゲイン率が上昇して持ち家住宅の資本コストが小さくなると、図2の住宅の資産需要曲線がD'D'にシフトし、住宅の資産としての均衡価格は短期的に p_h から p_h' に上昇するものの、長期的には、住宅ストックが調整されて、図1のように住宅サービスの価格がRからR'まで下がり、住宅の資産としての均衡価格も p_h'' に下がる。最初の均衡点と比べると、住宅サービスの均衡価格は下がるにもかかわらず、住宅の資産価格は上がるのである。このように、住宅サービスの価格と住宅の資産価格は、必ずしも連動するものではないということに注意する必要がある。

流動性制約

以上の議論にはいくつかの問題点がある。まず、完全資本市場を仮定していたことである。しかし実際には、住宅ローンの金利と、保有資産の機会費用であるところの金利とは必ずしも

一致しない。2つの金利の間に乖離がある場合、モデルの修正が必要になる³⁾。

さらに、消費者は異時点間における住宅消費の意思決定を行う際、一般に3つの制約に直面している。第1は、住宅ローンの頭金に関する制約である。例えば、賃貸から持ち家が変わるとき、借りうる住宅ローンはそれまで蓄積してきた金融資産の制約を受けるだろうし、買い換えをするときもその時点での保有資産額に制約を受けるに違いない。

第2は、住宅ローン返済額の制約である。住宅ローンの際、その返済額が所得のある水準を超えてはならない。特に、インフレ率が高いとき、住宅ローンの返済額が返済スタート時に、名目、実質ともに大きくなるので、この制約が重要になってくる。これは“financial tilt”といわれ、Kearl (1979) や Schwab (1982) によって強調された点である。

第3は、流動性制約である。基本モデルでは、消費者は将来の所得を見越して自由に借り入れができると仮定していた。しかし一般には、流動性制約に直面しているのが普通である。例えば、消費者はまったく借り入れができなかったり、あるいは借り入れできたとしても、その消費者の保有資産額までという制限が課される。

これら3つの制約のどれもが、消費者の異時点間における住宅消費の意思決定のうえで重要なものであるが、最初の2つの制約は、持ち家住宅の資本コストの概念を用いるのはふさわしくない⁴⁾。ここでは、単純な流動性制約がある場合の持ち家住宅の資本コストを導出しよう。

消費者の異時点間の効用最大化の問題は、先のモデルに次の流動性制約を加えたものとなる。

$$F(t) \geq \bar{F} \quad (4)$$

つまり金融資産がある水準の負債額を超えてはならないという条件である。消費者は、(2)式、(3)式、(4)式の制約のもとに、異時点間の効用関数(1)を最大化しようとする。最適化のための必要条件から、住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率は、次のように与えられる。

$$U_h/U_c = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \frac{\lambda_3}{\lambda_1} \right]$$

ここで、 λ_1 と λ_3 は、それぞれ異時点間の予算制約と、流動性制約の shadow price である。標準的な持ち家住宅の資本コストと比べると、[] 中の最後の項が付け加えられたことになる。この項は、流動性制約の shadow price の、異時点間の予算制約の shadow price に対する比率である。あるいは、流動性制約の shadow price の、住宅以外の消費財の限界効用に対する比率と解釈することもできる。流動性制約が効力をもっている場合は、この項は正の値をとるので、持ち家住宅の資本コストは、標準的な持ち家住宅の資本コストに比べて大きくなる。

流動性制約が、住宅の資産価格にどう影響を及ぼすかをみるために、住宅の資産市場を考えてみよう。住宅サービスの価格と持ち家住宅の資本コストには、 $R = ucc$ なる関係が成り立つ。すなわち、

$$R(H, Y, F, M, \dots) = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \frac{\lambda_3}{\lambda_1} \right]$$

住宅を所有することによって得られる利益率、つまり住宅サービスの実質価格と実質のキャピタルゲインの和を住宅の資産価格で割ったものから、減価償却率と固定資産税率のほかに流動性制約に対するコストを差し引いたものが、金融資産の実質利率に等しくならなければならないことを意味する。この資産市場均衡から、次の住宅の逆資産需要関数が得られる。

$$p_h = R(H, Y, F, M, \dots) / \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \frac{\lambda_3}{\lambda_1} \right]$$

流動性制約がある場合、住宅の資産需要関数は、標準的な場合のそれに比べて下方にシフトすることになる。もし、住宅ストックの供給関数が、図2のS'S'のように住宅の資産価格に

対して右上がりの曲線であるならば、住宅の資産としての均衡価格は下がるが、住宅サービスの均衡価格は、住宅ストックの減少を通して上昇することになる。

遺産動機⁵⁾

Hurd (1989) のモデルを拡張して、遺産動機がどう持ち家住宅の資本コストに影響を及ぼすか考えよう。 $V(\cdot)$ を遺産からの効用関数とし、簡単化のために、遺産の効用の時間選好率は、住宅サービスと住宅以外の消費財から得られる効用の時間選好率と等しいものとする。世代間のトランスファーは、実物資産としての住宅と金融資産で行われ、ともに同率の相続税がかかるものとする。その税率を ε とする。しかし、ここで問題になるのは、不動産の課税評価額が、実際の市場価格よりもかなり低いことである。実物資産としての住宅の課税評価額が、市場価格の100 α %だとしよう。このとき、消費者の異時点間の効用関数は、

$$\int_0^{\infty} m(t) \left[\int_0^t e^{-\rho s} U(c(s)) ds + e^{-\rho t} V((1 - \varepsilon)F(t) + (1 - \varepsilon\alpha)p_h(t)H(t)) \right] dt \quad (5)$$

となる。ここで、 $m(t)$ は t における瞬間死亡確率である。[] 中では、 t まで生存した場合に得られる効用で、それに $m(t)$ をかけ合わせたものを時間 t で積分すると、消費者の死亡確率を考慮した異時点間の効用関数が得られる。(5)式は、次のようにも書き直すことができる。

$$\int e^{-\rho t} U(c(t), H(t)) a(t) dt + \int e^{-\rho t} V[(1 - \varepsilon)F(t) + (1 - \varepsilon\alpha)p_h(t)H(t)] m(t) dt \quad (6)$$

ここで $a(t)$ は、消費者が少なくとも t まで生存している確率である。最初の項は、少なくとも t まで生存したときに住宅サービスと住宅以外の消費財から得られる効用で、第2項は、 t で死亡したとき遺産から得られる効用である。消費者は、(2)式と(3)式の制約のもとに、異時点

間の効用関数(5)または(6)を最大化しようとする。

最適化のための必要条件から、住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率は次のように与えられる。

$$U_h/U_c = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \left(\frac{m}{a} \right) \left(\frac{V'}{U_c} \right) (\alpha - 1) \varepsilon \right]$$

標準的な持ち家住宅の資本コストと比べると、[]の中の最後の項が加えられたことになる。この項は、いくつかの要素に依存している。まず、 m/a 、これは t まで生存しているという条件のもとに、 t に死亡する確率で、死亡することに対する hazard rate と呼ぶことができよう。 V'/U_c は、遺産と消費財の限界代替率で、遺産の消費財に対する相対的選好度を示すものである。そして $(\alpha - 1)$ は、実物資産としての課税評価額が、実際の市場価格より低いという実物資産と金融資産の税制上の歪みを反映して負の値をとる。したがって、遺産動機がある場合、持ち家住宅の資本コストは、標準的な持ち家住宅の資本コストに比べて小さくなる。

遺産動機が、住宅の資産価格にどう影響を及ぼすかをみるために、住宅の資産市場を考えてみよう。住宅サービスの価格と持ち家住宅の資本コストには、 $R = ucc$ なる関係が成り立つ。すなわち、

$$R(H, Y, F, M, \dots) = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \left(\frac{m}{a} \right) \left(\frac{V'}{U_c} \right) (\alpha - 1) \varepsilon \right]$$

住宅を所有することによって得られる利益率、つまり、住宅サービスの実質価格と実質のキャピタルゲインの和を住宅の資産価格で割ったものに、税制上の有利な実物資産を所有する利益を加えたものから、減価償却率と固定資産税率を引いたものが、金融資産の実質利率に等しくならなければならないことを意味する。この資産市場均衡から次の住宅の逆資産需要関数が得られる。

$$p_h = R(H, Y, F, M, \dots) / \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) + \left(\frac{m}{a} \right) \left(\frac{V'}{U_c} \right) (\alpha - 1) \varepsilon \right]$$

遺産動機がある場合、実物資産と金融資産の間に相続税制上の歪みがあれば、住宅の資産需要関数は、標準的な場合のそれに比べて上方にシフトすることになる。もし、住宅ストックの供給関数が、図2のS'S'のように住宅の資産価格に対して右上がりの曲線であるならば、住宅の資産としての均衡価格は上がるが、住宅サービスの均衡価格は、住宅ストックの増加を通して下がることになる。

