

# 長期的な計画や政策の立案について

高木 丈太郎

三菱地所株式会社 取締役会長  
財団法人 日本住宅総合センター評議員

将来を的確に予測することは難しいが、この当たり前のことがことさら無視されるかのように確固とした長期的計画や政策が策定される。そして、遂行途上で思わぬ状況変化に直面して人々は当惑する。計画を変更すれば続行できる場合もあるし、計画が不可能になったり計画自体の意味がなくなってしまふという深刻な事態に陥ることもある。そうしたリスクを少しでも避けるために、たとえば、大規模開発計画のマスタープランには土地利用について柔軟に考える計画保留地があつてよい。しかしそれでは通らないのが現実だ。

まして、中長期的な計画や政策を立案する場合、その時々雰囲気呑み込まれることなく、立案に必要で収集可能なあらゆる情報を捨象することなく、理知的、客観的に立案するように努めなければ、将来の混乱はまず避けられまい。たとえば、バブルが崩壊して土地政策を転換するに際し、土地価格も他の資産とのバランスから一般的には名目GDP程度は上昇していかねばならないということや、土地の有効利用を進めるうえでも資産としての土地価格の安定性が不可欠といった当然の事柄が、地価上昇憎しの情緒のなかで思考の前提から外されるようでは的確な政策立案は期待できないだろう。一方、バブル時には、土地市場を圧殺してしまうような土地税制の強化を、土地政策として恒久化するのが当然というような議論がまかりとおつた。

同様に、首都機能の移転も東京一極集中が大問題となっていたバブルの頂点という異常時に決定されたが、今日生じている日本経済の弱体化や東京の地盤沈下、驚くほどの少子化・高齢化の進展まで当時予測しえていたであろうか。変化に対して何かと硬直的なわが国には、少なくとも長期的な計画や政策を「異常時」に立案するときは要注意という教訓が認められるような気がする。

---

## 目次●1997年春季号 No.24

---

|                                  |     |
|----------------------------------|-----|
| [巻頭言] 長期的な計画や政策の立案について 高木 丈太郎    | —1  |
| [特別論文] 将来世帯数推計とその評価 大江守之         | —2  |
| 商業地不動産投資の意思決定過程 I 西村清彦・村瀬英彰・前川俊一 | —12 |
| 固定資産税の軽減措置と住宅床面積需要の関係 瀬古美喜       | —22 |
| 住宅市場の Beveridge Curve 竹田陽介       | —27 |
| [海外論文紹介] 単一都市形成の条件 白井誠人          | —36 |
| エディトリアル・ノート                      | —10 |
| センターだより                          | —40 |
| 編集後記                             | —40 |

# 将来世帯数推計とその評価

土地住宅需要を規定する世帯数の定量的見通しと  
家族類型別推計結果の定性的解釈をめぐって

## 大江守之

### はじめに

将来の土地住宅需要を左右する基底的要因として世帯数が一定の位置を占めることは誰しも認めるところであろう。現在、わが国で広く利用されている将来世帯数推計に、厚生省人口問題研究所（改組により1996年12月から厚生省国立社会保障・人口問題研究所）が1993年10月に推計した『日本の世帯数の将来推計（全国推計）』がある。住宅宅地分野では、第7期住宅建設5カ年計画や住宅金融公庫による住宅着工予測などにこの推計結果が用いられている。

住宅金融公庫の予測では、今後、世帯数増加に伴う需要が総需要に占める割合は、1994～2000年が43%、2001～2005年が35%、2006～2010年が30%と次第に縮小することが示されているものの、世帯数は依然として今後の需要を左右する無視しえない要因であり、また世帯数増加の背後にある世帯構造の変動は、今後大きなシェアを占めるようになる建替需要を左右する要因となる。

筆者は、人口問題研究所世帯数推計において手法の構築と実際の計算を担当し、また上記2種類の住宅需要推計の検討グループにも参加した。本稿では、そうした経緯を踏まえつつ、世帯数推計について手法を中心に概要を述べるとともに、1995年国勢調査によって明らかにされた現実の世帯変化の動向から、推計結果の評価を行ない、住宅需要推計への影響についても触れることにしたい。また、世帯構造変動の建替

需要への影響についても定性的な考察を加えることにしよう。

### 1 世帯推計手法の概要

#### 世代モデルの種類と特徴

現在、世帯推計に用いられる世帯モデルの研究は非常に活発であり、また面白い状況にある。国際的に世帯研究の牽引役を果たしている一人であるアムステルダム大学のKuijstenは、1980年代の半ば以降に発展をみた新しい研究領域である世帯人口学を「a star still rising」と表現している。彼は、こうした世帯モデル研究が隆盛となった背景に、①出生、死亡、移動という人口学の中心に位置する現象が世帯状態に強く依存する点が明らかにされてきたこと、②保育や高齢者ケアなどの社会サービス、住宅政策など、世帯変動の影響を大きく受ける政策の社会的重要性が高まってきていること、③新しい同居形態が増加するなど、世帯（家族といったほうがよいかもしいない）が大きく変動しつつある点に対して多くの研究領域で関心が高まっていること、などが存在すると指摘している。

世帯推計に用いられる世帯モデルはいくつかに分類できる。1995年にオーストラリア住宅地域開発省が行なった世帯推計モデルのレビューでは、140にも及ぶ世帯モデルに関する文献研究の成果をもとに5種類の分類を提示している。すなわち、世帯主率法、プロベンシティ法、世帯遷移法、世帯地位生命表法、マイクロシミュレーションである。マイクロシミュレーション

は一国レベルの推計には適さない手法であるため、ここでは除外し、4種類の手法について簡単にコメントしておこう。なお、このレビューがオーストラリアにおける住宅産業振興をターゲットに行なわれたものであること、つまり住宅政策研究の一環として最先端の研究成果をもとに世帯モデルの開発を志向していることは記憶しておいてよい点である。

4種類の手法のうち、世帯主率法、プロペンシティ法は静態モデル、世帯遷移法、世帯地位生命表法は動態モデルに分類される。

第1の世帯主率法（Headship Rate Method）はもっともポピュラーな方法であり、性・年齢別に人口に占める世帯主の割合として求められる世帯主率を外挿して将来の世帯主率を求め、別途推計した将来人口に乗じて将来世帯主数（＝世帯数）を求める方法である。世帯主率の外挿のために、数理モデル、計量経済モデル、コーホートモデルなどを用いる。第2のプロペンシティ法（Propensity Method）は世帯規模別世帯数を推計するために適した方法であり、性・年齢別人口の世帯規模別所属割合を外挿して将来人口に乘じ、将来の性・年齢別の世帯規模別所属人口を求め、各規模別の人口を合計したものをその規模で除し、世帯数を求めるというものである。

第3の世帯遷移法（Household Transition Method）は人口の世帯地位の遷移を遷移行列で表現し、ある時点の世帯地位から次の時点の世帯地位を求めていくものである。第4の世帯地位生命表法（Lifetable Method）とリンクすることによって、世帯の発生、異なる類型への変化、消滅といったプロセスをモデル化でき、世帯構造の変化と人口の世帯地位の変化を整合的に推計することができる。世帯モデルのなかでもっとも統合的かつ洗練されたモデルであるが、遷移率の設定には特別な標本調査が必要であり、センサス（国勢調査）との整合性を確保するための調整も必要とされる。将来推計結果の安定性を獲得するためには、高い精度を有

#### （大江氏写真）

おおえ・もりゆき  
1951年東京都生まれ。1975年東京大学理学部、77年工学部卒業。工学博士。厚生省国立社会保障・人口問題研究所人口構造研究部長を経て、1997年4月より、慶應義塾大学総合政策学部教授。著書：『定住を超えて——マルチハビテーションへの招待』（共著、清文社）

する標本調査とモデルのチューニングが不可欠であるなど、実用化への課題は多いが、オランダではすでに実用化されている。

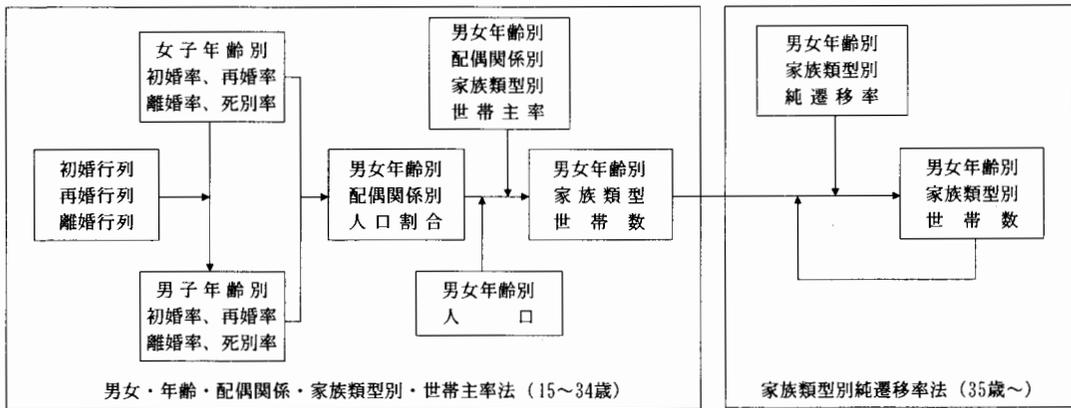
#### 家族類型別純遷移率・世帯主率併用法

1993年全国世帯推計は、性・世帯主年齢・家族類型別の世帯数を推計することを目標とした。1987年推計も同様のアウトプットを出しているが、推計手法は基本的に世帯主率法であり、性・年齢・配偶関係別人口を推計し、これに世帯主率を乗じて将来の性・世帯主年齢・配偶関係別世帯数を求め、これを家族類型別配分係数によって家族類型に分割するという方法であった。この方法はパラメータの外挿の安定性に欠け、近年大きく変動しつつある家族構造を十分にトレースすることができなかった。そこで1993年推計では、家族構造の変動をより正確に推計することを目指して、家族類型別純遷移率・世帯主率併用法を導入した。

家族類型別純遷移率法は、世帯遷移行列の行和・列和に相当するデータを2時点の国勢調査から得て動態率として利用しようという考え方である。人口問題研究所では、1994年に「世帯動態調査」を行ない、世帯遷移行列の作成に必要なデータを初めて取得したが、1993年世帯推計の作業時点では国勢調査以外に利用できるデータは存在せず、準動態モデルとせざるを得なかった。

家族類型別純遷移率とは、たとえば1985年における男性の60～64歳の単独世帯主が1990年に65～69歳の単独世帯主に移行する比率（世帯主コーホート変化率）から、この間の生残率を引

図1 家族類型別純遷移率・世帯主率併用法のフロー



いたものである。すなわち、ある家族類型、ある年齢階級の世帯主数が、当該家族類型への参入とそこからの離脱の結果、5年後5歳上の年齢階級に移行した際に何倍になっているかを示したもので、地域人口移動を捉える際の純移動率に相当するものである。家族類型別純遷移率法は、この純遷移率が経年的に安定的であるという性質を利用して将来値を設定し、これに将来生残率を加えて世帯主コーホート変化率とし、推計開始年次の世帯主年齢別の家族類型別世帯数に乗じることにより5年後の5歳上の世帯主年齢別の家族類型別世帯数を求め、以後、順次将来の家族類型別世帯数を計算していく方法である。なお、純遷移率の実績値を求める場合に減じる生残率は国勢調査人口を用いたセンサス生残率であり、また将来純遷移率に加える将来生残率は全国人口推計結果から得られる生残率(センサス生残率に相当する)を用いる。

ただし、実際にこの家族類型別純遷移率法が適用できるのは、純遷移率が安定的である30~34歳→35~39歳より上の年齢であり、30~34歳以下の推計は別の方法を選択する必要がある。かりに30~34歳以下の純遷移率が安定的であったとしても、コーホート法による人口推計の場合に出生数を別途求めることが必要であると同様に、少なくとも15~19歳の世帯数は別の方法で求めなければならない。つまり、ここでの対応は別途推計する年齢層を30~34歳

まで拡大することに他ならない。

34歳までの純遷移率の不安定性は、1980年代を通じて顕著に進行した晩婚化、晩産化によるものと考えられる。この傾向は今後もしばらくは持続するものと見通され、その結果、30歳代前半の未婚の「単独世帯」や「夫婦のみの世帯」の増加といった世帯形成期の世帯構造変化も引き続き進むと考えられる。こうした変化を反映した推計を行なうためには、晩婚化を織り込んだ配偶関係別人口を推計し、これに性・世帯主年齢・配偶関係・家族類型別世帯主率を乗じるという形の世帯主率法を用いることが適当である。そこで、15~34歳については、男女それぞれの4つの5歳階級ごとに配偶関係別人口を推計し、これをもとに家族類型別・世帯主の男女年齢5歳階級別世帯数を推計した。このように34歳以下では配偶関係別に人口、世帯主数の推計を行ない、30~34歳の配偶関係別世帯主数の合計値を純遷移率法による35歳以上の推計に引き渡していくことになる(図1)。

以上のような方法により、1990年を起点として2010年までの5年ごとの家族類型別・世帯主の男女年齢5歳階級別世帯数を推計した。

## 2 1995年国勢調査による推計の評価

### 家族類型別世帯数の評価

1990年の一般世帯総数は4067万世帯であり、1995年推計値は4352万世帯、実績値は4390万世

表1—世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数の1995年国勢調査値と推計値との誤差  
 (総数) (単位：1,000世帯、%)

| 年 齢    | 総 数    | 夫婦のみ  | 親と子供   | 単 独    | その他   | 総 数  | 夫婦のみ  | 親と子供  | 単 独   | その他   |
|--------|--------|-------|--------|--------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| 合 計    | 43,900 | 7,619 | 18,141 | 11,239 | 6,901 | -0.9 | 0.0   | 1.0   | -2.4  | -4.3  |
| 15～19歳 | 584    | 3     | 4      | 568    | 9     | -9.1 | -13.7 | -25.5 | -8.8  | -17.7 |
| 20～24歳 | 2,537  | 114   | 164    | 2,162  | 97    | 0.5  | 0.2   | -11.7 | 1.3   | 4.2   |
| 25～29歳 | 2,879  | 495   | 740    | 1,524  | 120   | 0.1  | 3.9   | 2.3   | -2.0  | -3.5  |
| 30～34歳 | 3,141  | 486   | 1,605  | 866    | 184   | -1.9 | 0.0   | 3.2   | -13.8 | 5.4   |
| 35～39歳 | 3,260  | 276   | 2,058  | 572    | 354   | -1.3 | -9.1  | -0.1  | -1.8  | -0.9  |
| 40～44歳 | 4,140  | 236   | 2,634  | 617    | 652   | -0.1 | -1.0  | 1.3   | -3.6  | -2.0  |
| 45～49歳 | 5,383  | 360   | 3,276  | 760    | 986   | -0.6 | 4.1   | 0.9   | -2.3  | -6.2  |
| 50～54歳 | 4,802  | 561   | 2,694  | 670    | 877   | 0.5  | -1.3  | 2.9   | -2.4  | -3.5  |
| 55～59歳 | 4,376  | 887   | 2,018  | 634    | 838   | -1.0 | -1.0  | 0.9   | -3.3  | -4.2  |
| 60～64歳 | 4,130  | 1,264 | 1,348  | 664    | 855   | -3.0 | -3.2  | -0.7  | -2.5  | -6.7  |
| 65～79歳 | 3,466  | 1,265 | 753    | 675    | 772   | -0.6 | 1.8   | 0.7   | -0.2  | -6.3  |
| 70～74歳 | 2,355  | 827   | 402    | 609    | 518   | -0.4 | 2.1   | -2.2  | 0.8   | -4.6  |
| 75～79歳 | 1,524  | 485   | 236    | 469    | 334   | -0.9 | 2.3   | -3.3  | 0.2   | -5.5  |
| 80～84歳 | 907    | 261   | 138    | 301    | 207   | -0.9 | 1.4   | -2.1  | 0.1   | -4.4  |
| 85歳～   | 415    | 98    | 71     | 148    | 98    | -0.6 | -1.5  | 1.2   | 0.1   | -2.0  |

《男》

| 年 齢    | 総 数    | 夫婦のみ  | 親と子供   | 単 独   | その他   | 総 数  | 夫婦のみ | 親と子供  | 単 独   | その他   |
|--------|--------|-------|--------|-------|-------|------|------|-------|-------|-------|
| 合 計    | 35,824 | 7,570 | 15,877 | 6,224 | 6,154 | -0.3 | 0.0  | 1.7   | -2.1  | -3.8  |
| 15～19歳 | 347    | 3     | 3      | 335   | 5     | -7.7 | -9.1 | -40.0 | -7.2  | -13.5 |
| 20～24歳 | 1,694  | 111   | 147    | 1,383 | 52    | 2.7  | -0.3 | -11.4 | 4.5   | 1.0   |
| 25～29歳 | 2,333  | 489   | 680    | 1,079 | 85    | 1.9  | 4.3  | 3.5   | 0.2   | -3.5  |
| 30～34歳 | 2,767  | 481   | 1,493  | 629   | 163   | -0.5 | 0.4  | 4.5   | -15.0 | 8.3   |
| 35～39歳 | 2,916  | 273   | 1,891  | 419   | 332   | -0.4 | -9.3 | 1.0   | -0.8  | -0.6  |
| 40～44歳 | 3,646  | 234   | 2,342  | 456   | 613   | 0.6  | -1.2 | 2.2   | -4.0  | -1.5  |
| 45～49歳 | 4,662  | 356   | 2,859  | 526   | 920   | -0.5 | 3.8  | 1.3   | -3.0  | -6.0  |
| 50～54歳 | 4,121  | 556   | 2,358  | 401   | 807   | 0.6  | -1.5 | 3.2   | -3.8  | -3.3  |
| 55～59歳 | 3,713  | 881   | 1,765  | 302   | 764   | -1.0 | -1.1 | 0.9   | -5.0  | -3.8  |
| 60～64歳 | 3,417  | 1,258 | 1,155  | 232   | 772   | -3.0 | -3.3 | -0.4  | -3.0  | -6.4  |
| 65～69歳 | 2,741  | 1,260 | 616    | 179   | 686   | -0.6 | 1.8  | 1.6   | -4.8  | -5.8  |
| 70～74歳 | 1,664  | 823   | 293    | 111   | 437   | 0.1  | 2.2  | -1.9  | 1.7   | -3.0  |
| 75～79歳 | 986    | 483   | 154    | 77    | 272   | -0.4 | 2.2  | -3.1  | 3.0   | -4.3  |
| 80～84歳 | 567    | 261   | 82     | 57    | 167   | -0.4 | 1.3  | -0.5  | -0.3  | -3.1  |
| 85歳～   | 251    | 98    | 38     | 37    | 79    | -0.5 | -1.3 | 0.9   | 3.6   | -1.9  |

