

[巻頭言]

都市の再生と日本経済

高木丈太郎

三菱地所株式会社 相談役
財団法人日本住宅総合センター 評議員

昨年来、わが国の経済は緩やかな回復を期待されているが、現在、アメリカ経済の急減速や混迷を深める政局など、景気の下ぶれ懸念も強まってきている。また、公示地価は9年連続で下落しており、デフレ懸念の高まりにより、金融システムや企業のバランスシート問題に対する不安感も増している。

1990年代以降、土地を巡る税制、法規制、会計制度は大きく変化した。定期借地・借家権の創設、時価会計、不動産証券化の進展は、土地に対しても収益還元的な価格形成を促すものと思われる。経済主体の土地所有に対する考え方も着実に変化しており、土地の価値は保有しているだけでは高まらないとの認識が浸透しつつある。これにより、今後、土地の有効利用や生産性向上を図る前向きな動きが広がることが期待される。

一方、情報化の著しい進展と経済のグローバル化により、人も企業も国境を越えて都市を選択する時代を迎えており、「国際競争力のある都市の再生」は21世紀最大の課題となっている。東京都でも昨年12月、「東京構想2000」を策定し、東京を国内外の人々に開かれ、魅力を世界に向けて発信するエキサイティングな「千客万来の世界都市」とするべく各種施策を打ち出した。

現状の地価下落をデフレスパイラルにつながるものと、徒に心配するのではなく、都市の再開発や生活環境関連型の社会資本整備を行なう機会が増していると捉え、バブル期の税制の名残により高止まりしている土地保有コスト、流通コストを見直し、「国際競争力のある都市の再生」を強力に推進することが必要となっている。都市の再生は日本経済の再生と表裏一体なのである。

目次●2001年春季号 No.40

- [巻頭言] 都市の再生と日本経済 高木丈太郎——1
- [特別論文] 都市サイクルと住宅政策 川嶋辰彦——2
- [研究論文] 高齢世帯の住み替え行動 瀬古美喜——10
- [研究論文] 地価上昇と経済成長の相互作用に関する分析
櫻川幸恵・櫻川昌哉——19
- [研究論文] イギリスの民間賃貸住宅の利回りについて 倉橋透——28
- [海外論文紹介] 住宅市場のヘドニック分析 藤原徹——36
- エディトリアルノート——8
- センターだより——40 編集後記——40

都市サイクルと住宅政策

乞われる「大都市圏中心地域の創造的都市投資」

川嶋辰彦

はじめに

「東京都心部に対する先行的住宅基盤投資」の肝要性を、数量的実証分析結果に基づき指摘することが、本稿の目的である。考察を進めるにあたり、まず、わが国の大都市圏（東京都市圏）内人口について見られる都心化・郊外化過程を、空間的循環論の視座に立ち明らかにする。あわせて、都市圏間および核都市間の人口集中・分散過程を、同様な視座により描出する。その上で、東京都市圏、都市圏システムおよび核都市システムがそれぞれ置かれている現在の空間的循環段階を総合的に判断し、将来の住宅政策に資するひとつの長期的指針を探ると、冒頭に記した都市投資のあるべき将来像が示唆される。なお、都市サイクル仮説の枠組とロキシー指標の手法を、本稿の分析では適用する。

1 クラッセン仮説

都市は変貌する。誕生・発達・成熟の段階を経て、衰退する都市。その後、再興を遂げ新たな社会的役割を担う都市。——ありふれたこれらの現象に照らしても、生物学的メタモルフィズムと共通する特性が、都市のダイナミズムに少なからず見られる。

術語「都市」を「都市圏」に置き換えても、似通った観察が可能である。都市圏は有機的な空間単位であり、細胞核的役割を果たす中心部分の「核都市」と、核都市周縁地域に広がり核都市と機能的関係を有する「郊外部」により構

成される。

都市圏内における人口の変動形態を簡潔に説く枠組に、「都市サイクル仮説」¹⁾がある。同仮説は、オランダの都市経済学者クラッセンの率いる研究チームが、大規模な実証分析の成果に基づき、1970年代に提唱したパラダイムであり、以下のように説く。すなわち、都市圏内人口（とくに大都市圏内人口）の空間的再分布過程²⁾は、当該都市圏の経済的、政治的、歴史的、文化的、地理的、気候的条件などをことさら問うことなく、一般的に次の4段階を循環的にたどる³⁾。

(1)第1段階：前期都心化の段階

核都市人口の成長比⁴⁾ (A) は、郊外部人口の成長比 (B) より大きい。ただし、「A/B」の値は増加傾向を呈する。

(2)第2段階：後期都心化の段階

核都市人口の成長比 (A) は、郊外部人口の成長比 (B) より大きい。ただし、「A/B」の値は減少傾向を呈する。

(3)第3段階：前期郊外化の段階

核都市人口の成長比 (A) は、郊外部人口の成長比 (B) より小さい。ただし、「A/B」の値は減少傾向を呈する。

(4)第4段階：後期郊外化の段階

核都市人口の成長比 (A) は、郊外部人口の成長比 (B) より小さい。ただし、「A/B」の値は増加傾向を呈する。

上記の枠組は、上述したメタモルフィズム的視座と接面を有し、都市圏がたどる第1～第4

段階は、生物の「個体」が経験する生涯過程に似る。また、第4段階から第1段階へ移行する回帰循環過程は「再都心化過程」と呼ばれ、移行先の第1段階は「再都心化段階」と呼ばれる。再都心化過程はあたかも、生物の「遺伝子」が次世代の個体へと順次伝送されていく過程に似る。

翻って、多数の都市圏により構成される「都市圏システム」に目をやると、人口の集中・分散現象が、大都市圏と中小都市圏の間に折り折り見られる。都市サイクル仮説の基本的枠組を都市圏間の人口集散過程にあてはめ、循環的4段階を整理すると以下のようにまとめられる。なお、第4段階から第1段階への移行は「再集中化過程」と呼ばれ、移行先の第1段階は「再集中化段階」と呼ばれる。

(1)第1段階：前期集中化の段階

大都市圏人口の成長比(A)は、中小都市圏人口の成長比(B)より大きい。ただし、「A/B」の値は増加傾向を呈する。

(2)第2段階：後期集中化の段階

大都市圏人口の成長比(A)は、中小都市圏人口の成長比(B)より大きい。ただし、「A/B」の値は減少傾向を呈する。

(3)第3段階：前期分散化の段階

大都市圏人口の成長比(A)は、中小都市圏人口の成長比(B)より小さい。ただし、「A/B」の値は減少傾向を呈する。

(4)第4段階：後期分散化の段階

大都市圏人口の成長比(A)は、中小都市圏人口の成長比(B)より小さい。ただし、「A/B」の値は増加傾向を呈する。

この枠組は、多くの核都市により構成される「核都市システム」にも準用可能であり、メタモルフィズム的に眺めると、都市圏システムや核都市システムがたどる循環過程は、同一種に属する個体の「群れ」が数多く棲息する特定地域内で展開される、群間の共存競合・離合集散の過程に相似する。

(川嶋氏写真)