ここでいくつかの注意すべき点を述べておこう。まず、持ち家住宅の資本コストは、hazard rate が大きければ大きいほど、また、遺産の消費財に対する相対的選好度が大きければ大きいほど小さくなり、住宅の資産価格は上昇することになる。第2は、遺産動機がある場合でも、実物資産と金融資産の間に相続税制上の歪みがなければ、持ち家住宅の資本コストは、標準的なそれに一致することになる。逆に、相続税制上の歪みが日本の住宅の資産価格を引き上げるひとつの要因になっているといえるかもしれない。

まとめ

消費者の異時点間の効用最大化のモデルから、持ち家住宅の資本コストを導出し、住宅の資産価格がいかに決定されるかをみてきた。その際、住宅が消費財として住宅サービスを生み出す財であるという側面と、投資財として所有されるという側面に注目し、住宅サービスの価格と住宅の資産価格が、必ずしも連動するものではないということを見た。住宅の資産価格は、長期的には住宅ストックの調整があるものの、短期的には、住宅サービスの価格からの影響と、単位当たりの資本コストからの影響とに分離することができる。

流動性制約がある場合、持ち家住宅の資本コ

ストは、流動性制約に対するコスト分だけ上昇し、住宅の資産価格は下がり、住宅ストックの減少を通して住宅サービスの価格は上昇する。

遺産動機がある場合、もし実物資産と金融資産の間に相続税制上の歪みがあれば、持ち家住宅の資本コストは、税制上有利な実物資産を所有する利益分だけ下がるので、住宅の資産価格は上昇し、住宅ストックの増加を通して住宅サービスの価格は下がる。この遺産動機と相続税制上の歪みの関係が、日本の住宅の資産価格が高い原因を説明するひとつの要因になっているかもしれない。

最後に今後の課題について触れておこう。本稿は、持ち家住宅市場だけに注目してきた。しかし実際には、賃貸にするか持ち家にするかという tenure choice という問題があり、2つの市場の相互関係を考える必要がある。また、住宅の資産価格の計量モデルを作るためには、消費財としての部分と投資財としての部分に分けて考える必要があるとともに、流動性制約や遺産動機がきわめて重要な働きを示唆している。さらに、異時点間の効用最大化のモデルを考えたが、世代重複モデルを用いた住宅の資本コストの導出も意味があるかもしれない。

【付録】

Hamiltonian 式は、

$$\begin{aligned}
 H = & e^{-\rho t} U(c(t), H(t)) \\
 & + \lambda_1 [(1-\theta)y(t) + [i-\pi]F(t) - p_h(t)h(t) \\
 & - tp_h(t)H(t) - c(t)] \\
 & + \lambda_2 [h(t) - \delta H(t)]
 \end{aligned} \tag{1}$$

最適化のための必要条件は、

$$\partial H / \partial c = e^{-\rho t} U_c - \lambda_1 = 0 \tag{2}$$

$$\partial H / \partial h = -\lambda_1 p_h(t) + \lambda_2 = 0 \tag{3}$$

$$\dot{\lambda}_1 = -\lambda_1(i-\pi) \tag{4}$$

$$\dot{\lambda}_2 = -(e^{-\rho t} U_h - \lambda_2 \delta) \tag{5}$$

(3)式を時間で微分して、

$$-\dot{\lambda}_1 p_h(t) - \lambda_1 \dot{p}_h(t) + \dot{\lambda}_2 = 0$$

(2)式—(5)式の関係代入すると、

$$e^{-\rho t} U_c \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right] p_h - e^{-\rho t} U_h = 0$$

したがって、

$$U_c / U_h = p_h \cdot \left[i + \tau + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right]$$

を得る。

注

- 1) Dougherty and Van Order (1982) を参照されたい。
- 2) 名目利率が実質利率と期待インフレ率の和だとすると、[]の中の期待インフレ率が相殺されるからである。ところが、アメリカの持ち家住宅の資本コストは、アメリカの税制を反映して、

$$ucc = p_h \cdot \left[(1-\theta)(i+\tau) + \delta - \left(\frac{\dot{p}_h}{p_h} + \pi \right) \right]$$
 となり、期待インフレ率に非中立的で、しかも期待インフレ率が高いほど、高額所得者（限界所得税率が大きい）が得をする。
- 3) Dougherty and Van Order (1982) を参照されたい。
- 4) 詳しくは、Raney (1981)、Plaut (1987)、Nakagami and Pereira (1992a) 等を参照されたい。
- 5) この部分の分析は、Nakagami and Pereira (1992b) に基づいている。

参考文献

- Dougherty, A. and R. Van Order (1982), "Inflation, Housing Costs and the Consumer Price Index," *American Economic Review* 72, 154-164.
- Hurd, M. D. (1989), "Mortality Risk and Bequests," *Econometrica* 57, 779-813.
- Kearl, J. R. (1979), "Inflation, Mortgages and Housing," *Journal of Political Economy* 87, 1115-1138.
- Nakagami, Y. and A. Pereira (1992a), "Uptrading and the Macroeconomic Environment," forthcoming in *Journal of Urban Economics*.
- Nakagami, Y. and A. Pereira (1992b) "Housing Costs and Bequest Motives," forthcoming in *Journal of Urban Economics*.
- Plaut, S. (1987), "The Timing of Housing Tenure Transition," *Journal of Urban Economics* 21, 312-322.
- Raney, S. (1981), "The Future Price of Houses, Mortgage Market Conditions and the Returns to Homeownership," *American Economic Review* 71, 323-333.
- Schwab, R. (1982), "Inflation Expectations and the Demand for Housing," *American Economic Review* 72, 143-153.

地価バブルの統計的考察

井出多加子

【要旨】 日本経済において地価が持続的にファンダメンタルズから乖離したのか、そうでないなら短期的にその近傍でどのような動きが観察されるか、ECM (Error Correction Model) と残差分析を用いて、長期あるいは短期の非確率的バブルに関する統計的考察を行った。地価の分散分解や Cointegration に基づく ECM の推定結果から、1955年以降全般をみると地価はファンダメンタルズから長期的に乖離することはないものの、戦後3回の急騰期に数年にわたって持続的に乖離する傾向が読み取れる。しかし、推定誤差に Kalman Filter を適用したところ、80年代後半に非確率的バブルがあったという主張は支持されない。これらは、地価データが歴年半期であることから、サンプル数などの点で多くの問題を含んでいる。

地価とバブル

近年の地価はバブルであったという説が定着しているものの、その存在について統計的に考察した分析はあまり多くない。岩田 (1992) は、地価高騰の主要因は将来の土地の生産性上昇期待によるファンダメンタルズの変化と土地利用にあり、バブル的要素は少ないとしている。このように「バブル」という言葉がこれほど頻繁に用いられているにもかかわらず、検証が不十分な理由の1つは、利用可能なデータが少ないことにある。特に「バブル」といわれる期間は数年のため、検定するにはあまりにもサンプル

が少ない。ここでは株価バブルについて行われたもののうち、バブルの時期を事前に特定しないいくつかの方法を用いることにする。

地価の方程式は、リスクプレミアムと税制を無視すると周知のように、土地を1期間保有したときの収益率が代替資産のそれに一致するという以下の裁定条件式から導かれる。

$$\frac{P_{t+1}^* - P_t + D_{t+1}}{P_t} = R_t$$

ここで P_t は今期 t の地価、 P_{t+1}^* は今期に予想する次期の期待地価、 D_{t+1} は次期期首に受け取る土地限界生産力であるレント、 R_t は実質利子率を表す。利子率が長期的に一定で、期待が合理的に形成されていると仮定し、将来にむかって解くと、

$$P_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} (1+R)^{-(i+1)} D_{t+i} + A_0 (1+R)^t$$

ただし、 E_t は t 期に利用可能な情報集合に基づく数学的期待値を示す。

第1項がファンダメンタルズで、第2項がバブルである。このように、価格がファンダメンタルズから持続的に発散する現象を狭義のバブルと呼ぶ。一方、将来のファンダメンタルズの変化による調整のため、一時的に価格が急変し、その後収束する現象をオーバーシュートと呼ぶ。ファンダメンタルズが時間とともに増加していくと仮定すると、この2つには図1のような違いがある。

将来土地の生産性上昇が期待されるとファンダメンタルズが増加するので、地価の発散のみ

をとらえてバブルと速断することはできない。 t 期に期待される将来の地価上昇率を g^* とおくと、上式は以下に書き改められる。

$$P_t = \frac{D_t}{R - g^*} + A_0(1+R)^t$$

第2項のバブルは不確実性を含まないことから非確率的バブルと呼ばれ、主体が長期的合理性に立っているなら一般にゼロとされる。したがって、非確率的バブルの有無を調べるには、 $A_0=0$ の帰無仮説を検定すればよい。ただし、浅子・加納・佐野 (1991) では、バブルのないことがあくまでも仮定であることに注意しなければならないと指摘され、また Ide (1992) では、調整費用と制度部門間の税率格差が存在するとき、主体の長期的合理性と非確率的バブルが、必ずしも矛盾するものでないことが示されている。Blanchard=Fischer (1989) による崩壊する可能性を含む確率的バブルでは、ある一定の確率 p でバブルが持続し、 $1-p$ の確率で崩壊するため、パラメータの値によっては主体の長期合理性に反しないことから、近年注目されている。

