

居住水準の向上につながる政策を

三井康壽

建設省住宅局長

(財団法人日本住宅総合センター評議員)

最近、住宅建設の経済波及効果の大きさに着目した、景気刺激策としての住宅投資促進策の議論が活発です。もちろん、建設省としてもそれが重要と考え、種々の対策を講じてきているところですので、そうした声が社会的に理解を得るようになるのは大歓迎です。ただ、景気対策といっても、単に金が回るようになりさえすればいいというものでなく、使われる金が有効な社会的ストックの形成につながるようにすることの重要性を改めて主張しておきたいと思います。

わが国は、今や有数の経済大国として、世界経済をリードするまでになりましたが、国民生活の基本的な要素の1つである住宅については、規模、設備、周辺環境など総合的にみて、国際的な水準に達しているとはいえないものがあります。昨年6月に閣議決定された生活大国5か年計画の中でも述べられているように、住生活の充実を図ることは、生活大国を築くうえで最も重要な課題の1つであり、そして、国民一人一人が住生活の中で豊かさやゆとりを実感できるようにするには、居住水準の向上を図ることが何より必要だと思えます。居住水準については、おおむね2000年を目途に、住宅1戸の平均床面積を100㎡とすること等を政策目標にしていますが、1988年度の平均床面積が89.3㎡ですから、決して容易な目標ではありません。

われわれとしては、景気対策としての効果にも配慮しつつ、居住関連の投資の拡大を図り、それが良質な住宅ストックの蓄積と良好な居住環境の整備につながるような政策展開を図っていきたいと考えているところです。

目次●1993年春季号 No.8

居住水準の向上につながる政策を	三井康壽——1
マンション価格・賃貸料の動向と効率性のテスト	伊藤隆敏——2
流動性制約下における家計の住宅購入と借入需要	森泉陽子——9
持ち家・借家選択と税制II	岩田一政——16
[時事展望] 地価の下落	吉野直行——26
[海外論文紹介] 公債の中立命題と土地税制	澤田康幸——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

マンション価格・賃貸料の 動向と効率性のテスト

伊藤隆敏

[要旨] 本論文では、週刊『住宅情報』に記載されている購入用マンションの価格、および賃貸用マンションの賃貸料を、それぞれのマンションの特性（品質）を表す変数と暦年ダミー変数に回帰（ヘドニック回帰）することにより、品質調整済みの価格の指数、賃貸料の指数をつくった。山手線、中央線沿線20駅について、毎年1月のサンプルデータを1981—1992年にわたり収集、分析した。さらに、この価格指数、賃貸料指数をもとに住宅投資の利回りを計算し、金融資産の利率を上回る格差（超過収益率）が弱度の効率性の仮説を満たすかどうかを検証した。

ヘドニック分析により、通勤時間、床面積などが、価格、賃貸料をよく説明することがわかった。賃貸料は1980年代を通じてゆっくりと上昇した一方、価格は上昇、下降の変動を繰り返した。価格と賃貸料の比率は一定の比率のまわりを変動しているようにみえる。効率性の仮説は、不均一分散を修正する標準偏差を採用すると棄却されるが、サンプル数が少ないため、結論は確定的ではない。

はじめに

東京の土地価格の高いことはよく知られているが、その「絶対水準」の高さが異常であるかどうかを、経済学的に判断することは難しい。いくら年収比が8倍で、「庶民」からみて高いといっても、需要があり、取引があるかぎり、

その「異常さ」を判定することは難しい。東京に進出する地方企業、外国企業が値段をつり上げているのか、値上がり待ちの投機者が値段をつり上げているのかの判断ができなくては、東京の土地価格がファンダメンタルズか、バブルかの区別がつけられない。

資産価格が適正かどうかの1つの判断基準は、現在価格が、賃貸料と将来の予想価格から考えて、適正な利回り（リターン）をもたらすような水準に決まっているかどうか、ということにある。いま、住宅価格を h_t 、賃貸料を d_t 、要求利回りを r とすると、資産価格は、

$$r = \{(1+r) d_t + (h_{t+1} - h_t)\} / h_t$$

のように決定される。あるいは、この式は、要求利回りは、賃貸料の直接利回りと、キャピタル・ゲインの2項の和からなる、と読むこともできる。東京の住宅市場の特徴は、実は、賃貸料が価格に比して低く、キャピタル・ゲインが高いことである。

住宅市場における価格形成が適切かどうかについてのもう1つの判断基準は、市場が効率的であるかどうかということである。市場が効率的であるとは、ある時点での価格には、それまでに得られる情報のすべてが反映されている、ということである。

これまで、土地問題、住宅問題の分析では、マクロデータを用いたものはいくつかあったが、個々の物件データから分析したものは少なかった。しかし、マクロデータから、賃貸料についてのよいデータは得られない¹⁾。

本稿では、個々の物件の住宅情報誌への広告から、物件特性や価格情報を採取し、そこから価格、賃貸料の決定要因を探る。さらに、価格、賃貸料の時系列を計算する。

データ

週刊『住宅情報』で、毎年1月の第1週の物件情報の掲載されている号からデータをサンプルする。サンプルは、山手線、中央線沿線の20駅から、マンションの「購入用物件」と「賃貸用物件」をそれぞれの目的別、各駅別2件ずつサンプルする。駅は、お茶の水、飯田橋、四谷、中野、荻窪、吉祥寺、武蔵境、武蔵小金井、国立、立川、八王子、秋葉原、西日暮里、巢鴨、目白、新宿、渋谷、目黒、品川、新橋であり、各駅でのサンプリングでは、各駅の価格により順序づけされた物件から、駅により、年により偏らないように順序を配慮してサンプルする²⁾。サンプルは、上述の各目的別それぞれについて、各年40個、『住宅情報』が出版されている1981—92年、12年間の時系列とする。

このようなサンプルの限界・問題点をまず先に明らかにしておく。週刊『住宅情報』記載のデータは、売り主（貸手）希望価格（asking price）であり、実際の取引価格とは異なる可能性がある。それでも、取引価格と希望価格の間に一定の関係があれば、分析にはほとんど影響はないが、この比率が価格の高騰期と下降期では異なるであろうと考えられる。この場合には、価格下降期の価格は、高めにバイアスがかかっているおそれがある。しかし、このバイアスの、容易に入手可能なマクロの土地価格指数（多くの場合、取引価格ではなく、「鑑定評価」による地点価格からつくられた指数）に生じているかもしれないバイアスに比べての優劣は明らかではない。

マンション価格の決定要因と価格指数

まず、山手線・中央線沿線のマンション価格の決定要因を調べるために、「購入用物件」の

(伊藤氏写真)

いとう・たかとし

1950年北海道生まれ。1973年一橋大学経済学部卒業。1979年ハーバード大学Ph.D.。ミネソタ大学准教授等を経て、1991年より一橋大学教授。また、1992年よりハーバード大学客員教授。著書：『消費者重視の経済学』（日本経済新聞社）ほか

価格の対数を左辺に、マンション物件の属性（通勤時間、床面積、築年数、1階か否か等）を右辺の変数として採用する回帰式（ヘドニック回帰式）を特定化して、各特性の影響を推定する。さらに、各物件の掲載された暦年ダミー変数を右辺に加えたうえ、クロスセクション・時系列のサンプルをすべてプールした回帰式を推定する。後に、暦年ダミー変数の係数から、価格指数の上昇率を推定する。

通勤時間は、山手線の場合には、駅までの徒歩・バス時間の合計とし（ただし、バス物件はほとんどない）、中央線の場合には、駅までの徒歩・バス時間、および新宿までの電車時間の合計とする。山手線沿線では、通勤地に近いところに住居を構えると仮定して、特に駅による通勤時間の区別をしていない。乗り換え時間は含めない。中央線に関しては、徒歩・バス・電車をそれぞれ分割した特定化も推定する。

推定結果は、表1に示されている。全サンプルは、山手線と中央線のサンプルをすべて含めたものである。通勤時間が10分長くなると、価格は山手線で2%、中央線で16%安くなる。なお、中央線で、通勤時間の内訳を別々に変数として採用した場合には、10分の通勤時間は、電車の場合に16%、バスの場合に22%、徒歩の場合に13%の価格下落を意味している。バス時間の価格効果が大きいのは、バス待ち時間の効果、深夜はタクシーに乗らざるを得ない、などの効果が含まれているためと考えられる。

床面積は10m²の上昇は22%の価格上昇となる。築年数が1年経過すると、山手線で0.4%、中央線で2%の価格下落につながる。マンション

表1-持ち家の価格決定ヘドニック回帰式

サンプル	定数項	通勤時間	床面積	築年数	1階ダミー	R ²	SEE
全サンプル	7.048 (112.5)	-0.014 (-17.06)	0.022 (32.87)	-0.014 (-5.178)	-0.116 (-2.673)	0.844	0.300
山手線	6.824 (57.473)	-0.002 (-0.247)	0.022 (10.665)	-0.004 (-0.712)	-0.179 (-1.877)	0.830	0.360
中央線	7.221 (108.2)	-0.016 (-19.814)	0.022 (27.632)	-0.020 (-7.877)	-0.155 (-3.876)	0.884	0.222

中央線（通勤時間の内訳を分けた場合）

定数項	電車	バス	徒歩	床面積	築年数	1階ダミー	R ²	SEE
7.205 (105.26)	-0.0162 (-16.66)	-0.0215 (-3.34)	-0.0131 (-3.44)	0.0221 (27.511)	-0.0192 (-7.22)	-0.1483 (-3.65)	0.889	0.222

注：()内はt値。
実際の回帰式には、暦年ダミー変数が含まれている。

物件では、1階の部屋は、眺望の面、安全面から嫌われるといわれるが、これは、1階ダミーが15%（中央線）から18%（山手線）の価格下落を示すことから確認できる。

表2では、表1で報告しなかった暦年ダミー変数から推定される価格上昇率を示している。これによると、山手線沿線では1985-86年に16%、翌年に89%の価格上昇がみられた。中央線沿線では1986-87年に45%、翌年に47%と、山手線に約1年遅れて価格上昇が起きたことがわかる。

参考のために、公示地価（国土庁『地価公示』資料による）の首都圏沿線別価格上昇率も併せて掲げている。われわれの指数が、マンション価格（価格に占める土地部分は少ない）、公示価格は土地価格であるという差異を考慮に入れても、両者の間におおまかな相関とともに、顕著な差異もあることが指摘できる。われわれの指数では、1980年代前半は価格下落を示すのに対して、公示地価ではゆるやかな上昇を示している。われわれの指数によると、1989-90年にもう一度大きな価格上昇があったことがわかるが、これが公示地価にはない。さらに、1991-

92年には、われわれの指数では、山手線40%、中央線約20%の大きな価格下落があったことがわかるのに対して、公示地価では、これがはるかに小さな値（それぞれ16%と7%）になっている。

このように、われわれのヘドニック関数から推定されるマンション価格指数は、公示地価よりも、一般的に変動性は高いようにみえる。これは、前述のような、住宅価格と土地価格の違い、市場の広告価格と鑑定価格の違いなどの反映と考えられる。

マンション賃貸料の決定要因と賃貸料指数

次に、マンションの賃貸料の決定要因を、価格と同様にヘドニック関数により推定する。

賃貸料の対数を左辺に、通勤時間（前節と同じ定義）、床面積を右辺の変数として、さらに暦年ダミー変数を加えた賃貸料ヘドニック回帰式を推定した結果が表3で示されている。通勤時間の増加による賃貸料減価率、床面積の増加による賃貸料上昇率は、価格のそれらとほぼ同様である。特に、中央線沿線物件の場合には係数の大きさがほぼ対応する値である。

表2—価格指数の上昇率

	算出された価格指数	算出された価格指数	(参考)公示価格	算出された価格指数	(参考)公示価格
	全体サンプル	中央線	中央青梅沿線	山手線	山手線
1981-82年	-5.01	-0.70	6.6	-12.60	7.1
1982-83	-8.41	-14.31	3.8	2.69	6.0
1983-84	-1.33	5.54	2.9	-12.80	6.8
1984-85	4.45	2.67	2.2	8.74	11.1
1985-86	10.32	5.08	4.4	16.17	21.4
1986-87	59.61	44.85	36.7	88.55	95.2
1987-88	31.24	47.04	71.4	4.35	15.0
1988-89	-2.18	-0.85	-6.1	-4.30	-4.5
1989-90	19.03	13.64	-0.7	30.85	-0.3
1990-91	6.78	6.79	-0.3	7.59	-1.0
1991-92	-25.82	-18.74	-7.1	-40.12	-15.5
1981-92	90.12	91.01	145.9	85.13	192.4

注：算出された価格指数は、表1のヘドニック回帰式に含まれた暦年ダミー変数から算出されたもの。

表3—借家(マンション)の賃貸料決定回帰式

サンプル	定数項	通勤時間	床面積	R ²	SEE
全サンプル	1.430 (30.07)	-0.014 (-19.17)	0.021 (48.39)	0.893	0.213
山手線	1.338 (16.91)	-0.011 (-2.601)	0.022 (30.17)	0.865	0.242
中央線	1.573 (24.77)	0.016 (-19.71)	0.021 (38.64)	0.915	0.184

中央線 (通勤時間の内訳を分けた場合)						
定数項	電車	バス	徒歩	床面積	R ²	SEE
1.592 (24.71)	-0.014 (-15.49)	-0.027 (-6.03)	-0.020 (-6.41)	0.021 (38.99)	0.889	0.222

表4は、回帰式に含まれている暦年ダミー変数の係数から計算される賃貸料上昇指数である。価格の上昇に比べて賃貸料の変化ははるかに変動の少ないものである。トレンドに沿って上昇基調が続いているといえよう。山手線沿線物件の1981-82、1983-84、1987-88年の3カ年について、15%を超える上昇があったのが目立つくらいである。

ここでサンプリングしている賃貸料広告は、

新規賃貸 (のasking price) なので、賃貸料の変動性の低い理由として旧来の賃貸料の契約期間内であるという問題はありえない。

表2と表4をみくらべてわかるのは、価格の上昇期と賃貸料の上昇期が必ずしも一致しないことである。賃貸料がキャッシュ・フローの収入であり、資産のファンダメンタルズを代表する変数であるとする、価格の動きが必ずしも(将来または過去の)賃貸料の動きと一定の対応をしないことは、価格決定が、「はじめに」の節で考慮した資産価格裁定式のように、行われていないような印象を与える(もっとも、サンプルが短いため、これを実証することは困難である)。