かわしま・たつひこ
1940年東京都生まれ。1966年東京大学大学院経済学研究科修士課程修了。1971年ペンシルヴァニア大学地域科学Ph.D.。1973年学習院大学経済学部助教授、1976年より同大学経済学部教授。

2 ロキシー指標

クラッセンの都市サイクル仮説に則ると、個々の都市圏がたどる循環過程は、都市圏内各地域間に見られる、距離的・面的空間における人口の再分布過程である。また、都市圏システムや核都市システムがたどる循環過程は、都市圏間や核都市間に見られる、距離的・面的・ヒエラーキー的空間における人口の再分布過程である。それゆえに、都市サイクル仮説はしばしば、「都市の空間的循環仮説」、「空間的循環仮説」、あるいは「空間サイクル仮説」と呼ばれ、人口の再分布過程は「空間的循環過程」と呼ばれる。

空間的循環過程を数量的に分析するには、ロキシー指標手法⁵⁾が考察の手立てとして有用である。ロキシー指標は、比較的単純な統計量として表される一種の総合指標で、分析の目的に合わせていくつかのタイプが用意されている。都市圏人口の都心化・郊外化過程をとらえたい場合には、次のタイプのロキシー指標を用いる。

$$(X/Y-1.0) \times 10^4$$

ここで、

(1)X：「核都市人口の成長比」と「郊外部人口の成長比」の加重平均、

(2)Y：「核都市人口の成長比」と「郊外部人口の成長比」の単純平均、

(3)加重要素：核都市=1、郊外部=0。

したがって、都心化の段階では加重平均(X)は単純平均(Y)を上回り、「X/Y」の値が1.0を超え、ロキシー指標は正の値をとる⁶⁾。その際、正値が増加していれば前期都心化の段

表1—ロキシー値 (ROXY) および限界ロキシー値 (Δ ROXY/ Δ T)

(a) 東京都市圏内人口の都心化・郊外化過程 (1947 - 1995年)

期間 (年)	1947 - 1950	1950 - 1955	1955 - 1960	1960 - 1965	1965 - 1970	1970 - 1975	1975 - 1980	1980 - 1985	1985 - 1990	1990 - 1995
ROXY	292.97	131.55	16.45	-213.52	-262.80	-209.88	-133.57	-73.67	-97.68	-64.11
Δ ROXY/ Δ T	-36.92	-32.65	-34.51	-27.93	0.36	12.92	13.62	3.59	0.96	12.47

(b) 都市圏間の人口集散過程 (1947 - 1995年)

期間 (年)	1947 - 1950	1950 - 1955	1955 - 1960	1960 - 1965	1965 - 1970	1970 - 1975	1975 - 1980	1980 - 1985	1985 - 1990	1990 - 1995
ROXY	74.54	76.67	96.08	126.39	104.20	56.00	11.67	24.54	40.48	15.38
Δ ROXY/ Δ T	0.53	2.39	4.97	0.81	-7.04	-9.25	-3.15	2.88	-0.92	-5.02

(c) 核都市間の人口集散過程 (1947 - 1995年)

期間 (年)	1947 - 1950	1950 - 1955	1955 - 1960	1960 - 1965	1965 - 1970	1970 - 1975	1975 - 1980	1980 - 1985	1985 - 1990	1990 - 1995
ROXY	159.96	104.93	90.67	27.35	-32.49	-53.15	-49.45	-9.80	0.67	-12.56
Δ ROXY/ Δ T	-13.76	-7.70	-7.76	-12.32	-8.05	-1.70	4.34	5.01	-0.28	-2.65

階が対応し、減少していれば後期都心化の段階が対応する。郊外化の段階では、加重平均 (X) は単純平均 (Y) を下回り、「X/Y」の値が1.0に至らず、ロキシー指標は負の値をとる。負値が減少していれば⁷⁾前期郊外化の段階が対応し、増加していれば後期郊外化の段階が対応する。

他方、都市圏システムがたどる集散過程をとらえる場合には、上記の定義式を次のように置き換えたタイプのロキシー指標を用いる。

- (1) X : 各「都市圏人口の成長比」の加重平均、
- (2) Y : 各「都市圏人口の成長比」の単純平均、
- (3) 加重要素 : 各「都市圏人口」。

上の定式化のなかで、都市圏人口を核都市人口と読み替えると、核都市システムがたどる集散過程を、ロキシー指標によりとらえられる。ただし、加重要素は「各『核都市の属する都市圏人口』」となる。

具体的に述べると、都市圏システムと核都市システムではともに、集中化の段階に対して「X/Y」の値は1.0を上回り、ロキシー指標は正値を示す。その際、正値の増加には前期集中化の段階が対応し、減少には後期集中化の段階が対応する。分散化の段階で、「X/Y」の値は1.0を下回り、ロキシー指標は負値をとる。

負値の減少には前期分散化の段階が対応し、増加には後期分散化の段階が対応する。

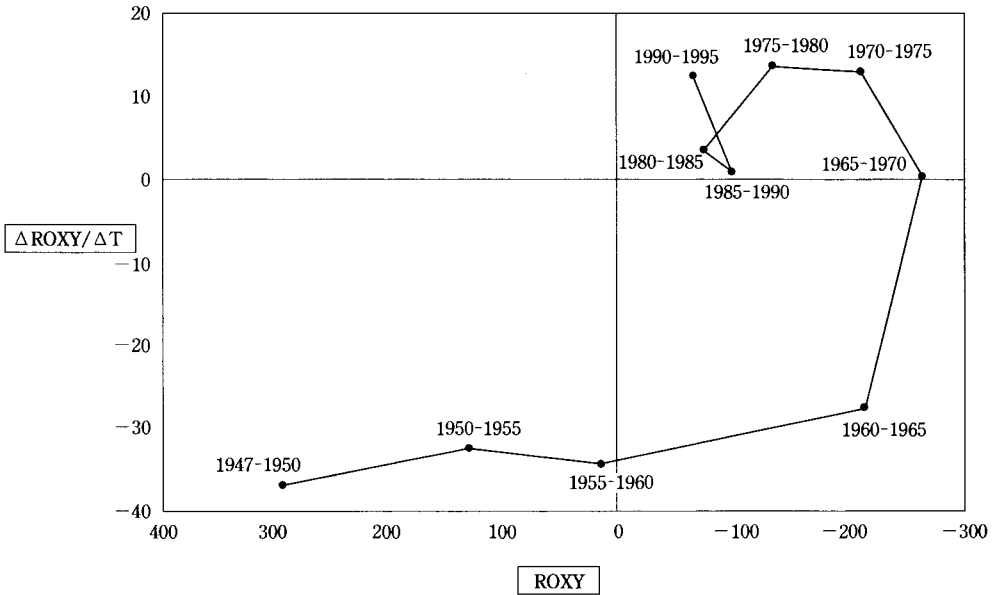
以上の対応関係を環状グラフに描く準備として、二次元空間の横軸にロキシー指標値 (ロキシー値) をとる。ただし、横軸の左方向に正値をとる。次いで、縦軸にロキシー値の時間に関する限界値 (限界ロキシー値⁸⁾) をとる。