バブルに関する統計的考察

地価以外のバブルについて、これまでいくつかの方法が行われてきた。Flood = Garber (1980) はドイツのインフレーションについてバブルの存在を直接検定した。将来のファンダメンタルズを、主体の利用可能な現在および過

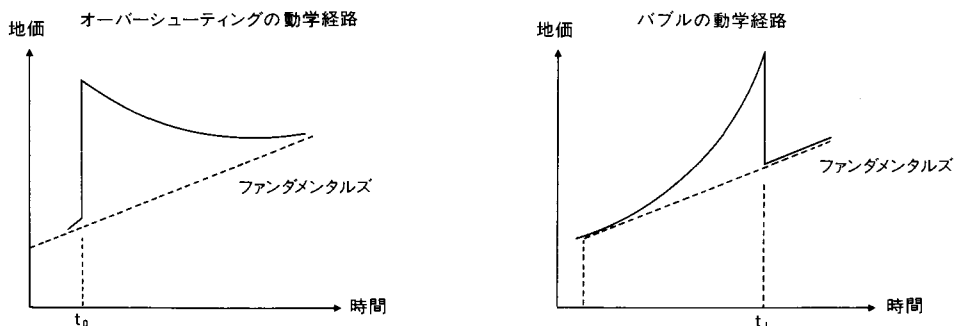
去の情報に基づく推定値とする。そして、このファンダメンタルズ推定式とそれを代入した地価の推定式の2本の連立方程式を、パラメータ制約のもとに同時推定する。しかしこの方法は、あらかじめバブルの期間を特定しなければならず、また発生期間が短期であったり、地価のようにデータサンプルが少ないと、小標本によるバイアスが大きな問題になってしまう。

また恒常的にバブルがあるか調べる方法として、近年発達している Cointegration (共和分) テストを利用することができよう¹⁾。複数の変数間に Cointegration の関係があると、各変数が非定常であるにもかかわらず、それらの中に長期的に安定な線形的関係が存在する場合、その残差は定常的になる。これは、各系列が非定常で単位根を1個以上もつのに、その一次結合の残差が単位根をもたないということの意味する。

そこで、単位根検定を利用して、バブルを調べることができる。地価の場合、バブルがなく長期的にファンダメンタルズで決定されているなら、地価やレントがそれぞれ持続的に上昇していたとしても、それらは安定的関係にあって恒常的に乖離することはない。地価をファンダメンタルズで回帰した残差は定常的になるはずである。一方、バブルは単位根をもつので、定常性が棄却されるなら、恒常的バブルの存在を否定できない。

しかし、バブルは図1のように、ある期間持

図1-オーバーシュootingとバブル



出所：翁 (1985) p. 99 を参考。

統的にファンダメンタルズから乖離する現象であるから、棄却されたからといって直ちに恒常的バブルの存在が確かめられるわけではない。また、きわめて一時的に発生し消えてゆく短期バブルは検定できない。日本で「バブル経済」と名付けられた期間は、80年代後半のわずか数年にすぎない。そこで、さらに短期的バブルの存在を調べるため、翁(1985)が株価に用いたKalman Filterによる検定を、Cointegrationの残差に対して適用することができるだろう²⁾。

これらの方法で、日本経済の地価バブルを順次検討する。地価の方程式は実質値に関するものであるから、変数はすべて歴年半期で実質化されている。吉野(1992)にならい、実質GNPをレントの代理変数として使用し、利子率を除く他の変数は季節調整済で自然対数に変換されている。また、特に断りのないかぎり、以下「実質」を省略する。

推定に用いたGNPは実質GNP(1985年=100)(『国民経済計算』経済企画庁)、rateは実質利子率で全国銀行平均約定金利(『日銀統計月報』日銀統計局)からGNPデフレータの変化率を引いたものである。land1から4はそれぞれ全国全用途平均、商業地、住宅地、工業地の名目地価指数(「全国市街地価格指数」日本不動産研究所)をGNPデフレータで実質化した実質地価指数を表す。

分散分解

バブルの検証に先立ち、まず地価やGNP、利子率の3変数について時系列のVAR推定による分散分解を行う。これは、ある変数の将来の予測誤差の変動が、どの変数の変動によってどの程度説明できるかを示したものである。全国地価のうち全用途平均、商業地、住宅地、工業地の4系列について、それぞれ利子率とGNPの3変数で分散分解を行った。システムの3つのショックは一般に同時点で相関をもつので、無相関なショックに分解するにあたってCholeski分解³⁾を用いている。そのため、結果

(井出氏写真)

いで・たかこ

1957年東京都生まれ。1992年慶応義塾大学経済学研究科博士課程修了。同年より、成蹊大学経済学部経済学科専任講師。

論文：“Land and Rational Bubbles in a Small Open Economy,” *Economic Studies Quarterly*, (forthcoming)

は変数の並べ方に依存する。ここでは、地価の予測誤差のうちレントや利子率の変動で説明できない部分を分析の対象にしているので、変数の並べ方は利子率、GNP、地価の順になっている。

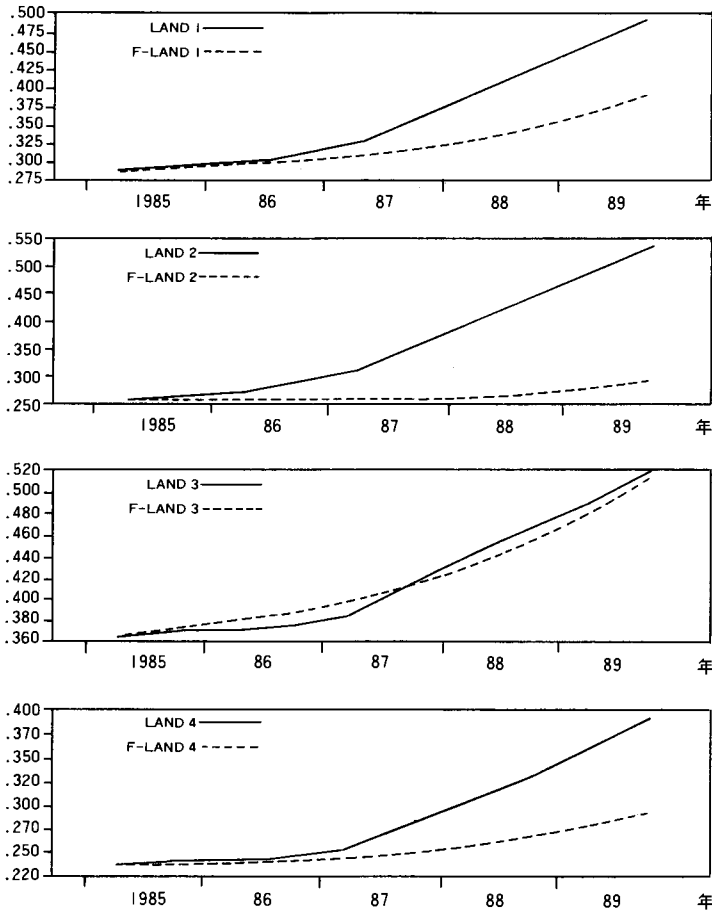
表1の数値は%で、何期か先の地価予測誤差を100としたとき、そのうちの程度が対応する変数のショックで説明されるかを示している。したがって、1行を横に合計すると四捨五入の誤差を除いて100になる。これをみると、GNPの説明力が長期的に最も大きい。

利子率でもGNPでも説明されない地価自身だけの変動による部分を用途別にみると、最も高い工業地でも20%程度で、住宅地が最も小さい。このことから1955年以降全体では、地価の変動のうち利子率やレント、すなわちファンダメンタルズで説明できなかった部分はそれほど

表1-実質地価の分散分解

予測期	rate	GNP	land1
2	3.756	24.643	71.601
4	4.207	46.146	49.648
10	2.786	78.493	18.722
20	15.338	72.575	12.087
予測期	rate	GNP	land2
2	3.260	27.726	69.014
4	2.859	45.315	51.826
10	2.452	70.262	27.286
20	11.544	68.396	20.061
予測期	rate	GNP	land3
2	1.181	15.250	83.569
4	1.509	40.930	57.562
10	4.499	81.491	14.010
20	18.786	70.939	10.276
予測期	rate	GNP	land4
2	6.001	20.627	73.372
4	6.706	37.900	55.393
10	2.798	69.844	27.358
20	11.797	69.209	18.994

図2-VARモデルによる地価の推定値



注：LAND=地価、F-LAND=推定値

大きくなかったと思われる。

VAR 推定期間を1984年上半期までとし、それ以降の予測値と実現値を比較すると(図2)、やはり住宅地が最も予測誤差が小さく、80年代後半の地価急騰が商業地を中心とするものであったことがうかがえる。

Cointegration と ECM 推定

前述のように、Cointegration テストでは各変数の単位根の個数を調べ、それらの一次結合が安定的な関係にあるか、残差の単位根の有無によって検定する。まず地価、レント、利率の3変数に単位根がそれぞれいくつ存在するか調べる。仮にそれぞれ単位根を1個以上もっていても、恒常的バブルがなく地価がファンダメンタルズから長期に乖離しないなら、その残差は定常的になる⁴⁾。