「標準物件」の価格と賃貸料

価格の動きと賃貸料の動きを、よりシステムティックにみるために、価格・12カ月分賃貸料比(単純PER)をみることにする。これは、住宅を投資物件として購入し、賃貸として貸し出したときに、どの程度のキャッシュ・フローが得られるかという直接投資利回りの計算をしていると考えればよい。また、価格や賃貸料の指数のみならず、絶対水準をみることにより、

表4-賃賃料の上昇率

	算出された賃賃料指数	算出された賃賃料指数	算出された賃賃料指数	(参考)「標準物件」		
	全体サンプル (上昇率、%)	山手線 (%)	中央線 (%)	価格(万円)	賃賃料(万円)	PER
1981-82年	13.71	17.81	6.64	3,628.9	12.07	25.05
1982-83	2.62	3.26	-0.53	3,532.0	11.34	25.96
1983-84	13.90	15.70	9.06	3,063.0	11.29	22.61
1984-85	2.34	-12.12	11.42	3,167.7	15.12	17.61
1985-86	-1.87	-0.50	-0.46	3,210.9	15.09	17.61
1986-87	3.36	-1.02	6.32	4,863.9	15.94	25.42
1987-88	15.52	19.61	10.77	6,487.4	17.21	31.42
1988-89	-1.96	3.07	4.73	6,323.0	16.71	31.54
1989-90	5.04	-4.84	13.13	6,712.5	18.42	30.36
1990-91	3.98	4.43	2.98	6,949.1	18.75	30.88
1991-92	8.18	14.36	3.90	6,101.5	19.04	26.70
1981-92	64.81	69.76	58.52			

われわれの常識によるヘドニック回帰式の評価をすることにしよう。

表4の参考「標準物件」の価格、賃賃料は、前節と前々節で推定した価格、賃賃料の回帰式に次のような情報を内挿することにより、毎年の推定価格、推定賃賃料を計算したものである。

三鷹駅から徒歩5分、床面積60㎡、鉄筋コンクリート造り、1980年建築のマンションのなかの、南向き、1階ではない住居。駐車場はない。

単純PERは、1980年代前半に25程度であったものが、1985年の価格急騰直前には17まで低下していたことがわかる。これはゆるやかな価格下落とゆるやかな賃賃料上昇によるところが大きい。1985年から87年にかけての価格の急騰は、約3,200万円の物件を6,500万近い値段に押し上げてしまった。ちょうど倍になった。その間、月間賃賃料は、15万円から17万円に上昇したにすぎない。単純PERは、31に上昇する。

このような、価格と賃賃料の動きは図1のように表される。

ここで、住宅を投資物件としてみなす代わりに、自己居住用の場合でも、賃賃料は帰属家賃であり、PERはやはり、自宅を購入するか、あるいは賃賃物件に住むかの目安となる数値を提供している。

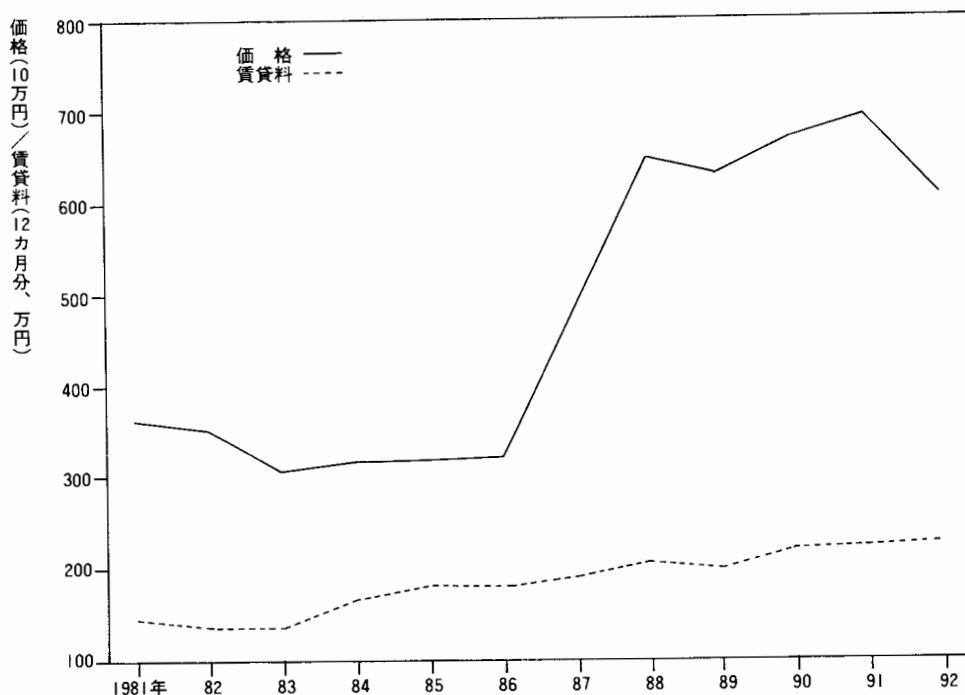
その後、価格は高値安定、賃賃料がゆるやかに上昇するなかで、PERは30前後で推移する。しかし、1992年になって価格が大きく下落し、PERは27まで下落する。ほぼ1980年代前半の水準まで下落していることになる。これが、「標準」物件の価格、賃賃料、単純PERの動きである。

単純PERが、25であるということは、3,000万円の投資が年間に120万円の家賃収入（月額10万円）をもたらすということであり、単純利回りは4%である（さらに、ここから補修費など減価償却をまかなわなくてはならない）。つまり、住宅を投資用物件として考えるには、キャピタル・ゲイン（値上がり益）がなくては、金融資産（例えば、自由金利預金）よりも利回りが悪いものである。このような認識をもとに、より正確に住宅投資の収益率を分析してみよう。

超過収益率の算定

マンションへの投資が金融資産に比べて、どの程度利回りがよかったか悪かったかをみる指標が、超過収益率である。住宅を購入したのち1年間賃賃に出すことにより得られる賃賃料収入および1年後の値上がり益が住宅投資の収益率である（前節のPERでは値上がり益は考慮

図1—マンション「標準物件」価格と賃貸料



されていなかったことに注意)。これは、頭金（自己資金比率）100%で買い切りの場合、前述の r に相当する。また、住宅への投資はしばしば住宅ローンをとるが、例えば、頭金30%の場合には住宅への投資金額に応じて、分母が $0.3h$ になるなどの調整が必要である³⁾。

住宅の価格と賃貸料 (h_t と h_{t+1} と r_t のデータ) を同一の物件で計測する必要があるが、ここでは次のような方法をとった。まず、賃貸用物件のサンプルにより、賃貸料がわかる。さらに、そのサンプルの属性を購入用物件のヘドニック回帰式に内挿することにより、この物件が売却されたらいくらの値段がついたであろうかということがわかる。これを該当年について行ったあと、翌年については、築年数を1年進め、暦年ダミーを翌年のものにするので、翌年に売却されたらいくらの値段がついたであろうかもわかる。

次に、超過収益率を、住宅投資の収益率から金融資産の収益率（ここでは譲渡性預金の金利

表5—超過収益率と弱度の効率性検証

超過収益率	(頭金100%)	(頭金30%)
1981-82年	-9.41	-33.57
1982-83	-10.71	-38.40
1983-84	-2.96	-13.59
1984-85	5.50	14.82
1985-86	13.68	42.88
1986-87	60.65	196.95
1987-88	18.54	55.60
1988-89	-1.35	-9.24
1989-90	9.59	27.16
1990-91	1.28	2.57
1991-92	-14.78	-53.90
平均	6.37	17.39

注：比較対象金融資産はCD（譲渡性預金証書）金利。

を使う) を差し引いたものと定義しよう。

表5が、この超過収益率の系列である。収益の大部分は値上がり益なので、超過収益率の高い年は表2の価格値上がり率の高い年に対応する。また、頭金の比率が低ければ、超過収益率の年変動が大きくなるのも観察される。

表6-弱度および準強度の効率性テスト

テスト1 (頭金100%)	$ER_t = 4.782 + 0.373ER_{t-1}$ (0.856) (2.327)
テスト1 (頭金30%)	$ER_t = 13.459 + 0.368ER_{t-1}$ (0.727) (2.223)
テスト2 (頭金100%)	$ER_t = 59.466 + 0.410ER_{t-1} - 2.178PER_t$ (2.076) (2.279) (-2.078)
テスト2 (頭金30%)	$ER_t = 195.342 + 0.401ER_{t-1} - 7.237PER_t$ (2.068) (2.191) (-2.095)

注：()内はWhite修正を施した標準偏差によるt値である。

ここでは、取引費用、税金などは考慮に入れていないため、実際の取引のなかでの取りの収益はこの表よりも低くなることも十分考えられる。

この超過収益率からみて、住宅投資が金融資産に比べて有利であるためには、1980年代中頃のような大きな価格上昇があったときに限られることがわかる。

効率性のテスト

資産市場が「効率的」であると、期待が合理的に形成され、異なる資産の間の（リスクを調整したあとの）収益率の間に裁定が働き、将来の価格の変動が予測できず、超過収益率の期待値はゼロになり、超過収益率の時系列は系列相関をもたない。

これまで、住宅市場の効率性については、Linneman (1986)、Case and Shiller (1989、1990)などがある。

ここでは、前節で算出した超過収益率の時系列から、単純に1期前の超過収益率を右辺に入れた式を推定して、超過収益率に自己相関があるかどうかを検証する。自己相関があった場合には、マンション市場は弱度の効率性を満たさず、自己相関が検出されなかった場合には、弱度の効率性は棄却されなかったと判断する。結果を表6の「テスト1」として示している。お

おむね、効率性仮説は棄却されたと判断される⁴⁾。

また、表4から、PERの動向と価格動向、ひいては超過収益率の動向の間に関連がありそうなので、PERを右辺に加えた準強度の効率性テストを行う。この結果は表6の「テスト2」として示されている。ここでもやはり、超過収益率は、過去の超過収益率とPERと相関があり、効率性仮説は棄却されたと判断される。

ある年の超過収益率（1月1日から12月31日）は、前年の超過収益率が高ければ高くなり、その年の初め（1月1日）のPERが高いほど低くなる相関関係をもっていることがわかる。

ただし、ここではわずか12年の年次データによる分析であり、統計的な有意性については不安が残る。あくまでも暫定的な結果と受けとられたい。

注

- 1) 土地・住宅問題に関するこれまでの代表的文献については、伊藤・廣野 (1992) の「関連文献の展望」を参照されたい。なお、本稿のデータは、伊藤・廣野論文によっており、内容・結果も一部重複している。
- 2) 正確なサンプリング方法は、伊藤・廣野 (1992) を参照。
- 3) 正確な定義式は伊藤・廣野 (1992) を参照。
- 4) ここでの結論は伊藤・廣野 (1992) と異なっている。理由は、不均一分散を修正するWhite修正を施したことにある。

参考文献

- 伊藤隆敏・廣野桂子 (1992) 「住宅市場の効率性：ミクロデータによる計測」『金融研究』第11巻、第3号、日本銀行金融研究所、17-50頁。
- Case, Karl E. and Robert Shiller (1989), "The Efficiency of the Market for Single-family Homes," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, March pp.125-137.
- Case, Karl E. and Robert Shiller (1990), "Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market," *AREUEA Journal*, Vol. 18, No. 3, pp. 253-273.
- Linneman, Peter (1986), "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market," *Journal of Urban Economics*, Vol. 19, No. 2, May, pp. 235-258.

流動性制約下における家計の住宅購入と借入需要

森泉陽子

[要旨] 家計が資金市場で十分な借入を行うことができない場合の住宅購入関数と借入限度関数の推定を、首都圏のマンション購入データを利用し、質的分析の手法を用いて行った。

その結果、住宅資金の借入市場では借入の制約が存在するといえる。また、借入制約（限度）関数を用いて次のことが明らかになった。初めて住宅を取得する家計は、自己資金が増加した場合よりも所得が増加した場合のほうが、借入額を増加させることができ、より高い住宅を購入することができる。住宅取得を先送りすることよりも、妻の就労などによる所得増加のほうが住宅購入には効果的である。よって、減税、パート労働市場の整備などを考慮した住宅政策が望まれる。

はじめに

家計の住宅購入行動は、基本的には長期的視点に立った異時点間にわたる効用最大化で記述されるが、このような最適化は常に満たされるわけではない。資本市場で望みだけの借入を行うことができるとは限らないからである。一般に家計の住宅購入に影響を及ぼす主な要因は所得と資金の大きさであるが、とりわけ借入の果たす役割は大きい。データからみると、初めて住宅を購入する世帯の約95%弱が借入を行っており、かつ借入の住宅購入額に占める割合は60%以上である。このように、住宅購入は借入に大きく依存しているので、どれだけ借入できる

かによって、住宅購入の可能性、および購入する住宅の大きさも変化する。したがって、資本市場で望みだけの借入を調達できない場合には、先に述べた最適化は満たされないことになる。

以下では資本市場の不完全性が存在する下で、家計の住宅購入関数を導出し推定を行う。このことは、本モデルにおいて住宅ローン需要関数を導出することと同義であるので、住宅ローン需要関数を推定し、その後、住宅購入関数を求める。次に、家計の借入可能関数も推定することによって、所得、自己資金等が増加した場合に、家計が借入を行うことのできる住宅ローンの限度額と、同時に取得できる住宅の可能額をシミュレーション分析で検討する。

家計の住宅購入モデル

2 期間モデルを考え、家計は1期の始めに住宅を購入し、2期の終わりに売却するものとする。家計の2期間にわたる効用関数は、住宅サービスと非住宅財・サービスを要素とする通常の効用関数のほかに、期末における資産額の関数とする。この際、住宅サービスは住宅ストックの一定割合であるものとし、資産には売却された住宅および期間中に蓄積された貯蓄が含まれるものとする。家計は資本市場で借入制約に直面しているため、2期間にわたる効用最大化にあたって、望みだけの借入はできない。この借入制約と各期の所得、諸価格を所与として、家計は確実性の下で、効用を最大にするように、各期の消費量、住宅購入量および住宅購入のた