このように規定されるロキシー画面の2軸により分割される、第3、第4、第1および第2象限は、それぞれ前期都心化 (または集中化)、後期都心化 (集中化)、前期郊外化 (分散化) および後期郊外化 (分散化) の各段階に対応する。

3 空間的循環経路

わが国の1995年度版都市圏⁹⁾は、87を数える。よって、それぞれの都市圏に対応する核都市と郊外部も、87ずつ存在する。以下では、これらの空間単位ごとに得られる、1947年以降1995年までの各国勢調査年 (合計11調査年) 人口データを用い、東京都市圏、都市圏システムおよび核都市システムの空間的循環過程の経路を、ロキシー画面に投影する。

図1 空間的循環経路（東京都市圏内人口の都心化・郊外化過程）



東京都市圏の空間的循環過程

東京都市圏に対して、ロキシー値と限界ロキシー値を国勢調査期間（10期間）別に算出すると、表1(a)を得る。同表に基づき、東京都市圏の空間的循環経路をロキシー画面に投影すると、図1が描出される。

同図より、東京都市圏内人口の循環的4段階について、次の諸点が示唆される。

- (1)戦後1950年代末頃まで、後期都心化の段階にあった。
- (2)1960年以降1960年代中葉まで、前期郊外化の段階にあった。
- (3)20世紀末に向かい後期郊外化の段階を終えつつあり、近い将来に再都心化段階へ回帰する可能性が小さくない。

都市圏システムおよび核都市システムの空間的循環過程

都市圏システムと核都市システムに対して、ロキシー値と限界ロキシー値を国勢調査期間別に算出すると、表1(b)および表1(c)を得る。同表に基づき、両システムの空間的循環経路をロキシー画面に投影すると、図2が描出される。

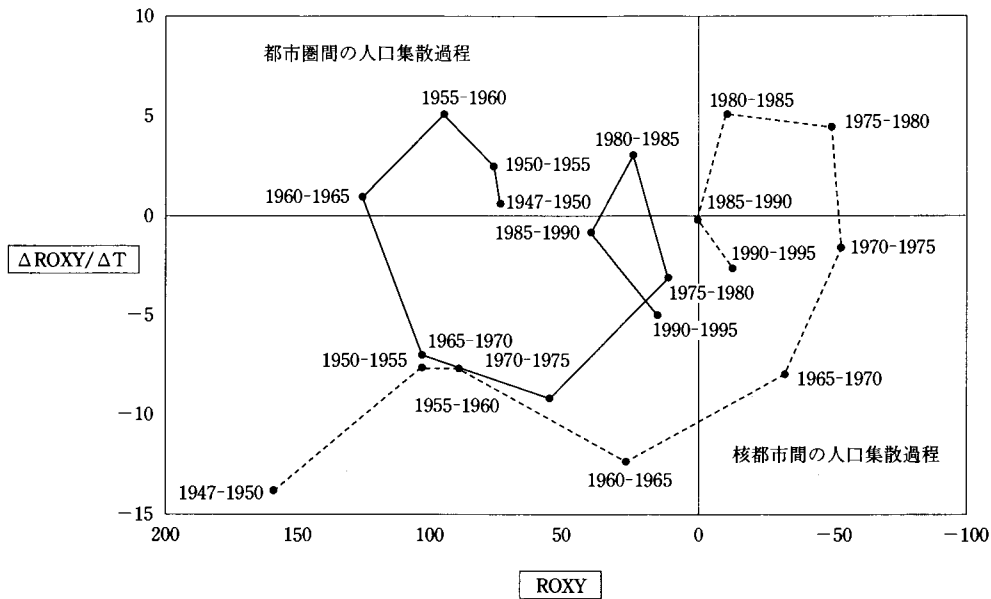
同図より、わが国都市圏システム人口の循環的4段階について、次の諸点が示唆される。

- (1)戦後1960年代初頭まで、前期集中化の段階にあった。
- (2)1960年代初頭以降1990年代中葉まで、総じて後期集中化の段階にあった。
- (3)20世紀末に向かい後期集中化の段階をほぼ終え、近い将来に前期分散化の段階へ到達する可能性が小さくない。しかし、アメリカでは1970年代より見られた大都市圏の逆都市化¹⁰⁾傾向が、比較的短期間（10～15年）で衰えた事例を参考にすると、分散化段階が長期間にわたる可能性は小さい。

次に、核都市システムの循環的4段階についてみると、次の諸点が示唆される。

- (1)戦後1960年代前半まで、後期集中化の段階にあった。
- (2)1960年代前半以降1970年代前半まで、前期分散化の段階にあった。
- (3)1970年代前半以降1990年代中葉まで、総じて後期分散化の段階にあった。
- (4)20世紀末に向かい後期分散化の段階をほぼ終え、比較的近い将来に再集中化の段階へ到達

図2 空間的循環経路（都市圏間の人口集散過程および核都市間の人口集散過程）



する可能性は大きい。

4 空間的住宅政策

ロキシー画面に投影された空間的循環経路から、東京都市圏、都市圏システムおよび核都市システムのそれぞれ置かれている空間的循環段階を読み取り、それらの動向を今後四半世紀のタイム・スパンで眺め総合的に判断すると、次の諸点を指摘できる。

(1)東京都市圏は、後期郊外化の段階を終えつつある。よって、東京都市圏内の空間的循環過程を、「都心部（核都市部）」対「郊外部」の構図で理解すると、前者が今後相対的強者の（すなわち人口吸収力が相対的に勝る）立場に立つ可能性は小さくない。

(2)都市圏システムは、後期集中化の段階に近い将来終え、その後は前期分散化の段階に入る可能性が小さくない。しかし、逆都市化の過程がアメリカで比較的早足に通り返った現象を考慮に入れながら、「大都市圏」対「中小都市圏」の構図で理解すると、人口の集散過程において、前者は一時的に相対的弱者となるが、比較的短期間のうちに相対的強者に返り咲く可能性は小

さくない。

(3)核都市システムは、後期分散化段階の最終フェーズを迎えており、近い将来、再集中化段階へ回帰する可能性が小さくない。よって、「大都市圏の核都市」対「中小都市圏の核都市」の構図で理解すると、人口の集散過程において、前者が今後相対的強者の立場に立つ可能性は小さくない。

以上を端的に整理し、長期的な視点から眺めると、次のように言えよう。すなわち、大都市圏（とくに東京都市圏）の核都市は、郊外部に対して相対的強者となり得る。同時に大都市圏の核都市は、中小都市圏の核都市に対し相対的強者となり得る。さらに、大都市圏は中小都市圏に対してしばらく席を譲るものの、待つこと遠からずして再び相対的強者となる可能性が小さくない。

したがって、東京都市圏の核都市部（中心部）が、都市政策の戦略上決定的な意味を将来もつ可能性を等閑視してはなるまい。都市政策立案者には、この未萌の機を察する姿勢が求められている。空間的循環過程の切り口で認識される空間的住宅政策とのかかわりで、いくぶん敷衍