利率と対数変換後の地価やGNPについて、表2に単位根検定の結果を示す。 τ_μ 、 τ_r はそれぞれ、

$$\Delta x_t = c + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta x_{t-j}$$

$$\Delta x_t = c + \beta_t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \Delta x_{t-j}$$

の推定モデルにおける、単位根 $\rho = 1$ の仮説の検定統計量である。Dickey=Fuller (1981) によると、サンプルサイズ50のとき、10%有意水準はそれぞれ-2.60と-3.18、5%水準は-

表2-地価、利率、GNPの単位根検定 (GNPデフレータ利用)

変数名	τ_μ	τ_r	変数名	τ_μ	τ_r
land1	-3.133**	-3.580**	gnp	-2.128	-1.976
land2	-2.609*	-3.374*	rate	-2.183	-2.173
land3	-3.095**	-3.272*	Δ land1	-1.140	-2.266
land4	-3.586**	-3.568**	Δ land2	-2.238	-1.997
Δ land1	-2.672*	-3.094	Δ gnp	-2.312	-2.697*
Δ land2	-2.564	-2.610	Δ rate	-5.181**	-5.138**
Δ land3	-2.726*	-3.507	Δ^2 land1	-3.630**	-3.708**
Δ land4	-2.475	-2.837	Δ^2 land2	-3.533**	-3.639**

注：(1)推定期間=1956年下半年-89年下半年

(2)*は有意水準10%で定常性が棄却されないことを、**はその5%を示す。

表3-地価に関するCointegration vectorの推定 (2段階推定法)

従属変数	定数項	推定期間 1957年1月-1989年2月				R ²	
		GNP		利子率			
land1	- 8.638	(-21.731)	0.846	(24.658)	-10.009	(-5.009)	0.914
land2	- 7.368	(-17.617)	0.740	(20.500)	-11.394	(-5.420)	0.885
land3	-10.749	(-37.674)	1.017	(41.323)	- 6.546	(-4.564)	0.966
land4	-14.219	(- 7.462)	0.753	(16.628)	-12.743	(-4.836)	0.838

注：() 内はt値。

表4-Cointegration test

変数名	τ_{μ}	τ_r
EC1	-2.665*	-4.105**
EC2	-2.701*	-3.999**
EC3	-2.746*	-4.086**
EC4	-2.449	-3.862**

注：変数名は、その数字が表3のcointegrationの従属変数の数字に対応している。

2.93と-3.50である。検定に用いたラグの次数は、最小AIC基準で決定されている。

それによると実質地価は、単位根を2つもち、2次階差をとると定常的になる(表2ではレベルで定常性が棄却されていないが、定常的であれば、それ以上階差処理を施しても定常性が棄却されないはずである。しかし、一次階差が非定常的であるから、単位根は2個と考えられる)。実質GNPは単位根を1個、事後的実質利子率は1個もつ。

次に長期の関係を推定しよう。非常常系列間の定常的-一次結合をCointegrationといったが、その係数行列はCointegration vectorと呼ばれる。Cointegrationの推定方法には、Engel-

Granger (1987) の2段階推定法と、Johansen (1988) の同時の最尤推定法があるが、ここでは前者の2段階推定を行う。

表3からCointegration Vectorは理論から期待される関係をもっていて、レントの代理変数であるGNPが上昇すると地価も上昇し、利子率が高くなると大きく下落する。しかも決定係数が高く⁵⁾、Cointegrationの成立は棄却されないことから(表4)、1957年から89年の推定期間全般にわたる地価の恒常的パブルは棄却された。

調整費用などが存在すると、理論から期待される均衡が常に成立するわけではない。特に土地は、株式と異なって流動性がきわめて低い資産で、日本の場合、借地借家法をはじめとする多くの法的規制があるため調整費用が大きい。そこで長期均衡の成立が棄却されないことを受けて、一変量ECMで均衡付近の地価の調整経路を調べる(表5)。ECMは非常常変数に階差処理を施し定常的にしたうえに、長期均衡からの乖離というレベル情報を加えることで推定効

表5-1 変量ECMによる地価の推定結果

従属変数	定数項	$\Delta land(-1)$	$\Delta land(-2)$	$\Delta land(-3)$	$\Delta GNP(-1)$	EC(-4)	rate(-1)
land1	-0.019	0.994	-0.002	-0.210	0.480	-0.019	0.217
	(-3.747)	(8.430)	(-0.013)	(-2.167)	(3.818)	(-2.131)	(2.299)
	R ²	0.963	DW	1.551	Q(24)	23.419	
land2	-0.0170	1.079	0.011	-0.256	0.299	-0.009	0.246
	(-3.440)	(9.327)	(0.071)	(-2.550)	(2.532)	(-1.103)	(2.700)
	R ²	0.967	DW	1.596	Q(24)	16.303	
land3	-0.0119	0.933	-0.081	-0.137	0.604	-0.033	0.204
	(-3.828)	(7.861)	(-0.528)	(-1.432)	(5.039)	(-2.749)	(2.176)
	R ²	0.955	DW	1.627	Q(24)	21.029	
land4	-0.019	1.110	-0.159	-0.134	0.468	-0.017	0.190
	(-3.407)	(9.163)	(-0.947)	(-1.321)	(3.426)	(-2.190)	(1.856)
	R ²	0.966	DW	1.609	Q(24)	24.321	

注：説明変数は制約のないVARモデルで有意なものを選択した。() 内はt値。

図3-ECMによる地価変動率の推定値

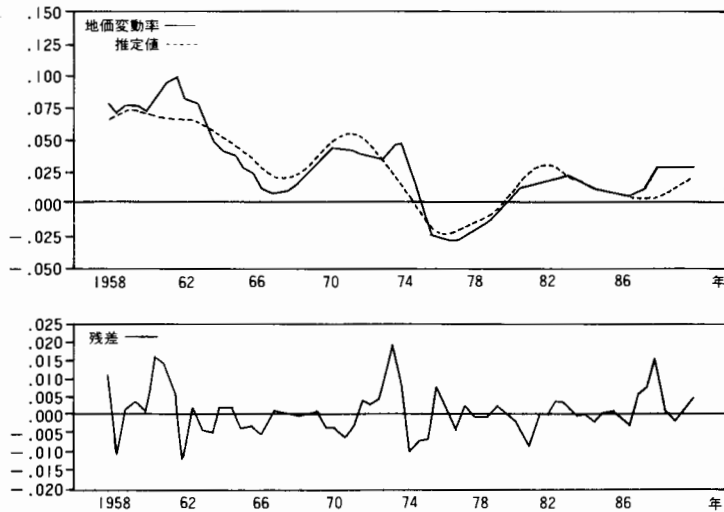


表6-Kalman FilterによるCointegrationの残差分析

期 間	α_1	α_2	α_3
1987年上半期	0.957	0.125	-0.227
87年下半期	0.958	0.125	-0.227
88年上半期	0.958	0.127	-0.228
88年下半期	0.957	0.127	-0.228
89年上半期	0.956	0.130	-0.227
89年下半期	0.954	0.133	-0.229

注： α は残差のラグ係数。

率を高める手法である。

図3に、全用途平均について推定された地価上昇率と実現値を比較した。これを見ると、戦後3回の地価急騰期に推定誤差が大きく、しかも数年の間持続的に誤差が拡大し、その後急落している。これをもって直ちにバブルとすることはできないが、図1のオーバーシューティングと異なり、バブルに近い動きを示していることに注目したい。

次に、バブルとされている80年代後半の短期をみてみよう。長期均衡の近傍で短期的にも定常的なら、Cointegrationの残差は常にバブル的性質をもたないはずである。そこで、この残差について、株価バブルに関する翁のKalman Filter残差分析を適用する。残差を自身の過去の変数で回帰するという自己回帰過程を想定し、その係数が時間とともに変化すると仮定する。

$$y_t = \alpha_{1t}y_{t-1} + \alpha_{2t}y_{t-2} + \alpha_{3t}y_{t-3} + \varepsilon_t$$

ただし、 $\alpha_t = \alpha_{t-1} + u_t$ ($i = 1, 2, 3$)、 ε_t と u_t は相互に無相関なホワイトノイズである。これらのラグ係数の和が絶対値で1より大のとき、残差は発散していく。短期的にバブルが発生しているなら、その期間残差は発散しているの、これによって非確率的バブルの存在が調べられる。

表6をみると係数の和はいずれも1を超えていない。一時わずかな増加傾向を示すが、1989年には減少に転

じている。したがって、80年代後半の非確率的バブルの存在は棄却される。ただしこれには、利率の変化などの外生ショックは考慮されていないし、バブル崩壊後の時期が少しでも含まれていると、当然のことながら棄却されてしまう。サンプル数が少ないと、さらに棄却する可能性が高くなる。

おわりに

これまで地価は、歴年半期という小サンプルのため、株価に比べてバブルの統計的分析があまり行われてこなかった。ここでは、1950年代後半以降日本で恒常的にバブルが存在していたかを考察したが、それによると全期間にわたる恒常的バブルは存在しない。長期的には利率とレントに依存するファンダメンタルズで決定され、実質利率の下落は地価を大きく上昇させる。したがって、ファンダメンタルズの変化、特に空前の低金利政策が80年代後半の地価急騰に大きな役割を果たしたことは確かといえよう。