めの借入額を決定する。その際、諸価格は期間中一定とし、借入利率と貯蓄の利率は相違すると仮定する。さらに、家計は初期資産をすべて住宅購入に向けるものとし、また、住宅を購入した後は、2期末まで売却することはないものとする¹⁾。

$$\begin{aligned} \max U &= u(c_1, c_2, H) + f(W) \\ \text{st } A_0 &\geq (1-b)P_H H \quad 0 \leq b \leq \lambda \\ W &= P_H^2 H + A_2 \\ Y + A_0 + P_H^2 H &= C + (1-b)P_H H \\ &+ fbP_H H + \frac{fbP_H H}{1+r} + P_H^2 H \\ &= (1-b+bk)P_H H + CW \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、記号は次のとおりである。u = 2 期間の効用関数、A₀ = 初期資産保有額（頭金）、Y = 生涯所得、C = 生涯消費、CW = 生涯消費 + 2 期末に残す資産（以上すべて現在価値）、W = 2 期末の資産（2 期末資産 A₂ と住宅売却額）、H = 住宅購入ストック量、P_H = 購入時における住宅ストック価格、P_H² = 期末における住宅価格、b = 住宅購入のための借入割合、λ = 借入上限率、k = 住宅返済額（均等返済）の割引率の合計、f = 住宅ローン返済利率。(1)式では非住宅財の価格は 1 にノーマライズしてある。(1)式はさらに以下のように書き直すことができる²⁾。

$$\begin{aligned} \max V(H, CW) \quad \text{st } A_0 &= (1-b)P_H H \\ Y + kA_0 + P_H^2 H &= kP_H H + CW \end{aligned} \quad (2)$$

以上の最適化を満たす Kuhn-Tucker の解 H(P_HH) は、

$$P_H H = \min(P_H H^*, \overline{P_H H}) \quad (3)$$

となる。ここで、住宅購入が借入制約以内で可能な場合は、

$$P_H H^* = H(A_0, Y, P_H, P_H^2, r, f) \quad (4)$$

であり、また、借入制約が有効なケースでは、

$$\overline{P_H H} = L^* + A_0 \quad (5)$$

である。ここで、L* は借入可能上限額である。

借入額 D* は仮定より、D* = P_H²H - A₀ であるので、実際の借入額 D は、

$$D = \min(D^*, L^*) \quad (6)$$

であり、よって、

$$D = D(A_0, Y, P_H, P_H^2, r, f) \quad (7-1)$$

あるいは、

$$D = L^* \quad (7-2)$$

となる。

推定モデルとデータ

データ

用いたデータは「首都圏マンション入居者動向調査」(財アーバンハウジング)であり、このデータは東京圏で(新築)マンションを購入した家計を抽出したデータである。単年度ではサンプル数は約800(年度によって若干異なる)ほどである。よって、分析に十分なサンプル数を確保するために、3年間(1989-1991年)のサンプルをプールした。したがって、総サンプルは約2,000であるが、欠損値などを除くと、1922となる。データの平均値は表1に掲載した。表1から、当該サンプルは全国サンプルと比較して、年収と世帯主年齢は少し高めであるが、自己資金はほぼ同じであると考えられる(「全国貯蓄動向調査」で3年以内に住宅を

表1-データのまとめ-各変数の平均値

	全サンプル	~35(歳)	35~50(歳)	50~(歳)	制約あり	制約なし	借金なし	借金あり	買い替え	1次取得者
所得(万円)	837.7	687.1	920.1	1158.4	710.2	1021.9	987.1	829.8	943.8	798.8
頭金(万円)	2463.8	1433.7	2034.9	4291.5	1234.1	3058.8	563.0	1683.6	3564.8	1400.3
年齢(歳)	38.3	31.7	40.8	57.7	35.7	42.2	47.1	37.9	42.6	36.8
住宅購入額(万円)	4444.1	3903.5	4650.0	6017.8	4181.9	4823.2	7563.0	4278.4	5622.0	4013.0
借入額(万円)	2463.8	2469.8	2615.1	1726.3	2847.8	1764.4	0	2594.8	2057.2	2612.6
世帯人員(人)									3.46	3.32
サンプル数	1922	869	868	185	1136	786	97	1825	515	1407

注:「制約あり」「制約なし」は、本文(A)の借入上限を外生的に与えるケースの推定において、年収の3倍を借入制約にした場合に対応する。

購入する予定のある借家世帯の属性と比較)。この表から、マンション購入額が借入なしで行われた場合と、借入で行われた場合とでは、自己資金の相違は当然のことながら、住宅購入額もかなり相違することがわかる。

また、一次取得者（初めて持ち家を購入）と買い替え家計では世帯主の年齢の相違が顕著である。一次取得者は若年世帯であることがわかる。また、自己資金の大きな違いは借入額にはあまり反映されず、住宅購入額の相違となっている。つまり、買い替え層では頭金が十分あるので、あまり借りる必要がないとも考えられるが、実際には割合多く借入を行っている。一次取得者との借入額の相違は頭金のそれよりも小さい。よって、買い替え家計の住宅購入額は高い。このことは、借入の制約には、自己資金額の大きさよりも所得の大きさがより強く影響を与えていると考えられる根拠を与えている。また、一次取得者は借入限度額一杯に借入を行って住宅を購入しているが、買い替え家計はより多く借入が可能であるにもかかわらず（所得が高い）、限度一杯は借り入れる必要はないので、借入の制約にはかからないと想定できる。

また、世帯主年齢が高まるにつれ、所得、頭金の額が増加することは十分考えられるが、それにつれて購入する住宅の額も増加する。一方で、借入額は若年世帯から中年世帯につれては増加するが、高齢世帯では減少することがわかる。これは退職後のローン返済を考慮した家計の合理的行動の結果であろうと思われる。

推定モデル

効用関数を特定化せず(4)、(5)あるいは(7)式の reduced form からスタートする。添字 i は第 i 番目の家計を表す。

$$P_H H_i = \begin{cases} P_H H_i^*, & \text{if } P_H^* H_i < \overline{P_H H_i} \\ \overline{P_H H_i}, & \text{if } P_H^* H_i \geq \overline{P_H H_i} \end{cases} \quad (8)$$

(4)、(5)式を線形関数で特定化すると、(8)式は次のように書き換えることができる。

$$P_H H_i = P_H H_i^* = \alpha_i X_{i1} + u_{i1} \quad \text{iff } D_i^* < L_i^*$$

(森泉氏写真)

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

$$P_H H_i = \overline{P_H H_i} = \alpha_2 X_{i2} + u_{i2} \quad \text{iff } D_i^* \geq L_i^* \quad (9)$$

ここで、 L_i^* は家計ごとに異なる流動性制約（借入制約額）である。 α は推定パラメータのベクトル、 X は説明変数のベクトルである。一方、借入需要関数は $D_i^* = P_H H_i^* - A_{0i}$ を考慮すると、(9)式と同等の形式で次の(10)式になる。

$$D_i = \begin{cases} D_i^* = \beta_i X_{i1} + u_{i1}, & \text{iff } D_i^* < L_i^* \\ L_i^*, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

β は(9)式との関連で定義された推定パラメータである。家計の最適化行動から導出された借入需要が借入限度内では、実際の借入は最適借入需要に等しく、限度を超える場合では実際の借入は限度そのものとなる。(9)式あるいは(10)式をTobitあるいはその他の質的分析方法で推定するのであるが、どちらの式を推定しても同等である。

(A)借入上限を外生的に与えるケース

流動性制約（借入制約）とは、(1)式における λ の存在であるが、推定モデルでは(9)、(10)式の L_i^* で表現する。具体的には所得に対する倍率でその上限が設定されていると仮定する。 $L_i^* = \gamma y$ とし、(10)式のTobit推定を行う。(10)式の推定に際しては、住宅の第一次取得者に限った。

γ の値をいくつか変化させてみた結果は表2にある。もし、すべての家計が流動性制約に直面していなければ、(10)式をOLSで推定した場合のパラメータとTobitで推定した場合のパラメータは統計的に等しいはずであるが、表から所得の係数は相違する。また、 σ が有意に推定されたことにより、OLS推定値は偏りをもつことがわかり、このモデルで用いたようなサンプルの分離 (sample separation) が存在する

表2-借入需要関数の推定-OLSとTobit推定値

	OLS	Tobit 4(65%)*	Tobit 3(40%)
const	1572.48 (4.2)**	2038.59 (5.0)	2806.3 (5.8)
income	1.37 (20.4)	1.21 (6.8)	0.964 (11.8)
downpay	-0.21 (-19.5)	-0.24 (-21.3)	-0.24 (-19.3)
age	28.57 (1.6)	20.27 (1.7)	7.18 (0.3)
age2	-0.61 (-3.1)	-0.52 (-2.5)	-0.45 (-1.8)
sigma		1031.99 (50.1)	1108.7 (37.4)

注：* 括弧内は流動性制約下でない家計の割合。

** 括弧内はt値。

といってもよいであろう。以下では所得の3倍を L^* とするケースを扱う。この限界値は現実には照らすと低いようであるが、所得が世帯全体のそれであることを考慮すれば、それほど低いとはいえない。

一般に分布に限界値(threshold)がある場合に、各変数の効果はTobitの推定パラメータ(β)に分布関数の値(Φ :累積分布関数)を乗じたものとなる。すなわち、流動性が存在しない場合の効果より Φ だけ低下することになる。よって、所得の効果、頭金の効果はいずれも制約が有効でない、すなわち、流動性制約が存在しないときよりも(Φ)ほど低下する。

一般的な流動性制約の大きさは次のように表現することができよう。制約がないときには平均的家計(表1の全サンプルの項)の借入需要額は $\beta'X$ で表されるが、制約が存在するときには $\Phi\beta'X - \sigma\Phi$ で表される(σ は標準偏差)。前者の値は2,754万円であり、後者は2,680万円である。その差74万円は流動性の制約による平均的な借入額の制約である。

住宅購入関数は借入需要関数に頭金を加えたものと定義しているため、借入需要関数から住宅購入関数を導くと(頭金に測定誤差が存在しないと仮定すると)、

$$P_H H = 2806.3 + 0.96 \text{income} + 0.76 \text{downpay} + 7.18 \text{age} - 0.45 \text{age}^2 + u_1$$

となる。ここで、income=所得、downpay=頭金、age=年齢、age²=(age)²。これが、(8)

式の $P_H H^*$ に対応する。

推定された借入需要関数から、所得が高いと借入需要も高く、逆に頭金が多いほど借入需要は減少することがわかる。所得の効果については、所得が高くなれば頭金の蓄積も大きいので借入需要は低い、流動性制約が非常に強い場合以外は、住宅購入額(量)も増加し借入需要が増加する。どちらの効果も大きいかは、頭金蓄積関数と住宅購入関数あるいは借入需要関数との同時決定の枠組みで考えなければわからないが、いずれにせよ先験的にはわからない。結果としては、借入需要が増加したことを示している。例えば、流動性制約は現在のままで(所得の3倍)、所得が100万円増加した場合を検討してみよう。全サンプルの平均では、70万円程度住宅購入額が増加し、同時に同額だけ借入需要も増加する。

頭金については、住宅購入計画と同時に計画的住宅貯蓄を行うのが通常であるので、その時に購入する住宅の価格と目標額がおおよそ決められている。よって、借入金は住宅購入額と頭金の残余となるので、その係数の符号は負となる。例えば、所得は変わらずに頭金の蓄積速度を速めたり、貯蓄率が上昇したり、贈与を受けたりして100万円増加した場合には、全平均で住宅購入額は60万円程度増加し、借入は20万円弱ほど減少する。このように所得と頭金では、その住宅購入額に及ぼす影響はあまり変わらないが、借入需要に与える効果は反対である³⁾。

次に年齢別にTobitを行った結果(流動性制約は所得の3倍のケース、表3)、高齢家計と若年、中年家計とで所得、頭金の係数は相違しているが、各変数の効果は先に述べたように、分布の値を乗じることが必要である。所得が100万円増加した場合、35歳以下では約30万円住宅購入額が増加する。35~50歳で58万円、50歳以上では54万円それぞれ増加する。世帯主年齢が上がるにつれて、所得の効果は上昇するが、35~50歳でピークになり、その後低下する構造になっている。これは高齢者には借入しにくい

表3—借入需要関数——年齢別Tobit推定値
(所得の3倍の借入制約)

	~35(26%)* Tobit	35~50(48%) Tobit	50~(84%) Tobit
const	2500.2 (17.0)**	2242.6 (18.2)	1607.1 (7.0)
income	1.16 (7.8)	1.21 (10.65)	0.65 (3.8)
downpay	-0.40 (-15.9)	-0.29 (-14.5)	-0.14 (-7.7)
sigma	890.5 (19.3)	1094.1 (26.8)	1237.8 (17.1)
L or R ²	-2009.9	-3724.8	-1353.8

注：* 括弧内は流動性制約下でない家計の割合。
** 括弧内はt値。

状況を反映していると思われる。

頭金が100万円増加した場合には、35歳以下では15万円程度しか住宅購入額が増加しないが、35~50歳では33万円程度増加し、50歳以上では70万円ほど増加する。このように、資産が増加した場合の住宅購入に及ぼす効果は高齢者のほうが大きい。表1を見ると、年齢間の所得の相違よりも頭金の相違のほうが大きいので、結果として住宅購入は年齢の上昇とともに増加したことがわかる。しかし、以上の結果は借入制約を所得によって与えたことと関連がある可能性がある。この点はさらに検討の余地がある。

(B)借入上限関数の推定

以上の分析は、流動性制約として所得の倍率のみを考慮した。しかし、現実には、借入条件は世帯主の勤務先、世帯主年齢、担保物件の大きさ等、さまざまな要因で決定されている。住宅の一次取得家計と持ち家を買替える家計(買替家計)とでは頭金の額に大きな違いがあり、よって、住宅購入額の相違も大きい(表1参照)。したがって、買替家計は流動性制約の下にはないと判断すると、サンプル分離の基準として、「一次取得者」と「買替家計」を用いることは意味がある。以下では、サンプルを一次取得者と買替家計にあらかじめ分離して、後者は流動性制約以内で借入を行っていると仮定する。すなわち、(10)式で表されるモデルで、以上の変更を行うと、(10)式は以下ようになる。

$$D_i = D_i^* = \beta_1 X_{i1} + u_{i1} \quad \text{iff } D_i^* < L_i^* \quad (12)$$

$$D_i = L_i^* = \beta_2 X_{i2} + u_{i2} \quad \text{iff } D_i^* \geq L_i^* \quad (13)$$