して語れば、今後四半世紀先を睨んだ東京都市圏の住宅政策については、東京都心部が今後他の地域に比較して相対的に活力を増加し、都市機能面できわめてクリティカルな役割を担う可能性に照らし、人口の再都心化過程によってもたらされる将来の住宅需要圧力を先取りしつつ、都市の集積経済性を効率的に高める目途からも、東京都市圏中心地域の、住宅供給投資を含む創造的都市投資が強く期待されている。

注

- 1) 都市サイクル仮説の基本型枠組については、Klaassen and Paelinck (1979)およびKlaassen, Bourdrez and Volmuller (1981)を参照せよ。「都市サイクル」の原語は、「urban cycles」。
- 2) Spatial redistribution process。
- 3) 本稿の目的に添い、ここでは都市サイクル仮説の拡張型枠組について論じる。この枠組は、人口の空間的再分布過程を人口成長比に照らしてとらえるアプローチであり、人口の増加分と減少分に照らして再分布過程をとらえるアプローチとは、現象に対する判断が異なる場合もある。
- 4) 人口成長比は、当期人口を前期人口で除した商として定義され、一般に正值をとる。
- 5) ロキシー指標 (ROXY index) に関する、初期の着想・創定・応用・改善などの指標構築の経緯、ならびに同指標の基礎概念については、たとえばKawashima (1978) 9、13、14頁、Kawashima (1982) 26-30頁および川嶋 (1981、1989) を参照せよ。また、ロキシー指標を用いた比較的最近の考察に、たとえばKawashima and Hiraoka (2001)、Fukatsu and Kawashima (1999) およびHirvonen, Hiraoka and Kawashima (1999) がある。なお、ロキシー指標値は、空間的循環過程の各段階に対して必要条件の関係にある。
- 6) 核都市人口の成長比が1.0以下であっても、郊外部人口の成長比がそれよりさらに低い場合、XはYを上回り、ロキシー指標値は正值となる。この際、核都市人口は減っているが、減少率は郊外部人口より小さいので、都市圏は「相対的な都心化」の段階にあると言える。なお、考えられ得る「相対的な郊外化」の段階についても同様である。さらに、後述する都市圏システムや核都市システムの人口集散過程とロキシー指標値との関連についても、同様な指摘が可能である。
- 7) このとき、負の符号をとる指標値の絶対値は増加している。
- 8) 限界ロキシー値の具体的な計算方法については、たとえばKawashima (1987)を参照せよ。
- 9) わが国の都市圏設定については、たとえば三菱総

合研究所 (1999) を参照せよ。
10) 都市圏の人口が純減する現象。

参考文献

- Fukatsu, A. and T. Kawashima (1999) "Urbanization, Suburbanization and Revived-urbanization : ROXY-index Analysis for the Chuo-line Region of Tokyo," 『学習院大学経済論集』第36巻、第3号、389-414頁。
- Hirvonen, M., N. Hiraoka and T. Kawashima (1999) "Long-term Urban Development of the Finnish Population : Application of the ROXY-index Analytical Method," 『学習院大学経済論集』第36巻、第2号、243-263頁。
- Kawashima, T. (1978) "Recent Urban Evolution Processes in Japan : Analysis of Functional Urban Regions," presented at the 25th North American Meetings of the Regional Science Association.
- Kawashima, T. (1982) "Recent Urban Trends in Japan : Analysis of Functional Urban Regions," Kawashima, T. and P. Korcelli (eds.) *Human Settlement System : Spatial Patterns and Trends*, International Institute for Applied Systems Analysis.
- Kawashima, T. (1987) "ROXY Index Analysis of Population Changes in Japan for 1960-85 : Spatial (De)centralization and (De)concentration," 『学習院大学経済論集』第24巻、第3号、11-39頁。
- Kawashima, T. and N. Hiraoka (2001) "ROXY Index Analysis in Japan : Larger Metropolitan Areas and Smaller-and-Non-Metropolitan Areas," 『学習院大学経済論集』第37巻、第3・4合併号、227-244頁。
- Klaassen, L.H. and J.H. Paelinck (1979) "The Future of Large Towns," *Environment and Planning A*, vol.11, no.11, pp.1095-1104.
- Klaassen, L.H., J.A. Bourdrez and J. Volmuller (1981) *Transport and Reurbanization*, Gower Publishing Company Limited.
- 川嶋辰彦 (1981) 「都市化現象と都市圏分析」『新都市』第35巻、第8号、10-21頁。
- 川嶋辰彦 (1989) 「ROXY指標の基礎概念」『学習院大学経済経営研究所年報』第3巻、81-94頁。
- 三菱総合研究所 (1999) 『都市圏別人口推計調査』。

日本の住宅市場の計量的な分析は遅れている。住宅税制や住宅補助が住宅需要や住み替え行動にどのような影響を及ぼすかについての定量的な理解は、欧米諸国に比較してはなはだ不十分である。その大きな理由は、日本では各種統計の個表データを学術目的で利用することがきわめて困難であることである。

アメリカではプライバシーの保護と学術研究を両立させるために、いくつかの都市にデータセンターを設け、そこに行けば、データ自体は持ち出さないという条件で個表データを用いた分析を行うことができる。

プライバシーに関する配慮を非常に重視するドイツでさえも、最近では Mikrozensus や GSOEP (家計パネルデータ) のように公開されるものが出てきているし、家計調査データも個人がわからないようにしたデータが公開されている。

日本の政策分析を欧米並みにするためには、個表データの利用についての政策転換が必要である。

日本での政策転換は遅々として進んでいないが、統計学者を中心として個表データの利用に関する議論が行われている。その一環として、ごく短期間だけ個表データを研究者に使わせてみるという実験的な試みが行われた。瀬古美喜論文(「高齢世帯の住み替え行動」)は、その試みの成果のひとつである。

この論文では、平成5年住宅統計調査の京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏の個表データを用いて、高齢世帯と普通世帯の住み替え行動を比較・分析している。主たる関心は、高齢世帯と普通世帯の間に住み替えの選択に関して相違が見られるかということと、京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏で異なった行動が見られるかということである。

2項ロジットモデルによる推定結果は、以下のような興味深いものである。

- ①高齢世帯で前住居が持ち家の場合に、借家の場合よりも住み替え確率が上がるかどうかについては、京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏でまったく正反対になっている。つまり、京浜葉大都市圏では前住居が持ち家であると住み替え確率が下がり、逆に京阪神大都市圏では上がる。
- ②京阪神大都市圏においては、高齢世帯の場合には、全住居の居住期間が長いほど住み替え確率が下がっているのに対し、普通世帯の場合には上がっている。
- ③両地域において、子どもがいる高齢世帯は、子どもがいない世帯に比べて住み替え確率が高い。これは子どもと同居するために住み替える高齢者が多いためであろう。また、子どもとすでに同居している高齢世帯の住み替え確率は、同居していない場合に比べて低い。

瀬古論文では、さらに住宅税制

を変更したときの効果のシミュレーションを行っている。その結論は、登録免許税と不動産取得税を下げると、高齢世帯の住み替え確率が下がるというものである。不動産取引税を下げると住み替えが多くなるというのが通常の予想であるので、なぜこのような結論になるのか興味があるところである。著者は、「不動産流通課税の軽減にもかかわらず、依然として流通課税などが高く、それが資産デフレと相まって、高齢世帯の住み替えを妨げているためであろう」という説明をしているが、あまり説得的でない。