長期均衡からの乖離を示すCointegrationの推定誤差にKalman Filterの残差分析を適用して短期のバブルを調べたところ、80年代後半の5年間でも非確率的バブルがあったという主張は支持されなかった。しかしECM推定からは、

戦後3回の地価急騰期間わずか数年ではあるが、地価はファンダメンタルズからバブル的に乖離して増加し、その後急落するという傾向が観察される。これは、短期的にしか継続せず、すぐに崩壊するという「確率的バブル」の形状にほかならない。崩壊の可能性を考慮することで、バブルの期間をさらに事前に特定する必要がなくなり、しかもバブルが継続する確率を推定することで、主体の合理性が満たされているか、同時に検定をすることが可能になる。各主体が合理的であっても、情報の伝播に時間的ずれがあると、市場価格が安定的にならないことがある(井出、1991)。

推定には依然としてサンプル数が不足するという問題は残るが、現在一定の方法でこれを克服し、確率的バブルの検定に取り組んでいるので、機会を得て改めて報告したい。

*本稿作成にあたり、吉野直行教授(慶応義塾大学)、伊藤隆敏教授(一橋大学)をはじめ多くの方々に貴重な助言とアドバイスをいただいた。記して謝意を表す。なお、含まれる誤謬の一切の責任が筆者にあることはいうまでもない。

注

- 1) Cointegrationの説明は、吉田(1989)や井出・中野(1992)を参照されたい。
- 2) Kalman Filterについては、Harvey(1990)を参照されたい。
- 3) Choleski分解については伴(1991)、構造モデルとの対応は井出・中野(1992)を参照。
- 4) より詳細なCointegrationの定義と検定方法や意義については、Engel=Granger(1987)、Johansen=Juselius(1990)を参照。
- 5) Cointegrationでは、決定係数があまり小さいと問題が発生することがある。また残差は、ホワイトノイズでなく定常的確率変数と仮定されているので、DW比といった系列相関に関する統計量は問題にされない。系列無相関で4次までのモーメントが有界な確率変数をホワイトノイズと呼び、平均ゼロの正規分布にしたがう変数はその1つである。

参考文献

浅子和美・加納悟・佐野尚史(1991)「株価とバブル」
西村清彦・三輪芳朗編『日本の株価・地価』東京大学出版会
井出多加子(1991)「合理的期待動学の情報構造と検定

方法に関する一考察」『三田学会雑誌』84巻3号、71-84頁。

井出多加子・中野英夫(1992)「VAR推定と識別問題について」『成蹊大学経済論集』(近刊)

岩田規久男(1992)『ストック経済の構造』岩波書店

翁邦雄(1985)『期待と投機の経済分析』東洋経済新報社

伴金美(1991)『マクロ計量モデル分析』有斐閣

吉田知生(1989)「通貨需要の安定性をめぐって——ECM(Error Correction Model)による計測——」『金融研究』8巻3号、99-144頁。

吉野直行(1992)「バブル期における企業の資産運用行動」『住宅土地経済』No.5、2-9頁。

Blanchard, Olivier J. and Stanley Fischer (1989), "Multiple Equilibria, bubbles, and Stability," in Lectures on Macroeconomics MIT Press.

Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica* 55, 251-276.

Engel, Robert F. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, 251-276.

Flood, Robert P. and Peter M. Garber (1980), "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: the First Test," *Journal of Political Economy* 88, 745-770.

Harvey, Andrew C. (1990), *Forecasting, Structural time series models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

Ide, Takako (1992), "Land and Rational Bubbles in a Small Open Economy," *Economic Studies Quarterly*, forthcoming.

Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 213-254.

Johansen, Soren and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

岩田論文と中神論文は、「資本コスト」の概念を住宅市場の分析に適用している。資本コストの概念は、最近ではさまざまな分野で用いられており、経済学者の間ではよく知られている。しかし、経済学者以外の人々にはなじみがないと思われるので、ごく簡単に説明しておきたい。

賃貸住宅を例にとると、資本コストは年々の家賃収入と住宅の資産価値の比率になる。例えば、1億円の住宅を買って、その住宅を賃貸するケースを考えてみよう。この場合にどれだけの家賃収入が上げれば利益が出るかは、購入資金の資金コストに依存する。もし金利が安くて、年間300万円の家賃収入でペイするならば、資本コストは3%であるということになる。

購入資金を全額借り入れによって賄う場合の資本コストは、借り入れ金利に連動する。自己資金によって賄う場合には、その資金を金融資産などで運用した際の利回りに依存することになる。このように金利水準が資本コストの主たる構成要素であるが、それに加えて所得税や相続税などの節税効果、住宅金融公庫の低利融資、建物の減価償却法なども資本コストに影響する。

持ち家住宅の場合には家賃の支払いはないが、持ち家の資本コストも賃貸住宅と同様に定義できる。持ち家の場合の家賃は自分が自分に支払っているとみなすことがで

きるからである。このような「みなし家賃」を帰属家賃と呼んでいる。

* * *

さて、税制上の扱いの相違によって、持ち家住宅が賃貸住宅よりも有利になっている国が多い。例えば、Aaronによると、アメリカでは持ち家は賃貸に比較して10%程度も割安になっている。税制や補助制度などによって持ち家と賃貸の相対的な有利さがどうなっているのかを知るには、それぞれの資本コストを計算するのが最もわかりやすい。それをわが国の現行制度に関して行っているのが岩田論文である。

わが国の制度で、持ち家と賃貸住宅の相対的有利さに影響している主たる要因は以下のものである。

①持ち家の帰属家賃には所得税が課税されないが、貸家から得られる賃貸料収入には所得税が総合課税される。

②持ち家については住宅ローンの利子費用、減価償却費、固定資産税支払額を所得控除することはできないが、貸家建設に関してはそれが可能である。さらに、貸家建設については割増償却の制度がある。

③持ち家について、1986年から税額控除制度が始まった。

④住宅金融公庫融資は持ち家のほうが手厚い。

⑤持ち家については、譲渡所得税の3,000万円控除と、10年以上

所有の場合の低率分離課税の制度が存在する。

⑥持ち家については相続税の控除(200㎡までの部分については60%以上)が認められる。

岩田論文では、以上の要因のうちで最後の2つは考慮されていないが、それら以外については綿密な分析が行われている。

持ち家と貸家の資本コストの相違に関する岩田論文の結論は以下のように要約できる。

- ・持ち家の資本コストは貸家の資本コストよりも小さいが、アメリカに比較してそれらの間の差ははるかに小さい。

- ・企業による貸家建設の資本費用と家計部門による貸家建設の資本費用の差も小さい。

- ・資本コストの所得階層別の相違もアメリカより小さいが、資本コストは高所得者層ほど小さい。

岩田論文は現実の制度を丹念に分析した力作であるが、譲渡所得税や相続税が考慮されていないなど、いくつかの問題が捨象されており、今後の拡張が望まれる。また、岩田論文での資本コストは住宅の家屋部分だけを扱っており、土地部分には触れていない。土地部分を考慮した場合の、持ち家と貸家の資本コストの差は興味深い研究課題である。さらに、わが国では持ち家の優遇がそれほどでないにもかかわらず、持ち家比率がアメリカと大きく変わらないのはなぜかといった国際比較に関する問題も今後の課題として残されて

いる。

* * *

岩田論文が資本コストの概念を用いた実証研究であるのに対して、**中神論文**は資本コストの理論的基礎を、持ち家に的を絞って提供している。資本コストの概念の邦文でのわかりやすい説明が存在しないので、この分野に興味のある研究者にとっては非常に有益な論文になると思われる。

また、中神論文では、①資金の借り入れに制約が存在するという流動性制約と、②相続の際の不動産の評価額が実勢価格より低いという相続税制の歪みの2つの要因を導入している。

流動性制約がある場合には資本コストが上がり、そのことによって住宅の資産価格が下がって、それがさらに住宅ストックを減少させ、住宅サービスの価格（帰属家賃）を上昇させる。また、相続税制の歪みは、それによる節税効果分だけ持ち家の資本コストを下げるので、住宅の資産価格は上昇し、住宅ストックの増加を通して住宅サービスの価格を低下させる。

岩田論文からもわかるように、資本コストの概念は住宅市場の実証的分析と政策シミュレーションのための道具として非常に有効である。中神論文のような理論的研究をこれからの実証分析に生かしていくことが望まれる。

* * *

第三の**井出論文**は、日本の地価にバブルが存在したのかどうかを統計的に検証するという企てを行っている野心的な論文である。

これまでも、バブルの検証は野口悠紀雄氏や経済白書で行われているが、井出論文はそれらよりはるかに高度な計量経済学的手法を用いている。

野口氏などによる分析では、ファンダメンタルズの水準を家賃、GNP、金利などのデータから計算し、それと現実の地価が乖離しているのでバブルが存在していると結論づけている。しかし、本誌3号の時事展望（『地価バブル』の実証は可能か?）においても議論しているように、ファンダメンタルズの値は家賃の上昇率や実質金利の推定値に大きく依存しており、明確な結論を得るのは予想外に困難である。