《女》

| 年 齢    | 総 数   | 夫婦のみ | 親と子供  | 単 独   | その他 | 総 数   | 夫婦のみ  | 親と子供  | 単 独   | その他   |
|--------|-------|------|-------|-------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 合 計    | 8,076 | 49   | 2,263 | 5,016 | 747 | -3.5  | 1.1   | -3.6  | -2.8  | -8.2  |
| 15～19歳 | 238   | 0    | 1     | 233   | 4   | -11.2 | —     | 43.7  | -11.1 | -22.7 |
| 20～24歳 | 843   | 2    | 18    | 778   | 44  | -3.9  | 21.8  | -14.6 | -4.4  | 8.0   |
| 25～29歳 | 546   | 6    | 60    | 445   | 35  | -7.7  | -29.6 | -11.0 | -7.3  | -3.3  |
| 30～34歳 | 374   | 5    | 113   | 236   | 21  | -12.4 | -36.1 | -13.8 | -10.8 | -17.2 |
| 35～39歳 | 344   | 3    | 167   | 153   | 22  | -8.7  | 15.6  | -13.5 | -4.5  | -4.2  |
| 40～44歳 | 494   | 2    | 292   | 161   | 39  | -5.2  | 22.8  | -6.4  | -2.2  | -11.1 |
| 45～49歳 | 721   | 4    | 416   | 234   | 66  | -1.8  | 25.3  | -1.6  | -0.6  | -9.5  |
| 50～54歳 | 680   | 5    | 336   | 269   | 70  | -0.1  | 18.8  | 1.1   | -0.4  | -5.8  |
| 55～59歳 | 663   | 6    | 252   | 332   | 73  | -1.1  | 5.2   | 1.4   | -1.7  | -7.5  |
| 60～64歳 | 713   | 6    | 193   | 432   | 83  | -3.1  | 1.9   | -2.3  | -2.3  | -9.3  |
| 65～69歳 | 725   | 5    | 137   | 497   | 86  | -0.7  | -0.7  | -3.0  | 1.5   | -9.8  |
| 70～74歳 | 692   | 3    | 109   | 498   | 81  | -1.7  | -12.8 | -2.9  | 0.5   | -13.2 |
| 75～79歳 | 539   | 2    | 82    | 392   | 63  | -2.0  | 27.4  | -3.7  | -0.3  | -10.6 |
| 80～84歳 | 340   | 1    | 55    | 243   | 40  | -1.6  | 74.2  | -4.5  | 0.2   | -10.0 |
| 85歳～   | 164   | 0    | 33    | 111   | 19  | -0.8  | —     | 1.6   | -1.0  | -2.6  |

注) 誤差率は(推計値/実績値)。

帯で、推計誤差は-0.9%であった。誤差1%以下という結果は満足すべきものであろう。以下、家族類型別にみていこう(表1)。なお、以下で推計値として参照する世帯主率は、推計のために設定したパラメータではなく、推計結果から導かれたものである(図2)。

夫婦のみの世帯は、1990年629万世帯、1995年推計値762万世帯、実績値762万世帯、誤差0.0%であった。総数では的確な推計を行なえたといえるが、世帯主年齢別にみると壮年層でやや過小、高齢層でやや過大な推計となっている。しかし、世帯主率のグラフからわかるように、65歳以上での世帯主率の上昇、30歳代前半での上昇と20歳代後半とのピークの逆転などが的確に捉えられており、モデル化の考え方が適切であったといえる。30歳代前半での世帯主率の上昇は、有配偶者の出生行動からみて、いわゆるDINKSの増加と解釈すべきではなく、晩婚化と第1子出生までの間隔がやや長期化する傾向とがあいまって、世帯主が30歳代前半で第1子をもうけていない夫婦の割合が高まった結果であると解釈するほうが適当である。

親と子供からなる世帯は、1990年1792万世帯、1995年推計値1832万世帯、実績値1814万世帯、誤差1.0%であった。総数の誤差は満足すべきレベルであるが、年齢別には壮年層でやや過大、高齢層でやや過小で、夫婦のみの世帯とは逆の傾向であった。しかし、世帯主率のグラフからは、40歳代での低下と高齢層での上昇がトレースされており、やはり世帯形成行動がほぼ的確に捉えられていたことが読みとれる。40歳代での低下は、出生力転換によってこの世代から兄弟数が減少しはじめ、一方、親子同居率の低下はそれを下回るスピードでしか進まなかったためであると考えられる。

単独世帯は、1990年939万世帯、1995年推計値1097万世帯、実績値1124万世帯、誤差-2.4%とやや過小な推計であった。世帯主年齢別にみると、高齢層ではほぼ正しい結果を得ているが、若年層から壮年層にかけて過小な推計にな

っており、これは男女別にみても同様の傾向である。もっとも大きくはずれたのは30歳代前半であり誤差は-13.8%にも達した。この誤差は配偶関係の見通しの誤りによるところが大きいと考えられる。この点については以下で改めて検討しよう。なお、世帯主率のグラフからは、男性の壮年層での上昇、女性の高齢層での上昇がほぼ的確に捉えられていることがわかる。

その他の一般世帯は、1990年706万世帯、1995年推計値661万世帯、実績値690万世帯、誤差-4.3%で過小な推計結果であった。その他の一般世帯は三世代同居世帯の占める割合が高く、1990年で70%、1995年で67%に達している。世帯主率のグラフをみると、全般的に低下傾向はうまく捉えられているが、50歳代後半から60歳代にかけての低下が見通したほど進まなかったことが誤差を大きくした要因である。このことは親子同居規範あるいは三世代同居志向が思ったほどには弱くなっていないとも受けとめられるが、1990年と1995年のその他の一般世帯の中身を比較すると、夫婦と片親からなる世帯の増加が顕著であり、高齢者の長寿化が純遷移率の設定に十分反映されていなかった可能性も指摘できる。

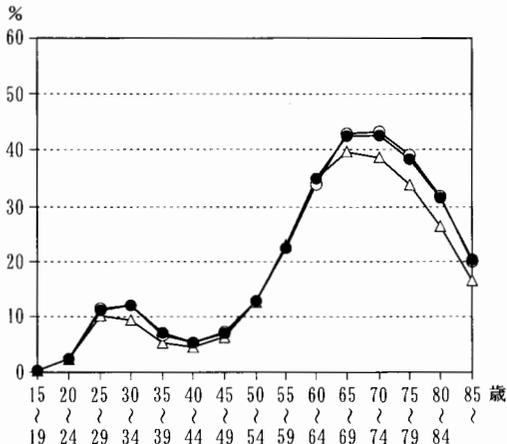
#### 晩婚化の世帯形成への影響

ここでは30歳代前半の単独世帯の見通しが外れた原因について検討する。まず、将来の配偶関係の推計方法について簡単に整理しておきたい。推計作業は各年各歳別に行ない、最終的に5年ごと5歳階級別の配偶関係別割合を計算した。まず女性について、全国人口推計に用いた将来初婚率をベースに、将来の有配偶率、未婚率等を推計した。男性については、まず1990年の初婚の夫と妻の年齢の組合せを表わす男女初婚年齢行列を用いて女性の将来初婚数から男性の将来初婚数を求め、これを将来人口で除して将来初婚率を求めたうえで、女性と同様の計算を行ない、将来配偶関係割合を導いた。

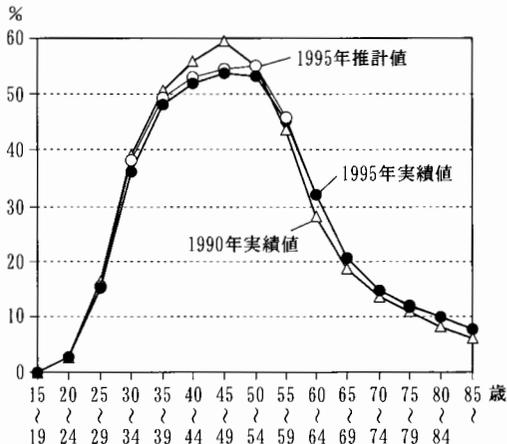
この推計結果と1995年の実績値を示したのが

図2 一世帯の家族類型・年齢5歳階級別・世帯主率の推計値と実績値の比較

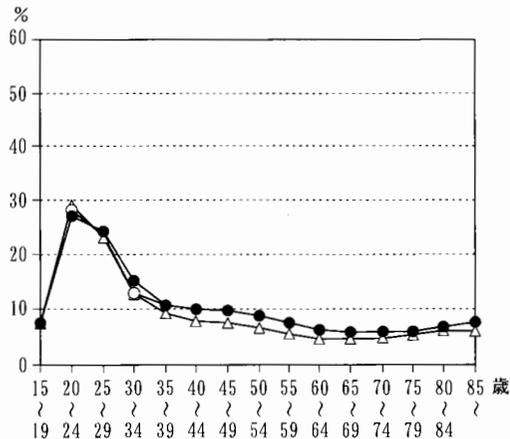
夫婦のみの世帯（男）



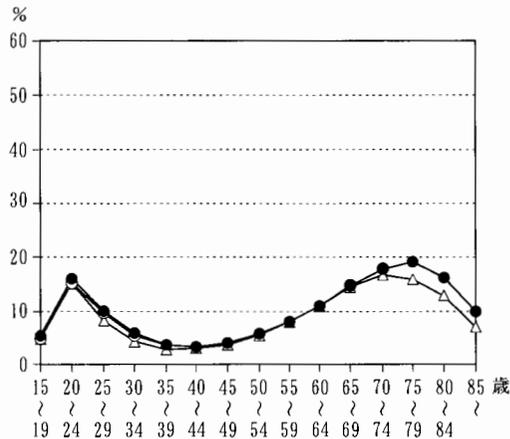
親と子からなる世帯（男）



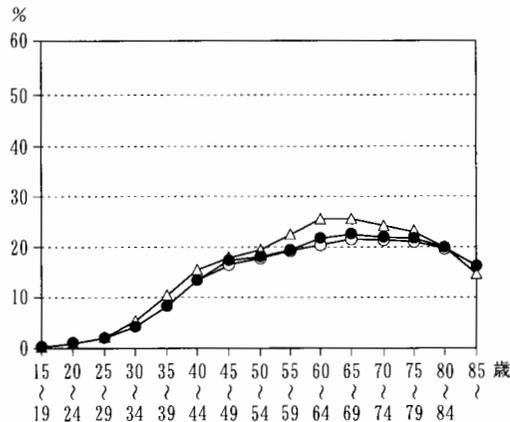
単独世帯（男）



単独世帯（女）



その他の一般世帯（男）



一般世帯（男）

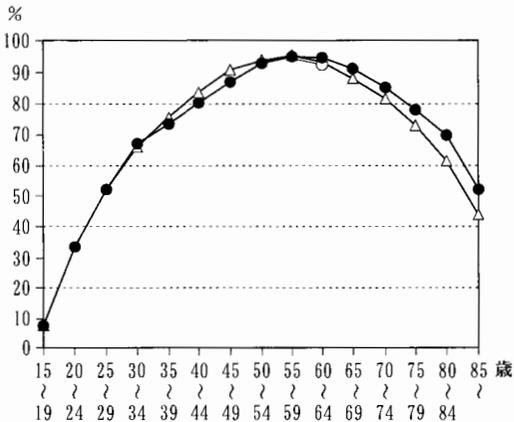
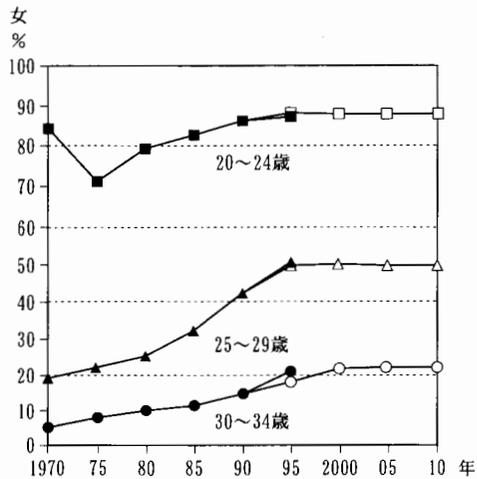
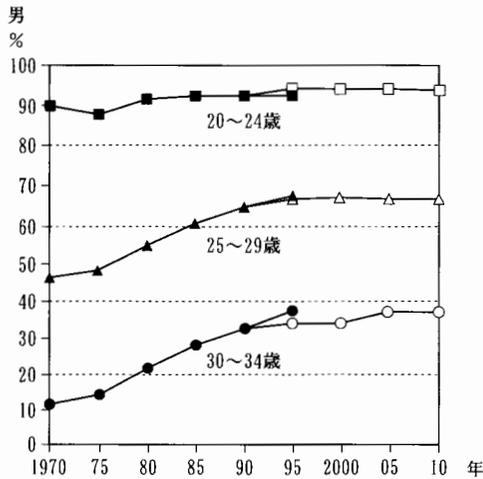


図3であり、30歳前半までの乖離が大きいことがみてとれよう。1992年全国人口推計においても晩婚化の進行はかなり強めに見込んでいたが、現実の進展のほうにより速かったといえる。ま

た、男性のほうが女性よりも乖離が大きくなったのは、仮定した初婚行列から現実がずれてきたためであると考えられる。

未婚率を実績値に置き換えて計算をしなおし

図3-男女別未婚率の推計値と実績値の比較



てみると、30歳代前半の単独世帯数の誤差は、男性の場合には約60%程度改善される。残りの約40%は未婚者からの単独世帯発生率が上昇したことによる。1975年以降、未婚者からの単独世帯発生率は一貫して低下傾向にあったが、これが大きく上昇に転じ、単独世帯の増加に結びついたことは注目すべき点である。他方、女性の場合には、未婚率の上昇がほぼ100%単独世帯増加につながっている。このように晩婚化の動き、なかでも30歳代前半の未婚率の上昇は、単独世帯の増加に着実に結びついているといえる。

以上でみてきたように、30歳代前半の単独世帯形成の見通しに不十分な点があったとはいえ、世帯推計結果は1995年国勢調査結果とよく合致しており、現時点においては、この推計をベースにした住宅需要推計を見直す必要性はきわめて小さいといえよう。

### 3 世帯構造変動と住宅需要

前節の単独世帯の動向の分析を受けて、まずこの点と住宅需要の関係から考えよう。30歳代前半という一定の経済力を持ちうる年齢層において、未婚率の上昇が単独世帯の増加に結びついている点は、住宅市場にとって注目すべき変化であろう。2000年以降、第二次ベビーブーム・コーホートがこの年齢層に達する段階に入り、量的な拡大がさらに顕著になるからである。

彼らは、同じ若年の単独世帯といっても、かつてのような木賃住宅に居住した学生やいわゆる若年勤労者とは異なる居住要求を持つ層が中心となるだろう。それは、広さ、間取り、設備といった住宅単体を構成する要素にとどまらず、住宅立地の変化をももたらす可能性が高い。第二次ベビーブーム・コーホートが、これまでのコーホートのなかでもっとも大都市圏に集中していることを考えると、大都市圏内での立地変化に結びつく可能性がある。成長期の子供を持つ核家族世帯が郊外を志向するのに対し、単独世帯は利便性を重視しつつ都心居住の潜在的な需要層を形成することが想定されるのである。

一方、未婚率の上昇は、当然の結果として有配偶率の低下に結びついており、推計結果との比較では、親と子供からなる世帯の減少となって現われている。しかし、未婚率が上昇するといっても、結婚し核家族を形成する人々のほうが多く、2000年以降、第二次ベビーブーム・コーホートが30歳代に入ると、核家族の増大のほうが量的には大きくなる。彼らがどのような住宅を選択するのかがきわめて興味深い問題である。この世代に特徴的な属性として、第一に兄弟数が少ないこと、第二に親の持家率は他の世代と同様高いこと、第三に親と同じ都市圏に居住する割合が高いこと、の三点をあげることができる。これらの属性は、いずれもこの世代が

持家取得の必要性が薄く、優良な民間賃貸住宅の需要層を形成しうる条件を有していることを示すものであり、持借の市場構造を変化させる潜在力がそこにあるといえる。

次に、建替需要について考察しよう。建替は住宅の滅失によって発生する。前述の住宅金融公庫の将来着工予測では、小松ほか（1992）の住宅の寿命に関する研究成果をもとに、所有関係別・規模別・構造別に残存率曲線を当てはめて滅失戸数を算出している。住宅が社会資本としての性格を強くもつ社会、あるいは社会資本としての住宅が多く存在する社会は、良質なストックの寿命が長くなるという滅失構造を持つことになる。しかし、現代日本社会において、戸建持家の中古市場は未成熟であり、その意味で住宅の社会化は進んでいない。一度取得された戸建持家は、居住者の高齢化とともに老朽化し、最後は相続等の発生とともにない、親族関係のなかで処分が決められていく場合が多いものと考えられる。こうした形での処分は、物理的耐用年数に満たない住宅が滅失するおそれを高める方向に作用する。今後、高齢人口が増加するなかで、夫婦のみの世帯や単独世帯形成の傾向がさらに強くなり、彼らが戸建持家に住み続けるとすると、世帯の消滅とともに住宅が建て替えられるおそれは高くなるといえる。

もし、将来の建替需要がこのようなプロセスを含むものであるとしたら、それは望ましいことではない。税制などを含めて良質なストックが活用される条件を明らかにし、健全な中古戸建持家住宅市場が育成されるなかで、必要な建替が発生する構造をつくっていく必要がある。また、このことは、高齢者の持家売却を容易にし、老後の生活に対する選択の自由を拡大することにも繋がると思われる。しかし、一方でわが国の住宅ストックはまだまだ良質なものが少ないというのも実状であろう。住宅内部のバリアフリー化、快適性の向上を伴った省エネルギー化など、建替を通じて改善が図られることが期待される点は多い。今後の建替需要は自然発

生的に生ずるものではなく、政策的な誘導が可能な対象であるという認識を持ちつつ、公的セクターは、建替が良質なストックの形成に繋がり、またそのストックが社会的に活用されるように市場を誘導するとともに、基盤整備を通じて住宅市街地の安全性と快適性の向上を図ることを求められているといえよう。

#### 参考文献

- 大江守之（1993）「世帯主コーホートに着目した家族類型別世帯数の推計手法——その1・家族類型別純遷移率法の提案」『人口問題研究』第49巻1号、39-46頁。
- 大江守之（1994）「世帯主コーホートに着目した家族類型別世帯数の推計手法——その2・世帯形成期の配偶関係推計と家族類型別世帯主率推計」『人口問題研究』第49巻4号、1-22頁。
- 大江守之（1995）「国内人口分布変動のコーホート分析——東京圏への人口集中プロセスと将来展望」『人口問題研究』第51巻3号、1-19頁。
- 大江守之（1996）「人口・家族構造の変動と住宅市場への長期的影響」『住宅』第45巻10号、23-30頁。
- 厚生省人口問題研究所（1995）『日本の世帯数の将来推計』研究資料283号。
- 小島俊郎（1995）「住宅需要の長期推計」『住宅土地経済』第18号、19-27頁。
- 小松幸夫、加藤裕久、吉田倬郎、野城智也（1992）「わが国における各種住宅の寿命分布に関する調査報告」『日本建築学会計画系論文報告集』第439号、91-99頁。
- 島田良一（1995）「良質な民間賃貸住宅供給の条件を考える」『住宅土地経済』第18号、10-18頁。
- 住宅金融総合研究会編（1995）『2010年の住宅需要——平成6年度着工予測研究会報告書』、住宅金融公庫。
- Van Imhoff, E., A. Kuijsten, P. Hooimeijer, and L. Van Wissen (1995) *Household Demography and Household Modeling*, Plenum Press.
- Bongaarts, J., T. Burch, and K. Wachter (1987) *Family Demography: Method and their Applications*, Oxford University Press.
- Bell, M., J. Cooper, and M. Les (1995) *Household and Family Forecasting Models: A Review*, Commonwealth Department of Housing and Regional Development.
- Keilman, N., A. Kuijsten, and A. Vossen (1988) *Modeling Household Formation and Dissolution*, Oxford University Press.