ここで、 X_2 は借入制約を説明する外生変数とし、 β_2 は推定パラメータとする。次に新たに変数 I_i^* を導入し、それを次のように定義する。 Z を外生変数とすると、

$$I_i^* = \gamma' Z_i - u_i \quad (14)$$

$$\gamma' Z_i = \frac{\beta_1 X_{i1} - \beta_2 X_{i2}}{\sigma}, \quad u_i = \frac{u_{i2} - u_{i1}}{\sigma} \quad (15)$$

ここで、 $\sigma^2 = \text{Var}(u_{i2} - u_{i1})$ である。さらに、借入制約下にある場合には $I=1$ 、ない場合には $I=0$ となる変数 I を導入し、

$$I = 1 \quad \text{iff } I_i^* > 0$$

$$I = 0 \quad \text{otherwise}$$

とし、 ε_{i1} 、 ε_{i2} を新しい確率項とすれば、

$$D_i = D_i^* = \beta_1' X_{i1} - \sigma_{i1} \frac{\phi}{\Phi} + \varepsilon_{i1} \quad \text{iff } D_i^* < L_i^* \quad (15)$$

$$D_i = L_i^* = \beta_2' X_{i2} + \sigma_{i2} \frac{\phi}{1 - \Phi} + \varepsilon_{i2} \quad \text{iff } D_i^* \geq L_i^* \quad (16)$$

となる。ここで、 $\phi = \phi(\gamma' Z_i)$ 、 $\Phi = \Phi(\gamma' Z_i)$ であり、それぞれ標準正規密度関数、正規分布関数である。また、 σ_{i1} 、 σ_{i2} はそれぞれ u_{i1} 、 u_{i2} と u との共分散である。このモデルの推定は2段階で行う⁴⁾。まず第1は、 $I=1$ (買い替え)と $I=0$ (第一次取得者)の分離されたデータにプロビット分析を行い(9)を求め、 ϕ 、 Φ を計算し、次に(15)式、(16)式をOLSで推定する。この推定方法は β 、 σ_{i1} 、 $\sigma_{i2}(\sigma)$ の一致推定値を与える。

推定結果は表4に掲載してある。表において、 D^* が借入需要関数であり、 L^* が借入制約関数である。先にも述べたように、実際の借入可能条件は所得だけではなく世帯主の年齢にも大きく依存することから、この効果を2次の効果も含めて導入した。

借入制約関数は借入限度を示すものであるが、推定結果からみると、その所得係数は借入需要関数のそれよりも高い。年齢の効果は、2次の効果が有意にマイナスであるので、単調に直線的ではなく、高齢になるにつれて借入は厳しく

表4-借入需要関数と借入制約関数

	Probit	OLS(D*)	OLS(L*)
const	-4.77 (-7.6)	-584.0 (-2.1)	-1386.8 (-3.1)
income	-0.28E ⁻³ (-2.8)	0.877 (8.1)	1.568 (19.7)
downpay	0.35E ⁻³ (15.5)	-0.049 (-2.7)	
age	0.13 (4.5)		166.8 (7.4)
age 2	-0.12E ⁻² (-3.6)		-2.0 (-7.3)
nm	0.087 (2.46)	244.4 (5.2)	
Mills		1194.3 (8.5)	-1766.2 (-16.7)
L or R*	-883.3	0.34	0.38
s. s	1922	515	1407

なることを表している。また、この推定結果よりミルス比率の逆数(表4のMills)の係数が有意に推定されていることから、ここで想定したようなサンプルの分離があるといえる。すなわち、流動性の制約が存在し、借入関数(借入額)はその制約と密に関連するといえる。

次に、所得が上昇したときの借入制約の変化をみてみよう。データにおける平均的家計で、借入制約関数から借入限度額を推定すると、約2,608万円である。今、所得が100万円増加したとすると、借入限度額は2,782万円に増加する。住宅購入についても同様で、平均的家計では4,596万円の住宅を購入し、所得が100万円上昇すると、4,770万円の住宅を購入する。年齢の効果をみるために、年齢を1歳上昇させて計算すると、借入金は2,536万円で住宅購入額は4,524万円となる。以上のことから、所得が100万円増加すると借入可能額はそれ以上に増加するが、年齢が高まると逆に借入可能額は減少することがわかる。このことは、年齢の2次の効果が強いためである。

住宅購入関数については、前節と同様に頭金変数に観測誤差がないものとするれば、それぞれ、流動性制約下にある場合とない場合について、(15)式、(16)式に変数 A_0 を付加することによって導出することができる。

最後に、住宅の第一次取得者のモデル家計を想定し、所得等の変化によるシミュレーション

を行って、住宅購入の可能性を検討する。いま、年収が660万円、自己資金が1,200万円、年齢が38歳で世帯数が3.58人の家計を想定してみよう。このモデル家計は全国レベルでみた住宅を初めて購入する家計の姿に近い(1990年「貯蓄動向調査」から)。これらの数値を(16)式の期待値をとった式に代入することによって求めることができる。この家計が借入限度額まで購入したとすると、約2,467万円であるので、その時の可能な住宅の購入額は3,667万円である。推定に利用したデータが1988—90年であることに留意し、これらの年の全国マンション価格を調べてみると(『全国不動産関連統計集』三井不動産企画調査部)、それぞれ3,141、3,833、4,403万円であった。本推定では諸変数の3年間の実質化を行っていないので、そのことを考慮に入れると、3,667万円は当該3年間の全国の平均マンション価格に近いといってもよいであろう。

もし、このモデル家計が首都圏で住宅を購入することができるためには、①所得を上昇させる、②頭金蓄積を増加させる、③もう少し住宅購入の時期を遅らせる、の3通りの方法がある。

まず、①を考えてみよう。例えば、家計で主婦がパートで働き始めたことにより、世帯の所得が100万円上昇したとしよう。この場合には、借入可能額は2,640万円に増加して、住宅購入可能額は3,840万円となる。次に、自己資金のみが100万円増加したとしよう。このときには、3,767万円の住宅を購入できる。100万円の所得の増加と100万円の自己資金の増加が同時に生じた場合には(家計の貯蓄の行動を考慮に入れば、これは当然ありうるが、所得増のときの貯蓄増加の値は不明である)、購入可能な住宅は3,940万円となる。住宅購入を1年遅らせて、所得が上昇し、自己資金も増加した場合には(所得は5%、自己資金は10%増加すると仮定すると)、3,754万円であり増加しない。これは年齢の効果が単調にプラスではないからである。よって、購入時期を遅らせることは家計にとっては必ずしも賢明ではない(表5)。

表5—第一次住宅取得モデル家計のシミュレーション
 モデル家計 [所得=660万円、自己資金=1,200万円、世帯
 主年齢=38歳、世帯人員=3.58人]

	購入可能住宅額	借入可能額
モデル家計	3,667 (万円)	2,467 (万円)
所得を100万円増加	3,840	2,640
自己資金を100万円増加	3,767	2,467
所得と自己資金をそれぞれ100万円増加	3,940	2,640
住宅取得を1年先に延ばす (所得5%増加、自己資金10%増加)	3,754	2,434

これらの数値は住宅購入可能額は1988—90年当時の数値であり、93年ではより高い値をとることは当然である。以上のシミュレーションより、第一次住宅取得者が住宅を購入できるような環境づくりのためには、世帯の所得の増加に結び付くようなさまざまな減税、妻が労働市場にでることができるような環境づくりも必要であると同時に、実質的に自己資金の増加をもたらすような政策 (住宅取得控除など) が必要である。いろいろな意味での住宅市場での取り引き費用の軽減も、実質的な自己資金の増加になるので有益である。

結び

以上の分析においては、家計の住宅購入に際して流動性制約が存在するか否かを調べるにあたって2つの方法を試みた。いずれの方法も、流動性制約に関する基準を外的に与えるものであった。この基準の範囲において、家計の住宅購入にあたっては、流動性制約が存在していると結論づけられる。

本分析は2つの方法で流動性制約を検討したが、いずれの方法もいくつかの問題点を含む。第1の方法は借入制約の値を外生的に与えているので、各変数の推定値はこの与え方による可能性が高い。いかに現実的な制約値を与えるかが問題となる。第2の方法は流動性制約下にあるか否かの外的基準の情報が得られれば有効であるが、このような情報を得るのは難しい。このような状況では、元来は基準そのものもテス

トしなくてはならないであろう。本分析でも一次取得者が必ずしも借入制約に直面しているとは限らない。

また、推定の際の変数として、所得は現在所得を用いたが、本来は住宅 (借入) 需要関数では恒常所得を、借入限度関数では現在所得を用いるべきであろう。この点を考慮して推定を試みたが、両概念による所得相互間の相関が強いため、それらの係数は有意に推定されなかった。また、住宅価格、借入利子率も推定される関数に入れることができなかったが、今後は改善されなくてはならない。また、家計の住宅購入行動で頭金蓄積は重要な変数であるが、これは、元来は住宅購入額と同時に決定されるべき変数である。今後の課題としたい。

注

- 1) かつ、各期の資産保有額は負にはならないという条件も付加される。Ranny (1981) 参照。
- 2) 初期資産はすべて住宅購入へ向けられるという仮定を付加し、さらに、効用関数にも仮定が加えられる。Ranny (1981)。
- 3) 各変数の効果をみるには、全観察値に対して、例えば住宅購入については、

$$\frac{\partial E(P_{it}H)}{\partial X} = \Phi(z)\alpha$$

で計算する。 $z = \sigma_1 X / \sigma$ であり、 $\Phi(z)$ は標準正規分布関数である。

- 4) Maddala (1983) 参照。

参考文献

- Evans, D. and B. Jovanovic (1989), "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints," *J.P.E.*
- Hayashi, F. (1983), "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-sectional Analysis," *Q.J.E.*
- Lee, L.F. (1978), "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *I.E.R.*
- Maddala, G.S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Ranny, S. (1981), "The Future Price of Houses, Mortgage Market Conditions, and the Return to Homeownership," *A.E.R.*
- Wills, P. and S. Rosen (1979), "Education and self-Selection," *J.P.E.*

持ち家・借家選択と税制——II

岩田一政

[要旨] 前稿（『住宅土地経済』No.6）においては、日本の住宅建設に関連した租税制度が、住宅資産の供給に与える効果を資本コストを計測することによって分析した。本稿では、計測された所得階層別の資本コストを用いて、税制が人々による持ち家・貸家選択に与える諸要因を検討する。

まず、家計部門の住宅サービス需要関数を間接効用関数を基にしてトランス・ログ型関数を用いて定式化し、住宅サービスに対する需要を資本コストの関数として導出する。さらに、持ち家か借家というゼロ、1の選択に関して、通常の回帰分析は適用できないのでロジット・モデルによる分析を行う。ロジット・モデルを用いた計測結果から、持ち家需要に関する所得弾力性、価格弾力性、ならびに住宅サービス需要に関する価格弾力性を計測する。計測された価格弾力性の値を用いることによって租税政策の変化が持ち家選択に与える効果を調べることができる。

本稿の検討によれば、住宅サービス需要の価格の弾力性は、イギリスよりもやや低く、持ち家需要の所得弾力性は1よりも小さく、持ち家需要は奢侈財ではないとの結果が得られた。また、租税政策の変更が与える効果については、利子所得への20%一律課税のほうが、アメリカ型住宅税制（利子費用所得控除、固定資産税控除）よりも持ち家需要に与える効果が大きいことが判明した。そのほか、所得、世帯主の年齢、家族の構成員の数なども持ち家選択に影響を与

えると考えられるが、有意な結果は得られなかった。

はじめに

日本の持ち家需要がどのような要因によって決定されているか、これまで十分な検討が行われているとはいえない。前稿では、住宅供給の観点からその決定要因を検討した。本稿では、住宅需要の側面からロジット・モデルを用いて持ち家需要の決定要因を分析することにした。興味深いことに、住宅サービスの需要もまた、資本コスト（資本の使用者費用）によって分析することが可能である。データとしては、住宅供給の過程で決定される資本コストを用いて持ち家需要の価格弾力性、所得弾力性の計測を行い、租税政策変更が持ち家需要に与える効果を調べることにしよう。

持ち家選択と持家需要

住宅サービスに対する需要

前稿では、住宅資産の供給要因と税制の関係について分析してきたが、本稿では需要側から持ち家選択と持ち家需要を考えることにしよう。まず、 i 番目の家計の効用関数が、住宅サービス（ H ）、その他の財・サービス（ C ）、持ち家・借家の選択に関連した選好のシフトを示すパラメータ（ S ）により決定されると仮定しよう。ここで S は、

- ①プライバシーに対する需要の強さ、

②家主と借家人との間の顧客—代理人問題に関するコスト、

③遺産相続における節税動機、

④遺産に関する親の戦略的行動、

などの要因によって影響を受けると考えられる。プライバシーに対する需要は、所得水準の上昇によって影響を受け、また世帯主の年齢や世帯人員は、相続税の節税動機、遺産の戦略的動機と正の関連があると考えられる。

持ち家・借家選好のシフトを考慮した家計の効用関数は、

$$U^j = U^j(H^j, C^j; S^j) \quad (1)$$

と書き表すことができる。家計が所得制約の下で効用を最大化する結果として得られる間接効用関数は、

$$V^j = V^j(p_H^j, p_C^j, y^j; S^j); j=0 \text{ または } R \quad (2)$$

と表される。ここで添字の j は、持ち家、借家の選択を示し、 p_H 、 p_C 、 y は、それぞれ住宅サービスの価格、その他の財・サービスの価格、所得を示している。

さらに所得でノーマライズした住宅サービスの価格は、前稿で求めた資本コスト（資本の使用費用）に等しいことを考慮すると、デワルトの Reciprocal Indirect Utility Function (RIUF) は、

$$v^j = v^j(p_H^j/y^j, p_C^j/y^j, 1; S^j) \quad (3)$$

と書き表すことができる。さらにこの RIUF のトランス・ログ関数は、

$$\begin{aligned} \log h^j(P) &= a_0 + a_1 \log(p_H^j/y^j) + a_2 \log(p_C^j/y^j) \\ &\quad + a_3 [\log(p_H^j/y^j)]^2 + a_4 [\log(p_C^j/y^j)]^2 + a_5 \log(p_H^j/y^j) \log(p_C^j/y^j) + a_6 S^j \\ &= a_0 + a_1 \log(P^j) + a_2 \log(P_C^j) \\ &\quad + a_3 [\log(P^j)]^2 + a_4 [\log(P_C^j)]^2 \\ &\quad + a_5 \log(P^j) \log(P_C^j) + a_6 S^j \quad (4) \end{aligned}$$