大ざっぱに言えば、ファンダメンタルズ地価は、金利から地代上昇率を引いたもので地代を割ったものである。日本では金利と地代上昇率の差が非常に小さいので、それらの推定値のわずかのズレがファンダメンタルズの水準を大きく変化させてしまう。したがって、現実の地価がファンダメンタルズと乖離しているかどうかの検定は非常に困難である。

井出論文は、このような問題を避けるために最新の時系列分析の手法を応用している。

第1に、恒常的にバブルが存在していたかどうかのテストとして、

Cointegrationテストと呼ばれるものが用いられる。それは、地価がファンダメンタルズによって決定されていれば、地価と地代（井出論文では地代の代理変数としてGNPが用いられている）や利率の間に安定的な関係が成立しているはずであるという仮説に基づいている。1955年以降の地価データを用いると、これらの変数の間には安定的な関係が存在するので、1955年以降の全期間にわたる恒常的なバブルの存在は否定される。

第2に、短期的なバブルが存在していたかどうかを検証するために、ECMを用いて地価がファンダメンタルズから乖離していた時期がないかどうかを調べた。その結果によれば、戦後3回の急騰期に数年にわたって乖離していた。これだけで直ちにバブルが存在していたとすることはできないが、バブルの存在を否定することもできない。

第3に、1980年代後半の動きがバブルであったかどうかを、日本銀行の翁氏のKalman Filter残差分析を用いて検証した。その結果によれば、80年代後半に非確率的バブルが存在したという仮説は否定される。

著者も指摘しているように、これらの実証結果はサンプル数の少なさや非確率的バブルに限定されているなどの問題点をもっており、今後の研究のいっそうの進展が期待される。

(Y. K.)

都市が競い合っていたころ

原田 泰

美しい住環境供給の条件

日本の公共財、例えば住環境は美しくも効率的でもない。しかし、われわれの身近にある私的な財、消費財をみると、すべてが美しく効率的であるのに驚く。日本の企業は美しい消費財を製造する。ところが、日本の公共資本、例えば住宅も街並みも公園も惨めである。なぜこのような差異が生じるのだろうか。

日本の美しい消費財は、企業が競争し、消費者が欲しいと思う物を作りあてるプロセスで生まれた。ところが、美しい街並みは企業の力だけでは十分に供給できない。少なくとも美しい街並みを作る企業が活躍しやすい制度を、政府や地方公共団体が用意していなければならない。美しい街並みを提供するには政府や地方公共団体の協力が必要である。ところが、日本は美しい住宅環境を製造できないでいる。どうすれば供給できるのか。

答えは簡単である。日本がすばらしい消費財を供給するのと同じ原理で供給すればよいのである。日本の美しい消費財を供給した主体は企業であった。美しい社会資本を供給する主体は都市のはずである。企業が競争することによって美しい消費財を供給できるようになったのだから、都市が競争することによって美しい公共資本が

供給できるはずである。

人々が美しいものが好きなら美しい社会資本を提供する都市に人々は集まり、その都市は繁栄する。そうでない都市は衰退することによって、生き残った都市は美しくなるはずである。

都市間競争の一つの可能性は、大都市圏の郊外都市同士の競争である。通勤鉄道同士の競争、駅間同士の競争は、不十分ながらも生じたと思われる。鉄道沿線を開発する私鉄にとって、美しい街と公共資本は利益をもたらすからである。鉄道のイメージが地価を決めるのであるから、そのイメージのために投資するのは十分に採算が合う。もちろんイメージは実体から生まれるのであるから、駅ごとの美しい街並みや生活の利便のために投資しなければならない。

しかし、東京通勤圏の都市間の競争は十分には起きなかった。都市の財政には自由が与えられておらず、先を見越した投資をファイナンスすることも困難であり、増大した税収を自由に使うことも困難であった。固定資産税は低いのでそもそも税収が上がりなかった。土地の所有者は、譲渡所得税が高いがゆえに売却することが困難になり、土地により高い付加価値をつけることに無関心となってしまった。また、借地借家法によって借手の権利が強く保護されている

ために、地主は土地に宅地としての付加価値をつけてより高いレントで貸し出すことに興味を失ってしまった。美しい街となることによって利益を求めるよりも、独占的な土地の供給者になることによって利益を求めることに熱中したのである。ところが、都市が真剣に競争していた時代があった。

戦前期日本の都市間競争

戦前期、日本の都市は、互いに競争し、住民のために魅力的なサービスを供給する力を競っていた(以下の事実は、持田信樹『都市の整備と開発』『日本経済史5』岩波書店、1990年、所収、による)。

20世紀初頭、今日の言葉でいえば累積債務国に没落しかねなかった日本が、第1次世界大戦によるヨーロッパの混乱の中で、一挙に対外債務を返済し、かつ巨額の黒字をため込んだことはよく知られている。ところが実は、日本が累積債務国になりかねない1900年代の初期においても、日本は外資を導入し、都市基盤の整備に充て、果敢に都市建設を行っていた。

金本位制を維持するためには、金または外国為替からなる正貨を保持しておかなければならない。もちろん輸出が伸び外貨を稼げればよいのであるが、そう簡単にはいかない。輸入を減らす、すなわち緊縮政策をとってもいいわけで

(原田氏写真)

はらだ・ゆたか
1950年東京都生まれ。1974年東
京大学農学部農業経済学科卒
業。同年経済企画庁入庁。1990
年より、郵政省郵政研究所第2
経営経済研究部長。
著書：『土地・住宅の経済学』
(共著、日本評論社)ほか

あるが、それは当時も政治的にも
困難であった。

そこでとられた方策は、政府は
緊縮政策を行うが、都市は拡張政
策を行うという政策であった。当
時、日本の工業化とともに人口は
都市に集中し、集中した人口を都
市にこぎれいに住まわせるための
水道、下水、道路、ガス、電気等
の事業は、確実な需要が見込まれ、
事業の償還能力は海外の投資家
によっても高く評価された。

そこで政府は、都市に外債を発
行させ、得た外貨を正貨準備に繰
り入れるということを行ったので
ある。

経常収支が苦しいときですら都
市は外国資本に頼っていたのであ
るから、外貨がたまれば都市経営
がより積極的になるのは当然であ
る。

1920年代には関東大震災を契機
に東京や横浜が近代都市の形を整
え、それに劣らず大阪、名古屋、
神戸も面目一新を図った。それを
促進したのは大都市間の競争であ
った。街路の新設・整備、公園の
建設、鉄道高架化、下水処理場の
建設などさまざまな事業が行われ
た。

都市を美しくした区画整理

これら事業のうち住環境との関
係で特に重要な都市整備の前提と
なる土地区画整理について説明し

よう。区画整理のためには、土地
の境界を取り除き、減歩と称して
道路の拡張や公園等を配置するた
めに一定の用地が控除される。た
だし、減歩によって整理前より1
割以上減少した場合には、補償金
が支払われる。さらに地主には開
発された宅地を従来の地価総額に
応じて配分される。このような過
程を経て、従来の不整形な町割は
一新され、都市は公共施設を整備
でき、地主はその結果生じる地価
上昇によってキャピタルゲインを
得られる。

このような区画整理がなされた
のは、行政サイドの要請と地主の
経済行動の両方によるものである。
行政サイドにとっては、1割の土
地の現物給付と上昇した地価への
固定資産税収入がある。関東大震
災後の横浜市復興区画整理事業の
実績から、土地の現物給付による
想定上の収入は全国都市の年間租
税収入の4年分にもなったという。

もちろんこれは、実際に税収が
あったわけではないが、さもなけ
れば用地買収に費消されたであろ
う財政収入を近代的都市の整備に
まわすことができたのである。し
かも戦前の固定資産税は高く、区
画整理された土地の地価上昇によ
る税収の増加は大きなものがあ
ったと思われる。

区画整理は、地主にとっても歓
迎すべきものであった。1920年代

は農業は不況であり、かつ都市化
は進んでいた。地主が小作争議に
嫌気がさし、農業とは隔絶した利
益を得られる都市的土地利用を選
ぶのは当然である。しかし、市街
地にするためには街路を整理し、
都市の公共用地を供出しなければ
ならない。地主は自ら進んで、土
地利用の都市的転換を図ったので
ある。これは、市街化を遅らしキ
ャピタルゲインを先延ばしにする
という今日の地主の行動とはまっ
たく異なったものである。

都市の競争によって街路は整備
され、公園も学校も建設され、都
市は美しくなった。人々が住宅を
建て美しく住むことを都市は必死
に歓迎していたのである。都市が
美しくなることを望まなくなった
のは、都市の財政的自由が弱まり、
都市間の競争が死滅したからであ
る。都市間の競争の死滅は、都市
を美しくするための制度を作る力
も衰えてしまったということであ
る。

大手私鉄が開発したところを除
けば、戦前に市街化された地域の
ほうが街路が美しいのは、こうし
た理由のゆえなのである。

戦前期は、都市も企業も競争し
ていた。ところが、戦後は、競争
するのは企業だけとなってしまっ
た。都市を美しくするには、都市
間競争の復活が必要である。

賃金およびレントと都市のアメニティ

Jennifer Roback "Wages, Rents and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, vol.90.