日本の企業が、不動産投資にあたって、どのような「計算」をしているのかについては、システムティックな調査は存在しなかった。西村・村瀬・前川論文は、商業不動産への投資について、生命保険会社と不動産会社を対象として行なったアンケート調査の結果を報告しており、日本企業の不動産投資行動に関する貴重な情報を提供している。特に、いわゆるバブル期の1989年頃とバブルの崩壊後の1995年の状況を比較している点が、読者の興味をひくところであろう。

この調査の第一のテーマは、不動産投資の目的がバブルの崩壊後に変化したかどうかである。不動産の保有意識については、バブルの崩壊後に変化があったとする企業がほとんどである。保有意識の変化の主たるものは、不動産のキャピタル・ゲイン神話がなくなったことである。

したがって、不動産投資の目的がキャピタル・ゲインからインカム・ゲインに変わったことが予想されるが、この予想は生命保険会社については裏切られている。生命保険会社の場合には、不動産投資の目的は、安定収益の確保、分散投資、含み資産の保有・インフレヘッジであり、バブルの前後でほとんど変化していない。

不動産会社の場合には、バブル前後で変化がみられる。バブル前には、含み資産・インフレヘッジと節税を投資目的にあげていた企業が多かったのが、バブル後はほとんどみられなくなっている。

これは地価上昇によるキャピタル・ゲインの見込みがなくなったことを反映していると考えられる。

調査の第二のテーマは、投資決定基準である。経済学の教科書におけるスタンダードな投資決定基準は、将来収益の割引現在価値を用いるものである。不動産投資においては、この基準はディスカунテッド・キャッシュフロー(DCF)法として知られている。日本の企業の実際の投資決定においては、この方式は一般的であるとはいえない。ただし、DCF法を採用する企業数は少しずつ増加している。1989年調査では、DCF分析を採用している企業は、調査対象の14社の中で生命保険会社1社だけであった。これに対して、現在では、生命保険会社が9社中4社、不動産会社が49社中5社に増加している。また、今後の投資決定基準としてDCF法を採用しようと考えている企業は生命保険会社で3社、不動産会社で9社存在している。

DCF法を採用していない企業では、回収期間、黒字転換・累積赤字解消時期、利回りなどに着目した古いタイプの基準が用いられている。また、これらの投資基準についても、実際の投資決定においてどの程度の役割を果たしていたのかは疑問である。生命保険会社については、投資決定基準を考慮するものの、他の要因も勘案して意思決定する企業が多い。不動産会社はもっと極端で、投資決定基準には重きを置かず、経営戦略

の中で投資の意思決定をすると答えた企業が3分の1以上あった。

これらの調査結果からうかがえるのは、今までの不動産投資においては、キャピタル・ゲインの期待が大きな影響力をもっていたが、それがシステムティックな形で評価されてこなかったことである。アメリカではファイナンス理論の発展の余波が不動産投資にも及んできており、投資決定におけるソフィステイクーションが進んでいるようである。この面での日本企業の遅れが懸念される。

第二の瀬古論文は、新築住宅に対する固定資産税の優遇措置を取り上げ、それが住宅の床面積の選択に及ぼしている効果を実証的に分析している。

現行の固定資産税制においては、床面積が40㎡以上200㎡以下で、1㎡あたりの固定資産税評価額が一定額以下の新築住宅は、固定資産税の減額を受けることができる。一般の住宅については新築後3年間にわたって(中高層耐火建築住宅については5年間にわたって)固定資産税が2分の1になる。なお、住宅の床面積が120㎡を超える場合には、120㎡までの部分が減額の対象になる。

このような優遇措置は、それがない場合と比較して、①優遇措置が頭打ちになる120㎡以下の床面積では、住宅建設単価が実質的に低下するので、床面積が広がる、②優遇措置を受けることができない40㎡以下および200㎡以上の住宅を減少させ、40㎡以上200㎡以

下の住宅を増加させる、といった効果をもつ。瀬古論文では、住宅需要実態調査の個表データを用いて、住宅床面積の需要関数を推定し、これらの効果の大きさを定量的に計測しており、以下の3つの結論を得ている。(1)減額措置がなくなると、床面積需要は全体で4.5%減少する。(2)優遇措置を廃止し、そのことによる税収の増加分を住宅建設者に還元すると、住宅建設者の効用は増加し、その増加分は一戸当たり5,900円である。(3)狭いが質がよい高額な住宅に住住している比較的裕福な世帯については、減額措置が廃止されると床面積が増加する。

著者も指摘しているように、新築住宅の優遇措置で床面積に依存するものには、固定資産税の減額措置以外に、不動産取得税、登録免許税、住宅取得促進税制、住宅金融公庫の低利融資等が存在する。この論文ではこれらの優遇措置を考慮に入れていないので、固定資産税の減額措置の効果が過大に推定されている可能性が大きい。特に、減額措置がなくなると床面積需要が4.5%減少するという結論は現実離れしているようにみえる。

固定資産税の減額措置による実質的な補助額はあまり大きいものではない。たとえば、2,000万円の建設費の住宅の固定資産税評価額は約半分の1,000万円程度である。したがって、固定資産税率を1.4%とすると、減額措置がなければ固定資産税は14万円であり、減額措置によって7万円となる。

この優遇措置を3年間(中高層住宅の場合には5年間)受けることができるので、実質的な補助額は(金利を0%とすると)21万円(中高層住宅の場合には35万円)となり、住宅建設費の1%から2%程度に過ぎない。この程度の優遇措置が床面積需要を4.5%も増加させるとは考えにくい。

固定資産税の優遇措置が20万円から30万円程度であるのに対して、住宅取得促進税制による所得税の減額は最高160万円にも達する。また、不動産取得税の軽減額は最高30万円である。さらに、住宅金融公庫の低利融資による実質的な補助は100万円から200万円にも達している。日本の住宅優遇制度は多種多様なものが入り組んでいるので分析が難しいが、著者の今後の研究に期待したい。

第三の竹田論文は、労働市場の失業と求人に関係に関して開発されたベヴァレッジ・カーブの分析手法を住宅市場に適用して、興味深い分析を行なっている。

ベヴァレッジ・カーブの理論の特徴は、需要と供給のマッチング・プロセスを考慮し、適当な供給者を見つけられない需要者と適当な需要者を見つけられない供給者の双方が同時に存在する可能性を考えていることである。

竹田論文は、この考え方を住宅市場に適用し、現状の住宅に不満を抱いていて新しい住宅に移りたいが、条件にあう住宅がないという超過需要と、居住可能であるのに空き家になっている住宅がある

という超過供給とが同時に存在していると考えられる。そして、不満世帯Uが多く、空き家Vが多い場合には、需要と供給のマッチングが起きる確率が増加するというマッチング過程を想定している。

ベヴァレッジ・カーブの理論のもう一つの構成要素は、住宅が老朽化して居住不可能になる確率と居住不可能な住宅が補修されたり建て替えられたりして居住可能になる確率を考えることである。これらの仮定から、住宅の腐朽破損・補修改築のプロセスがマルコフ過程としてモデル化される。

竹田論文では、住宅統計調査のデータを用いて、マッチング過程と腐朽破損・補修改築過程のパラメータを推定し、ベヴァレッジ・カーブを求めている。主要な結論は、(1)住宅のマッチング関数が有意に推定される。(2)超過供給の増加のほうが超過需要の増加よりもマッチングの増加に大きく貢献する。(3)賃貸住宅情報誌の存在や確定期限付き建物賃貸借権の設定、高齢者用住宅の整備の遅れがミスマッチに正の効果を持っていた。(4)ベヴァレッジ・カーブの変動要因のうち、第一次石油ショックまでは公共賃貸住宅の増加によるショックが支配的であったが、それ以降は、おもにマッチング過程における負のショックから影響を受けるようになった、ことである。ただし、(3)と(4)の結論については、その統計的検証はなされていないようであり、今後の研究課題が残されている。(K)

# 商業地不動産投資の 意思決定過程<sup>I</sup> 投資決定の変化

西村清彦・村瀬英彰・前川俊一

## はじめに

最近の約10年間の不動産市場、特に商業地不動産市場でのバブルの発生、膨張から崩壊に至る過程は、国民経済、企業経営、国民生活に深刻な影響を与えた。後遺症までを含めた影響の深刻さから考えると、その再発の防止と将来の土地市場のありかたを検討することは、国民的課題だといっても過言ではない。適切な処方のためには、適切な診断が不可欠であるから、バブルの発生、膨張のメカニズムの研究が多方面で多様な角度から行なわれている。

しかし、現時点では、これらの研究のなかには単にバブル期の投資家の行動を表面的に批判するに止まっているものが多く、不動産投資を実際に行なう意思決定主体の行動に関するミクロ経済学的視点からの検討、さらにそのベースになる情報の収集が決定的に欠けているように思われる。つまり、バブルは自動的に発生したのではなく、人間が与えられた環境のなかで生み出されたという基本的な認識のもとに、商業地不動産市場での投資家の行動に関する立ち入った検討を行なうことが必要なのである。こうした根本的な検討のあとではじめて、バブルの負債を乗り越えて効率的な資源配分を担う不動産市場の将来像を描くことが可能になると考えられる<sup>1)</sup>。

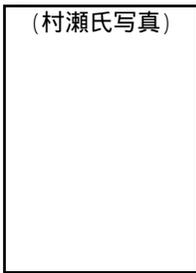
他方、地価公示制度もバブルとその崩壊という激動にもまれ、従来のどちらかという取引事例比較法に重点をおいた鑑定から、収益還元

法も重視し、よりバランスをとった鑑定へと変わろうとしている。その際には収益還元法の精緻化が必須であるが、そのためにはベースとなる実際の投資家行動に関する情報が必要となる。しかしながら、現在のところ、この種のデータはきわめて不十分なものでしかない。公示地価が、実質的に地価税その他の課税標準の基礎となっていることから考えても、より正確に収益還元法を適用するための基礎として、商業地不動産市場の投資家行動の調査検討が緊急の課題となっている。

本稿は、以上の視点から、バブルの再発防止にとどまらず、長期的な視点に立って、鑑定基準の精緻化や今後の不動産投資の指針を探るための基礎研究として、商業地不動産の中心的投資家である生命保険相互会社、不動産会社の主要な企業を調査対象にして行なったアンケート調査の報告である。本稿はそのうち、投資決定プロセスのいわゆる「バブル」期である1989年頃からその「崩壊期」である1995年までの変化の部分について扱い、財務関連についての詳しい分析は本稿の続編にゆだねることにする<sup>2)</sup>。

## 1 アンケートの対象

アンケートの対象としたのは、大手生命保険会社12社と不動産協会加入の不動産会社206社であり、回答を得たのは生命保険会社9社（回答率75%）、不動産会社49社（回答率24%）であった。アンケート調査は1994年秋より95年春にかけて行なわれた。



にしむら・きよひこ (左)  
 1953年東京都生まれ。1975年東京大学経済学部卒業。1982年イェールズ大学Ph.D。現在、東京大学経済学部教授。  
 むらせ・ひであき (中央)  
 1964年愛知県生まれ。1986年東京大学経済学部卒業。現在、横浜国立大学経済学部助教授。  
 まえかわ・しゅんいち (右)  
 1950年長野県生まれ。1976年中央大学経済学部卒業。現在、明海大学不動産学部助教授。

回答のあった生命保険会社はすべて総資産額が3兆億円を超える大手生命保険会社である。また回答のあった不動産会社は、不動産専門が36社、電鉄が2社、信託銀行が1社、商社が1社、事業会社が4社、そして建設会社が5社である。不動産専門の内訳は資本金10億円以上の会社が24社、10億円以下が12社である。回答者は企画部や不動産事業部、それに対応する部署の係長、課長代理、課長クラスである。

本稿の特徴は、主要な点について現在の状態を調査するだけでなく、過去5年前の状態と、場合によっては今後の状態の予想を聞いている点である。こうすることによって、バブル期(1989~90年)と現在(1994~95年)の比較を可能にし、将来の変化を展望する基礎とすることを目的としている。ただし5年前の状況を聞いた場合、それが正確に報告されない可能性がある。そこで本稿では、1989年に実際に行なわれた聞き取り調査の結果(日本不動産研究所、1989)と比較することによって、そのバイアスをできるだけ取り除くようにしている。今回の調査はこれが可能なように89年調査とできるだけ比較可能な形に構成されている。

ただし、1989年調査はきわめて限られたサン

プルに限られている。その内訳は、不動産業5社、生命保険会社4社、その他の大企業5社である。そのためにバイアスの除去は限定されたものにならざるをえないことを注意しておく。

## 2 不動産投資の目的

「バブル」の崩壊のあと、「土地神話」は崩壊したとされた。では「土地神話」の崩壊はどのような影響があったのか、商業地不動産投資家の不動産投資の目的の変化のなかにそれをみよよう。

### 主観的意識の変化

バブル崩壊後、不動産保有に意識変化があったかという質問に対して、「あった」と答えた企業は、生命保険会社が9社中9社、不動産会社が49社中44社もあり、ほとんどの企業は意識の変化があったことを認めている(表1)。

意識変化の具体的な内容としては、不動産のキャピタルゲイン神話がなくなったとする企業が生命保険会社9社、不動産会社30社の計39社である。また、財務体質の改善のため不動産売却を考えざるを得なくなったとする企業は生命保険会社2社、不動産会社15社の計17社あった。したがって主観的意識の変化は、もっぱら戦後

一貫して続いてきた名目地価上昇がはじめて本格的に下落に転じたことのインパクトが大きいことが読みとれる。

### 不動産投資の目的

しかしながら、こうした主観的変化が具体的に

表1—主観的変化

|                         | 生命保険会社 | 不動産会社 |
|-------------------------|--------|-------|
| バブル崩壊後、不動産保有の意識に変化があったか |        |       |
| あった                     | 9      | 44    |
| ない                      | 0      | 4     |
| バブル崩壊後、不動産保有の意識変化の内容    |        |       |
| 財務体質改善のため不動産売却を考えざるを得ない | 2      | 15    |
| 不動産のキャピタルゲイン神話がなくなった    | 9      | 30    |
| その他                     | 0      | 4     |

投資家の投資目的の変化に劇的な影響を与えたかという点必ずしもそうではない。特に生命保険の場合は、逆に「無変化」という点で特筆に値する。

図1は生命保険会社の場合の不動産投資の目的の変化を、過去（5年前）、現在（1994～95）、そして将来（今後）についてみたものである。図より明らかのように生命保険会社の場合、不動産投資の目的は、過去、現在、将来とも安定収益の確保、分散投資、含み資産の保有・インフレヘッジである。バブル崩壊前後で変化がほとんどないのを見てとれる。この点は1989年調査とも完全に符合している。1989年では調査対象となった4社のすべてが安定収益と含み資産保有・インフレヘッジを、3社が分散投資をあげている。

一方、図2は不動産会社の場合である。ここでは若干の変化がみられる。過去においては含み資産・インフレヘッジを目的にあげていた企業が比較的多かった（49社中14社）。しかもこれは実態よりかなり下方にバイアスがあると思われる。というのは、1989年の聞き取り調査では、5社中4社までが含み資産・インフレヘッジを目的の一つにあげているからである。

しかし現在では、それを不動産投資の目的と考えている企業はほとんどなく、また将来において目的と考える企業は1社もなかった。さらに不動産投資にともなう節税メリットも、この5年間に大きく落ちこんだ項目である。これがもっとも顕著な「バブルの崩壊」の影響である。そして、事業の拡張および事業の多角化を目的としている企業は多いものの、5年前と現在を

図1—不動産投資目的の変化：生命保険会社

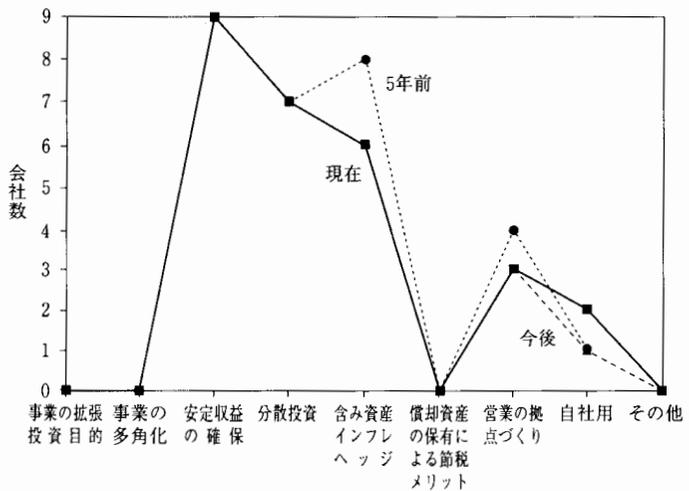
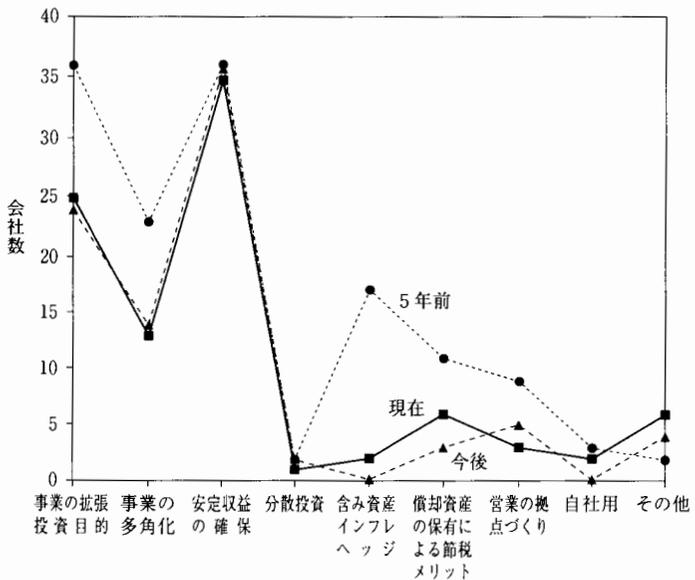


図2—不動産投資目的の変化：不動産会社



比較すると、それを目的としてあげる企業は減少している。

#### 投資不動産の保有期間

次に投資不動産の望ましい保有期間に「バブル」の影響がでているのかをみてみよう。表2はその結果である。生命保険会社の場合、不動産投資の目的は常に安定収益の確保であり、その保有期間は一般に超長期を前提としている。バブル崩壊後もこの基本的スタンスに変化がない。実際、1989年調査でもまったく同一の結果となっている。

また、不動産会社の場合、今までの投資不動

表2—投資不動産の保有期間

|                       | 生命保険会社 |    | 不動産会社 |    |
|-----------------------|--------|----|-------|----|
|                       | 今まで    | 今後 | 今まで   | 今後 |
| 永久保有を前提として投資          | 9      | 9  | 32    | 28 |
| 一定期間経過後処分することを前提として投資 | 0      | 0  | 23    | 24 |
| 平均保有期間                |        |    | 16    |    |
| 5年以内                  |        |    | 3     |    |
| 10年以上                 |        |    | 6     |    |

産の保有期間は、49社中32社までが永久保有としていた。さらにこれも、実際には下方バイアスの可能性が高い。1989年調査では、不動産会社5社中5社とも永久保有を前提に投資しているとしていた。そこで1989年調査は不動産の賃貸部門に対して行なったアンケートであることを考慮しても、相当数の不動産会社が事実上、永久保有を念頭においていたことは間違いない。これに対し、「今後は」という質問に対しては、49社中28社が永久保有としており、一定期間経過後処分することを前提として投資する企業が相対的に増加していることがみてとれる。しかし定量的にみるなら、その変化は大きなものではない。

まとめ

バブルの崩壊、特に商業地不動産価格の下落は、商業地不動産投資家の行動に大きく影響を与えたといわれる。表1にみるように、投資家の主観的な意識の面では大きな変化がある。しかしながら図1、図2、表2にみられるように、客観的にみるなら、不動産投資の目的や保有期間は逆に驚くほど変化していない。変化は単に価格上昇期待がしぼんだだけであると極言することも可能かもしれない。

3 投資決定基準

投資家行動の分析でもっとも重要なのは、投資家がどのような投資基準のもとで行動しているかの情報である。本節では、不動産関連で過去（そして現在も）代表的な投資基準とされている手法について簡単に説明し、それが現在どれだけの企業が採用しているのかをみることに

する。そしてそれと1989年調査と比較して、変化を探ることにしよう。

経済学では、企業は利潤を最大化すると考える。不動産のような長期にわたる資産についての投資の決定では、利潤の現在

価値の最大化（企業価値の最大化）が自然な目標となる。しかしながら、利潤の現在価値最大化（これは後述するディスカунテッド・キャッシュフロー [DCF] 法と同値である）は、将来の利潤そして利子率の予想をたてなければならぬ。そして永久保有を前提としないかぎり、計画期間最終期の時価に対する予想も立てなければならぬ。こうした複雑さのために、従来の日本では必ずしも実際の投資基準としてDCF法が主流とはいえなかったのである。