と表すことができる。ここから i 番目の家計の住宅サービスに対する需要は、ヴィル＝ロワの恒等式を用いることによって、

$$H^j = -(\partial V^j / \partial p_H^j) / (\partial V^j / \partial y^j) \quad (5)$$

(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

となる。さらに、その他の財・サービスを所得でノーマライズした価格を1とおくと、住宅サービスに対する需要は、

$$H^j = (1/P^j)[a_1 + 2a_3 \log(P^j)] / [a_1 + a_2 + (2a_3 + a_5) \log(P^j)] \quad (6)$$

となり、資本コストのみの関数として表すことができる。

ここでさらに、キング（1980）にならって効用関数がホモセティックであると仮定すれば、トランス・ログ関数は以下の制約を満たす。

$$\begin{aligned} a_1 + a_2 &= 1 \\ 2a_3 + a_5 &= 0 \\ 2a_4 + a_5 &= 0 \quad (7) \end{aligned}$$

そこで持ち家、借家の住宅サービスの需要関数は、シフト・パラメータ（ S ）を無視すると、

$$H^j = (1/P^j)[a_1 + 2a_3 \log(P^j)] \quad (8)$$

となり、より単純な資本コストの関数として表すことができる。この式から、住宅サービスに関する価格弾力性は、

$$-1 + \{2a_3 / [a_1 + 2a_3 \log(P^j)]\} \quad (9)$$

として求めることができる。

持ち家選択行動の決定

以上のように求めた住宅サービスに対する需要(8)式は、通常の推定方法によって推定を行うことが可能である。

それでは、持ち家・借家の選択は、どのようにして推定することができるであろうか。持ち家・借家の選択は、ゼロ、1の非連続的な選択であり、通常の推定方法をそのまま用いることはできない。従属変数が、ゼロ、1のダミー変数である場合には、通常回帰分析を行うとマ

イナスの予測値や1以上の予測値を得てしまうことがあるので適切ではない。バイナリーな選択問題については、「ロジット・モデル」または「プロビット・モデル」が利用可能である。非連続的な選択の問題を扱ううえでは、

(i)厳格な効用モデル (効用は確定的であるが選択過程が確率的であるとするモデル)

(ii)ランダムな効用モデル (ランダムな効用の指標を最大化するモデル)

の2つのモデルがある。(1)式のシフト・パラメータを組み込んだ効用関数は、(ii)のアプローチに基づくものである。この場合、間接効用関数は、

$$v_j = v_j^* + e_j^j ; j = O \text{ または } R \quad (10)$$

として、システマティックな部分 (v_j^*) とランダムな部分 (e_j^j : 観察されない嗜好の変化、例えばプライバシーに対する嗜好の変化) に分けることができる。ここで後者が、「標準的な極端値分布タイプ1」に従って独立かつ同一な確率分布する場合、すなわち、「ワイブル分布」または「グンペル分布」をしている場合には、「ランダムな効用モデル」から一般的なロジット・モデルを導出することができる (クラメル、1991)。ここで「ワイブル分布」の密度関数は、

$$f(x) = (bx^{b-1}/a^b)e^{-(x/a)^b} \quad (11)$$

その累積分布関数は、

$$F(x) = 1 - e^{-(x/a)^b} \quad (12)$$

で与えられる。bの値が大きいと、「ワイブル分布」は正規分布に近づく。

さてi番目の家計が持ち家を保有する確率は、

$$O^i = \text{Prob}(v_o^i > v_r^i) \quad (13)$$

であるから、(10)式を考慮すると、

$$O^i = \text{Prob}[(e_r^i - e_o^i) < (v_o^i - v_r^i)] \quad (14)$$

が成立する。eは「ワイブル (グンペル) 分布」をすると仮定したので、持ち家と借家の選択は、以下のような形をした「ロジット・モデル」によって推定することができる²⁾。

$$\log(O^i/1-O^i) = v_o^i - v_r^i$$

ここで間接効用関数がトランス・ログ関数の

形で表されるとすれば、(4)式と $P^i_c = 1$ を考慮すると、持ち家選択は、uを攪乱項とすると、

$$\log(O^i/1-O^i) = a_1 \log(P_o^i/P_r^i) + a_3 \{ [\log(P_o^i)]^2 - \log(P_r^i) \}^2 + a_6(S_o^i - S_r^i) + u^i \quad (15)$$

と簡単な形で計測することが可能になる。ここで右辺を z^i とおけば、

$$O^i = 1/(1+e^{-z^i}) \quad (16)$$

が成立しており、 z がマイナス無限大からプラス無限大に変化しても O^i はゼロから1の間の値をとることになる³⁾。

ただし、(15)式の係数を推定する場合には、ヘテロスケダシティの問題が発生することに注意すべきである。なぜなら攪乱項の分散は、サンプルの数 (r^i) とともに変化するからである。

$$\text{VAR}(u^i) = 1/r^i O^i(1-O^i) \quad (17)$$

そこで、ヘテロスケダシティの存在による推定値の偏りを回避するために「加重された最小自乗法」か、または「一般化された最小自乗法」を用いることが望ましい (タイル、1979)。

ここで(15)式から持ち家選択に関する価格弾力性や所得弾力性を求めることが可能である。シフト・パラメータを無視すると、持ち家選択についての価格弾力性・所得弾力性はそれぞれ、

$$\begin{aligned} \text{持ち家選択に関する価格弾力性} &= (1-O^i)[a_1 + 2a_3 \log(P_o^i)] \\ \text{持ち家選択に関する所得弾力性} &= -(1-O^i)[2a_3 \log(P_o^i/P_r^i)] \end{aligned} \quad (18)$$

と表される。

また、経済全体の持ち家、借家に対する需要は、各所得層の住宅ストックに対する需要を合計することによって得られる。i番目の所得層の需要は、cを定数とすると、

$$\begin{aligned} K_o^i &= O^i \cdot N^i \cdot cY^i \cdot \{a_1 + 2a_3[\log(P_o^i)]\}/P_o^i \\ K_r^i &= (1-O^i) \cdot N^i \cdot cY^i \cdot \{a_1 + 2a_3[\log(P_r^i)]\}/P_r^i \end{aligned} \quad (19)$$

だから、経済全体の住宅資産に対する需要は、

$$K_o + K_r = \sum_{i=1}^n K_o^i + \sum_{i=1}^n K_r^i \quad (20)$$

となる。

推定結果

(15)式に基づいて持ち家選択の需要関数を「加重された最小自乗法」を用いて推定した結果は、表1の(A)と(B)に示されている。資本コストとして本来は、木造と非木造の資本コストの加重平均を用いるべきであるが、ここでは持ち家建設の所得階層別の木造・非木造のデータが利用可能でなかったために、木造の資本コストと非木造の資本コストを用いて別々に「貯蓄動向調査」(総務庁)から得られる所得階層別のクロス・セクション・データを用いて推計を行った⁴⁾。

「貯蓄動向調査」において所得階層は、20に分かれており、1987年と1988年のデータをプールして使用することにしたのでサンプルは40ということになる。しかし、年収100万円以下の所得階層については資本コストの値が、他の所得階層とかなり異なっているので計測サンプルから除くことにした。この結果、サンプル数は38となった。また、資本コスト以外に持ち家選択に影響を与える要因として、①所得水準、②

世帯主の年齢、③世帯人数が「貯蓄動向調査」から利用可能であるので説明変数に加えることにした。

表1の推定結果から、まず第1に、持ち家建設と貸家建設の相対的な資本コストは、持ち家選択に有意な影響を与えており、推定式の説明力も高い。木造、非木造ケースについて、貸家建設の資本コストとして不動産企業の数字を用いた結果が表1の(7)に示されている。この計測は、家計が持ち家を選択するか借家に住むかという選択を行う場合に、不動産企業の建設した借家に住むという想定に基づくものである⁵⁾。(7)の資本コストの係数の有意性はやや弱くなるが、木造と非木造ケースについて係数が類似した大きさになっていることが注目される。

第2に、表1の(A)木造、(B)非木造の推定結果から、(18)式に基づいて持ち家選択の価格弾力性、所得弾力性の値を計算することができる。木造の場合にはそれぞれ、-1.966、0.043であり、非木造の場合には、-0.406、0.522である。ここで所得弾力性については貸家の資本コストの数字として平均値ではなく、年収1,000万円~1,250万円の所得階層の数字を

表1-持ち家選択関数(加重された最小自乗法)クロス・セクション・データ

	(A) 木造ケース						(B) 非木造ケース					
	$a_1(\log P_0/P_R)$	$a_2[(\log P_0)^2 - (\log P_R)^2]$	$a_3 \log Y$	$a_4 \log(\text{Age})$	$a_5 \log(\text{Nr})$	R^2 S	$a_1(\log P_0/P_R)$	$a_2[(\log P_0)^2 - (\log P_R)^2]$	$a_3 \log Y$	$a_4 \log(\text{Age})$	$a_5 \log(\text{Nr})$	R^2 S
(1)	-26.42 (2.86)	-2.77 (1.47)	0.028 (0.84)			0.98 0.004	-58.07 (3.61)	-8.54 (3.39)	0.074 (11.38)			0.98 0.004
(2)	-32.61 (2.90)	-3.60 (1.73)	0.065 (1.28)	-0.076 (0.97)		0.98 0.004	-68.44 (3.66)	-9.70 (3.54)	0.133 (2.40)	-0.125 (1.08)		0.98 0.004
(3)	-32.31 (2.76)	-3.57 (1.68)	0.056 (0.58)	-0.070 (0.74)	0.046 (0.12)	0.98 0.004	-67.89 (3.41)	-9.63 (3.33)	0.125 (1.16)	-0.119 (0.89)	0.037 (0.09)	0.98 0.004
(4)	-22.83 (2.75)	-1.57 (1.16)		0.00004 (0.0001)		0.98 0.004	-44.79 (2.64)	-6.95 (2.62)		0.151 (10.42)		0.98 0.004
(5)	-28.59 (2.94)	-2.91 (1.63)		-0.026 (0.46)	0.241 (1.13)	0.98 0.004	-55.86 (3.27)	-8.11 (3.13)		0.015 (0.22)	0.442 (2.05)	0.97 0.004
(6)	-27.22 (2.98)	-2.91 (1.64)			0.201 (1.05)	0.98 0.004	-56.97 (3.53)	-8.21 (3.25)			0.489 (11.21)	0.97 0.004
(7)	-17.55 (1.45)	-2.61 (1.48)		0.156 (15.60)		0.97 0.004	-17.09 (1.40)	-2.56 (1.43)		0.155 (13.92)		0.97 0.004

注：①Y=世帯の所得、Age=世帯主の年齢、Nr=世帯の構成員数。

②ケース(7)は、貸家建設の資本コストとして不動産企業の数字をとっている。

用いている。木造ケースの価格弾力性は、かなり大きいこれは、資本コストとして木造と非木造の加重平均を用いなかったことによる偏りを反映している。

他方、持ち家選択に関する所得弾力性は、木造ケースで小さく、非木造のケースでも1を大きく下回っている。このことは、持ち家需要は奢侈財であるという仮説と反する結果であるといえる。

第3に、推定された結果から住宅サービスに関する価格弾力性を計算することも可能である。木造ケースについては、(9)式を用いることにより、 -0.242 という値が得られる。キング(1980)のイギリスに関する計測結果によれば、ランダムな持ち家と借家の選好のシフトを考慮するケースにおいては、住宅サービスの価格弾力性は、 $-0.498 \sim -0.645$ となっている。ここでの計測結果は、それよりもやや低くなっている(表2)。

第4に、持ち家選好をシフトさせるパラメータとしての所得水準は、木造ケースでは有意ではないが、非木造ケースでは有意な係数が得られている。また、世帯主の年齢は表1の(7)(貸家建設の資本コストとして不動産企業の数字をとったケース)においては、木造、非木造を問わず有意である。非木造の場合には、所得や家族成員の数を説明変数に加えないかぎり有意である。世帯人員も、非木造ケースについては、所得を説明変数に加えない場合には、その係数

は有意である。持ち家取得は、日本の年功賃金制度を前提にすると世帯主の年齢によって資金面での制約がよりよく代表されている可能性があるが、今回の計測結果ではいずれの要因が支配的であるか決定することは困難である。

以上得られた推定結果を用いて、いくつかの政策上のインプリケーションを引き出すことができる。

まず第1に、1988年の竹下税制改革においては、利子所得の分離課税(20%)が導入された。将来は、総合課税に移行するものとみられている(表3)。利子所得の限界税率引上げは、自己資金でファイナンスした場合の割引率の低下を通じて、資本コストを低下させる。また、日本で行われている持ち家優遇措置(公庫の低利融資や税額控除制度)を廃止して、アメリカ型の税制(固定資産税、利子費用の所得控除)を導入した場合、持ち家比率がどのように変化するか調べることができる。さらに、既存の住宅投資優遇税制を残したうえで、持ち家建設と貸家建設の税制上の扱いを同じにすることが考えられる。ただしこの場合、賃貸料や帰属家賃には、10%の分離課税を行うことにする。これら

表3—個人所得税の実効限界税率と利子所得に関する税制改革

所得	労働所得	利子所得		将来の改革
		1986	1988	
100万円以下	0	0	20	0
100～150万円	0	0	20	0
150～200万円	0	0	20	0
200～250万円	10	0	20	10
250～300万円	10	0	20	10
300～350万円	10.44	0	20	10.44
350～400万円	10.95	0	20	10.95
400～450万円	11.62	0	20	11.62
450～500万円	12.19	0	20	12.19
500～550万円	12.80	0	20	12.80
550～600万円	13.48	0	20	13.48
600～650万円	14.11	0	20	14.11
650～700万円	14.98	0	20	14.98
700～750万円	15.65	0	20	15.65
750～800万円	16.42	0	20	16.42
800～900万円	17.37	0	20	17.37
900～1,250万円	19.92	17.20	20	19.92
1,250～1,500万円	24.89	31.29	20	24.89
1,500万円以上	30.21	31.29	20	30.21

表2—持ち家選択の価格弾力性と所得弾力性

価格弾力性	木造	-1.966
	非木造	-0.406
所得弾力性	木造	0.043
	非木造	0.522
(参考)		
住宅サービス需要の価格弾力性(木造)		-0.242
イギリスの住宅サービス需要価格弾力性		-0.498～-0.645