近年、首都圏への一極集中が進み、地方圏との住宅価格や賃金所得の格差が拡大している。特に賃金については、東京圏の給与水準は、他の地方圏に較べておよそ1.4倍に達している¹⁾。

こうした賃金の格差は、地域間で労働が自由に移動できれば起こり得ない。なぜなら、ある地域の賃金所得が他の地域よりも少しでも高ければ、たちまちそこへ労働が流入し、賃金は均等化するからである。このため、移動を妨げる雇用慣行や行政上の障害等が、その原因としてあげられている。

しかし、仮に労働の移動が自由であっても、賃金は地域間で格差が生ずることがある。それは地域に固有の要素であるアメニティが存在する場合である。アメニティとは、特定地域の大気汚染、天候、気温等の環境や、地勢等の地理上の要素を指し、その地域に属する家計や企業に、利得あるいは損失をもたらす²⁾。アメニティの豊かな地域では、より有利な立地条件を求めて多くの企業や家計が流入し、労働や土地に対する需要が増大する。賃金やレントは、立地する利益が要素価格の負担の増大によって相殺されるまで調節されるから、結局、より豊かな地域ではそうでないところと比べて賃金やレントに格差が生じるのである。

本稿で紹介する Roback (1982) は、この賃金格差とアメニティとの関係を明快に分析している。それによると、①アメニティの差異を原因として、地域間の賃金、レントの格差が生じ、また、②その分析の過程で、家計がアメニティに対して支払ってもよいと考える金額、すなわち帰属価格の推計が可能である。さらに、③この帰属価格を用いて、都市の住民がそのアメニティから得ている便益、いいかえれば豊かさの指標を導出し、都市間で比較ができるというものであり、その経済的含意は大きい。そこで、以下では Roback のモデルを詳しく紹介し、都市のアメニティと地域間の賃金やレントの格差との関連を明らかにする。また、その後の分析の展開に

ついて触れ、最後に今後の展望を行う。

1 Roback のモデル

家計の行動

地域 j に住む家計は、その地域から得られるアメニティ a^j と予算制約式 $w^j + I = x + I^c \times r^j$ (賃金所得 + その他の所得 = 消費 + 土地サービス \times 土地のレント) を与件として、経済厚生 $U(x, I^c; a^j)$ を最大化するように、消費 x 、土地のサービス I^c を選択する。

上記の最大化問題を解くと、消費、土地に対する需要関数が導き出され、これを効用関数に代入すれば間接効用関数 $V(w^j, r^j; a^j)$ が得られる。地域間での家計の移動のコストが存在しないならば、各地域で得られる効用が均等化 ($q^j = \bar{q}$) するように人々は移動するから、

$$V(w^j, r^j; a^j) = \bar{q} \quad (1)$$

となる。(1)式は図1の右上がりのAA曲線で示され、効用を一定に保つために必要な賃金とレントの組み合わせを表している。間接効用は賃金の増加関数、レントの減少関数であるから、家計の効用を一定に保つために、レントの上昇による効用の減少は、賃金の上昇で相殺されるのである。

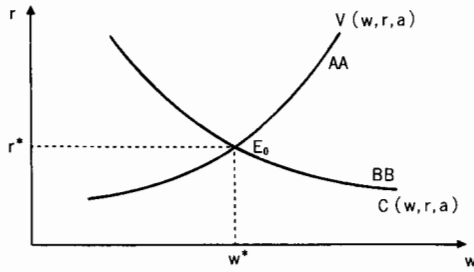
企業の行動

企業は労働 (N) と土地 (I^c) を要素として、利潤を最大化するように財を生産する。生産関数 $[x = f(I^c, N; a^j)]$ が規模に関して収穫が一定のもとでは、利潤最大化条件より単位生産コストは生産財の価格に等しくなるから、財の価格を1に正規化すると、

$$C(w^j, r^j; a^j) = 1 \quad (2)$$

となる。(2)式は図1の右下がりのBB曲線であり、費用を一定に保つための賃金とレントの組み合わせを表している。生産要素価格 (賃金、レント) が上昇すると費用は増加するから、コストを一定に保つためには、賃金の上昇はレントの低下で相殺する必

図1-賃金、レントの決定



要がある。よってBB曲線は右下がりとなる。結局、この2つの曲線の交点である E_0 点で、地域 j におけるレント r^j と賃金 w^j が決定される。

2 アメニティが賃金・レントに及ぼす効果

次にアメニティの変化が、賃金やレントに及ぼす効果を調べる。ここでは、アメニティは企業の生産性の向上に貢献し、また家計の経済厚生を高めるものとする。より豊かな社会資本および立地条件に恵まれた地域で操業する企業は、そのアメニティを享受することで、単位当たりのコストを低くすることができるから、企業はその分、労働者に高い賃金を払っても、他の低い賃金の地域で生産する企業と競争することができる。したがって、BB曲線は右方向へシフトする。同様なことは家計に対してもいえる。家計にとって、自然環境、文化的施設などのアメニティは、住宅の立地を決めるうえで重要な要因となるから、賃金所得を一定としても、支払ってもよいと考えるレントは引き上げられる。したがって、AA曲線は左方向へシフトする³⁾。前者の効果を生産性効果、後者をアメニティ効果と呼ぶ。

両曲線のシフトすることによって、曲線の交点 E_0 は E_1 へ移り (図2)、レントは必ず上昇するが、賃金については明らかではない。アメニティが豊かになったことで、家計、企業が地域 j に流入し、労働供給、労働需要ともに増加するからである。その効果は、生産性効果とアメニティ効果との大小関係に依存し、前者が後者を上回るならば賃金は上昇し、また逆も成立する⁴⁾。

Roback のモデルの応用として、Beeson=Eberts

図2-アメニティの効果

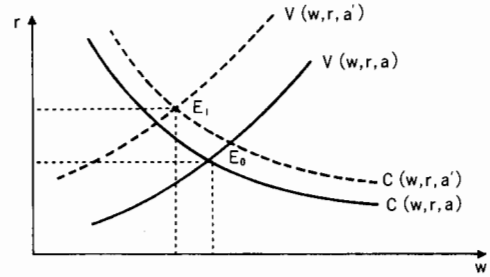
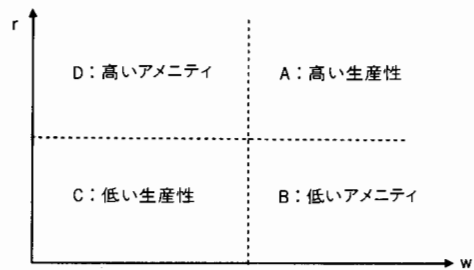


図3-アメニティによる都市の分類



(1987) はアメニティと両曲線との関係から、生産性とアメニティに基づいた米国の都市の分類を試みている。図1より、生産性が高いほど、BB曲線は右へシフトすることから、図3のAに属するような賃金、レントが高い都市は生産性が高い都市と考えられる。一方、家計が享受するアメニティが大きいほど、AA曲線は左へシフトすることから、図3のDに属するようなレントが高く賃金が低い都市は家計にとり高いアメニティの都市と考えられる。

次に、(1)式を全微分し、ロワの恒等式を用いると、

$$p_a^* \equiv \frac{V_w}{V_a} = r^c \frac{dr}{da} - \frac{dw}{da} \quad (3)$$

(3)式は、アメニティの1単位の増大に対して家計が支払ってもよいと考える金額、すなわち帰属価格(imputed price)である。この帰属価格は、アメニティの増大による土地サービスへの支払い増加から、賃金所得の増加分を差し引いたものに等しい。(3)式の右辺の値はすべて観察可能な値であって、 dr/da 、 dw/da を推計できれば⁵⁾、帰属価格を実際に求めることができる。表1は、帰属価格の推計値である⁶⁾。もしアメニティが、家計の経済厚生を高めるならば、

その値は正であり、反対に損なうならば負となる。表1では、犯罪発生率、失業率等は厚生を損なうアメニティであるのに対して、人口密度は厚生を高めることがわかる。ただし、帰属価格の絶対水準はアメニティを測る単位に依存するために、その値そのものは重要ではないことに注意しなければならない。

また、この帰属価格 p_j^* を用いて、地域 j がアメニティからどの程度の便益を受けているか貨幣単位で求めることができる。これは、QOLI (Quality of Life Index) と呼ばれているものであり、都市の豊かさを表す指標である。地域 j の QOLI は次のように定義される。

$$QOLI_j = \sum_{n=1}^N f_n a_{jn}$$

ただし、 a_{jn} は地域 j におけるアメニティ n の賦存量である。 f_n はアメニティを相対的に評価するウェイトであり、帰属価格をウェイトとして用いている ($f_n = p_n^*$)。