そこで本節では実際の投資基準として用いられてきた〔前川（1994）を参照〕4つの基準について、簡単に説明し、その投資基準がどの程度企業によって採用されていたかをみることにしよう。結果は表3にまとめられている。

しかしながら、実際の投資決定が、必ずしもこの投資基準と合致していたわけでないのも、日本の大きな特徴である。そこで最後に実際の投資決定が何に、より重点をおいて行なわれていたかを調べることにしたい。この情報は表4に要約されている。

なお、各基準の実際の運用の詳細と企業間の差については、本稿の続編で詳しく論ずることとする。

回収期間法

回収期間とは、投資からもたらされる各期の純営業収益（net operating income：償却前営業利益をいう）またはキャッシュフローの合計が、総投資額または自己資本投資額と等しくなるために必要な期間をいう。回収期間は、将来の収益を現在価値に割り引くことなく、単純に加算する点に特色があり、DCF法と大きく異

表3—投資決定基準

|                                     | 生命保険会社 | 不動産会社 |
|-------------------------------------|--------|-------|
| 回収期間法を採用<br>していない                   | 6      | 22    |
| している                                | 2      | 19    |
| 黒字転換時期・累積赤字解消時期などの期間に着目するか<br>していない | 7      | 5     |
| している                                | 1      | 36    |
| 利回りに着目するか<br>していない                  | 0      | 10    |
| している                                | 9      | 31    |
| ディスカунティッド・キャッシュフロー分析法の採用<br>している   | 4      | 5     |
| していない                               | 4      | 35    |
| 今後採用の投資意思決定基準<br>回収期間法              | 1      | 5     |
| 黒字転換時期、累積赤字解消時期                     | 2      | 6     |
| 利回り                                 | 0      | 10    |
| DCF（ディスカунティッド・キャッシュフロー）            | 3      | 9     |
| その他                                 | 0      | 1     |

なる。

表3によれば、回収期間法を現在採用している企業は、生命保険会社が9社中2社、不動産会社が49社中19社である。1989年調査においては、生命保険会社が4社中2社、不動産会社が5社中4社であり、今回調査よりも回収期間法を採用している企業の割合が多い。したがってサンプル数の小ささからただちに断定はできないものの、この方法の採用企業は次第に減少していると考えられる。

回収期間は、20年から30年（20年4社、25年3社、30年5社、35年1社）が多く、1989年調査とほぼ同じ傾向である。

#### 黒字転換時期・累積赤字解消時期

不動産投資額は多額となることから、かなりの部分を借入で資金を調達しなければならない。したがって金利負担から当初数年間は赤字になることが多いので、事業の安全性をチェックする意味でも黒字転換時期・累積赤字解消時期も実際の投資決定では重要な指標とされている。

表3から黒字転換時期・累積赤字解消時期を採用している企業は、生命保険が9社中1社、不動産会社が49社中36社であることがわかる。1989年調査においては、生命保険会社はこれを

採用している企業はなく、不動産会社で5社中4社が採用していた。このように生命保険では採用の頻度が低く、不動産会社で高い傾向は1989年調査も今回調査も同じである。

黒字転換時期および累積赤字解消時期は当該投資の収益性とともに入借割合に大きく依存する。生命保険会社がこの基準を採用しないのは、資金調達が保険料預り金により借入金に依存していないために一般に営業初年

度から黒字となるためである。

黒字転換時期は、5年末満1社、5～9年16社、10年8社、15年2社、20年1社であり、累積赤字解消時期は、10年末満2社、10年7社、11～14年3社、15年5社、20年5社、30年1社であった。

#### 利回り

ここでいう利回りは、営業初年度等の単年度の収益または数年間の平均的収益に着目して求められるものであり、キャピタルゲインを考慮した総合収益率の指標ではないことに注意する必要がある。

利回りを投資基準として採用している企業は、生命保険会社が9社中9社、不動産会社が49社中31社である。1989年調査においては、生命保険会社と不動産会社のすべての企業（9社）が採用していた。これにより、この基準は実際に重要な役割を果たしていることがわかる。

単年度の利回りを求めている企業が25社（不動産会社23社、生命保険会社2社）であり、数年間の平均利回りを求めている企業が17社（不動産会社10社、生命保険会社7社）であった。単年度利回りを求めている企業の利回りの時点は、不動産会社の18社が営業開始初年度であっ

表4—実際の投資の意思決定

|                     | 生命保険会社 |    |    | 不動産会社 |    |    |
|---------------------|--------|----|----|-------|----|----|
|                     | 過去     | 現在 | 将来 | 過去    | 現在 | 将来 |
| 投資意思決定基準            | 1      | 2  | 0  | 7     | 12 | 10 |
| 投資決定基準に加えてその他のメリット  | 3      | 7  | 5  | 17    | 15 | 16 |
| 経営戦略(投資意思決定基準は参考程度) | 2      | 0  | 2  | 12    | 17 | 8  |
| その他                 | 0      | 0  | 0  | 0     | 0  | 1  |

た。数年間の平均利回りを求めている企業の利回り算定期間は、20年が4社、10年が3社であった。

生命保険会社の多くが数年間の平均利回りを求めるのは、長期的な安定収益の確保に関心があるからであると考えられる。

#### DCF 分析法

経済学の企業モデルで考えるようにキャピタルゲインを考慮した総合収益率の指標であるDCF分析法を採用している企業は、表3によれば、現在では生命保険会社が9社中4社、不動産会社が49社中5社である。1989年調査では、14社に対するアンケートで、DCF分析を採用している企業は生命保険会社が1社のみであったので、この手法を採用する企業が次第に増加していることがわかるが、しかしその影響は依然としてかなり限定されたものであることがわかる。

DCF分析法には、投資の現在価値を求める正味現在価値法と内部収益率を求める内部収益率法があるが、回答8社中3社が正味現在価値法を採用し、5社が内部収益率法を採用している。

分析期間は、20年が2社、10～20年が1社、30年が1社であった。分析期間末の不動産価値の求め方については、消費者物価指数を地価上昇率とし予想売却価格を求める、残存価値を評価せず(建物のみ?)などの回答があったことを報告しておく。

#### 今後採用しようとしている投資意思決定基準

表3にみるように、DCF法を今後の投資意思決定基準として採用しようとしている企業が多い。また、不動産会社で利回り法を採用して

いない企業は10社であったが、それらの企業は今後は利回り法を採用しようと考えている。収益性の基準を軽視しがちだった企業が、これを今後意思決定の基準として検討しているものと考えられる。

#### 実際の投資の意思決定指標について

日本の特徴として前述した投資基準は必ずしも実際の意思決定を規定しているとは限らない点があげられる。本稿ではそこで、実際の投資の意思決定を明らかにするために、実際の投資決定に際しての方針として、以下の選択肢を与えて質問をしている。

- ①投資意思決定基準に従い、一定の条件を満たしたのについて投資を決定する。
- ②投資意思決定基準を重視するが、投資分析に反映させることのできない点もあるので、それらも考慮して投資を決定する。
- ③経営戦略の中で投資を決定する。投資意思決定基準は参考程度に利用する。

表4は、生命保険会社と不動産会社に対して、過去と現在と今後の3時点について上記質問を行なったときの回答数の一覧表である。

それによれば、生命保険会社は、過去、現在、今後とも、相対的に②の回答が多かった。すなわち、投資意思決定基準を考慮するものの、他の要因も考慮して意思決定する企業が多く、変化が少ないことは特徴的である。

一方、不動産会社の場合、過去、現在において、投資意思決定基準には重きを置かず、経営戦略のなかで投資の意思決定をする③と答えた企業が3分の1以上あったが、「今後は」との質問に③の回答は減少している。そして、現在と今後において、過去においてより投資意思決

定基準に従い投資の意思決定をしている①と②という企業が相対的に増加している。

実はこの「過去」の項は実際よりも投資意見決定基準を過大に評価している可能性が高い。というのは1989年調査では、投資意思決定基準に従い投資の意思決定をしていると答えた企業は1社もなかったからである。今回の調査と1989年の調査から、バブルの崩壊を経験し、投資意思決定基準を過去に比べてより活用するようになってきていることが歴然とした形であらわれている。

次に、上記質問で②と③に答えた企業の「投資分析で考慮できないメリットとして特に着目するもの」を過去時点においてと現在時点においてを質問している。回答結果は表5のとおりである。

生命保険会社の場合、リスク分散をあげる企業は、過去においても現在においても多い。また、過去においては、キャピタルゲインをあげる企業があったが、現在においては少ない。

不動産会社の場合、過去においては、開発利益、キャピタルゲイン、立地の有効性をあげる企業が多かったが、現在は、キャピタルゲインをあげる企業が減少し、立地の有効性、リスク分散、開発利益をあげる企業が多かった。

ここでも今回の「過去」についての解答は、キャピタルゲインという回答の相対的重要性を過小評価している可能性が高い。というのは1989年調査において、キャピタルゲインをあげる企業がもっとも多く、次が立地の有効性、開発利益だったからである。

#### まとめ

表3から表5に現われた日本の投資決定は、①投資決定基準について、時価の将来予想を明確に織り込んだ投資決定基準（DCF法）ではなく、簿価に基づく基準（回収期間、黒字転換時期、利回り）、いわば rule of thumb が広範に用いられている、②建前（投資決定基準）と本音（実際の投資決定）の乖離という特徴を持っている。つまり日本の会計制度の簿価主義に

表5—投資分析で考慮できないメリットとして特に着目するもの

|          | 生命保険会社 |    | 不動産会社 |    |
|----------|--------|----|-------|----|
|          | 過去     | 現在 | 過去    | 現在 |
| キャピタルゲイン | 2      | 0  | 8     | 2  |
| 立地の有効性   | 0      | 1  | 8     | 11 |
| プレステージ   | 0      | 1  | 5     | 3  |
| リスクの分散   | 4      | 5  | 6     | 10 |
| 開発利益     | 2      | 1  | 10    | 12 |
| 行政との関連   | 0      | 0  | 1     | 0  |
| その他      | 1      | 2  | 4     | 6  |

対応する基準を一応は考えるが、実際にはこうした投資基準そのものをあまり重視しない態度が見てとることができる。そして実際の投資決定の際には、過去にはこうした簿価に根ざした基準では考慮されない時価のキャピタルゲインの期待が大きな影響力を持っていたのである。

このことは、キャピタルゲインによる含み益を前提として、安定した収益（インカムゲイン）を確保し、経済情勢の変動でインカムゲインが不足すると、キャピタルゲインによる含み益をとり崩して全体としての収益を確保するという、日本企業全体についてしばしば指摘される行動を、商業地投資家も典型的にとっていたことを示唆している。

## 4 不動産投資の意思決定のプロセス

次に、こうした不動産投資の意思決定がどういう形で行なわれ、そして意思決定の結果についての評価がどのように行なわれているかをみてみよう。

「ボトム・アップ」「トップ・ダウン」と

「部門起点」

企業における意思決定のプロセスとして、担当者が投資物件を提案し、最高意思決定機関にあがっていく「ボトム・アップ型」、最高意思決定機関の決定した投資計画に基づいて投資を行なう「トップ・ダウン型」および各部門においてまず投資計画を立てる「各部門起点型」が考えられる。不動産投資の意思決定プロセスがどのようなタイプであるかを質問したところ、次のような回答を得た。

表6—プロジェクトの評価

|                         |         | 生命保険会社 | 不動産会社 |
|-------------------------|---------|--------|-------|
| プロジェクトの事後的評価<br>行なわれる   |         | 5      | 32    |
| 評価が行なわれる部門              | 事業部門    | 2      | 25    |
|                         | 管理・運営部門 | 4      | 8     |
|                         | その他     | 0      | 3     |
|                         |         |        |       |
| 評価の方法                   | 収益率     | 4      | 31    |
|                         | 収入額     | 0      | 11    |
|                         | 稼働率     | 3      | 8     |
|                         | その他     | 0      | 4     |
| 行なわれない                  |         | 4      | 15    |
| 今後事後的評価を行なう予定があるか       | ある      | 3      | 9     |
|                         | ない      | 1      | 5     |
| プロジェクト担当者の業績の審査         |         |        |       |
| 業績審査の単位                 |         |        |       |
| 担当者またはプロジェクトごと          |         | 4      | 14    |
| 各部門ごと、その後担当者またはプロジェクトごと |         | 1      | 14    |
| その他                     |         | 0      | 5     |
| 業績審査は行なわれない             |         | 4      | 9     |
| 業績審査の基準                 |         |        |       |
| 計画どおりか                  |         | 3      | 25    |
| 実施された数                  |         | 0      | 1     |
| 金額                      |         | 0      | 4     |
| 事後的評価                   |         | 2      | 14    |
| その他                     |         | 2      | 4     |
| 業績に対する賞罰                |         |        |       |
| 賞与の査定が異なる               |         | 2      | 20    |
| 給与の昇給額が異なる              |         | 3      | 7     |
| 給与全体が歩合制                |         | 0      | 0     |
| 表彰制度                    |         | 0      | 9     |
| その他                     |         | 1      | 8     |

が意思決定プロセスにバブル崩壊前後で大きな変化はなかったとするのが自然であろう。これに対して「変化した」という企業では、不動産のキャピタルゲインが求められないので非常に慎重に対応している、過去においては「ボトム・アップ型」であったが現在はそうではない、などの回答があった。

### プロジェクトの事後的評価

表6は、プロジェクトの事後評価についての結果である。プロジェクトの事後的評価を行なっている企業は、生命保険会社が9社中5社、不動産会社が49社中32社と比較的多い。

「ボトム・アップ型」と答えた企業は、生命保険会社9社中3社、不動産会社49社中28社、「トップ・ダウン型」と答えた企業は、生命保険会社9社中4社、不動産会社49社中7社、「各部門起点型」と答えた企業は、生命保険会社9社中2社、不動産会社49社中13社であった。

生命保険は、各社によりばらつきがあるが、比較的「トップ・ダウン型」が多いのに対して、不動産会社の場合、「ボトム・アップ型」が多く、「トップ・ダウン型」が少ないという結果である。したがって、意思決定のプロセスには企業間の差が大きいことがわかる。

本調査では、バブル期と現在についての意思決定プロセスの変化の有無についての質問を行なっているが、回答した企業は少なかった。さらに、回答のあった企業では「変化なし」との回答が多い。そこで解釈としては、多くの企業

事後の評価を行なう部門は、事業部門と答えたのが、生命保険会社が2社、不動産会社が25社であり、管理・運営部門と答えたのが、生命保険会社が4社、不動産会社が8社であった。不動産会社では事業部門で事後の評価を行なう企業が多いことがわかる。

事後評価の目的として、当該投資の評価（計画の進捗または実現状況、投資採算性の確認など）のため、担当者の評価のため、今後のプロジェクトへの参考あるいは展開のため、などが考えられる。このうち「当該投資の評価のため」としたのが13社、「担当者の評価のため」としたのが2社、「今後のプロジェクトへの参考あるいは展開のため」としたのが10社であった。これから、事後の評価が当該投資の評価ばかりでなく、今後の事業の展開のために行なわれることが多いことがわかる。

プロジェクトの評価方法は、収益率としたのが、生命保険会社が4社、不動産会社が31社の計35社、収益額としたのが、不動産会社だけで11社、稼働率としたのが、生命保険会社が3社、不動産会社が8社の計11社であった。多くの企業が、投資物件の収益に着目して事後的評価を行なっていることがわかる。

事後的評価を行っていない企業に対して、「今後事後的評価を行なう予定があるか」と尋ねたところ、生命保険会社は3社が、不動産会社は9社が「ある」と答えており、評価を行っていない企業でも今後行なっていくと考えている企業が多いことがわかる。

#### プロジェクト担当者の業績審査

プロジェクト担当者の業績審査を行なう企業は、生命保険会社が9社中5社、不動産会社が49社中33社である。審査を行なう企業の業績審査の単位は、担当者またはプロジェクトごとに行なう企業が、生命保険会社が4社、不動産会社が14社であり、各部門ごとその後担当者またはプロジェクトごとに行なう企業が、生命保険が1社、不動産会社が14社である。

業績の審査基準は、「プロジェクトが計画通り行なわれたか」および「プロジェクトの事後的評価による」とした企業が多い。前者の基準を採用している企業は、生命保険会社が3社、不動産会社が25社であり、後者の基準を採用している企業は、生命保険会社が2社、不動産会社が14社である。

業績に対する賞罰は、賞与の査定に反映させる企業が多く、生命保険会社が2社、不動産会社が20社の計22社である。また給与の昇給に反映させる企業は、生命保険会社が3社、不動産会社が7社の計10社である。表彰制度を採用している企業は、不動産会社だけで9社である。

#### おわりに

日本の土地市場は、まだ市場経済のロジック通り働いていないといわれており、制度的にそれを妨げているものがあるという指摘がある。

市場経済では価格、とくに資産の価格は、現在だけでなく将来の予想収益に依存する。現在の市場の価格は自分の予想に比べて過小評価であるとする投資家は、その資産を買い、それによってリスクを負うわけである。こうした投資家のリスクをとる行動によって市場価格はさまざまな投資家、企業の予想を体現するようになり、将来を見据えての資源配分の導き手となるのである。そして重要なのは、市場価格は常に正しいとは限らない点である。ここに投資家が裁定取引によって利益をあげる余地があり、リスクをとる誘因もまたある。投資家の行動に成功も失敗もあるが、こうした投資家のリスクをとる行動で、長期的にみれば裁定取引の利益は解消し、市場価格は平均的に「正しい」価格となるのである。

これに対し「土地の含み益」頼みの企業経営ということばに代表されるように、日本の会計制度が時価ではなく、簿価に基礎をおいているため、企業の真の収益と、会計上の収益とが必ずしも一致していないために経済学のロジック通りの企業経営が行なわれていないといわれている。本稿の結果は、バブルの崩壊という事態に直面しながらも、こうした簿価重視の考え方、そして投資基準そのものをあまり重視しない態度が依然として残っていることを示唆している。こうしてキャピタルゲインあるいはキャピタルロスが生じたとき、それがただちに企業の収益に反映されず、このために適切な手段をとることが先送りされて傷口をさらに悪化させるということは今回の住専問題に代表される不良債権問題に広範にみられたのである。建前と本音の違いは日本のシステムでしばしばみられることであるが、建前（簿価）は建前として本音（時価）で資産運用をしていたなら、このような問題は未然に防げたはずである。ここで犬としばの比喩が不幸にもあてはまる。経済活動は本音（時価）で行なわれなければならないのに、建前（簿価）を基準としての資産の運用が過去、そして現在も続いているのである。

この点の重要性は、日本と同じころ、同じように不動産価格「バブル」に見まわれた北欧の例を見るとわかりやすい<sup>3)</sup>。北欧のデンマーク・ノルウェー・スウェーデン・フィンランドは、それぞれ1980年代後半に金融の規制緩和、国際化を背景に大規模な不動産価格の高騰を経験し、その後の引き締めや税制改革をきっかけとして不動産価格の反落、それにとまなう不良債権問題の発生、金融不安をもたらした。しかし、その危機の程度は国によって大きな差があったといわれている。とくに、比較的軽微な危機ですんだデンマークと大規模な財政資金の投入を必要としたスウェーデンの差が著しいのは、その違いのかなりの部分が、会計制度上の違いから生じたといわれている。デンマークでは時価に基づく会計が重要性をもち、したがって不良債権問題に対する各金融機関の対応が早かったのに対し、スウェーデンでは簿価主義で、不良債権の顕在化が遅れ、それによって対策が後手に回ったとされている<sup>4)</sup>。簿価主義の日本で、会計上の解釈の変化で銀行の収益が増えたり減ったりするという、経済のロジックから考えて奇妙なことが依然としてまかり通っていることはいまさら指摘する必要もないだろう。