注：イギリスの計測はマービン・キング(1983)による。

の税制改革は、いずれも持ち家建設促進効果をもつ。なぜなら、貸家建設に適用されている利子費用や償却費用が所得控除され、「割増償却」も認められることになるからである。

第2に、これらの政策上の変化が個人の経済厚生や社会的な厚生に与える効果も分析することが可能である。例えば、個人の経済厚生の変化は住宅サービスに対する需要関数が(8)式で与えられているため、「等価所得 (y_E)」(間接的な補償関数)は、トランス・ログ型の間接効用関数から支出関数を導出することによって得ることができる。

クリステンセン=ジョルゲンソン=ラウ(1975)によれば、一般に i 番目の財に関する間接的なトランス・ログ型の需要関数において等価所得は、以下の2次形式の方程式の解として得ることができる。

$$\begin{aligned} & \frac{1}{2}(\log y_E)^2 \sum_j \beta_{ij} \\ & - \log y_E (\sum_i \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \beta_{ij} \log \bar{P}_i \bar{P}_j) \\ & - \frac{1}{2}(\log y)^2 \sum_j \beta_{ij} + \sum_i \alpha_i \log(\bar{P}_i / P_i) \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \beta_{ij} (\log \bar{P}_i \log \bar{P}_j - \log P_i \log P_j) \\ & + \log y (\sum_i \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \beta_{ij} \log P_i P_j) = 0 \end{aligned}$$

ここで、バー(—)は比較の基準となる価格(等価変化の場合には、税制改革前の価格)を示している。

ところが、ホモセティックな効用関数を仮定する場合には、

表4—税制改革が持ち家に与える効果(非木造ケース)

基準ケース	資本コスト 3.23%	持ち家比率の変化
A. 利子所得		
20%分離課税	2.94%	3.65%増加
総合課税	2.99%	3.02%増加
B. アメリカ型税制	3.04%	2.39%増加
C. 持ち家・貸家税 制を同一にし帰 属家賃・賃貸料 に10%分離課税	3.05%	2.26%増加

$$\begin{aligned} \sum_i \alpha_i &= 1 \\ \beta_{ij} &= \beta_{ji} \\ \sum_j \beta_{ij} &= 0 \end{aligned}$$

が成立している。この制約は(7)式に対応するものである。したがって、

$$\begin{aligned} & -\log y_E + \log y + \sum_i \alpha_i \log(\bar{P}_i / P_i) \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_j \beta_{ij} (\log \bar{P}_i \log \bar{P}_j - \log P_i \log P_j) \\ & = 0 \end{aligned}$$

が成立する。ここでは、住宅サービスとその他の財・サービスの2財のみを考えており、かつ後者の価格はニューメレルールであって一定と仮定しているので、

$$\begin{aligned} \log y_E &= \log y + a_1 [\log(\bar{P}_0 / P)] \\ & + a_3 \{(\log \bar{P}_0)^2 - (\log P_0)^2\} \\ a_1 &= \alpha_i, \quad 2a_3 = \beta_{ij} \end{aligned}$$

が得られる。

i 番目の家計の経済厚生の変化は、 y_E^0 を税制改革前の所得すると、

経済厚生の変化(等価変化) = $y_E^P - y_E^0$
で表すことができる。

さて、以下では、税制改革が、持ち家比率をどのように変化させるか調べることにしよう。ただし、ここでの検討結果は、住宅投資の資本コストのみが変化し、その他の財の価格は変化しないという部分均衡分析に基づくものであることに注意する必要がある。

その結果は、表4に示されている。この計算結果によれば、利子所得の20%の分離課税の導入により、低中位所得者にとって住宅資産が金融資産と比べてより有利な投資対象となるため、持ち家比率は61.4%から65.1%へと高まることになる。逆に、高所得者にとっては利子所得の限界税率が低下するため、資本コストはより高いものとなる。もとより、高所得者の場合には、利子所得の税負担の軽減という利益を享受することが可能である。住宅投資(持ち家)促進政策としてアメリカ型税制の導入が強く主張されることがあるが、利子所得に対する課税強化は、

それが分離課税であれ、総合課税であれ、利子費用、固定資産税の所得控除制度を上回る効果を与えるのである。ただし、ここでの分析は、あくまでも部分均衡に基づくものであり、例えば、利子所得への重課によって家計貯蓄率が低下し、利子率が上昇する可能性を考慮していないことに留意すべきである。

持ち家建設についても貸家建設と同じく割増償却制度を導入し、利子費用の所得控除を認める一方で、帰属家賃に10%の分離課税を行う場合には、持ち家比率は2.3%程度増加する。これはアメリカ型税制導入と類似した大きさであるといえよう。

評価

以上の分析は、いくつかの仮定の下で行われている。

まず第1に、効用関数がホモセティックであるとの仮定がおかれているが、現実にはこれほどの程度妥当するか明らかではない。「シュワープの法則」は、住宅サービスに対する需要は、相対価格のみならず所得水準に依存していることを示唆しているからである⁹⁾。

第2に、住宅建設の供給側については、将来の期待収益と投資費用の裁定関係を考慮しているが、需要側についてはスタティックな持ち家・借家選択の問題として定式化を行っている。本来は、動学的なフレーム・ワークの下で持ち家選択の問題を定式化すべきであろう。また、所得制約から資金面での信用割当でも発生している可能性が強いが、これも考慮されていない。

第3に、貸家建設について途中で売却することによって付加的な節税効果が発生する（ヘンダーショット＝リング、1984）。ここではこの節税効果を考慮していない。この節税効果を考慮すると貸家建設の税制上の有利性が増加することになる。日本では事業用財産の買い替え特例が適用される場合には、売却益の80%が譲渡税から逃れることになる。この「タックス・シールド効果」は、アメリカの税制改革におい

ても多く論ぜられているが、現在では限界税率の引き下げもあってかなり小さなものとなっている。

第4に、本論では企業による貸家建設との裁定は考慮したが、高所得層と低所得層の間の税制の裁定行動を無視している。利子費用の所得控除を高所得層が活用して貸家を建設し、低所得層に貸すことが考えられる。低所得層の家計は、持ち家建設よりも有利な条件で貸家を利用することが可能になる。とりわけ、利子所得課税が、20%の分離所得から総合課税へと変化する場合には、この税制の裁定行動はより大きな効果をもつことに留意すべきである。

さらに高所得層の間で税制の裁定が行われることも考えられる。例えば、高所得の家計にとって、持ち家建設よりも貸家建設が有利となる場合には、他の高所得家計と共謀し、持ち家建設を行わずに貸家を建設し、相互に貸し合うことによって税負担を軽減することも可能である。しかし、現実にはそうしたことはあまり行われていない。

第5に、本論においては住宅資産保有に伴う不確実性やリスク・プレミアムの問題については、分析を行っていない。短期政府証券と比べて償却可能資産のリスク・プレミアムはより大きいと考えられる。とりわけ土地を考慮する場合には、リスク・プレミアムはもっとも大きなものとなる（土地保有のリスク・プレミアムの大きさが、パズルであることについては岩田、1991を参照されたい）。

さらに持ち家に比べて貸家のほうが、空き家の発生などからリスクが大きいと考えられる。日本でも空き家率は、老朽化、住み替え、売却在庫、セカンド・ハウスの増加などを背景に1988年には9.4%となった。従来上限と考えられていた9.1%を超える水準に達していることも留意すべきである。

なお、高山らの研究（1989）によれば、持ち家の形での住宅資産の名目収益率は、1984年に14～16%とされている。経済的償却率を8%、

インフレ率2～3%とすると税制を考慮しない資本コストは3～5%程度となって、本論での計測結果と大きな差はないということになる。なお、高山らは民間借家・アパートの名目収益率は、1983年の「住宅調査報告」に基づいて全国平均で4.29%と推計しているが、これは持ち家と比べてかなり過小評価になっているように思われる。

結び

本論では、日本における持ち家・借家の選択を資本コストと税制の関係を切り口として分析した。日本においては、持ち家建設と貸家建設の資本コストを比べると、持ち家のほうが資本コストはやや低い。しかし、両者に大きな差はなく、年収1,000万円以上の高所得層では貸家建設の資本コストが低くなっている。

本稿での持ち家選択の需要関数の計測結果によれば、

(1) 持ち家需要の所得弾力性は1よりも低く、持ち家保有は奢侈財とはいえない。

(2) 持ち家選好をシフトさせる要因としては、所得水準、世帯主の年齢、世帯人員が考えられるが、いずれの要因が最も支配的であるか決定することは困難である。

(3) 税制の変化は持ち家選択に大きな効果を与える。とりわけ竹下税制改革における利子所得の分離課税は、持ち家比率を大きく上昇させる効果があったとみられる。

最後に、持ち家選択における相続税の効果についてはまだ分析を行っていない。また、税制改革による所得階層別の経済厚生の変化に関する分析を行っていないが、貯蓄や遺産動機の問題とも関係させて分析することは将来の課題である。

* 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) 家計の異時点間の最適な消費パターンの決定過程

において、持ち家サービスの「ユーザー・コスト」(使用者費用)が導出されることについては、中神康博(1992)を参照されたい。そこで得られる値は、住宅供給(住宅投資)の資本コストと等しい。

- 2) キング(1980)は、家計が持ち家、借家、補助金つき借家の3つの選択に直面し、かつ資金調達に制約や補助金つき借家から割当てを受けるとの前提で分析を行っている。連続的な住宅サービス需要と持ち家・借家・補助金つき借家の非連続的な選択を最尤法を用いて同時に推定している。しかし、所得、世帯人数、世帯主の年齢など選好のシフト要因については考慮していない。
- 3) ロジスティック曲線は、 $F(x) = a/(1+be^{-cx})$ といった形をしている。ロジット・モデルでは $a = b = c = 1$ となっている。プロビット・モデルではロジット曲線に代わって累積された正規分布を用いるところが異なっている。
- 4) 本来は、「住宅統計調査」の個票データから推計することが望ましいが、ここでは時間上の制約もあり断念せざるをえなかった。
- 5) この企業の貸家建設と家計の持ち家建設の裁定関係の存在については、金本良嗣氏の示唆による。
- 6) 住居費負担限度額の算定にあたっては、エンゲル係数と家賃負担が非線型の関係にあるとの前提で分析が行われている。ここでエンゲル係数は、貧しさを示す指標として用いられている。このことは、住居サービスに対する需要が、所得水準と関連していることを暗黙の前提としている。

参考文献

- 岩田一政(1991)「土地パズルと税制」『住宅土地経済』No.2。
- 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。
- 中神康博(1992)「持ち家住宅の資本コストと住宅価格」『住宅土地経済』No.6。
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson and L. J. Lau(1975), "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review*, 65.
- Cramer, J. S.(1991), *The Logit Model: An Introduction for Economists*, Edward Arnold.
- Hendershott, P. H., & Ling, D. C.(1984), "Trading and Tax Shelter Value of Depreciable Real Estate," *National Tax Journal*, Vol. 37, No. 2, June.
- 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.
- Theil, H.(1979), *Principles of Econometrics*, North-Holland

本号の3論文は、いずれもわが国の住宅・土地市場の実証分析であり、読みごたえのある論文である。伊藤論文は、東京のマンション市場の価格と賃貸料の過去10年あまりのデータを用いて、住宅投資の利回りを計算し、住宅市場が「効率的」であったかどうかを検定している。森泉論文は、「首都圏マンション入居者動向調査」のデータを用いて、住宅ローンの借入可能性が住宅購入者の行動にどのような影響を及ぼしているかを計量的に分析している。第3の岩田論文は、前々号に掲載された論文の続編であり、そこでの資本コストの計測を用いて、持ち家と借家の間の選択に関するロジットモデルを推定し、税制改革が持ち家需要に与える影響を分析している。

伊藤論文は、東京のマンション市場における住宅投資の収益率を、1981年から1992年にわたって計算している。

住宅の価格や賃貸料のデータから住宅投資の収益率を計算する際には、住宅の特性が一戸一戸異なっていることが問題になる。まったく同じ特性をもった住宅の価格データがあればよいのだが、実際には、今年売り出されている住宅の特性は去年売り出された住宅と異なっており、そのようなデータは存在しない。例えば、去年から今年にかけて住宅価格が下がったといっても、売り出された住宅の平均床面積が小さくなっていけば、住宅価格は実質的には下がってい

ないかもしれない。

このような特性（品質）の差を調整する手法として広く用いられているのがヘドニック推定法である。ヘドニック手法は、価格はそれぞれの商品（住宅）の特性に対応して決定されていると考え、価格を特性を表す変数（床面積、都心までの時間距離など）に回帰する。この回帰式を用いて、もし特性が同じであったら、価格がどう変化していたであろうかを推定する。

政府機関や民間研究機関が地価や住宅価格の上昇率を発表するが、このような品質調整をしているケースはまったくないといってよい。価格の上昇のある程度の部分は、通勤電車のスピードアップなどによる品質の向上によるものであり、それを除いたネットの上昇率がどの程度であるのかを計算せず、土地政策や住宅政策を論じているのは滑稽でさえある。

伊藤論文の推定結果によれば、賃貸料は1980年代を通じてゆっくと上昇し、住宅価格の変動に比較してはるかに変動が少なかった。しかし、中央線沿線の賃貸料指数についてさえ、1984-85年、1987-88年、1989-90年には10%を超える上昇率になっている。山手線沿線の指数については、これよりも変動が大きく、1981-82年、1983-84年、1987-88年には15%を超える上昇を示している。

住宅価格は上昇と下降の変動を繰り返しており、賃貸料よりも変動が激しい。山手線沿線では

1985-86年に16%、翌年に89%の価格上昇が見られた。中央線沿線では、1986-87年に45%、翌年に47%と、山手線に約1年遅れて価格上昇が起きている。

以上のヘドニック推定を用いて、「標準物件」の価格と年間賃貸料の比率（単純P E R）を計算している。この標準物件は、三鷹駅から徒歩5分、床面積60㎡、鉄筋コンクリート造り、1980年建築のマンションの中の、南向きで1階ではない住居で、駐車場のないものである。

単純P E Rは、1980年代に25程度であったものが、1985年の価格急騰直前には17まで低下している。1985年から87年にかけて住宅価格が急騰し、単純P E Rは31に上昇した。その後、1992年になって価格が大きく下落し、P E Rは27まで下落し、1980年代の水準に近くなっている。