瀬古論文は貴重な住宅統計調査個表データを用いた意欲的な研究であるが、

- ①高齢世帯で前住居が持ち家の場合に、借家の場合よりも住み替え確率が上がるかどうかについて、京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏でまったく正反対になっているのはなぜか、
 - ②不動産取引税を下げると高齢者の住み替えが減少するのはなぜか、
- といった疑問を提起している。

個表データの利用期限が過ぎてしまったので、これらの疑問に答える分析ができないことは、はなはだ残念である。日本でも個表データの学術利用を可能にする必要がある。



櫻川幸恵・櫻川昌哉論文(「地価上昇と経済成長の相互作用に関

する分析])は、地価上昇が経済成長を促進する(逆に地価下落は経済成長を低迷させる)という仮説を1958年から98年までの時系列データを用いて統計的に検証している。

経済学のスタンダードな考え方では、地価は将来の予想収益の現在価値であり、将来の経済成長を反映することはあっても、地価の上昇が経済成長率を変化させることはありえない。しかし、設備投資資金の借り手と貸し手の間に情報の非対称性がある場合には、土地の担保価値が借り入れ制約を緩和させ、設備投資を促進する効果をもたらす。このような仮説はすでにかなり前に理論化されているが、櫻川・櫻川論文はこれが日本の場合にあてはまるかどうかを検証している。

実証するモデルは清滝・Mooreによる担保金融モデルを拡張した内生的成長モデルである。このモデルでは、経済成長の予想が現時点の地価上昇率に影響するルートと、現時点の地価上昇率が担保価値の上昇を通じて将来の経済成長率に影響するルートの双方が存在し、これらがどの程度大きいかをデータを用いて検証することができる。

統計的手法としては、最近よく使われるようになった一般化積率推定法(GMM)を用いて、理論モデルから導かれた構造方程式を推定している。その結果によると、第一次オイルショックまでは地価

が経済成長に影響するルートは存在したが、経済成長が地価に影響するルートは確認されなかった。しかし、オイルショック以降は、双方のルートが存在している。

この研究は最新の理論的成果を最新の統計的手法を駆使して推定したものであり、貴重な貢献である。しかし、ここで得られた結論が現実をうまく表しているかどうかについては、現在のところ必ずしも明らかでない。

第1に、時系列データに含まれている情報量は多くなく、精緻なモデルの推定はむずかしいことが多い。第2に、統計的關係が存在したとしても、それが真の因果關係を表していないこともある。地域データや企業データを用いた別のアプローチで、同様な結論が得られるかどうかを検証する必要がある。

●

倉橋透論文(「イギリスの民間賃貸住宅の利回りについて」)は、イギリスの民間賃貸住宅の収益率を賃貸住宅投資の資本コストと比較している。

この論文で用いた資本コストはスタンダードなもので、「住宅投資の税引き後(限界)収益の現在価値が、税負担軽減効果を考慮した投資費用と等しくなるときの税引き後の限界収益率」である。つまり、投資コストをまかなうとするとどれだけの収益率が必要かを計算したものである。ただし、岩田一政氏等の古典的な研究では、

経済的償却率を除いたネットの収益率を用いているが、この論文では経済的償却率を除かないグロスの限界収益率を用いている。

イギリスでは、賃貸住宅投資の実際の収益率(論文では「実際の利回り」と呼んでいる)のデータが公表されており、それとここで計算した資本コストの比較を行っている。資本コストは年によって大きく変化しているが、1997年に実際の収益率をわずかに上回ったのを除いて、実際の収益率より低くなっている。また、貸家投資の収益率が資本コストを下回ると貸家増加戸数が減少し、逆に大きく上回ると増加するという傾向が見られる。これは通常の想定どおりである。

イギリスでは償却税制が導入されていないが、これを導入すると貸家投資の収益率にどのような影響があるかのシミュレーションも行っている。ここで仮定した経済的償却率と同じ2.5%の償却が認められると、収益率は0.9%上昇する。日本の特定優良賃貸住宅と同じ割増償却が認められると収益率は1%上昇する。この数字が大きいか小さいかについては議論があるところであろうが、著者は貸家投資の利回りを十分に上げるには限界があるとしている。

イギリスの例ではあるが、貸家投資の実際の収益率と資本コストを比較するという作業は興味深い。日本についても同様な研究が進むことを望みたい。(金本良嗣)

高齢世帯の住み替え行動

瀬古美喜

はじめに

日本では、人口高齢化が急速に進行しており、このことが住宅市場に対しても、さまざまな問題をもたらしていると考えられる¹⁾。そこで本稿では、「平成5年住宅統計調査」の京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のマイクロデータを用いて、高齢世帯（65歳以上の世帯構成員がいる世帯）と普通世帯（単身世帯を除く世帯全体）の「住み替えをするか、しないか」という移動選択行動を、2項ロジットモデルを用いて計量経済学的に比較分析する。

具体的には、高齢世帯と普通世帯が住み替えの選択に関して異なった行動をとったかということと、京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏でこれらの世帯間に異なった行動が見られるかということを分析する。

さらに、推定結果に基づいて現在の住宅税制が変化した場合の、高齢世帯と普通世帯の住み替え選択行動に及ぼす影響について、シミュレーションを行なうことによって探る。

以下、第1節で、まずモデルとデータについて述べ、次にそれに基づいた推定結果を示す。第2節では、現行住宅税制を変更した場合の政策的シミュレーションを提示する。最後にまとめを行なう。

1 推計

既存研究との比較

従来の研究としては、Zorn (1988) が、現在の居住形態の選択と現在の住み替えが同時に決定されているということ、移動費用を明示的に考慮して実証的に分析している。Henderson and Ioannides (1989) などは、パネル・データを利用して、居住形態の選択、居住期間、住宅消費のすべてを考慮した動学的な実証分析を行なっている。

本稿では、現行の住宅税制やその変更が住み替えの選択に及ぼす影響を分析しているが、日米の住宅税制の相違点などに関しては、Noguchi and Poterba (1994) などがくわしい。また、Rosen (1979) などは、アメリカの所得税制度が住宅需要に与える影響を、マイクロデータを用いて分析している。

また本稿では、持ち家の価格を計測するために、資本に関する使用者費用アプローチを利用しているが、その際、住宅価格の期待変化率をどのように想定するかということが、分析結果に影響を与える可能性がある。この点に関しては、DiPasquale and Wheaton (1990) や DiPasquale and Wheaton (1996) Chapter 10 などを参照のこと。

本稿と同じ「住宅統計調査」のマイクロデータ（ただし東京大都市圏のみ）を用いて住宅需要の分析をしたものとしては、山田・池上・柳沼

(1976)、ティワリ・長谷川 (2000) などがある。

これらの既存研究に対して、本稿を含む一連の研究 [Seko (2000a, 2000c, 2000d)、瀬古 (2000a, 2000b)] は、バブル期前後の京浜(葉)大都市圏と京阪神大都市圏の4種類のクロスセクション・データをパネル・データ的に利用して、各サンプルに対して持ち家と借家の価格を外部データを用いてマッチングさせて、計量経済学的な推計を行ない、それに基づいて、住宅税制の変更が持ち家選択確率などに及ぼすバブル期前後の影響を比較分析した初めての試みである。