日本の不動産投資の基準は、こうした簿価主義に基づく含み益を基礎として、いかに安定的に会計上の収益をあげていくか（すなわち含み益を現実化するか）という点にあったように思われる。それはリスクをとり、あるときは市場を上回る利益をあげるが、あるときは失敗もするという市場経済での投資家とは異なる。キャピタルゲインを含めて長期的な収益の割引現在価値を最大にするという経済学の教科書にのっている投資家行動ではない。キャピタルゲインによる含み益を前提として安定した収益（インカムゲイン）を確保し、経済情勢の変動でインカムゲインが不足するとキャピタルゲインによる含み益をとり崩して全体としての収益を確保するという行動である。こうした行動には積極的にリスクをとり、うまくいかない場合には速

やかに損切りで撤退するという総合的なリスク管理の考え方はない。日本でのリスク管理という、失敗を減らすという後向きの意味合いが強いが、リスクをとらないかぎり収益も得られないことを考えれば、こうした後向きの態度は真のリスク管理ではないことは明らかだろう。

\*本調査の一部は、財団法人日本住宅総合センターおよび文部省科学研究費の援助を得て行なわれた。アンケートの際にご協力いただいた日本不動産研究所、不動産シンジケート協議会、不動産協会、そして面倒なアンケートに回答いただいた各社担当者の方々に御礼申し上げます。本稿で用いられたアンケート用紙は請求があれば、西村から入手することが可能である。

\*本稿の図・表はともに無回答、複数回答を許しているため総和は企業数に一致しない。

#### 注

- 1) 本稿は、また日本の資産市場における投資家行動のバブルの時期とその崩落の時期を含む実態研究の一部である。本稿に対応する有価証券市場での投資家行動の実態調査の結果は、三輪・倉沢・舟岡(1994)にまとめられている。
- 2) 西村・村瀬・前川(1997)を参照されたい。
- 3) Drees and Pazarbasioglu(1995)を参照されたい。
- 4) Moller and Nielsen(1995)を参照されたい。

#### 参考文献

- 三輪芳朗・倉沢資成・舟岡史雄(1994)『機関投資家の意思決定過程とファンドマネージャーの行動に関する調査』日本産業経済研究施設ディスカッションペーパー94-J-16、東京大学経済学部。
- 西村清彦(1995)『日本の地価の決まり方』筑摩書房。
- 西村清彦・村瀬英彰・前川俊一(1997)『商業地不動産の意思決定過程II：資金調達と投資決定』未定稿。
- 日本不動産研究所(1989)『土地利用及び地価形成要因に関する調査』東京都企画審議室委託研究。
- 前川俊一(1994)『不動産経営論』清文社。
- Moller, M., and N. C. Nielsen(1995) "Some Observations on the Nordic Bank Crisis: A Survey," Working Paper 95-8, Institute of Finance, Copenhagen Business School.
- Drees, B., and C. Pazarbasioglu(1995) "The Nordic Banking Crises: Pitfalls in Financial Liberalization?" IMF Working Paper WP/95/61, International Monetary Fund, June.

# 固定資産税の軽減措置と住宅床面積需要の関係

瀬古美喜

## はじめに

わが国では、新築住宅に関する固定資産税に関して、住宅の床面積に依存した減額措置が存在し、それが家計の取得する住宅の広さに影響を及ぼしていると考えられる。具体的には、適用期限が平成10年3月31日までの場合、新築住宅で床面積が40㎡以上200㎡以下であり、かつ登録価格が一定額以下のものについて120㎡相当分に関して減額措置が存在する。この点を考慮すると、家計は減額措置が存在するために、この措置が存在しない場合と比べて、この措置の恩恵を被るために、狭い住宅を取得している可能性がある。つまり、家計の床面積需要に関して、この租税制度のために、歪みが存在している可能性がある。これは、図1のグラフをみると、床面積が100㎡から110㎡の点にサンプルが集中していることから、裏づけられる<sup>1)</sup>。そこで、本稿では、平成5年度の『住宅需要実態調査』の個票を用いて、この減額措置に伴う歪みがどの程度あり、軽減措置がないとしたら、床面積需要はどのように変化するかを床面積需要関数を推計することによって探る。

## 1 固定資産税の減額措置を考慮した予算制約領域

家計は、住宅（床面積 $F$ とそれ以外の質 $I$ から成るものとする）と、それ以外の合成財 $C$ か

ら効用を得るものとし、効用関数を

$$U(C, h(F, I)) \quad (1)$$

で表す。

固定資産税の減額措置を明示的に考慮すると、家計の予算制約式は以下ようになる。

まず新築住宅に関してみると、

$$Y = C + (r + de - \pi)P_H(I)F + 0.9325\tau P_H(I)\bar{F} + \tau P_H(I)(F - \bar{F}) \quad (2)$$

$(40 \leq F \leq 200 \quad \bar{F} \leq 120)$

となる<sup>2)</sup>。ここで、 $Y$ は実質恒常所得、 $r$ は利子率、 $de$ は減価償却率、 $\tau$ は固定資産税率、 $\pi$ はインフレーションレート、 $P_H(I)$ は住宅の実質単価で質 $I$ の関数であると仮定する。

それ以外の住宅に関しては、

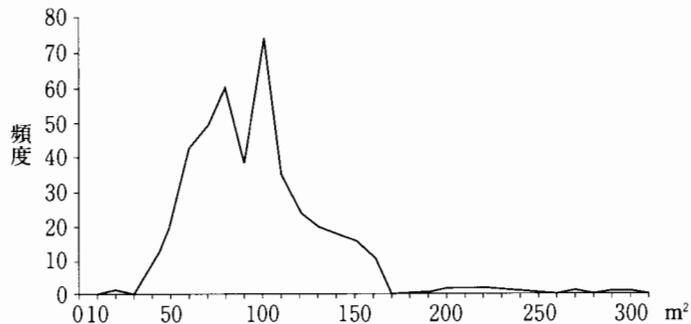
$$Y = C + (r + de + \tau - \pi)P_H(I)F \quad (3)$$

となる。

そこで、結局、(2)式と(3)式より、家計の直面する予算制約領域は、質を一定として、図2のような形となる。

床面積需要関数は、(2)式と(3)式の制約下での

図1 床面積の分布



家計の(1)の効用最大化行動によって導出される。

## 2 推計モデル

床面積需要関数を、

$$F = a_0 + a_1 UC(I) + \beta \hat{Y} + a_3 D \quad (4)$$

と特定化する。ここで、 $UC(I)$ は住宅（この場合は、床面積）の実質使用者費用、 $D$ は人口学的な要因、 $\hat{Y}$ は実質所得、 $a_0, a_1, \beta, a_3$ はパラメーターを表している。

ここで、

$$UC(I) = (r + de + 0.9325\tau - \pi)P_H(I) \quad \text{for } 40 \leq F \leq 120$$

$$(r + de + \tau - \pi)P_H(I) \quad \text{for } 120 < F \quad (5)$$

である。また、

$$\hat{Y} = Y \quad \text{for } 40 \leq F \leq 120, \quad F > 200$$

$$Y + 0.0625\tau P_H(I)\bar{F} \quad \text{for } 120 \leq F \leq 200 \quad (6)$$

である。

これにより、家計の予算制約領域は図2のように非線形となる。本来は、図2のように予算制約領域が非線形となる場合には、(4)式の誘導形を、あたかも各家計が実際に選択している限界所得と限界価格のみからなる線形制約領域に直面しているかのようにみなして、最小二乗法を用いて推計すると、以下のような問題点があることが知られている。

まず、同時性の問題がある。つまり、同じ非線形の制約領域に直面している家計でも、床面積に対する選好が弱くしたがって誤差項が最小である家計は、床面積( $F$ )が小さくそのほか



せこ・みき  
1948年神奈川県生まれ。1978年慶應義塾大学経済学研究科博士課程修了。経済学博士。現在、日本大学経済学部教授。  
著書：『経済学原論』（共著、中央経済社）、『分析日本経済のストック化』（共著、日本経済新聞社）ほか

の合成財の消費( $C$ )が大きい領域を選択し、床面積に対する選好が強くしたがって誤差項が最大である家計は、床面積( $F$ )が大きくそのほかの合成財の消費( $C$ )が小さい領域を選択する可能性がある。これは、(4)式の形の床面積の需要関数における誤差項と所得間の相関が生じうることを意味している。つまり、最小二乗法による推定値が一致性を満たさない可能性がある。さらに、サンプルがキンクに集中している場合に、キンク上のサンプルを除いて推計を行なうと、サンプルセレクションバイアスが存在しうる。これらの点を考慮して、Hausman (1985)、Moffitt (1990)などは最尤推定法による推計を行なうことを提唱している。[邦語での非線形機会集合をめぐる実証的問題点に関するサーベイ論文としては、瀬古 (1994、1995)を参照のこと。]

しかしながら、以下本稿では、技術的な複雑さを避けるために、(5)と(6)式の各限界価格と所得を当てはめて、(4)式の誘導形を最小二乗法で推計した結果を示す [最尤推定法による推定結

図2-非線形制約領域  
(C, F)空間 (質一定)

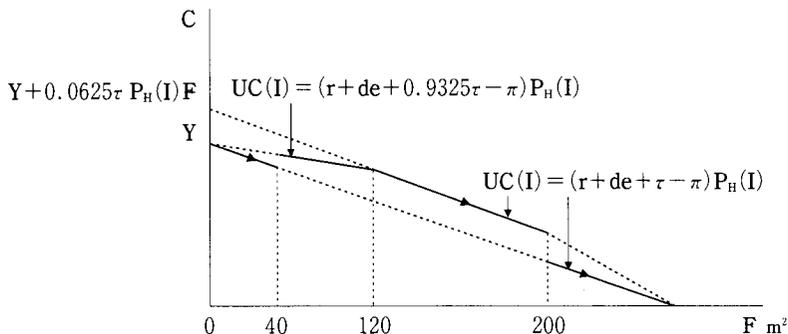


表1—データの特徴

|                                   |                    |
|-----------------------------------|--------------------|
| 標本数                               | 444                |
| 年齢 (歳)                            | 41.1<br>(9.56)     |
| 住宅の購入価格 (万円)                      | 4541.3<br>(3371.7) |
| 住宅の単位価格 (m <sup>2</sup> 当たり) (万円) | 26.2<br>(11.2)     |
| 所得 (万円)                           | 812.7<br>(307.6)   |
| 世帯人員 (人)                          | 3.56<br>(1.25)     |
| 床面積 (m <sup>2</sup> )             | 95.3<br>(17.9)     |
| 質                                 | 0.21<br>(0.091)    |

注) ( ) 内は、標準偏差。

果については、瀬古 (1996) を参照のこと]。

### 3 データと変数

平成5年度の『住宅需要実態調査』の東京圏 (東京都、千葉県、神奈川県、埼玉県) における個票で、平成元年以降に住む所が変わった持ち家居住世帯をサンプルとして取りあげる。

まず持ち家住宅の単位価格  $\bar{P}_H$  が、以下のような式

$$\ln \bar{P}_H = k_L \ln p_L + (1 - k_L) \ln p_N \quad (7)$$

で表されるものと考え、地価データ  $p_L$  (市町村ベース、『都道府県地価調査』) と建築費データ  $p_N$  (都道府県ベース、ただし同一都道府県でも構造によって異なる、『建築統計年報』) より、入居年ごとに異なる地価データと建築費データを、個票の市町村コード (建築費は県コード) でマッチングさせて、データを作成した。なお、 $k_L = 0.5$  と想定した。

次に、住宅ストック  $H(F, I)$  を、購入価格  $P_H(I)F$  を、(7)式で求めた  $\bar{P}_H$  で割って求めた。すなわち、

$$H(F, I) = \frac{P_H(I)F}{\bar{P}_H} \quad (8)$$

表2—床面積需要関数の推計

|             |                    |
|-------------|--------------------|
| 定数項         | 19.76<br>(1.69)    |
| 年齢 (?)      | 1.250<br>(5.81)    |
| 価格 (-)      | -6404.0<br>(-5.84) |
| 所得 (+)      | 2.671<br>(3.66)    |
| 世帯人員 (+)    | 6.433<br>(3.74)    |
| $\bar{R}^2$ | 0.20               |
| 価格弾力性       | -0.26              |
| 所得弾力性       | 0.25               |

注) ( ) 内は、t値。

表3—シミュレーション結果

|            |       |
|------------|-------|
| 床面積の変化     | -4.5% |
| 死重的損失 (万円) | 0.59  |

により、住宅ストック  $H(F, I)$  データを作成した。さらに、質  $I$  を、 $H(F, I)$  を床面積で割ったものとして求めた。すなわち、

$$I = \frac{H(F, I)}{F} = \frac{\frac{P_H(I)F}{\bar{P}_H}}{F} = \frac{P_H(I)}{\bar{P}_H} \quad (9)$$

により、質データ  $I$  を作成した。

したがって、(5)式の  $P_H(I) = I\bar{P}_H$  となる。

住宅の使用者費用  $UC(I)$  の減価償却率  $de$  は、木造に関して0.0255、それ以外に関して0.01395と仮定した。利子率は、入居年ごとに異なる民間住宅ローン金利を用いた。物価上昇率  $\pi$  は、居住用住宅デフレーターより求めた。

固定資産税の実効税率  $\tau$  は、

$$\tau = (k_L \times (\text{固定資産税評価額} / \text{土地評価額}) + k_N \times 0.7) \times 0.014 \quad (10)$$

として求めた<sup>3)</sup>。なお、実際には、 $k_L = k_N = 0.5$  とした。

実際の使用者費用は、サンプルごとに、(5)式に基づいたものを当てはめた。入居年の所得は

表4—床面積が増えたサンプルの特性

|                       |                    |
|-----------------------|--------------------|
| 標本数                   | 211                |
| 年齢 (歳)                | 40.6<br>(9.43)     |
| 住宅の購入価格 (万円)          | 5819.9<br>(4293.3) |
| 所得 (万円)               | 825.8<br>(309.7)   |
| 世帯人員 (人)              | 3.56<br>(1.22)     |
| 床面積 (m <sup>2</sup> ) | 91.0<br>(36.9)     |
| 質                     | 0.27<br>(0.072)    |
| 床面積の変化 (%)            | 12.4               |
| 死重的損失 (万円)            | 0.57               |
| 価格弾力性                 | -0.33              |
| 所得弾力性                 | 0.25               |

注1) ( ) 内は、標準偏差。

2) 死重的損失、価格弾力性、所得弾力性は、全サンプルの平均値で評価したものである。

データがないので、調査年 (平成5年) の所得を物価指数で割り引いたものを使用した<sup>4)</sup>。

実質所得と、実質使用者費用は、入居年の物価指数で割ることによって求めた。人口学的要因としては、世帯主の年齢と世帯人員数を用いた。

なお、データの特性は表1にまとめられている。

#### 4 推定結果

推定結果が、表2に示されている。いずれの説明変数も、( ) 内に示された理論的な符号条件を満たし、かつ有意となっている。また、価格弾力性は-0.26、所得弾力性は0.25となっている。

表3は、固定資産税の減額措置がないとしたら (すなわち、すべての家計が、(5)式の  $F > 120$  の場合のような使用者費用に直面し、所得

表5—床面積が減ったサンプルの特性

|                       |                    |
|-----------------------|--------------------|
| 標本数                   | 233                |
| 年齢 (歳)                | 41.6<br>(9.69)     |
| 住宅の購入価格 (万円)          | 3383.3<br>(1479.7) |
| 所得 (万円)               | 800.9<br>(306.0)   |
| 世帯人員 (人)              | 3.56<br>(1.28)     |
| 床面積 (m <sup>2</sup> ) | 99.2<br>(55.8)     |
| 質                     | 0.14<br>(0.052)    |
| 床面積の変化 (%)            | -20.1              |
| 死重的損失 (万円)            | 0.61               |
| 価格弾力性                 | -0.20              |
| 所得弾力性                 | 0.24               |

注1) ( ) 内は、標準偏差。

2) 死重的損失、価格弾力性、所得弾力性は、全サンプルの平均値で評価したものである。

がYだとしたら)、家計の床面積需要がどのように変化するかということと、減額措置に伴う死重的損失を示している。なお、死重的損失は以下の(11)式に基づいて計算した<sup>5)</sup>。

$$L = 0.5 \times \{(P_F - P'_F) / P_F\}^2 \times \epsilon^*_{FPF} \times P_F \times Q_F \quad (11)$$

なお、 $P_F$  は(5)式の使用費用  $UC(I)$ 、 $P'_F$  は固定資産税の軽減措置がない場合の使用費用、 $\epsilon^*_{FPF}$  は床面積の補償需要価格弾力性、 $Q_F$  は床面積の需要量である。

なお床面積の補償需要価格弾力性  $\epsilon^*_{FPF}$  は、以下のスルーツキー方程式

$$\epsilon_{FPF} = \epsilon^*_{FPF} - \eta_F \eta_{FY} \quad (12)$$

を用いて、表2に示されているように、推定結果より得られた所得弾力性  $\eta_{FY}$ 、価格弾力性  $\epsilon_{FPF}$  と、各サンプルについて計算された支出全体に占める床面積需要支出の割合  $\eta_F$  より求めた。

減額措置がなくなると、床面積需要は全体で

4.5%減少することがわかる。また、死重的損失は、5,900円であることがわかる。

表4は軽減措置がないとすると床面積が増加するサンプル、表5は逆に軽減措置がないとすると床面積が減少するサンプルの特性を示したものである。比較的狭いが質が良い高額な住宅に居住している比較的裕福な世帯のほうが、比較的広く質が劣る低額な住宅に居住している世帯よりも、軽減措置が撤廃されると床面積需要が増加する傾向があることがわかる。

## 結論

本稿の分析結果は、固定資産税の軽減措置が、各家計の床面積需要に異なる影響を及ぼしていることを示している。今後の住宅租税政策の変更は、この点を十分考慮してなされるべきであろう。

また、わが国の床面積に依存した減額措置は、固定資産税のみではなく、不動産取得税、譲渡所得税、登録免許税、贈与税にも存在する。さらに、住宅金融公庫の融資制度も床面積に依存している〔公庫の融資制度が床面積と質からなる住宅需要にもたらす歪みについては、Seko (1993, 1996) を参照のこと〕。

本稿では、固定資産税のみの減額措置を考慮したモデルを提示したが、図1でみられる床面積が100㎡から110㎡の所にサンプルが集中している現象は、実際にはこれらの総合的な影響も含んでいると考えられる〔これらの影響も考慮した分析については、瀬古 (1996) を参照のこと〕。

\* 本稿の草稿に対して、住宅経済研究会における発表の際に参加者の方々から有益な助言をいただいた。また八田達夫教授との議論において貴重なコメントをいただいた。さらに、小椋正立、跡田直澄、下野恵子、林文夫、チャールズ・ホリオカ、森口親司の各教授からも有益なコメントをいただいた。これらの方々に感謝の意を表したい。

## 注

1) 平成5年度『住宅需要実態調査』の東京圏の平成元

年以降に住む所が変わった持ち家居住世帯（新築住宅購入世帯と中古購入世帯の両方を含む）のサンプルに関する分布である。

- 2) 実際には固定資産税の減額措置は、一般住宅については最初の3年間、中高層住宅については最初の5年間について、半分に減額されるので、以下では、持ち家住宅の保有期間を通して0.0625減額されるものと仮定する。
- 3) 固定資産税評価額は、自治省の『固定資産の価格等の概要調書（土地）』（都道府県別表）の入居年にあたるデータを用いた。また、土地評価額は、『国民経済計算年報』の「土地および森林資産額の都道府県別内訳（民有地）」の入居年にあたるデータを用いた。
- 4) 所得は階層別のデータしか存在しないので、各階層のメディアンを用いた。
- 5) 詳しくは、Rosen (1979, 1985) を参照。

## 参考文献

- Hausman, J. A. (1985) "The Econometrics of Non-linear Budget Sets," *Econometrica*, 53, pp.1255-1282.
- Moffitt, R. (1990) "The Econometrics of Kinked Budget Constraints," *Journal of Economic Perspectives*, Spring, pp.119-139.
- Rosen, H. S. (1979) "Housing Decisions and the U. S. Income Tax: An Econometric Analysis," *Journal of Public Economics*, 11, pp.1-23.
- Rosen, H. S. (1985) "Housing Subsidies: Effects on Housing Decisions, Efficiency and Equity," A. Auerbach and M. Feldstein (eds.), *Handbook of Public Economics*, North-Holland.
- Seko, M. (1993) "Effects of Subsidized Home Loans on Housing Decisions and Efficiency in Japan: Tradeoff Between Quality and Quantity," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 6, pp.5-23.
- Seko, M. (1996) "Nonlinear Budget Constraints and Estimation: Effects of Subsidized Home Loans on Housing Decisions in Japan," Discussion Paper of the Institute of Social and Economic Research of Osaka University, No.400, March.
- 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』経済企画庁経済研究所、第107号。
- 瀬古美喜 (1994) 「最近の消費者均衡理論の1課題——非線形機会集合をめぐる」『経済集志』日本大学経済学研究会、第64巻第3号、43-50頁。
- 瀬古美喜 (1995) 「選好が確率的である場合の消費者均衡理論——非線形機会集合を考慮して」『経済集志』、第65巻第1号、65-72頁。
- 瀬古美喜 (1996) 「我が国の固定資産税制度の家計の床面積需要に及ぼす影響」Discussion Paper of the Institute of Social and Economic Research of Osaka University, No.415, June.