こうした指標の推計は、ほかには Lju (1976)、Rosen (1979) でも行われている。しかし、Lju による推計では、ウェイトの算定に先験的な仮定を必要とするために主観が入る余地がある。また Rosen は、地域間の賃金格差からウェイトを算定し、推計の客観性は保証されているものの、帰属価格の推計に、レントの上昇が考慮されておらず、その推計値にはバイアスが生じてしまうことが、Cropper (1981) によって指摘されている。これに対して、Roback の指標では上記の客観性やバイアスの問題が回避されており、より信頼に足るものとなっている⁷⁾。

3 Roback モデルの拡張

Roback のモデルでは、レント、賃金の地域間格

表1—アメニティの帰属価格

アメニティ	帰属価格(ドル表示)
犯罪発生率	-9.25
失業率	-5.55
人口	-1.50
人口密度	6.30
人口成長率	-1.85

差とアメニティの関連が明快である反面、モデルが単純化されているため、分析に不可欠な要素が捨象されている。そこでその後、以下に示すような視点からの研究が進められている。

(1)アメニティの範囲

アメニティは、失業率、人口、あるいは天候を指すが、産業や住宅の立地を決定する要因はこれに限定されるものではない。Gyourko = Tracy (1989) は、地方の平均税率や教育、医療サービス等の公共サービス等をアメニティとしてより広範囲にとらえ、いずれも地域間の賃金格差を決定する重要な要因であることを示している。

(2)地域内でのアメニティ

Roback のモデルでは都市の内部構造は明らかではないが、同じ都市圏内であっても、中心地へのアクセス、公共施設の整備状況から、都市内で享受できるアメニティの水準は異なり、それに応じてレントの格差も生じる。Voith (1991) は、都市圏内の地域を住宅地、商業地等その用途別に分類し、地域間および地域内のレントの格差を分析している。また、Hoehn ほか (1987) は、都心とそれを取り巻く住宅地を明示的に区別し、職場に通う家計の通勤コストが家計の厚生に及ぼす効果を考慮に入れている。

(3)集積の経済、不経済

Roback のモデルでは、格差の要因となるアメニティはすべて外生的に与件として考えられている。Blomquist ほか (1988) は、内生的に決定される都市の規模に着目し、アメニティを誘因として都市に集中する人口が、1つのアメニティとして、個々の企業の生産コストを引き下げる集積の経済を考慮している。それによると、都市の人口の増大による集積の経済が他の都市部との賃金所得の格差を助長することが示されている。

4 今後の展望

Roback の分析は、近年、日本で深刻になっている首都圏への一極集中、地価高騰の問題を解く手がかりとして、重要な示唆を与える。ことに、社会資

本に代表されるアメニティの帰属価格の推計は、今後の公共投資政策のあり方を考えるうえでもきわめて重要である。また、十分に満足な推計が行われていないわが国の豊かさの指標についても今後の大きな課題を残している。しかし、ここで紹介したモデルをわが国に適用する場合には、国土や行政システムの違いから、モデルの特定化に若干の注意を要する。

まず、賃金、レントの格差の要因となるアメニティについては再考の余地があろう。例えば、米国では有意である犯罪発生率、地方税の税負担率は、日本では地域間での差異はみられないために、これらが賃金やレントの格差を有意に説明する要因とは思われない。また、わが国における格差は大都市圏と地方圏との間で顕著であって、これは人口や事業者が集中する都市ほど賃金、レントが高いことを意味する。都市の規模から生ずる集積の経済が、わが国では格差を助長する大きな要因として働いていると考えられよう。最後に、労働力の地域間の移動は、新卒時に起こり、雇用後の移動は他の国に比べても少ないといわれる。これは終身雇用等の雇用システムを原因とするものであり、こうしたファクターを含めたモデルが望まれる。

(中野英夫／慶応義塾大学大学院)

注

- 1) 毎月勤労統計調査月報、平成2年。
- 2) アメニティは、他の主体の消費を妨げない非競争性の性格を有するが、空港、港湾、道路等の排除性や混雑効果が発生する社会資本も広い解釈ではアメニティに含まれる。この意味では、アメニティとは一種の地方公共財と考えられる。
- 3) アメニティがレントおよび賃金に及ぼす比較静学の結果は次のとおりである。

$$\frac{dw}{da^j} = \frac{1}{\Delta}(-V_a C_r + C_a V_r)$$

$$\frac{dr}{da^j} = \frac{1}{\Delta}(-V_w C_a + V_a C_w) \geq 0$$

ただし、 $\Delta = V_w C_r - V_r C_w = L(s) \frac{V_w}{x} > 0$

- 4) この分析では、アメニティは、財の生産性の向上に寄与するものと仮定していたが、すべてのアメニティが生産性を高めるものであるとは限らない。生産性を

損なう場合には、等費用曲線は左へシフトするので、賃金は低下する一方、レントへの効果については明らかではない等、結論が変わることに注意されたい。

- 5) 具体的には dw/da 、 dr/da の値は、賃金とレントをアメニティで回帰したときの回帰係数として求めることができる。
- 6) そのほかにも、積雪量、平均気温等の天候の帰属価格も推計している。
- 7) わが国においては、『国民生活白書』によって豊かさの指標化が行われている。ただし、この推計方法はこれまで触れたいずれの方法にも該当せず、その指標が実態を反映したものは疑問である。

参考文献

- Beeson, E. Patricia and Eberts, W. Randall (1987), "Identifying Amenity and Productivity Cities Using Wages and Rent Differentials," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 6-25.
- Blomquist, C. Glenn, Berger, C. Mark, and Hoehn, P. John (1988), "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas," *American Economic Review*, vol.78, 89-107.
- Cropper, M. L. (1981), "The Value of Urban Amenities," *Journal of Regional Science* vol. 21, 359-374.
- Gyourko Joseph and Tracy Joseph (1989), "The Importance of Local Fiscal Conditions in Analyzing Local Labor Markets," *Journal of Political Economy* vol. 97, 1208-1231.
- Hoehn, P. John, Berger, C. Mark, and Blomquist, C. Glenn (1987), "A Hedonic Model of Interregional Wages, Rents, and Amenity Values," *Journal of Regional Science* vol. 27, 605-620.
- Lju, Ben-Cheih (1976), *Quality of Life Indicators in U. S. Metropolitan Areas*, New York : Praeger.
- Rosen, Sherwin (1979), "Wage-Based Indexes of Urban Quality of Life," in P. Mieszkowski and M. Straszman (eds.) *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore : Johns Hopkins University Press.
- Roback, Jennifer (1982), "Wages, Rents and the Quality of Life," *Journal of Political Economy* vol. 90, 1257-1278.
- Voith, Richard (1991), "Capitalization of Local and Regional Attributes into Wages and Rents : Differences across Residential, Commercial and Mixed-use Communities," *Journal of Regional Science* vol. 31, 127-145.

●新刊リポートのご案内

『東京圏マンション中古流通量実態調査13』 定価1,600円(税込)

東京圏(東京・神奈川・埼玉・千葉・茨城)において、昭和32年から平成3年末までに竣工した分譲マンション87万6,824戸を母集団とした流通動向実態調査。平成3年は、マンション市場において中古物件および新規物件の双方が著しく低迷した年であることから、マンションストックの動向分析のほか、①1次取得層が取得可能な価格ランクの物件とそれを上回る価格ランクの物件の相違、②中古流通市場における所有権移転の主体について、四半期に分けて詳細に考察しています。

『住宅土地問題の研究動向②』

定価3,300円(税込)

住宅・土地問題をテーマにした文献をリストアップし、その研究

動向を総合的・体系的に把握、分析したものです。パート2である本書は、1991年下半年(7月~12月)に発表された1,240題の研究報告書・雑誌論文が対象になっており、それらを①都市・住宅建築、②経済、③法律、④時論、の4つの部門に分けて動向を分析しています。全文献を論文目録に収録したほか、そのうち218題に解説をつけました。

●平成4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、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

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部門に分けて募集し、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。

今年は、9月1日より全国の主要大学を通じて募集を開始しており、10月26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も供しています。

※リポートについてのお問い合わせは、当センター・事業部、研究助成については同・研究部まで。

編集後記

この数カ月で住宅、土地をめぐる状況は急変してまいりました。1989年5月に始まる金融引き締め政策の浸透によってもたらされた景気後退は、91年7月から金融緩和に転換した後も下降を止めず、本年8月には株価、地価の暴落をとまなう信用収縮が金融システムの崩壊を招くという危機感が高まりました。

これは同月の緊急総合経済対策によってどうにか回避されましたが、目下苦しい調整過程の中にあり、しばらくはこれが続くものとみられま

す。

こうした中で住宅土地分野では、中堅勤労者が年収の5倍以内で取得できる住宅をどうしたら供給できるか、また、土地保有課税はどうあるべきか、等々の重要なテーマについて答えを求められています。

本誌は、住宅土地問題のうち特に経済的側面を解明するための基礎研究を着実に継続してまいりますが、あわせて、それらがアクチュアルな課題の解決に役立てられるよう一段の努力をするつもりです。(M)

編集委員

委員長—金本良嗣

委員—高木新太郎・岩田一政
吉野直行

住宅土地経済 1992年秋季号(通巻第6号)

1992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
東京都千代田区麴町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)