なお、Seko (2000a) では、同じ4種類のマイクロデータを用いて、バブル期前後の家計の住み替え行動の比較分析を2項ロジットモデルを用いて行なっている。Seko (2000c) は、4種類のマイクロデータを用いて、バブル期前後の家計の住み替えと居住形態の同時選択行動の比較分析を多項ロジットモデルを用いて行なっている。Seko (2000d) は、4種類のマイクロデータを用いて、バブル期前後の家計の住み替えと居住地選択の同時選択行動の比較分析を多項ロジットモデルを用いて行なっている。瀬古 (2000a) は、4種類のマイクロデータを用いて、バブル期前後における家計の居住形態選択行動の比較分析を2項ロジットモデルを用いて行なったものである。瀬古 (2000b) は、高齢世帯の居住形態選択行動を、バブル後のデータを用いて分析したものである。

モデルとデータ

本稿では、以下のような2項ロジット・モデルを用いて回帰分析を行なった。

(現在の) 住み替えの選択

$$= F(\text{前居住地ダミー}, \text{前住居の居住期間}, \text{前住居の居住形態ダミー}, \text{前住居の広さ}, \text{広さの変化分}, \text{所得}, \text{相対価格}, \text{年齢}, \text{同居ダミー}, \text{子供ダミー}) \quad (1)$$

ここで、

(瀬古氏写真)

せこ・みき

1948年神奈川県生まれ。1978年慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士。日本大学経済学部教授を経て、現在、慶應義塾大学経済学部教授。

著書：「土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析」(創文社) ほか。

住み替えの選択ダミー

= 1 : 移動、0 : それ以外

前居住地ダミー

= 1 : 圏内移動、0 : それ以外

前住居の居住形態ダミー

= 1 : 従前が持ち家、0 : それ以外

広さの変化分

= 現住居と前住居の広さの差

相対価格

= 持ち家のフロー価格 ÷ 借家のフロー価格

同居ダミー = 1 : 子供と同居、0 : それ以外

(65歳以上の世帯員のいる家計で、かつ子供がいる家計に関して定義した)

子供ダミー = 1 : 子供あり、0 : それ以外

(65歳以上の世帯員がいる高齢世帯に関して定義した)

である。広さの変化分は、本モデルでは、調整費用を表す変数として、住み替えの選択とは独立な外生変数と想定している。

本稿で使用した主要データは、「平成5年住宅統計調査」の京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のマイクロデータである²⁾。京浜葉大都市圏とは、東京都、千葉県、神奈川県、埼玉県、茨城県の一部、栃木県の一部、群馬県の一部、山梨県の一部、静岡県の一部をさす。また、京阪神大都市圏は、京都府、大阪府、兵庫県、三重県の一部、滋賀県の一部、奈良県の一部、和歌山県の一部をさす。

「住宅統計調査」は、すべての家計に関して次のような変数を含む。現在住んでいる場所へ移動した日時、現在の住宅の形態(すなわち持

ち家か借家)、世帯人員数、現在の住宅の畳数、現在の所得、現在の住宅の場所、通勤時間、世帯主の年齢や職業などである。

すべての家計に関して得られる現在の住宅に関する変数に加えて、この調査は最近の移動者(調査年から5年以内に居住状況が変化した世帯)に関する以下のような従前の住宅についての追加的情報を含む。従前の住宅の形態、従前の住宅の畳数、従前の住宅の場所、従前の住宅への入居時期などである。調査した家計の大部分に対して従前の住宅に関するこのようなデータが利用可能であるということが、消費者の居住形態決定の本質的に動学的局面の考察を可能にしている。

住み替えの選択は、この決定がなされるときに利用可能な最善の情報を考慮して決められる。厳密には、家計が住み替えの選択を決定する時期についての情報が必要であり、それを現在の住宅へ移動した日であると仮定する。また、従前の住宅に関する情報が住み替えの選択を決定するときの情報であると仮定する。

以上のような想定により、変数の作成と回帰分析において従前の住宅における情報が必要であるため、具体的には前住居の情報のある「平成5年住宅統計調査」の昭和64年(平成元年)以降現在の住居に入居した世帯(京浜葉大都市圏、京阪神大都市圏)のサンプルを用いた。

住み替えダミーに関しては、主要データである「住宅統計調査」の調査年と、その前年に現住居に移動した場合を移動者、それ以外を非移動者と定義した。

また、「住宅統計調査」以外に持ち家と借家に関する価格項を作成するために、追加的なデータを用いた。なお、価格項を作成するときを用いた外部データに関しては、次節を参照のこと。

変数の定義

推計式(1)式の各変数を以下のように定義した。

まず、持ち家のフローの価格(使用者費用)は、「住宅統計調査」には情報がないので、以下の2種類の式を想定して、外部データより作成した。現在の日本の住宅税制では、モーゲージの利子支払いも固定資産税もほぼ税控除ができず、非住宅資産からのほとんどの所得は優遇税率で課税されているので、持ち家のフローの価格(使用者費用)は、(2)式のような形となる³⁾。

持ち家のフローの名目価格

$$= (\text{民間住宅ローンレート} + \text{減価償却率} + \text{固定資産税実効税率} + \text{不動産取得税実効税率} + \text{登録免許税実効税率} - \text{住宅価格の変化率}) \times \text{住宅のストック価格} \quad (2)$$

(2)式は、住宅の取得と保有の両方を考慮した場合の持ち家のフロー価格(使用者費用)の定式化である⁴⁾。

減価償却率として、木造住宅に対しては0.0255、非木造住宅に対しては0.01395という値を用いた。

固定資産税の実効税率

$$= (k_L \times (\text{固定資産税評価額} \div \text{土地評価額}) + k_N \times 0.7) \times 0.014 \quad (3)$$

ここで、 k_L は、住宅の総価値に占める土地の割合、 k_N は、住宅の総価値に占める建物の割合を表す。

不動産取得税の実効税率

$$= (k_L \times (\text{固定資産税評価額} \div \text{土地評価額}) + k_N \times 0.7) \times 0.03 \quad (4)$$

登録免許税の実効税率

$$= (k_L \times (\text{固定資産税評価額} \div \text{土地評価額}) + k_N \times 0.7) \times 0.006 \quad (5)$$

住宅価格の変化率に関しては、合理的期待形成メカニズムを想定した。実際には、居住用の住宅デフレーターの上昇率を用いた。

住宅のストック価格 P は、地価 P_L と建築費

P_N のデータより、以下の式を想定して作成した。

$$P = P_L^k P_N^k \quad (6)$$

なお、価格を作成するときには、 $k_L = k_N = 0.5$ という値を用いた。

また、借家のフローの価格は、以下の式を想定して、外部データより作成した。

$$\begin{aligned} & \text{各県（都、府）の借家のフローの名目価格} \\ & = \alpha \text{ 公的借家家賃} \quad (7) \\ & + (1 - \alpha) \text{ 民間借家家賃} \end{aligned}$$