# 住宅市場の Beveridge Curve

竹田陽介

## はじめに

住宅は人間の生活にとって必要不可欠である。われわれは好むと好まざるとにかかわらずどこかの住宅に住んでいる。その他の必需財と違い、住宅には固有の性質が存在する。たとえば、住宅の質には「近隣外部性」(Rosen、1985)が存在する。また住宅の購入は家庭生活に必要な耐久消費財の購入を伴う。こうした特質は、政府による住宅政策の必要性を正当化する。

政府は社会保障政策として、また景気対策として住宅政策を重要視し、その内容は多様をきわめている。税制、公的住宅供給、補助金、いずれも国ごと、時期ごとに千差万別である。住宅政策はマクロの経済状況と並んで、住宅市場における環境を表わしている。したがって、住宅市場の環境の変化が家計の住宅消費行動に与える影響について分析することは、住宅政策の立案・実行にとって必要である。

しかしながら、個々の政策についての資源配分上の歪みについて議論されることはあっても、住宅市場全体を取りまく状況について分析する研究は、これまで皆無であった。ひとつには、定量的に分析するには当該データの数が限られていることが要因となっている。たとえば、住宅に関するもっとも代表的な資料である『住宅統計調査』(総務庁統計局)は1948年以来、5年に1回のペースでしか調査されていない。これでは、1996年段階において1変量につき10個の時系列しか手に入らない。そこで本稿では、

『住宅統計調査』の都道府県別データを時系列とともにパネルデータとして利用する。さらに大きな理由として考えられることは、住宅市場全体を包括的に扱う理論的枠組みが存在しないことである。われわれは、住宅と労働との類似性に着目し、労働市場の Unemployment - Vacancy (以下、UV) 分析を住宅市場にあてはめる。労働市場の UV 分析は、Beveridge (1944) にまで遡る。本稿では、この分析方法を現代の日本の住宅市場の分析の枠組みとして再評価することを目的とする。

本稿の結論は、以下のとおりである。Beveridge Curveを構成する Aggregate Matching Processと住宅の腐朽破損の推移のうち、第一次石油ショック以前までは後者が支配的であったのに対して、以後は前者の機能不全が住宅市場に大きく影響を与えるようになった。また、賃貸住宅情報誌の存在や確定期限付き建物賃貸借権の設定、高齢者用住宅の整備の遅れは、住宅のミスマッチを拡大する効果をもっていた。

以下では、第1節で住宅と労働との類似性について概説したうえで、第2節で住宅市場の理論モデルを提示する。第3節で用いるデータについて述べた後、第4節でベヴァリッジ・カーブの推計を行なう。

## 1 住宅と労働

住宅と労働はさまざまな点で類似している。両者とも、われわれの日常生活に深くかかわっているのはいうまでもない。そのうえ、住宅契

約は労働契約と同様に、長期的契約の形態をとることが多い。借家契約はおもに2年間ごとの更新契約で行なわれているが、実際の入居からの平均年数は、7.3年と推計される<sup>1)</sup>。また失業にも「ホームレス」にも、自発的なものと非自発的なものの2種類がある。ホームレスが自発的なか否かは、失業のそれに大きく依存しているといえる。第三に、労働力・住宅という財は不可分である。その結果、それらの価格調整メカニズムは不完全にならざるをえず、契約の長期性 (Fischer, 1977およびTaylor, 1980) とともに景気循環の原動力になりうる性格を有している (Hansen, 1985およびTopel = Rosen, 1988)。日本の景気循環に対するGNPの構成要素である住宅投資の寄与率は、平均で16%を越えている<sup>2)</sup>。これらの点に加えて、両財の市場は価格の上限・下限の設定という形で直接的に公的な規制を受けている地域が多い点でも共通している。最低賃金法による賃金の下限の設定と同様、ニューヨーク市で顕著にみられるように、住宅には家賃規制によって上限が設定されていることが多い (八田, 1994)。日本でも1946年から86年まで地代家賃統制令が存続していた。

以上の類似性は、景気循環の観点からのマクロの労働市場についての分析方法が、マクロの住宅市場に適用されることが有用であることを示唆している。

## 2 理論モデル

本稿は、労働市場に関するUV分析を住宅市場に適用する。労働市場のUV分析は、ベヴァレッジ・カーブに集約される。そこで本稿では、労働市場におけるベヴァレッジ・カーブの理論モデルであるBlanchard = Diamond (1989) を住宅市場の理論モデルとして援用することにする。

### 居住世帯と住宅

居住世帯Rのうち、各住居に満足している世帯をS、不満をいだいている世帯をUとする。

$$R=S+U$$

住居全体Hは、居住世帯のあるものF、空き家になっているものVと、居住不能になっているものIから構成される。

$$H=F+V+I$$

定義によって

$$F=S+U$$

である。以下では、住居全体Hと居住世帯Rは外生的に与えられていると仮定する。

### 住宅の腐朽破損

各住宅は次のような二つの状態に関するマルコフ過程の推移確率行列Pにしたがって、居住するのに十分な質を保証する住居になるか、居住するのに値しない住居になるかが決まっているとす。

$$P=\begin{pmatrix} 1-\pi_0 & \pi_0 \\ \pi_1 & 1-\pi_1 \end{pmatrix} \quad (1)$$

t時点で満足な (不満足な) 水準にある住宅は、(t+1)時点には確率 $1-\pi_0(1-\pi_1)$ でそのままであり、確率 $\pi_0(\pi_1)$ で他方の住宅に変わってしまう。このマルコフ過程の係数は、住居の建築年次やその後の補修作業の頻繁さなどに依存している。新築される住宅が増えると、推移確率 $\pi_0$ が小さくなる。また住宅の補修を頻繁に行なうと、推移確率 $\pi_1$ が大きくなると考えられる。

したがって、定常的に十分な質を保証する状態でありつづける確率cは、

$$c=\frac{\pi_1}{\pi_0+\pi_1} \quad (2)$$

となる。また定常的に満足な住宅である状態から一時的に不満足な住宅の状態に移行する確率sは、

$$s=\frac{\pi_0\pi_1}{\pi_0+\pi_1} \quad (3)$$

すなわち、新築物件が増えると定常的に満足な住宅である確率cは大きくなり、定常的に満足な住宅である状態から一時的に不満足な住宅の状態に移る確率sは、小さくなる関係にある。

$$0 > \frac{\partial c}{\partial \pi_0}, \quad 0 < \frac{\partial s}{\partial \pi_0} \quad (4)$$

また、売却または賃貸用に住宅を補修する頻度が高まると、確率 $c$ も確率 $s$ も大きくなるが、確率 $c$ の上昇が確率 $s$ の上昇を上回る。

$$0 < \frac{\partial s}{\partial \pi_1} < \frac{\partial c}{\partial \pi_1} \quad (5)$$

こうして新築物件のケースと住宅の補修の頻度のケースとで、サイクル $c$ とシフト $s$ に対する影響の仕方が異なる点が、この推移確率行列の特徴である。

#### マッチング過程

新しく満足して居住世帯となる世帯数 $h$ は、

$$\begin{aligned} h &= \alpha m(U, V), \\ m_u &\geq 0, \quad m_v \geq 0, \\ m(0, V) &= m(U, 0) = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

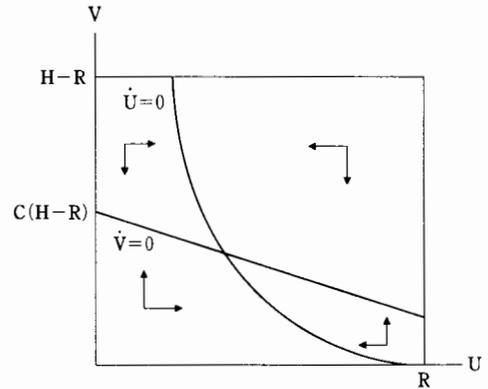
を満たすマッチング過程により決まる。マッチング関数 $m$ は、不満世帯 $U$ が多ければ多いほど、また空き家 $V$ が多いと住宅のSearch Costを引き下げるので空き家が多くなれば、新規契約世帯数 $h$ を増やす性質をもつ。パラメータ $\alpha$ は、住宅に関するミスマッチの程度の軽さに影響を与えるショックやトレンドを表わし、大きくなるとミスマッチの度合いが弱まると解釈できる。

住宅市場のミスマッチに影響するとわれわれが考えているのは、第一に、1979年創刊の『賃貸住宅情報』（リクルート）に代表される情報誌によって、賃貸住宅の物件に関する情報が住宅需要者にとっていかに入手しやすくなっているかということである。第二に、1941年の借地・借家法の改正で全国的に導入された「正当事由」制度である。家主は、借家契約期間が終了した時点において正当の事由がないかぎり、借家人の希望により契約を延長せざるをえなくなった。その後、裁判所の判例によって「自己使用」による更新拒絶さえも認められることがまねになった。なお、1991年の法改正で本居用の建物に関して確定期限付き賃借権を設定できるようになった<sup>3)</sup>。第三に、高齢化社会を迎えてバリア・フリーやナーシング機能・介護機能を備えた高齢者用住宅などの整備である。日本は欧米諸国に比べて遅れているといわれている

(竹田氏写真)

ただ・ようすけ  
1964年東京都生まれ。1994年東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。現在、上智大学経済学部経済学科専任講師。  
著書：『金融政策と日本経済』（吉川洋編、日本経済新聞社）

図1 位相図



(社会保障研究所、1990)。

#### 遷移式

以上より、

$$\begin{aligned} \dot{S} &= \alpha m(U, V) - \pi_0 S \\ \dot{V} &= -\alpha m(U, V) + \pi_1 I - \pi_0 V \end{aligned}$$

よって

$$\begin{aligned} \dot{U} &= -\alpha m(U, V) + \frac{S}{c}(R - U) \\ \dot{V} &= -\alpha m(U, V) + \frac{S}{1-c}(H - R) \\ &\quad - \frac{S}{(1-c)c}V \end{aligned}$$

#### 定常状態

$\dot{U} = 0$ 、 $\dot{V} = 0$ から定常状態は以下の二つの式によって表される。

$$\begin{aligned} \alpha m(U, V) &= \frac{S}{c}(R - U) \\ \alpha m(U, V) &= \frac{S}{1-c}(H - R) - \frac{S}{(1-c)c}V \end{aligned}$$

居住不能世帯 $I \geq 0$ 、満足して居住している世帯 $S \geq 0$ の条件を考慮すると、位相図は図1になる。

図2-1 比較静学：サイクルの変化

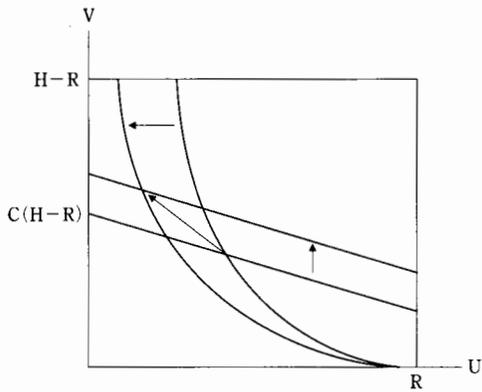


図2-2 比較静学：シフトの変化

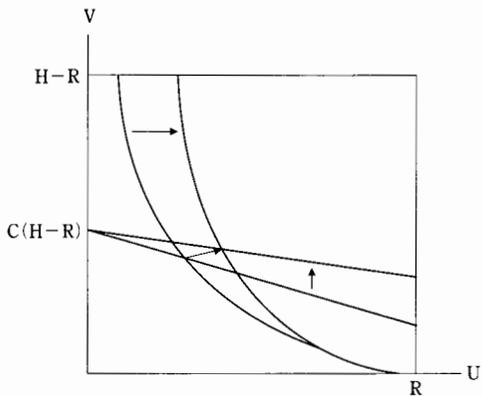
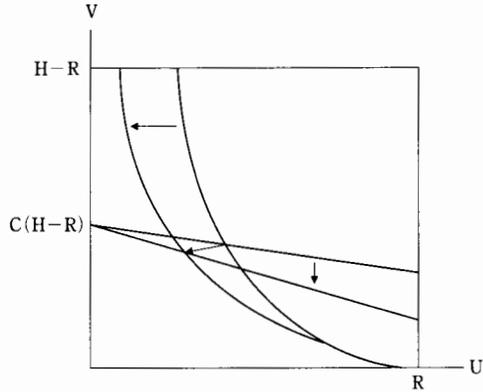


図2-3 比較静学：マッチング過程の変化



$$\frac{1}{c}(R-U) = \frac{1}{1-c}(H-R) - \frac{1}{(1-c)c}V$$

### 3 データ

住宅のベヴァリッジ・カーブを分析するのに、『住宅統計調査』（総務庁統計局）のデータを用いる。『住宅統計調査』は、5年に1度の頻度で1948年から行なわれている。調査結果は、前回の国勢調査調査区の中なかから任意に調査区を抽出し、そこにあるすべての住宅および住宅以外で人が居住する建物ならびにこれらに居住している世帯についての標本調査による推定値である。1948年の第1回調査は全数調査であったが、その後は標本調査によっており、第2回（1953年）は市部のみを、第3回（1958年）以降は全国を調査地域としている。以下では、継続的に全国を調査対象とするようになった1958年以降のデータのみを扱うことにする。

#### 住宅の超過供給

住宅の超過供給を表わす指標は、空き家住宅の数である。『住宅統計調査』でも、全国の空き家総数が第1回以来計測されている。しかしわれわれに必要なのは、実際に市場取引がなされている住宅に関するものである。表1は、『住宅統計調査』における空き家の構成を表わしているが、この分類では「賃貸または売却用の住宅」という項目だけがそれに該当する。「賃貸または売却用の住宅」数のデータは、残念ながら1983年の第8回調査以降しか手に入ら

#### 比較静学分析

ここで住宅の腐朽破損の程度およびマッチング過程それぞれのパラメータに変化が生じた場合の比較静学分析を行なう（図2）。

#### サイクルcの変化

まずサイクルcの変化が生じた場合の定常状態の推移は、次の式で表わされる。

$$\begin{aligned} am(R-U) - s(R-U)^2 \\ = s(R-U)(H-R) - amV \end{aligned}$$

#### シフトsの変化

次にシフトsの変化の場合には、

$$R-U = \frac{c}{1-c}(H-R) - \frac{1}{1-c}V$$

となる。

#### マッチング過程のショックαの変化

最後にマッチング過程のショックαが変化した場合には、

表1—空き家の構成

|             |   |
|-------------|---|
| 二次的住宅       |   |
| 別荘          | 避暑・避寒などの目的で使用される住定で、ふだんは人が住んでいない住宅。   |
| その他         | ふだんは人が住んでいない住宅とは別に、残業で遅くなったときに寝泊まりするなど、たまに寝泊まりしている人がいる住宅。                       |
| 賃貸または売却用の住宅 | 新築・中古を問わず、賃貸または売却のため空き家となっている住宅。  |
| その他の住宅      | 上記以外の、人が住んでいない住宅で、たとえば出稼ぎ・入院などのため居住世帯が長期にわたって不在の住宅や、建て替えなどのために取り壊すことになっている住宅など。 |

ない。

そこで本稿では、空き家総数の構成要素である二次的住宅（1978年から）とその他の住宅（1983年から）それぞれの空き家総数に占める割合に関してトレンドをあてはめ、得られた推定値を空き家総数から差し引くことにより、「賃貸または売却用の住宅」の推定値を求めることにする<sup>4)</sup>。

### 住宅の超過需要

次に住宅の超過需要を表わす指標を作成する。現在の住居には満足していないけれども、住居の改善を図る計画がない世帯には、住宅の超過需要が存在する。こうした住居の満足度と改善計画の関係に関する調査は、『住宅需要実態調査』（建設省住宅局住宅政策課）が行なっている。これは前述の『住宅統計調査』の対象調査区から調査区を抽出している。実施時期は、1960年・66年・69年・73年・78年・83年・88年・93年の計8回で、『住宅統計調査』の時期とは微妙にずれている。そのなかに、「住宅に対する評価」として「①満足している」、「②まあ満足している」、「③多少不満がある」、「④非常に不満がある」という選択肢のうち、③または④を選んだ世帯の割合が、住宅の所有関係（持ち家・借家<sup>5)</sup>）別に公表されている。また住宅に対する評価別の「改善計画の有無」についての調査結果もある。「改善計画」とは、具体的には「新築」、「建て替え」、「家を購入」、

表2—マッチング関数の推定

| 係数(t value)      | 最小2乗         | 固定効果                         |
|------------------|--------------|------------------------------|
| 定数項              | 0.73( 2.25)  | —                            |
| 1963年ダミー         | 1.45( 8.03)  | -0.06(-0.21)                 |
| 1968年ダミー         | 1.46( 7.85)  | 0.29( 1.21)                  |
| 1973年ダミー         | 1.17( 7.45)  | 0.48( 3.16)                  |
| 1978年ダミー         | 0.78( 5.16)  | 0.39( 3.58)                  |
| 1988年ダミー         | -0.40(-2.55) | -0.11(-1.13)                 |
| 1993年ダミー         | -0.49(-3.20) | -0.05(-0.42)                 |
| U(-1)            | 0.12( 1.76)  | 0.56×10 <sup>-2</sup> (0.12) |
| V(-1)            | 0.70( 10.05) | -0.01(-0.09)                 |
| 修正R <sup>2</sup> | 0.528        | 0.112                        |
| 係数(t value)      | 変量効果         | 1階自己回帰                       |
| 定数項              | 2.37( 5.20)  | 1.34( 2.36)                  |
| 1963年ダミー         | 1.00( 5.48)  | 0.98( 4.12)                  |
| 1968年ダミー         | 1.14( 6.99)  | 1.00( 4.90)                  |
| 1973年ダミー         | 0.97( 8.38)  | 0.94( 7.07)                  |
| 1978年ダミー         | 0.64( 6.68)  | 0.72( 8.64)                  |
| 1988年ダミー         | -0.27(-2.86) | -0.43(-5.49)                 |
| 1993年ダミー         | -0.33(-3.32) | -0.44(-4.13)                 |
| U(-1)            | 0.04( 0.78)  | 0.26( 6.26)                  |
| V(-1)            | 0.51( 6.03)  | 0.41( 3.95)                  |
| 自己相関係数           |              | 0.86( 25.43)                 |
| 修正R <sup>2</sup> | 0.153        | 0.734                        |