単純P E Rはキャピタル・ゲイン（値上がり益）を含んでいないので、住宅投資の収益率を表しているものではない。次に、キャピタル・ゲインを含んだ収益率を計算し、それから金融資産（譲渡性預金、C D）の収益率を引いて、住宅投資の超過収益率を計算している。超過収益率は、住宅投資が金融資産への投資に比較してどの程度有利であるかを表していると解釈できる。

1986-87年には、住宅価格が急騰したので、超過収益率は60%を超えているが、80年代前半と1991-92年にはマイナスになって

おり、平均では6.37%である。したがって、この時期をならしてみれば住宅投資の収益率はそう高くない。住宅購入に際しては、不動産業者の手数料が6%と、登録免許税、不動産取得税などの取引税が住宅価格の約2%に達することを考えると、住宅投資の平均収益率は決して高くないといえる。

もちろん、住宅価格変動の谷の時期に購入して、山の時期に売却すれば、非常に高い収益率を得ることができる。しかし、逆に山の時期に購入して谷の時期に売却すると、大きなキャピタル・ロスを被ることになる。

ところで、住宅はわれわれの購入する耐久消費財のうちで最も高価なものであり、通常は年収の数倍の価格になる。したがって、ほとんどの人は手持ち資金だけで住宅を購入することはなく、銀行などの住宅ローンを利用することになる。70年代以降の金融自由化にともない、住宅ローンの利用可能性が拡大してきた。しかし、すべての人に望むだけの資金を貸してくれるわけではなく、年々の返済額が年収の一定割合を超えると、借入は非常に困難になる。

貸し手側がこの種の借入制約を設けることは、返済不能のリスクを考えると当然のことである。なぜ貸し手が借入制約を設けるのかの分析は、すでに数多くの経済理論家によって行われており、情報の経済学の重要な分野になっている。

森泉論文では、このような貸し手側の問題ではなく、借入制約が資金の借り手の行動にどう影響するかを扱っている。手持ち資金や年収が購入したい住宅の価格に比較して大きい場合には、借入制約には引っかけられないので、借入制約によって住宅需要が変化することはない。しかし、手持ち資金や年収が少ない場合には、借入制約に直面し、住宅購入をあきらめたり、自分の望むより狭い住宅を購入することになったりする。

通常の住宅需要の推定では借入制約による歪みを考慮に入れないので、需要関数の推定値にバイアスが発生する。森泉論文は、借入制約のもとでの住宅需要行動を定式化し、この種のバイアスを排除することを試みている。

この論文では、借入制約の定式化について2つの方法を用いている。第1は、借入可能額が所得の3倍であると最初から仮定して推定を行っている。第2は、住宅の一次取得者だけが借入制約に直面しており、買い替え世帯は借入制約に直面していないと仮定して推定している。著者も指摘しているように、これらの双方とも、借入制約の基準を外的に与えるものであり、アドホックであることを免れない。ただし、借入制約式を内生的に推定することは計量経済学的に容易ではなく、現在のところはこの論文のような定式化にならざるを得ないようである。

岩田論文は、前々号で計測した

所得階層別の住宅投資の資本コストを用いて、持ち家選択関数と持ち家需要関数を推定している。持ち家建設と貸家建設の資本コストの相違が持ち家選択に有意な影響を与えているという推定結果が得られている。

次に、推定式を用いて、税制の変化が持ち家比率に与える効果のシミュレーション分析を行っている。税制の変化としては、①利子所得の分離課税(20%)、②利子所得の総合課税、③アメリカ型の住宅税制(固定資産税と住宅ローンの利子費用の所得控除)、④持ち家建設と貸家建設の税制上の扱いを同じにし、賃貸料と帰属家賃に10%の分離課税をする、という4つのケースを扱っている。シミュレーション結果によれば、これらのいずれの税制改革も持ち家比率を2-3%程度上昇させる。

税制が住宅投資や持ち家比率にどのような影響を与えているのかを実証的に分析することは、住宅政策や土地政策を考えていく際に不可欠である。岩田論文は、この分野の研究のスターティング・ポイントを築いた重要な貢献である。

今後の課題としては、譲渡所得税や相続税を導入することと、住宅の家屋部分だけではなく土地部分の資本コストを考慮することがあげられる。また、持ち家選択関数と住宅需要関数の推定に際して、所得階層別集計データを用いているが、個票データ(各家計の個別のデータ)を用いるとより信頼性の高い推定が可能になる。(Y.K.)

地価の下落

吉野直行

地価の上昇と地価の下落

いわゆるバブル期には、地価の高騰をいかに防ぐかが大きな社会問題となったが、地価が下落すると今度は銀行が貸付担保として確保していた土地資産の価値が下がるので、不良債権の処理に困ることが大きな問題とされている。

下表は地価の前年同期比の上昇率をまとめたものであるが、1992年上期以降からマイナスに転じている。

バブル期には、土地資産をすでに所有する者と新たにこれから購入しようとする者との間の資産の不平等問題が取り上げられた。

しかし、銀行の不良債権の場合には、それぞれの銀行が利潤極大のもとに行動していれば、

「預金金利＝貸倒れを考慮した貸出金利－（銀行の人件費・物件費などの）限界費用」

となって、貸倒れが増えればすべての預金者の預金金利の低下となって表れるはずである。その場合、預金が多い資産階層には多くのマ

イナスが及び、資産の少ない階層には金利のマイナス面の額が小さいので、資産の平等化にとってはプラスに働く。もちろん、預金金利だけで生活しているお年寄りなどに対する一般会計からの補助は、別途考える必要はあるが。

不良債券を多く抱えた銀行に対して、自然な形での預金引き出し行動などが起こるかもしれないが、預金金利が上の式からはマイナスになってしまうような民間金融機関に対しては、短期的には行政の適切な介入は必要ではあり、長期的にはマーケットメカニズムが働くようにすることも考慮に入れることが望まれる。しかし、健全な銀行に対する取付騒ぎが発生しないような預金保険機構の整備や、不必要な不安を預金者に与えて金融システムという外部経済効果の大きい金融産業全体を不安定化させることは避けなければならないと思う。

地価の上昇なり下落なりが問題とされるときには、誰にとって不

利益となり、誰にとってメリットとなるかを明らかにして議論しなければ、地価は下がっても上がっても、不利益を被る階層や部門は必ず存在するので議論の方向が一定しないことになる。

政策判断で重要なことは、ベネフィットを受ける対象とデメリットを被る対象が何であるかをきちんと見きわめて、適切な判断をくだすことができるようにすることではないだろうか。

長期的な地価の動き

次に、地価は今後も再び上昇を続けるのかどうかを考えてみる。長期的な地価の動きを理論的に求めると、

$$[\text{理論地価} = (\text{家賃} \cdot \text{地代}) / \text{利子率}]$$

$$すなわち、$$

$$P_t = R / r$$

となるから、この対数をとって展開すると、

$$\log(P_t) = \log(R) - \log(r)$$

となるから、これを時間 t で微分

地価の上昇率（前年同期比）

単位：%

	1986年		87		88		89		90		91		92年	
	上	下	上	下	上	下	上	下	上	下	上	下	上	下
地価公示価格 (国土庁)	2.2	2.2	7.6	9.2	25.0	7.4	7.9	6.8	17.0	13.2	10.7	2.7	-5.6	-3.8
市街地価格指数 (日本不動産研究所)	2.2	2.5	4.5	9.4	8.4	4.2	5.5	8.2	12.8	15.3	9.7	2.2	-2.5	N.A.

(吉野氏写真)

よしの・なおゆき

1950年東京都生まれ。1973年東北大学経済学部卒。ジョーンズ・ホプキンス大学 Ph. D。ニューヨーク州立大学助教授、埼玉大学大学院助教授などを経て、現在、慶応義塾大学経済学部教授。著書：「金融自由化と公的金融」（編著、日本評論社）ほか

して近似すると、

$$\text{理論地価の上昇率 } (\dot{P}_L/P_L) = \text{家賃・地代の上昇率 } (\dot{R}/R) - \text{利率の上昇率 } (\dot{r}/r)$$

と表される。

長期的な利率の水準が一定であるとすれば、利率の上昇率 (\dot{r}/r) はゼロであるから、地価の上昇率は、結局、家賃・地代の上昇率と長期的には等しくなる。

家賃・地代の上昇率は、その土地を借りて生産を行っている企業の生産性の上昇率を反映することになる。日本全体のマクロでみれば、今後の経済成長率を「X%」と予想すれば、生産要素の1つである土地への分配は、「 $\alpha X\%$ 」となるから、家賃・地代の上昇率も理論的には「 $\alpha X\%$ 」となる。表のような1988年、90年の異常に高い地価の上昇率は、地価上昇予想などが極端に発生しなければ再現する可能性は小さいように思われる。

もちろん、特定の物に対する極端な投機的動きは、古今東西を問わず、いろいろな時代に発生していることは歴史的な事実であるから、忘れられた頃に同様のことが再び日本で起こる可能性は残っている。

大都市の地価と地方の地価

それでは、大都市の地価と地方

の地価の違いはどのようになると考えられるであろうか。東京には、常にその時代の成長企業（サービス業や製造業を含めて）が立地すると仮定すれば、特定成長産業の成長率Y%は、日本全体のマクロ成長率(X%)よりも高いものとなるから、これらの成長産業は家賃・地代を $\alpha Y\%$ だけ伸ばして借り入れることができるので、東京の地価の上昇率は、日本平均の($\alpha X\%$)よりも高くなる可能性がある。

しかし、地価の上昇率の格差も、東京のオフィスビルの高さを地方よりも高くすることによって土地を高度利用すれば、長期的には日本全体の地価は均一となる。

調整速度の遅い建設・不動産

上記の理論的分析は、あくまでも産業の移動コストや建設のための時間などを一切無視した議論である。

現実的には、東京の地価が上昇して、その利用率を上げようと建設を始めても実際に完成するまでには2年以上かかると思われる。理論的には最適であるビルの数に到達するまでに、建設業・不動産業はその他の業種と比べて時間がかかる業種であり、いいかえると調整速度の遅い産業といえる。

そのために、理論的な最適ビル

数などが、経済状況の予想変化によって大きく変わっても、すぐには（タイムラグをおかないと）新たな最適ビル数には調整できない。そこで、地価が下落していても、急には止めることができずにビル建設が続いて、完成した頃には、当初の予想した経済状況と大きく異なってしまうことになる。

他方、設備投資などをすぐに変更できる産業であれば、足回りが早く、景気変動を敏感に見ながら、調整を行うことができるのであるが。

バブルの教訓

長期的な視野をもった政策と、長期的な目で見つめる民間産業の経営の強さを再確認させたのが、今回のバブルの教訓であると思われる。そして今回のツケ（不良債権による貸倒れ）が、銀行の預金金利の低下となって、預金者にはね返ってくる。

また、金融機関が不良債権によって経営不振に陥れば、預金保険機構から預金者に元本保証のための支払いがなされるが、この預金保険機構の資金が底をついて、アメリカのように税金で補うようなことになれば、最終的には納税者にツケが回ってきてしまうのである。

公債の中立命題と土地税制

Buiter, W. H., Debt neutrality, professor Vickrey and Henry George's 'single tax', *Economics Letters* 29 (1989), 43-47.

1980年代後半以降の日本における急速な土地価格の上昇は、土地税制のあり方をめぐってさまざまな論議を引き起こした。これらの多くの議論は、住宅・土地問題解決のための土地供給の拡大・地価是正の方策を考察することを基本的な目的におきながら、土地市場あるいは住宅市場のみを明示的に分析した部分均衡的な枠組みからなされているものである。しかしながら、土地税制がマクロ経済に与えるさまざまなインパクト、とりわけ通時的な効果を包括的に考察するためには、家計と企業の最適化行動を前提として、政府の異時点間の予算制約を明示的に考慮した一般均衡的な枠組みが必要とされよう。このような枠組みを導入することによってマクロ的な税制としての土地課税のあり方が議論され得るのである。

ここで紹介する Buiter (1989) の論文は Blanchard (1985) の死亡確率を考慮した連続型重複世代モデルを基本に、土地レントに対する課税を考慮したマクロ経済のモデルを提供する。興味深いことに、このモデルの設定下において、土地課税については公債の中立命題が成立することが示される。

1 重複世代モデルと公債の中立命題¹⁾

伝統的なマクロ経済学においては公債は家計にとっての純資産となるとみなされており、公債の発行が長期的に有効需要を増加させ、景気拡大効果をもたらすという富効果をもつものと考えられていた。このような考え方に対して根源的な疑問を投げかけた研究の1つが Barro (1974) の中立命題であった。

中立命題とは、政府の支出パターンが一定ならば、公債発行による財政赤字を通じた支出のファイナンスと課税を通じたファイナンスとの民間行動に対する効果が同じであることをいう。すなわち、ある期間において減税を行い、その代わりに公債発行を通じて財政支出をファイナンスすることによっては、民間の合理的な経済行動が何ら影響を受けず、公債

の資産効果が存在しないことになる。Barro (1974) は、重複世代モデルにおいても、遺産動機があり、経済主体が子孫の効用を考慮して最適化を行う場合には、無限期間モデルと同様に中立命題が成立することを示したのである（ただし、内点解のケースに限られる）。

しかしながら、中立命題が成立するためにはさまざまな前提条件が必要である。Bernheim (1987) の整理に従えばそれらの条件とは、①利他的にリンクされた世代の重複、②資本市場の完全性、③同質的な経済主体、④非攪乱的租税、⑤国債が無限には借り替えできないこと、⑥消費者が合理的で将来のことを考慮すること、等にまとめることができる。

Blanchard (1985) は、operative な世代間贈与・遺産動機のない、死亡確率を考慮した連続型重複世代モデルにおいて中立命題が成立しないことを示し、この分野における基本モデルを提供した。この結果は世代間のリンケージが切れた新しい世代が一定の率で誕生する（出生率が正である）ためであることが Buiter (1988)、Weil (1989) らによって明らかにされている。つまり現在の課税を延期し、代わりに公債で政府支出をファイナンスする場合には現在の財政赤字ファイナンスのための将来税収の一部が新たに生まれてくる将来世代に転嫁されることを通じて資産効果をもち、現在世代の総消費を増大させるのである。すなわち前提条件の①と③が満たされないために中立命題が成立しないものと考えられよう。