ここで、 α は、各県（都、府）の公的借家の割合、 $1 - \alpha$ は、各県（都、府）の民間借家の割合を表す。

推定の対象とした最近移動したサンプルに関しては、現住宅への入居年がわかっているので、地価、建築費、公的借家家賃、民間借家家賃などを、各サンプルの県あるいは市区町村コードと各サンプルの入居年でマッチングすることによって、各サンプルの価格項を作成した。

価格項を作成するとき用いた外部データの出典は、以下のとおりである。

地価：『土地価格の推移と分析』ダイヤモンド社（市区町村別、入居年別）

建築費：『建築統計年報』建設省（都府県別、構造別、入居年別）

公的借家家賃、民間借家家賃：『賃金決定のための物価と生計費指数』労務行政研究所（市区町村別、入居年別）

固定資産税評価額：『固定資産の価格等の概要調書（土地）』自治省（都府県別、入居年別）

土地評価額：『国民経済計算年報』経済企画庁経済研究所（都府県別、入居年別）

本稿のモデルでは、持ち家住宅の居住者と借家住宅の居住者を同時に考える必要があるため、持ち家のフロー価格と借家のフロー価格は、計測の単位が同一である必要がある。しかしながら、(2)式の持ち家のフロー価格と、(7)式の借家のフロー価格は、作成するために用いた外部データが、まったく別のものであるため、そのま

までは、計測の単位が異なり、したがって、平均値が異なった。

そこで、計測単位の違いによる、持ち家と借家の相対価格の住み替え選択への影響を排除するために、均衡では、限界的な持ち家居住者と借家居住者のフローの価格は等しいと仮定して、(2)式の持ち家のフロー価格と、(7)式の借家のフロー価格の平均値が等しくなるように変換した。最後に、変換した持ち家のフロー価格を借家のフロー価格で割って、相対価格を求めた。すなわち、

$$\begin{aligned} & \text{相対価格} = \text{持ち家のフロー価格} \\ & \div \text{借家のフロー価格} \quad (8) \\ & \text{(ただし単位を揃えてある)} \end{aligned}$$

を求めた。

実質所得は、所得を物価指数で割ることによって求めた。物価指数に関するデータは、『賃金決定のための物価と生計費指数』（労務行政研究所）（市区町村別、入居年別）を用いた。

推計に用いた主要な変数の記述統計（瀬古2000aの表1を参照のこと）を見ると、同じ年でも、京阪神大都市圏のほうが京浜葉大都市圏より住宅価格が安く、広い住宅が可能であり、所得は低いことがわかる。また、同じ年で実効税率の地域間格差をみると、いずれの住宅税制に関しても、京阪神大都市圏のほうが京浜葉大都市圏よりも税率が高くなっている。

推定結果

まず、平成5年度の各大都市圏の（最近の移動者に関する）全サンプルを用いて、住み替え選択の2項ロジットモデルを、2種類の高齢世帯サンプルと普通世帯（の全サンプル）に関して推計した。表1が京浜葉大都市圏、表2が京阪神大都市圏を対象とした推定結果を表している。65歳以上の世帯員がいる高齢世帯でかつ子供がいるサンプル（高齢世帯、子供あり）に関しては、同居ダミーを説明変数として用いて、推計を行なった。また、高齢世帯全体（高齢世

表1 住み替えの二項ロジットモデル

京浜葉大都市圏・平成5年

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.0893 (0.0142)		
前住居の居住期間	-0.00756 (0.000875)		
全住居の居住形態 ダミー (-)	0.1258 (0.0145)	0.0648 (0.0446)	0.0755 (0.0425)
前住居の広さ (+)	0.00189 (0.000699)	0.00890 (0.00233)	0.00953 (0.00222)
広さの変化分	0.0161 (0.000551)	0.0204 (0.00187)	0.0204 (0.00178)
所得 (-)	-2.98E-6 (1.905E-7)	-5.43E-6 (6.206E-7)	-5.4E-6 (5.91E-7)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.1550 (0.00622)	-0.3677 (0.0233)	-0.3597 (0.0217)
同居ダミー (+)		0.0724 (0.0533)	
子供ダミー (-)			-0.0596 (0.0580)
年齢 (+)	0.0235 (0.000443)	0.00769 (0.00177)	0.00611 (0.00142)
定数項	-0.5312 (0.0233)	0.3831 (0.1336)	0.5484 (0.1197)
サンプル数	185434	13816	15596
非移動者	102079	8826	10002
移動者	83355	4990	5594

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

帯) に関しては、子供ダミーを説明変数として、推計を行なった。

次に、従前の居住形態が持ち家であるサンプルに関して、前住居の居住期間別に、2種類の高齢世帯サンプルと普通世帯サンプルのおののに関して、住み替え選択の二項ロジットモデルを推計した。

表3-(a)が前住居の居住期間が5年未満、表3-(b)が前住居の居住期間が5年以上で10年未満、表3-(c)が前住居の居住期間が10年以上である京浜葉大都市圏を対象とした推定結果を表している。

表4-(a)が前住居の居住期間が5年未満、表4-(b)が前住居の居住期間が5年以上で10年未満、表4-(c)が前住居の居住期間が10年以上で

表2 住み替えの二項ロジットモデル

京阪神大都市圏・平成5年

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.2029 (0.0171)		0.0824 (0.0632)
前住居の居住期間	-0.00275 (0.00111)	0.00754 (0.00335)	0.00822 (0.00313)
前住居の居住形態 ダミー (-)	0.0284 (0.01879)	-0.0772 (0.0550)	-0.0866 (0.0523)
前住居の広さ (+)	0.00602 (0.000954)	0.00674 (0.00288)	0.00863 (0.00275)
広さの変化分	0.0174 (0.000726)	0.0159 (0.00235)	0.0157 (0.00223)
所得 (-)	-4.06E-6 (2.699E-7)	-4.69E-6 (8.307E-7)	-4.76E-6 (7.889E-7)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.0559 (0.00832)	-0.3016 (0.0272)	-0.2979 (0.0257)
同居ダミー (+)		0.0526 (0.0661)	
子供ダミー (-)			-0.0887 (0.0693)
年齢 (+)	0.0230 (0.000568)	0.00739 (0.00224)	0.00605 (0.00176)
定数項	-0.6871 (0.0317)	0.4030 (0.1673)	0.4763 (0.1586)
サンプル数	96873	9409	10669
非移動者	56065	6194	7065
移動者	40808	3215	3604

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

ある京阪神大都市圏を対象とした推定結果を表している。

説明変数の下のカッコ内の符号は、理論的に予想される符号条件を表している。各推定結果の従属変数は、移動しない確率を移動する確率で割った値の対数となっている。なお、推計にはSASのLogistic procedure⁵⁾のstepwise procedureを用いた。ただし、理論的に考えて、相対価格と所得項は必ず住み替え選択の決定因として考慮すべきと考えられるので、stepwise procedureにおいて、相対価格と所得は必ず説明変数として含むように制約をかけた。