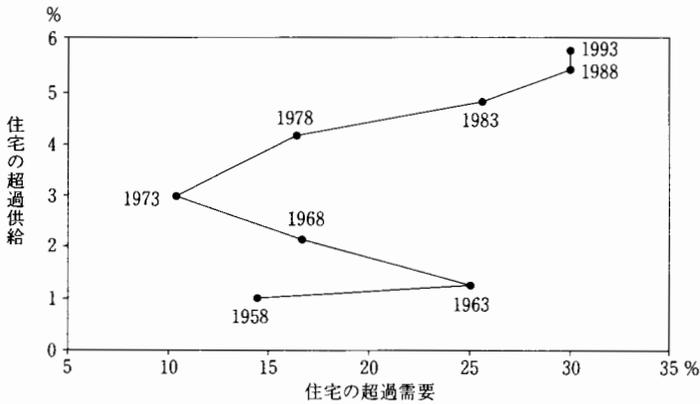
注1) サンプル数322=7年×46都道府県。

2) 1階自己回帰モデルは、最尤法により2回の反復後収束した。

「土地だけ購入」、「増改築」、「家を借りる」、「家を譲り受ける」ことを意味し、以上について「具体的に考えている」、「具体的ではないが考えている」、「さしあたり何も考えていない」という選択肢が与えられている。そこで、本稿では住宅の超過需要を、「住宅に『多少とも不満である』と感じながら、『改善計画について考えていない』世帯数」によって表わすことにする。

こうして得られた住宅の超過供給・超過需要を表わすデータを住宅総数・主世帯数に対する比率で表わしたのが、図3である。この図こそ、住宅に関するベヴァリッジ・カーブにほかならない。1958年から63年にかけて住宅の超過需要が急激に増加し、63年から73年までは超過需要が減少する反面、超過供給が増加した。1973年から88年までは超過需要・超過供給ともに増加し、88年から93年にかけては超過需要は同率のまま超過供給のみが増加している。

図3 ベヴァレッジ・カーブ



#### 4 ベヴァレッジ・カーブ

先の理論モデルが表わすように、住宅のベヴァレッジ・カーブは二つの要素から構成される。ひとつはマッチング関数であり、もうひとつは住宅の腐朽破損に関する推移確率行列である。以下ではそれぞれを推計し、ベヴァレッジ・カーブの変動を生んできた要因を探ることにする。

##### マッチング関数

まずマッチング関数を推計する。推計には、都道府県別の時系列データによるパネル推定を採用する。

推定式(6)の従属変数、新しく満足して居住世帯となる世帯数 $h$ は、『住宅統計調査』から得られる前回からの居住世帯の増減に、『住宅需要実態調査』の「住宅に対する評価」における満足率(世帯数に対する「満足」と「まあ満足」の世帯数の和の比率)を掛けた数値を使った。超過需要 $U$ 、空き家 $V$ 、新規満足居住世帯 $h$ はそれぞれ、自然対数変換している。マッチング関数のシフト要因として、六つのタイム・ダミー変数(1963年=1、68年=1、73年=1、78年=1、88年=1、93年=1)を説明変数に加えている。1973年以降しか存在しない沖縄県のデータは、パネル・データをバランスさせるために排除した。また三つの変数の同時性を考慮して、説明変数 $U$ と $V$ には1期ラグを用いる。推定法としては、定数項についてクロス・セクションに関して同じ値を仮定する最小2乗モデ

表3 マッチング関数の誤差項

| 年    | 誤差項の都道府県合計             |
|------|------------------------|
| 1963 | $-1.61 \times 10^{-5}$ |
| 1968 | $2.1 \times 10^{-6}$   |
| 1973 | $-6.4 \times 10^{-6}$  |
| 1978 | $1.4 \times 10^{-5}$   |
| 1983 | $-1.8 \times 10^{-5}$  |
| 1988 | $5 \times 10^{-6}$     |
| 1993 | $-1.68 \times 10^{-5}$ |

ル、異なる値を仮定する固定効果モデル、平均・分散が同じ分布に従う確率変数を仮定する変量効果モデルの3通りと、誤差

項の1階の系列相関を考慮する自己回帰モデルの計4通りを行なった。推定の結果は表2のとおりである。

ひとつには住宅の超過需要・超過供給を表わす変数が、新たに満足して居住契約を結ぶ世帯数に対して有意に正の影響を与えている。住宅に関するマッチング関数はたしかに存在していることがわかる。第二に、超過供給のほうが、超過需要よりも影響の度合いが強いといえる。第三に、タイム・ダミー変数の影響は、1963年・68年・73年・78年ダミーについては、有意に正であり、88年・93年については、有意に負であった。このことは、1979年以来出版し続けている『賃貸住宅情報』などの情報誌の存在や、91年の借地借家法の改正時に導入された確定期限付き建物賃貸借権の設定、あるいは80年代に入って懸念されはじめた人口構成の高齢化に伴う高齢者用住宅の整備の遅れが、ミスマッチに正の効果をもっていたと解釈される。第四に、マッチング関数の誤差項を都道府県単位で合計した表3によると、1963年・73年・83年・93年は負のショック、78年・88年は正のショックがマッチング過程に生じていたことがわかる。

##### 住宅の腐朽破損行列

次に住宅の腐朽破損の程度に関する推移確率行列 $P$ を推計する。『住宅統計調査』では、所有関係別、建築時期別の腐朽破損の程度別住宅数を調査している。「腐朽破損の程度」は、「修理を要しないまたは小修理を要する」、「大修理

を要する」か、「危険または修理不能」という区分になっている。ここではこのデータを用いて推移確率行列Pを推計する。

以下では次のことを仮定する。第一に、各時点で住宅数は定常状態にある。第二に、各時点より5年前以降に建築された住宅は、すべて人々に満足のいく水準をもっている<sup>6)</sup>。仮定の下で、住宅の腐朽破損の定常的推移確率cは(2)式から、各時点での住宅総数に対する「修理を要しないまたは小修理を要する」住宅数の比率として表わすことができる。また推移確率行列のうち、満足のいく住宅から不満足な住宅へ推移する確率 $\alpha_0$ は、5年前以降に建築された住宅に占める「大修理を要する」か「危険または修理不能」である住宅の数の割合によって代理される(図4-1、図4-2)。

図4-1からわかることは、サイクルcに関して1958年から78年までは上昇しているが、78年から83年にかけては急激に低下し、それ以降は横ばいになっている。1978年以前は、持ち家と借家の間で大した違いはみられないが、以降は借家のほうが持ち家よりも水準が低くなっている状態が続いている。一方、図4-2でシフトsに関して住宅総数でみると、1973年までは急激に低下し、78年も同じ水準で推移した後、83年にかけて急上昇し、その後横ばい傾向を示している。持ち家と借家の違いとして、1963年から68年にかけて持ち家は低下しているのに対して、借家は上昇している点、78年から83年の上昇幅は借家のほうが大きい点あげられる。これらの動きと住宅の腐朽破損行列の性質(4)(5)から各時点で生じていた所有関係別のショックは、表4のようにまとめることができる。

#### ベヴァリッジ・カーブの変動要因

以上の推計結果と図3より、1958年から93年

図4-1 サイクルc

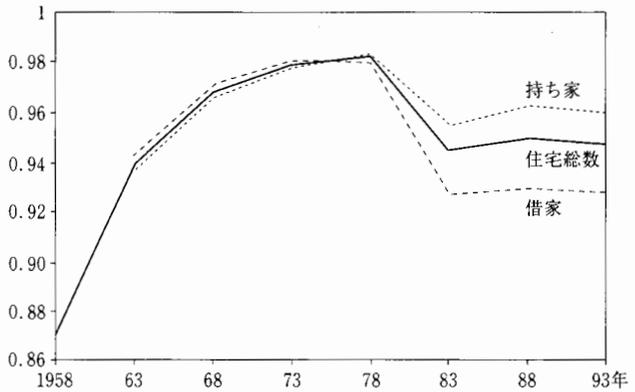
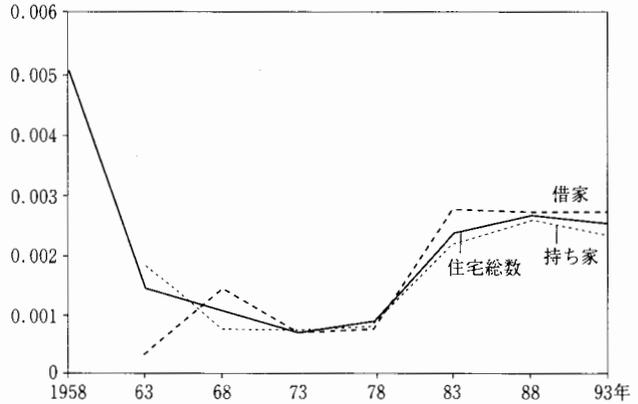


図4-2 シフトs



までの5年ごとのベヴァリッジ・カーブの推移の主な要因を特定化することができる。表5から大まかにわかることは、第一次石油ショックのあった1973年までは、サイクルcの正のショックが支配的であったが、それ以降は、シフトs・マッチング過程のショックの影響が強くなっていった。また高度経済成長期の住宅市場の主要因が、持ち家の新築の増加から借家の新築の増加へと移っていった。とりわけ後者は、民間の賃貸住宅ではなく公営住宅、公社・公団賃貸住宅の増加を指していると考えられる。一方、経済の低成長期以降は、主にマッチング過程における負のショックから影響を受けていた。1978年から83年にかけての時期には、借家の新築の減少による不満足な住宅の増加が住宅市場を支配していたこともわかる。

表4—住宅の腐朽破損

| 年    | 所有関係   | 新築・補修 | 増減 |
|------|--------|-------|----|
| 1958 | —      | 新築    | 増加 |
| 1963 | 持ち家    | 新築    | 増加 |
|      | 借家     | 補修    | 増加 |
| 1968 | 借家     | 新築    | 増加 |
| 1973 | —      | —     | —  |
| 1978 | 持ち家・借家 | 新築    | 減少 |
| 1983 | 持ち家    | 補修    | 微増 |
| 1988 | 持ち家    | 補修    | 微減 |

## 結論

本稿では、労働と住宅の幾多の類似性に着目し、労働市場のUV分析（ベヴァリッジ・カーブ）を住宅市場にあてはめた。ベヴァリッジ・カーブの理論的モデル（Blanchard = Diamond, 1989）を住宅市場の特質にあわせてうえて援用し、住宅のベヴァリッジ・カーブの形状が二つの要素、マッチング過程と住宅の腐朽破損の程度の推移に関する行列に依存することを示した。またマッチング過程・腐朽破損行列それぞれのパラメータに関して、ベヴァリッジ・カーブの形状に対する比較静学分析を行なった。それと同時に、『住宅統計調査』『住宅需要実態調査』のデータから、住宅の超過供給・超過需要の指標を作成し、日本の住宅市場のベヴァリッジ・カーブを図示した。そのうえで、マッチング過程・腐朽破損行列を推計し、住宅に関するマッチング関数はたしかに存在し、それには超過供給のほうが超過需要よりも影響の度合いが強いこと、賃貸住宅情報誌の存在や確定期限付き建物賃貸借権の設定、あるいは高齢者用住宅の整備の遅れが、ミスマッチに正の効果をもっていたことなどがわかった。そしてベヴァリッジ・カーブの変動要因のうち、第一次石油ショックのあった1973年までは、とりわけ民間の賃貸住宅ではなく公営住宅、公社・公団賃貸住宅の増加によるショックが支配的であったが、それ以降は、主にマッチング過程における負のショックから影響を受けるようになった。

それでは、ベヴァリッジ・カーブの変動要因とは具体的には何を指すのであろうか。ひとつ

表5—ベヴァリッジ・カーブの変動要因

|         |          |                    |
|---------|----------|--------------------|
| サイクル    | 1963～68年 | 正ショック（持ち家の新築の増加）   |
|         | 1968～73年 | 正のショック（借家の新築の増加）   |
| シフト     | 1978～83年 | 正のショック（特に借家の新築の減少） |
| マッチング過程 | 1973～78年 | 負のショック（誤差項）        |
|         | 1983～88年 | 負のショック（誤差項）        |
|         | 1988～93年 | 負のショック（タイム・ダミー変数）  |

は経済状況であり、もうひとつは住宅市場を取りまく制度・政策である。しかし、住宅制度・住宅政策は多岐にわたり、また景気対策として利用される側面から年ごとに変更されるケースも多い。よってわれわれが分析対象とする1958年以降現在までのすべての制度・政策を網羅することは、ここではできない。今後の課題としたい。

\* 本稿の成果は、山崎福寿教授（上智大学）との討論に大いに負っている。1996年度理論・計量経済学会西部部会における討論者である八田達夫教授（大阪大学）、「賃貸住宅の法と経済学研究会」、「土地住宅市場と景気循環研究会」および「住宅土地経済研究会」の参加者の方々からいただいた有益なコメントに感謝したい。

## 注

- 1) 平成2年度「民間賃貸住宅家賃実態調査」における、三大都市圏の入居時期別借家戸数から推計。
- 2) 米国は20.8%。吉川（1996）参照。
- 3) 借地・借家法については、岩田（1976）、福井（1995）参照。
- 4) 以下、「データの出所と作成方法」を参照。
- 5) 以下では、借家を持ち家以外の所有関係にある住宅、すなわち民営借家、公営住宅、公団・公社、そして給与住宅すべてを含めて考える。
- 6) たとえば、1993年の『住宅統計調査』の全国の持ち家の「増改築の有無」によれば、現時点の持ち家総数のうちの11.3%の住宅が何らかの形で増改築をしている。建築の時期別にみると、下の表のようになっている。1993年から12年、または17年前を境にして増改築の割合が顕著に変化している。こうして12年、17年前以降に建築された住宅はすべて満足のいく住宅であると仮定した。サイクル・シフトの図もおおむね図4-1、図4-2と同じである。

| 建築時期(年) | 割合(%) |
|---------|-------|
| ～1944   | 14.8  |
| 1945～60 | 13.6  |
| 1961～70 | 14.8  |
| 1971～75 | 14.9  |
| 1976～80 | 11.3  |
| 1981～85 | 7.3   |
| 1986～90 | 6.1   |
| 1991～93 | 7.8   |

## データの出所と作成方法

### [出所]

| 出 所                       | 項 目 名  | 備 考  |
|---------------------------|--|--|
| 住宅統計調査<br>(総務庁統計局)        | 住宅数<br>空き家総数<br>二次的住宅<br>賃貸または売却用の住宅・その他の住宅<br>主世帯数<br><br>腐朽破損の程度別住宅数<br><br>持ち家の増改築の有無 | 全年、都道府県別<br>全年、都道府県別<br>1978・83・88・93年、都道府県別<br>1983・88・93年、都道府県別<br>1958・63・68・73・78・83・88・93年、<br>住宅の所有関係(持ち家・借家)別、<br>都道府県別<br>全年、建築の時期別、<br>住宅の所有関係(持ち家・借家)別<br>建築の時期別 |
| 住宅需要実態調査<br>(建設省住宅局住宅政策課) | 住宅に対する評価<br><br>改善計画の有無  | 1966・69・73・78・83・88・93年、<br>住宅の所有関係(持ち家・借家)別、<br>ブロック(東京圏・大阪圏・中京圏)別<br>1960・66・73・78・83・88・93年、<br>ブロック(東京・大阪・中京)別   |

### [データの作成方法]

住宅の超過供給——空き家総数の構成要素である二次的住宅(1978年から)とその他の住宅(1983年から)それぞれの空き家総数に占める割合に関してトレンド補間を1948年から93年まであてはめ、得られた推定値を空き家総数から差し引くことにより、「賃貸または売却用の住宅」の推定値を求めた。同じ作業を全国および全都道府県に関して行なった。

住宅の超過需要——「住宅に対する評価」の「①満足している」、「②まあ満足している」、「③多少不満がある」、「④非常に不満がある」という選択肢のうち、①または②、③または④を選んだ世帯をそれぞれ満足世帯、不満世帯、またその割合を満足率、不満率と呼ぶことにする。不満世帯のうち、「改善計画の有無」について「④具体的に考えている」、「⑤具体的ではないが考えている」、「③さしあたり何も考えていない」という選択肢から、③を選んだ世帯を「不満なのに改善計画のない世帯」と呼ぶ。全国および都道府県別、所有関係別の「不満なのに改善計画のない世帯」は、全世帯数に不満率と「不満なのに改善計画のない世帯の割合」を掛けたものとした。

ところが不満率に関しては、所有関係別にはデータが存在するが都道府県別には存在しない。われわれは手にできるブロック(東京・大阪・中京圏)別のデータを適用した。東京圏には、埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県、大阪圏には、京都府・大阪府・兵庫県・奈良県、中京圏には、愛知県・岐阜県・三重県が属し、その他の県には全国に関するデータを採用した。またブロック別にもデータの欠損値がある年は、ブロックごとの時系列データからのトレンド補間によって外挿した。所有関係別にもデータがない「不満なのに改善計画のない割合」についても、上記と同様の方法を用いて作成した。

新規満足居住世帯数——新しく満足して居住世帯となる世帯数は、居住世帯の増減数に上記の満足率を掛けた数値を使った。

### 参考文献

- 岩田規久男(1976)「借地借家法の経済学的分析」『季刊現代経済』第24号。
- 社会保障研究所編(1990)『住宅政策と社会保障』東京大学出版会。
- 八田達夫(1994)「ニューヨークの家賃規制と日本の借家法」『住宅土地経済』第14号。
- 福井秀夫(1995)「借地借家の法と経済分析」八田達夫・八代尚宏編『東京問題の経済学』所収。
- 吉川洋編(1996)『金融政策と日本経済』日本経済新聞社。
- Beveridge, W. H. (1944) *Full Employment in a Free Society, A Report*, L. G. Allen and Unwin.
- Blanchard, O., and P. Diamond (1989) "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-74.
- Blanchard, O., and P. Diamond (1990) "The Aggregate Matching Function," in *Growth/Productivity/Unemployment*, P. Diamond (ed.), Cambridge: The MIT Press.
- Fischer, S. (1977) "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 85, pp. 191-206.
- Hansen, G. D. (1985) "Indivisible Labor and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 309-327.
- Rosen, H. S. (1985) "Housing Subsidies: Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity," in A. J. Auerbach and M. Feldstein (eds.) *Handbook of Public Economics*.
- Taylor, J. B. (1980) "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-24.
- Topel, R., and S. Rosen (1988) "Housing Investment in the United States," *Journal of Political Economy*, 96, pp. 718-740.

# 単一都市形成の条件

Fujita M. and P. Krugman, *When is the Economy Monocentric?: von Thünen and Chamberlin Unified*, *Regional Science and Urban Economics*, No. 25 (1995), pp. 505-528.