これに対し、これらと同様の連続型重複世代モデルにおいても、土地レントに対する課税が考慮された場合には中立命題が成立するという結果を示したのが Buiter (1989) であった。

2 Buiter (1989) のモデル

v 時点で誕生した消費者が t 時点で直面する期待

効用の最大化問題を次のように定式化しよう。つまり、

$$\max_{\{c(v, s)\}} EU(v, t) = \int_t^{\infty} \ln c_s \exp\{-(\delta + \lambda)(s - t)\} ds$$

$$\text{s. t. } \dot{a}_t = (r_t + \lambda)a_t + w_t - \tau_t - c_t$$

である²⁾。ここで、 c 、 δ 、 λ はそれぞれこの個人の消費、時間選好率、死亡確率を示しており、 t 時点に生存している個人が s 時点において生存している確率は $\exp\{-\lambda(s - t)\}$ である。また、 a 、 w 、 r はそれぞれこの個人の非人的資産、賃金、利子率であり、 τ は労働所得に対して政府の賦課する一括税を示している。すべての個人が死亡時に残存資産を支払う代わりに生存中はプレミアムを受け取るという一種の保険契約を結んでいると仮定すると³⁾、個人の非人的資産に対する実効利子率は $r_t + \lambda$ となる。

この最大化問題を解くと、最適な消費の動学的経路を示すオイラー方程式、

$$\dot{c}_t / c_t = r_t - \delta$$

が得られる。NPG 条件の下で予算制約式を前向きに積分し、オイラー方程式を前向きに解いたものと統合すると、以下のライフサイクル・恒常所得型の消費関数を得る。すなわち、

$$c_t = (\delta + \lambda)(a_t + h_t) \quad (1)$$

である。ここで、 h はこの個人の人的資産であり、

$$h_t = \int_t^{\infty} (w_s - z_s) \exp\{-\int_t^s (r_u + \lambda) du\} ds \quad (2)$$

で定義されるものである。

一方、個人の非人的資産は土地と国債のみから構成されているものと考え、現在から将来にわたる土地レンタルに対する1人当たりの所有権と t 期の土地価格をそれぞれ z_t 、 q_t とし、この個人の t 時点における公債保有残高を b_t とすれば、

$$a_t = q_t z_t + b_t \quad (3)$$

となる。ここで土地レンタルに対する社会全体の所有権 Z は一定であると仮定されており、 $z_t = Z \exp(-nt)$ が満たされているものとする。ただし、 n は

人口増加率を示しており、出生率 β の下で $n = \beta - \lambda$ として定義されている。また、ここで明らかのように、0時点における人口の規模は1に基準化されている。

一方、企業は労働と土地という2つの生産要素を用いて個人消費と政府消費のいずれにも利用可能な1種類の財を生産するものとし、以下のような新古典派的生産関数を仮定する。

$y_t = f(l_t)$ 、 $f' > 0$ 、 $f'' < 0$ であり、稲田条件を満たす。ここで、 y は1人当たりの生産、 l は1人当たりの土地ストックを示しており、 t 時点での社会全体の土地ストック（外生変数）を L_t として、 $l_t = L_t \exp(-nt)$ で定義されている。

生産要素市場が完全競争的であれば、企業の利潤最大化の一階の条件より、

$$w_t = w(l_t) = f(l_t) - l_t f'(l_t)$$

を得る。

個人の金融資産は土地所有権と公債保有から構成されており、両者が完全代替的であるとすると、資産市場における裁定条件として、

$$r_t = \{f'(l_t)L_t(1 - \theta_t)\} / (q_t Z) + q_t / q_t \quad (4)$$

を得る。ただし、ここで θ は土地のレントに対して賦課される税率を示しており、この式は土地レントに対する税引き後の収益率が公債の利回りに等しくなっていることを示している。ここで、地価がファンダメンタルズによって決まっていると、長期的なバブルを排除するために終末条件、

$$\lim_{s \rightarrow \infty} q_s \exp(-\int_t^s r_u du) = 0$$

の下で(4)式を前向きに解くと、

$$q_t Z = \int_t^{\infty} \{f'(l_s)L_s(1 - \theta_s)\} \exp(-\int_t^s r_u du) ds \quad (5)$$

として地価総額が与えられることになる。

政府は、労働所得に対する一括税と土地レントに対する課税と公債の発行を通じて得た歳入を、公債の利払いと財・サービスへの支出 g に振り分ける。

すなわち、1人当たりの変数で示せば、

$$\dot{b}_t = (r_t - n)b_t + g_t - \tau_t - \theta l_t f(l_t)$$

で示される異時点間の予算制約式に直面する。

この予算制約式を、政府がネズミ講的な公債ファイナンスを行うことを排除する NPG 条件、

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_s \exp\left\{-\int_t^s (r_u - n) du\right\} = 0$$

の下で前向きに積分すれば、公債の返済能力条件、

$$b_t = \int_t^{\infty} \{\tau_s + \theta l_s f(l_s) - g_s\} \exp\left\{-\int_t^s (r_u - n) du\right\} ds \quad (6)$$

が得られる。この式は t 時点での公債残高が将来の財政黒字の割引現在価値の総和になっていることを示している。

消費関数(1)式に(3)式を代入し、さらに地価総額を示す(5)式、政府の支払能力条件を示す(6)式、人的資産を示す(2)式を代入し、仮定より $z_t = Z \exp(-nt)$ 、 $l_t = L_t \exp(-nt)$ であることを考慮して整理すると、マクロ均衡の諸条件を満たす個人の消費として、

$$c_t = (\delta + \lambda) \left[\int_t^{\infty} \{f'(l_s) l_s - g_s\} \exp\left\{-\int_t^s (r_u - n) du\right\} ds + \int_t^{\infty} w_s(l_s) \exp\left\{-\int_t^s (r_u + \lambda) du\right\} ds + \int_t^{\infty} \tau_s \exp\left(-\int_t^s r_u + \lambda du\right) \{\exp \beta(s-t) - 1\} ds \right] \quad (7)$$

を得る。

(7)式からまず第1に、出生率 β がゼロでないかぎり右辺第3項が残り、労働所得に対する一括税の変化が消費行動に影響を与えることがわかる。これ

は、出生率が正であるかぎり、中立命題が成立しないことを示している。

一方、出生率がゼロである場合には、将来の政府支出の時間経路が変更されないかぎり、労働所得に対する一括税の課税時点の変化は、家計の消費行動に影響を与えないことがわかる。

第2に、土地に対する税率 θ は地価評価式(5)式と政府の公債償還制約式(6)式を消費関数に統合することによって、(7)式から消えてしまっている。このことは、政府支出の時間経路と労働所得に対する一括税が一定であるかぎり、土地に対する課税経路の変化とそれにかかる財政赤字(黒字)の変化が民間の消費行動に影響を与えないことを示しており、公債と土地レンタルに対する課税の間には中立命題が成立していることがわかる。

このことは、(1)、(3)式を考慮して直観的には次のように説明することができる。すなわち、現在の債券発行が一面においては非人的資産を増大させる効果をもつものの、同時にそのファイナンスが将来の土地課税によって行われる場合には、課税総額が現在の効率的な土地価格の減少としてすべて反映されることになる。したがって、かかる非人的資産の減少 ($q_t z_t$ の減少) が債券の資産効果 (b_t の増加) を完全に相殺してしまうのである。

さらに、(5)式において $z_t = Z \exp(-nt)$ を考慮し、変形すれば、

$$q_t = Z^{-1} e^{nt} \int_t^{\infty} \{f(l_s) l_s (1 - \theta_s)\} \exp\left\{-\int_t^s (r_u - n) du\right\} ds$$

として地価が与えられる。

この式と政府の予算制約を示す(6)式を比較すれば明らかのように、人的資本に対する一括税と政府支出のパターンが一定であり、政府の予算制約が満たされている場合、地価 q_t は土地課税の異時点間再分配からは独立であり、課税の延期によっては地価

が変化しないことがわかる。

3 モデルの意義

かつて、社会改革家ヘンリー・ジョージは、アメリカ合衆国の財政赤字解決法として、現存する租税制度をすべて撤廃し、固定的な生産要素に対して課税するという方法を提唱した。土地に対する「単一課税」はその代表的なものであった。Buiter (1989) のモデルは現代経済学の言語へのその翻訳であるといえよう。もし中立命題が成立しているとするれば、財政赤字の大きさそれ自身を議論することは経済学的には無意味である。しかしながら、現実の政治的要請の結果として財政赤字削減が必要とされるならば、このモデルで示されたように、財政赤字を土地レントに対する課税で置き換えることによって、民間の行動を歪めずに問題解決を図ることができるのである。

ここではさらに、次の2点を指摘しておきたい。

まず第1に、労働所得に対する一括税の変化が世代間再分配効果をもち、将来世代に対する負担を増大させるケースがあり得るのに対し、土地課税の変化は世代間再分配効果をもたないことである。日本の税制改革における争点の1つが世代間負担の問題であったことに鑑みれば、より望ましい税制として土地レントに対する課税が正当化され得る可能性があるといえよう。

第2に、このモデルにおいては資産としての土地所有権 Z と生産要素としての土地総量 L_t とが分離されて取り扱われていることである。現在、一部の学者の間で日本の土地問題の解決法として土地の証券化が提案されている。土地の証券化は土地の市場取引を拡大し、土地市場の完全化を目指すものであるといえるが、ここで $q_t Z$ はそのような証券化を実行した場合の土地証券の総価値として解釈され得る⁴⁾。このことから土地の証券化とそのキャッシュフローに対する課税を通じて、財政赤字削減・世代

間分配の公平化・地価の安定化を同時に達成するメカニズムが理論上は働き得るといえよう。

いうまでもなく、このような高度に抽象化されたモデルから導出されるインプリケーションの現実妥当性を正しく評価するためには計量経済学的手法を用いた検証・試算を行わなければならないのである。

(澤田康幸/東京大学大学院)

注

- 1) 柴田 (1991) は中立命題に関する最近の議論の包括的なサーベイを行っている。
- 2) 原文では相対的リスク回避度一定 (CRRA) 型の効用関数が用いられているが、ここでは簡単化のため、異時点間の消費の代替の弾力性が1であるとして対数型の効用関数を用いる。
- 3) Buiter (1988) 281ページ、Blanchard and Fischer (1989) 116-117ページを参照。
- 4) 岩田 (1991) 286-287ページが指摘しているように、土地の証券化とは土地の資産としての側面と生産要素としての側面を分離する制度であるといえよう。しかし、土地証券化が必ずしも土地価格のバブルを排除するものではないことも同時に指摘されている。

参考文献

- 岩田一政 (1991) 『現代金融論』日本評論社。
柴田章久 (1991) 「公債の中立命題：展望」『大阪大学経済学』第40巻、449-458頁。
Barro, R. J. (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy* 82, 1095-1117.
Bernheim, B. D. (1987), "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence," *NBER Macroeconomic Annual*
Blanchard, O. J. (1985), "Debt, Deficits and Finite Horizons," *Journal of Political Economy* 93, 223-247.
Blanchard, O. J. and S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
Buiter, W. H. (1988), "Death, Birth and Finite Horizons," *Economic Journal* 98, 279-293.
Weil, P. (1989), "Overlapping Families of Infinitely-lived Agents," *Journal of Public Economics* 38, 183-198.

●新刊出版物のご案内

『21世紀を目指す住宅技術』

(3月刊、定価3,000円)

21世紀に向けて住宅建設技術を展望するとき、労働力の有限性や高齢化問題、資源環境問題、ライフスタイルの多様化、真の豊かさや健康に対する問い直し等の課題に直面します。これらの課題に対し住宅生産技術はどこまで応えられるのか。異なる分野の専門家で構成された執筆陣が、それぞれの観点からアプローチします。

◀主な内容▶組立技術の高度化／基本性能の確保から高次性能の導入へ／ハード技術からソフト併存技術へ／住まいと健康・高齢化・情報化／ストック対策の技術／技術における社会性と技術評価／環境共生住宅／新しい技術・開発中の技術

(建設省住宅局住宅生産課監修)

●近刊リポートから

『開発利益の社会還元』

1989年に「土地基本法」が制定され「土地の価値増加に伴う利益に応じた適切な負担」および「社会資本の整備に関連する利益に応じた適切な負担」などの基本理念が示され、現在、これらを踏まえた実定法としての制度化が重要な検討課題となっています。

本書では、まず従来の議論が成果を得られなかった理由につき、法理論上の原因、制度的原因、実施上の原因の3つの観点から考察を行います。さらに、都市工学や行政の実務経験を参考にしつつ、最終的には法律学的視点に立って、土地利用規制制度や事業制度、税制、負担金制度等さまざまな角度からの提言がなされます。開発利益社会還元問題研究会(座長：藤田宙靖東北大学教授)編著。

●研究プロジェクトの動き

当センターでは、平成4年度の調査研究事業として次のようなプロジェクトに着手しました。

◇新借地・借家制度による土地・建物有効利用と法律問題

◇欧米の住宅対策予算・法制度

◇欧米諸国の住宅関連税制・イギリス編

◇海外の木造マンションに関する諸制度の先進事例

◇住宅展示場における住情報の提供と来場者データの活用方策

◇首都圏における借り上げ社宅調査

◇東京圏マンション中古流通量実態調査

※当センターの出版物についてのお問い合わせは、(財)日本住宅総合センター・事業部(03-3264-5901)まで。

編集後記

経済不況が一段と深刻化するなかで本年2月4日、公定歩合が2.5%に引き下げられました。1987年5月～89年2月と並ぶ史上最低の水準です。同時に、景気対策の一環として住宅土地対策に対する期待が高まっており、緊急の課題として住宅金融の拡充および住宅税制が脚光を浴びております。

また、地価は急速に低下を示し、底値に近づきつつあるようです。このため、地価対策として制定された地価税などの土地税制のあり方が改

めて問い直されております。

今日要請されている住宅政策、土地政策の策定のためには、豊かなまた複雑な現実から学ぶためのたゆみない理論的実証的な研究が欠かせません。

本誌がこうした地道な実証分析の発表の場となり、住宅土地経済の現実に接近していくことに貢献できればよいと思います。

読者の皆様のご意見、ご要望をお寄せいただければ幸いです。(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 1993年春季号(通巻第8号)

1993年4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
東京都千代田区麹町5-7
紀尾井町TBR1107 1F102
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)