本誌No.22 (1996年秋季号)の本欄において P. Krugman の “Increasing Returns and Economic Geography” が紹介されたが、本稿では、上記のモデルをより一般化したと考えられる論文 (Fujita = Krugman, *When is the Economy Monocentric?: von Thünen and Chamberlin Unified*) を紹介することにしよう。

Krugman (1991) と Fujita = Krugman (1995) を比較した場合、両論文とも多様性への選好・規模の経済と輸送費用の存在および需要の大きさなどから内生的に決定される地域集中・分散を分析している点は同じである。しかし Fujita = Krugman (1995) は以下の3点で Krugman (1991) よりも一般的な状況を分析していると考えられる。

まず、すべての同質的労働者は自由な職業選択および実数直線上での移動を可能としている点。第二に、工業製品だけでなく農産品にも輸送費用を導入している点。第三に土地市場を明示的に考慮している点。

以上の一般化のもと、Fujita = Krugman (1995) では農産品輸送費用が十分小さく工業製品が代替的かつ人口も少数であれば、すべての工業製品企業が単一都市に内生的に集積することが明らかにされている。こうした結果は、人口増加により周辺地域に産業が転移して新都市が形成され、次第に複雑な階層都市システムが生み出される状況を分析した動学分析に応用されている<sup>1)</sup>。このためこの論文は、これら動学分析の静学的基礎を提示したモデルと位置づけられる。

以下、まずモデルの概要を述べ、第2節で単一都市に工業品 (M財) 労働者が集中している均衡が成立するためのメカニズムと条件を説明する<sup>2)</sup>。

## 1 モデルの概要

領域が実数直線上に示される経済を考える。各地点の土地は同質で、密度は1とする。この経済の消

費者はNの同質的な労働者および地主から構成されており、各労働者は1単位の労働力を持ち自由な職業選択と移動が可能とする。地主はそれぞれ各地点ごとに存在しており、単純化のため、地主自体は移動せずに自分の土地に住み、地代収入をすべて支出とする。こうした地主の存在を仮定することで、労働者の収入は賃金だけとなり、都市集中の分析がより容易となっている。

各消費者の効用関数は、

$$u = \alpha_A \log z + \alpha_M \log \left\{ \int_0^n q(\omega)^\rho d\omega \right\}^{1/\rho} \quad (1)$$

$$\alpha_A + \alpha_M = 1, \quad 0 < \rho < 1$$

で、 $z$ は同質的な農産品 (A財) を、 $q(\omega)$ は非常に多く存在している差別化された工業品 (M財) の $\omega \in [0, n]$ 番目の製品を示すとする。M財 (企業) の総数 $n$ つまりM財の多様性の増加は効用を増加させ、集積の経済の源泉となっている。 $\alpha_A, \alpha_M$ はA財およびM財全体への支出割合を示すため、 $\alpha_A, \alpha_M$ は各財の需要の大きさを決定していると考えられる。また、一人の労働者が都市に移住した場合、 $\alpha_M$ は都市に追加されるM財需要増加分の大きさを、 $\alpha_A$ は都市で新たに必要とされるA財需要の増加分の大きさを示す指標といえる。各M財間の代替の弾力性 $\sigma$ は $\sigma = 1/(1-\rho)$ であるため、 $\rho$ が大きくなれば各M財間の代替性が大きくなり、M財多様性の選好は弱まり、各M財の価格弾力性は大きくなる。以上の構造により、 $\alpha_A, \alpha_M, \rho$ は後述する各財の輸送費用と関連して単一都市形成の要因である金銭的外部経済・不経済および集積の経済・不経済の大きさを決定する重要な変数となっている。

生産技術については、A財1単位の生産は、収穫一定の生産技術により $a_A$ 単位の労働と1単位の土地の投入より生産されると仮定する。A財生産の土地必要性から必ずある程度の長さの農業地帯が必要である。また、各M財Q単位の生産は、土地を必要とせずに $L = f + a_M Q$ だけの労働 ( $f$ : 固定労働投入量、

$a_M$ ：限界労働投入量)を必要とすると仮定する。M財生産に土地が必要でないことからすべてのM財企業は1点に集中することができる。しかし $f$ の存在により、各個別企業の生産には規模の経済が発生しており、輸送費用の存在と関連して企業の立地選択に金銭的外部経済が生じることになる。

以上の経済構造のもと、この論文では Krugman (1991)と同様に、A財については競争市場を、M財については多様性を背景とした Chamberlin 型の独占的競争を想定している。Starrett の空間不可能性定理から純粋に内生的集積をモデルで説明するためには何らかの市場の失敗が必要となる。この論文では独占的競争市場を仮定することで、こうした必要要件を満たす、規模の経済の存在を考慮した内生的集積モデルを提示している。

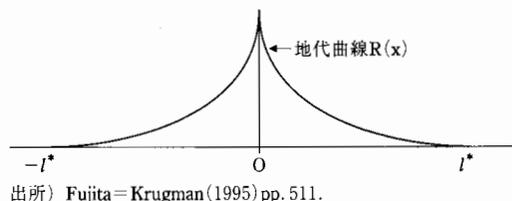
最後に、モデルの重要な要因である輸送費用については、氷塊 (iceberg) 輸送を仮定している。つまり、いま、 $x$ 地点の企業から $y$ 地点の消費者に1単位の財の輸送が行なわれたとき $y$ 地点で消費者が受けとる財は、 $e^{-t(y-x)}$ ( $i=A, M$ )単位であると仮定する。当然、こうした輸送費用の増加は、送達した消費量を減少させるために消費者の効用を減少させる効果がある。しかし後述するごとく、M財輸送費用 $t_M$ の存在は、労働者・企業が集積することから発生する集積の経済の要因ともなっている。一方、A財輸送費用 $t_A$ については、都市集積ゆえに生じる長距離輸送の必要性から発生する集積の不経済の要因となっている。

以上の想定から、 $y$ 地点の消費者が直面する、 $x$ 地点立地のあるM財企業の送達価格 $p_M(y|x)$ は、均衡での $x$ 地点の賃金 $W(x)$ を所与とすると

$$p_M(y|x) = \left[ \frac{a_M W(x)}{\rho} \right] \times [e^{t_M(y-x)}] \quad (2)$$

で与えられることになる。(2)式右辺第1項は、独占的競争状態の企業利潤極大化条件から導出される。マークアップ率 $1/\rho$ は均衡において各M財企業の規模の経済を示す指標=平均費用/限界費用となっているため、 $\rho$ は消費者の多様性についての選好を示すだけでなく生産サイドの指標ともなっている点に注意。第2項は財の輸送費用の存在は消費者が直面

図1—単一都市空間システム



する送達価格を距離に応じて高める効果と同等であることを示している。また、(2)式から利潤がゼロになる均衡においては企業の生産量は $Q^* = \gamma f / a_M$  ( $\gamma = \rho / (1 - \rho)$ )となることが計算できる。

## 2 均衡——単一都市形成の条件

### 単一都市システムと集積・分散の基本構造

前節の仮定のもと、この論文では、図1のような単一都市システムを考え、どのような条件のもとでこうしたシステムが内生的空間均衡として実現するかを分析している<sup>3)</sup>。複数都市の内生的形成の分析は重要な課題だが、複数均衡の問題があるため、紹介論文でもっとも単純な安定対称型単一都市の形成条件に分析の焦点を絞っている。

図1では $x=0$ にある都市にすべてのM財企業(労働者)が集積してM財の生産を行ない、 $[-l^*, l^*]$ に広がっている農地に居住する農業労働者(および地主)にM財を輸送供給している。逆に農地地帯の各地点から単一都市のA財競争市場にむけてA財が輸送供給されている。また地代 $R(x)$ は農地境界 $l^*$ でゼロに等しい、すなわち $R(l^*)=0$ が成立するとする。以上から、都市在住のM財労働者はM財輸送費用はゼロであり、農業労働者(および地主)には都市からの距離に応じたM財輸送費用が発生している。一方、農業地帯の農業労働者(および地主)は輸送費用なしでA財を購入できるが、M財労働者には正のA財輸送費用が実質上発生している。 $x$ 地点の均衡賃金 $W(x)$ は、地代の仮定 $R(l^*)=0$ を用いて、各地点での労働者の財の消費量は異なるかもしれないが、効用水準は同一になるように決定されている。

図1のような単一都市にM財労働者・M財企業が集中または分散するメカニズムの概略は、次のよう

なものである。M財輸送費用 $t_M$ と多様性選好・規模の経済 $\rho$ 、M財需要の大きさ $\alpha_M$ の相互作用によりM財労働者・M財企業それぞれの居住・立地が互いに他方を強化するように働く（後述する「前方・後方連関効果」）金銭的外部経済が発生している。この構造が都市への労働者・企業の集積力の源泉となり、集積の経済、つまり多様なM財の供給が成立している。しかし農業地帯居住の農業労働者の需要が存在するため、すべてのM財企業が農業地帯に立地せず利

潤ゼロになるまで都市に集積しつくすかどうかは不明である。M財企業の利潤がゼロである単一都市が形成されるかどうかは、図1の対称型空間分布を考えた場合、単一都市状態でのM財企業の限界的都市集積から発生する集積の経済と不経済（農地境界から都市へのより長距離のA財供給輸送の非効率性）の厚生に対する限界的増加分の大小関係から決定されることになる。これは利潤ゼロの企業が立地変更して正の利潤を獲得できることは厚生改善の余地を意味するためである。

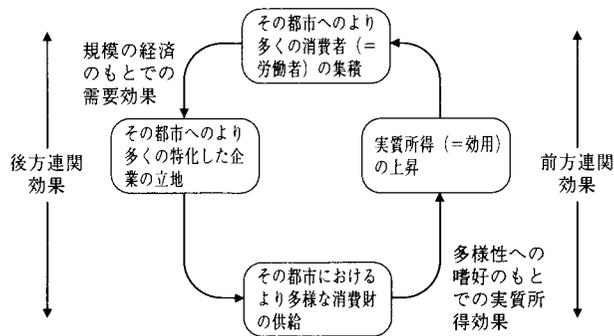
この論文では、図1にある単一都市の形成条件は、輸送費用 $t_A$ 、 $t_M$ 、多様性選好と規模の経済の指標 $\rho$ 、財の需要の大きさ $\alpha_M = 1 - \alpha_A$ 、そして人口の大きさ $N$ に依存することが示されている。そこでまず単一都市形成条件の要因である「前方・後方連関効果」および都市分散力について説明し、次いで単一都市形成条件について概説しよう。

#### 前方・後方連関効果と都市からの分散力

都市集積力の源泉である「前方・後方連関効果」は、Krugman (1991) でも用いられており、以下のように説明できる（図2）。

いま、ある都市において多様なM財の生産が行なわれると、輸送費用の存在により、離れた場所にいるよりも安くこれらのM財が購入できる。よってM財の多様性選好を考慮するとその都市に移住することで、労働者の実質賃金が上昇し効用が増大することになる（前方連関効果）。こうして労働者の移住により都市の人口が増えたとその都市のM財の需要がさらに増加することになる。この需要増加がさら

図2 循環的因果関係による企業と労働者の都市集積



出所) 藤田(1996) p. 98。

なるM財企業を都市に引き寄せることになり（後方連関効果）、都市でさらに多様な財の生産が行なわれることになる。以上の構造は、連関効果より生じた金銭的外部経済により、個別企業の規模の経済が都市全体の規模の経済に転化していることを意味している。

また次の二点に注意。第一に、個別企業の規模の経済が集積力の源泉を形成しているために、都市に多数のM財企業の集中が可能となるにはM財の需要 $\alpha_M$ が大きい必要がある。第二に、M財輸送費用 $t_M$ の増加は消費者の効用減少効果以外に連関効果を高めるため、都市へのM財企業集積を促進しM財の多様性を増加、集積の経済を増加させる効果を持つ。

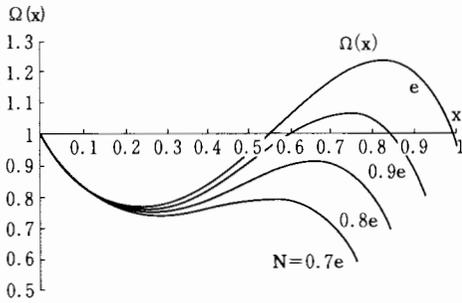
一方、このモデルでの都市からの分散力は、輸送費用を背景とした農業労働者の需要の大きさといえる。たとえば、各M財が代替的でありかつ農業労働者が多数存在する場合、M企業は都市から脱出して農地に立地することで輸送費用を削減し農地境界周辺の需要を獲得、正の利潤を得る可能性がある。

#### 単一都市形成の条件

##### ①単一都市が形成されない場合

まず、M財企業利潤がゼロである単一都市が形成されない条件を考えてみよう。もしM財企業が単一都市から逸脱して農地地帯に立地することで正の利潤を獲得できれば単一都市は均衡ではない<sup>4)</sup>。立地変更にともない正の利潤が発生することは、単一都市と異なる空間システムに変化することで厚生が増加することとほぼ同等である。よって、もし単一都市形成の状態、M財企業の限界的集積による厚生

図3 人口規模と都市逸脱の関係



注) 数値:  $\alpha_A = \alpha_M = 0.5$ ,  $t_A = 0.9$ ,  $t_M = 1$ ,  $\rho = 0.8$ ,  $\alpha_A = 0.5\alpha_M$ ,  $f = 1$  の場合。

出所) Fujita = Krugman (1995) p. 517.

に対する集積の不経済の限界的増分が集積の経済の限界的増分より大きければ、集積を減少させることで厚生が増大するため、あるM財企業が単一都市から逸脱して立地を変更することで正の利潤を獲得できるといえる。A財の輸送費用 $t_A$ と需要 $\alpha_A = 1 - \alpha_M$ が十分大きければ集積の不経済の限界的増分は大きく、M財の輸送費用 $t_M$ が十分小さければ連関効果は弱まり集積の経済の限界的増分は小さいため、単一都市は常に形成されない。ただし、厳密な条件はより複雑である<sup>5)</sup>。これは非凸性が関係していると思われる。

### ②常に単一都市が均衡になる場合

この場合はすべてのM財企業が都市に集積しているとき、厚生への集積の経済の限界的増分が常に集積の不経済の限界的増分を上回ればよい。具体的には、M財輸送費用 $t_M$ が大きく多様性選好と規模の経済を高めるため指標 $\rho$ は十分小さければよい。かつA財輸送費用 $t_A$ と需要 $\alpha_A = 1 - \alpha_M$ は十分小さければよい。

### ③人口に依存している場合

単一都市形成の条件が人口に依存している可能性がある。たとえば、A財輸送費用 $t_A$ が十分に小さいため集積の不経済は小さく、各M財が十分価格弾力的な場合を考えてみよう。人口が少なく農業労働者も少ない場合には、農地にM企業が進出しても輸送費用削減に大きく反応する農業労働者は少なく、正の利潤を獲得できないために単一都市が均衡となる。しかし、人口が多く農地境界周辺の農業労働者人口

も多いと農地地帯進出による輸送費用削減に大きく反応する農業労働者が多数存在し、進出したM財企業は正の利潤獲得が可能になる。これは、単一都市の集積の経済・不経済の限界的増分の大小関係が人口に応じて変化していることを意味している。

③の場合を図解するために市場ポテンシャル関数の定義を導入しよう。M企業が単一都市から逸脱して農業地帯のある $x > 0$ 地点に立地したときの需要を $D(x, W(x))$ とする。このとき $x > 0$ 地点でのM財企業の利潤は、 $\pi(x, W(x)) = \alpha_M \gamma^{-1} W(x) \times (D(x, W(x)) - Q^*)$ であることが示せる。よって、市場ポテンシャル関数を $\Omega(x) = D(x, W(x)) / Q^*$ と定義すれば、M財企業が都市から逸脱しない条件は、市場ポテンシャル関数 $\Omega(x)$ が任意の $x$ について $\Omega(x) \leq 1$ の条件を満たすことである。図3は、市場ポテンシャル関数による③の数値例である。人口が $0.7e$ では単一都市が均衡であるが、 $0.9e$ まで増加するとM企業が農業地帯に立地することで正の利潤を獲得することが可能になることがわかる。

### 参考文献

- 藤田昌久 (1996) 「空間経済システムの自己組織化と発展について」 大山道広・西村和雄・吉川洋編『現代経済学の潮流 1996』第5章、東洋経済新報社。  
 Fujita, M. (1996) "On the Self-Organization and Evolution of Economic Geography," *The Japanese Economic Review*, Vol. 47, No.1, pp. 34-61.  
 Krugman, P. (1991) "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 483-499.

### 注

- こうした分析については Fujita (1996)、藤田 (1996) を参照されたい。
- 紙面の都合上、論文に記載されている比較静学分析については割愛した。
- 一般に、①すべての市場で需給が一致し、②すべての労働者が同じ効用水準を達成し、③すべての企業の利潤が0でかつ立地点を変更する動機がないときに空間経済は均衡であるという。
- 農業地帯では農産物は供給過剰状態であり、農産品の生産技術は収穫一定の仮定とあわせ農業労働者移動の誘因はない。
- 厳密な条件については、原論文 (p.515) Table 1 を参照されたい。

(白井誠人/東京大学大学院経済学研究科)

●近刊のご案内

「戸建て住宅の定期借地権事例調査」

定価(本体価格2,500円+税)

本調査は、772事例、3,615区画の定期借地権の事例についてとりまとめたものである。おもな内容は以下のとおりである。

「発売順」の場合、居住用の住宅分譲は1993年5月に大阪府岸和田市で7区画分譲されたのが始まりである。

「保証金順」では、借地人から設定時の一時金として保証金を授受しているケースがほとんどである。

「地代順」で見ると、1区画当たり月額地代がもっとも高額な物件は、1994年11月の大阪府岸和田市の物件で月額114,000円となっている。

同じ予算で広い住宅を購入でき

ることが定期借地権住宅の特徴だが、「面積順」では429㎡が一番広い。

「都道府県別」では、埼玉県の169事例がトップで、以下千葉県134事例、神奈川県91事例と続く。

現在121社が提供している「事業者別」では、BP社、BN社、BK社の3社が約4分の1のシェアを占めている。

「地価と住宅価格に関する生活者意識調査」

定価(本体価格2,200円+税)

生活者が地価と住宅価格に対して抱いている現状認識、将来見通しおよび問題意識などを把握するため、首都圏(東京、神奈川、千葉、埼玉)の生活者を対象としてアンケート調査(対象者数:750人)を行ない、その結果をとりまとめたものである。

おもな調査項目は、土地・住宅に対する考え方、地価に対する考

え方、地価の変動による影響、今後の地価に対する考え方などであり、調査は特に『持ち家』層と『非持ち家』層の意識の違いに焦点を絞って集計・分析を行なっている。

地価の変動による影響をみると、バブル時に影響を受けた人は、『持ち家』層で46%、『非持ち家』層で29%となっている。これに対し、バブル崩壊による影響を受けた人は、『持ち家』層で41%、『非持ち家』層で25%となっており、バブル時に影響を受けた人の割合が多い。また、今後、地価がこのままの状況で下落を続けるとする、『持ち家』層では23%の人が「資産価値の減少」などから「マイナスの影響があると思う」と回答し、不安をのぞかせている。一方、『非持ち家』層では「住宅取得の可能性がでた」などから「プラスの影響があると思う」とする人が30%と比較的多くなっている。

編集後記

今年は梅の花がいい。通勤電車の車窓からながめると、沿線の丘陵地に霞のように白梅紅梅が浮かびあがり、たちまち後方に走り去っていくと思えば、またひと群れが現われる。

開発されて住宅が建ち並ぶ丘の懐に抱かれるように、旧家の庭先に数本、かしこの梅林に数十本と植えられていて、遠くから見ると雑木林に紅白の雛あられを撒き散らしたようで、つつましく懐かしい彩りをみせています。

近くの公園にも200本ほどの梅林

があって、白や淡い紅が多いなかに豪華な紅が2、3本まざり、つと手に取ってみたいくなるほどです。

訃報があります。南部哲也氏が1月18日永眠されました。当センターの理事として、また企画委員長として18年間にわたりご指導をいただきました。ことに本誌の発行については深甚のご理解と励ましをいただいたことを忘れることができません。

「継続は力なり」。巻頭言に寄せられた氏の言葉です。初心を忘れず、新世紀を目指して前進します。(M)

編集委員

委員長——金本良嗣  
委員——瀬古美喜  
中神康博  
浅見泰司

住宅土地経済

1997年春季号(通巻第24号)  
1997年4月1日 発行  
定価(本体価格715円+税) 送料270円  
年間購読料3,000円(税・送料共)

編集・発行——財団法人住宅総合センター  
東京都千代田区麹町5-7  
紀尾井町TBR1107 〒102  
電話: 03-3264-5901

編集協力——堀岡編集事務所  
印刷——精文堂印刷(株)