まず、高齢世帯と普通世帯の全サンプルを対象とした表1と表2をみると、前住居が持ち家である高齢世帯(子供の有無にかかわら

表3-1(a)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京浜葉大都市圏・平成5年
(居住期間が5年未満)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.3318 (0.0613)		
前住居の広さ	0.0159 (0.00297)		
広さの変化分	0.0298 (0.00243)		
所得	-3.19E-6 (8.167E-7)	-1.14E-7 (2.501E-6)	4132E-9 (2.082E-6)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.4372 (0.0831)	-1.1199 (0.3153)	-1.0038 (0.2972)
同居ダミー (+)		0.0297 (0.1986)	
子供ダミー (-)			0.1804 (0.2744)
年齢	0.0190 (0.00216)		
定数項	-0.7160 (0.1240)	0.9789 (0.1840)	0.7719 (0.2848)
サンプル数	8089	636	701
非移動者	4699	417	456
移動者	3390	219	245

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

ず) に関しては、京浜葉大都市圏では住み替え確率が下がり、逆に京阪神大都市圏では住み替え確率が上がっている。

理論的には持ち家という実物資産がある高齢世帯は、それをもとに買い替えることができると考えられるはずであるが、京浜葉大都市圏では、逆の結果が出ている。これは、バブル崩壊後の京浜葉大都市圏では、資産デフレや高い移動費用で住宅ローンなどを考慮すると、従前の住宅の購入価格よりも売却価格が下回る場合が多く、買い替えができなくなったためだと考えられる。

京阪神大都市圏においては、高齢世帯の場合には、前住居の居住期間が長いほど住み替え確率が下がっている。それに対して、普通世帯の場合には、前住居の居住期間が長いほど住み替え確率が上がっている。これは、高齢世帯ほど長年住んでいる地域への愛着が強いということ

表3-1(b)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京浜葉大都市圏・平成5年
(居住期間が5年以上10年未満)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前住居の広さ	0.00991 (0.00319)	0.0148 (0.0102)	0.0147 (0.00987)
広さの変化分	0.0257 (0.00240)	0.0253 (0.00837)	0.0244 (0.00803)
所得	-3.3E-6 (8.036E-7)	-2.79E-6 (2.532E-6)	-1.99E-6 (2.478E-6)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.8267 (0.0783)	-0.9615 (0.2461)	-1.0085 (0.2416)
同居ダミー		0.2413 (0.2647)	
子供ダミー			-1.1993 (0.4624)
年齢	0.0253 (0.00235)	0.0179 (0.00858)	0.0123 (0.00647)
定数項	-0.4817 (0.1414)	-0.4517 (0.6636)	1.1858 (0.7019)
サンプル数	8350	846	892
非移動者	5099	571	611
移動者	3251	275	281

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

表3-1(c)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京浜葉大都市圏・平成5年
(居住期間が10年以上)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.0690 (0.0327)		
前住居の広さ	0.0226 (0.00166)	0.0221 (0.00371)	0.0230 (0.00353)
広さの変化分	0.0284 (0.00125)	0.0316 (0.00291)	0.0306 (0.00275)
所得	-6.8E-6 (4.152E-7)	-5.98E-6 (9.237E-7)	-6.47E-6 (8.818E-7)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.2707 (0.0458)	-0.7633 (0.1024)	-0.7576 (0.0977)
同居ダミー		-0.0710 (0.0836)	
子供ダミー			-0.1778 (0.1161)
年齢	0.0145 (0.000927)	0.0149 (0.00299)	0.0160 (0.00253)
定数項	-0.5975 (0.0637)	-0.4270 (0.2417)	-0.3597 (0.2329)
サンプル数	27099	4961	5375
非移動者	14536	3162	3445
移動者	12563	1799	1930

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

表4-1(a)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京阪神大都市圏・平成5年
(居住期間が5年未満)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.3638 (0.0709)		
前住居の広さ	0.0148 (0.00369)		
広さの変化分	0.0274 (0.00283)		
所得	-5.43E-6 (1.036E-6)	-4.98E-7 (3.239E-6)	-5.01E-7 (3.019E-6)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.6618 (0.1260)	-1.6357 (0.4534)	-1.6638 (0.4337)
同居ダミー		0.4114 (0.2342)	
子供ダミー			-0.0932 (0.3401)
年齢	0.0181 (0.00269)		-0.0140 (0.00718)
定数項	-0.5078 (0.1613)	0.7885 (0.2135)	1.9169 (0.6318)
サンプル数	5322	468	513
非移動者	3212	306	334
移動者	2110	162	179

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

表4-1(b)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京阪神大都市圏・平成5年
(居住期間が5年以上10年未満)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前住居の広さ	0.00698 (0.00390)		
広さの変化分	0.0182 (0.00275)	0.0220 (0.00755)	0.0221 (0.00707)
所得	-2.01E-6 (9.893E-7)	-3.19E-6 (2.769E-6)	-2.16E-6 (2.4E-6)
相対価格 (=持ち家/借家)	-1.0754 (0.1207)	-2.1326 (0.3815)	-2.1173 (0.3680)
同居ダミー		0.1969 (0.2336)	
子供ダミー			-0.2441 (0.3616)
年齢	0.0272 (0.00286)		
定数項	-0.5607 (0.1637)	1.1890 (0.2124)	1.5027 (0.3731)
サンプル数	5512	621	662
非移動者	3335	411	438
移動者	2177	210	224

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

表4-1(c)住み替えの二項ロジットモデル (従前持ち家)

京阪神大都市圏・平成5年
(居住期間が10年以上)

説明変数	全サンプル	高齢世帯 (子供あり)	高齢世帯
前居住地ダミー	0.1607 (0.0393)		0.1721 (0.1024)
前住居の広さ	0.0177 (0.00207)	0.0101 (0.00453)	0.0115 (0.00435)
広さの変化分	0.0250 (0.00154)	0.0215 (0.00373)	0.0205 (0.00353)
所得	-6.22E-6 (5.387E-7)	-6E-6 (1.227E-6)	-6.32E-6 (1.177E-6)
相対価格 (=持ち家/借家)	-0.1276 (0.0757)	-1.1407 (0.1750)	-1.1685 (0.1693)
同居ダミー		-0.1077 (0.1087)	
子供ダミー			-0.2436 (0.1489)
年齢	0.0168 (0.00117)	0.00871 (0.00395)	0.0112 (0.00322)
定数項	-0.6915 (0.0823)	0.4028 (0.3169)	0.2671 (0.3115)
サンプル数	16343	3111	3377
非移動者	9249	2022	2215
移動者	7094	1089	1162

注) 各列の従属変数: log (移動しない確率/移動する確率)
() 内は漸近的標準誤差

などによるものと考えられる。

両地域において、同居ダミーは正、子供ダミーは負となっている。すなわち、子供と同居している子供のいる高齢世帯の住み替え確率は下がる傾向がある。また、高齢世帯全般をみると、子供がいる場合には住み替え確率が上がる傾向があることがわかる。

いずれの結果も、日本特有の二世帯同居形態が、依然として存続していることを裏付ける結果といえよう。

従前が持ち家であるサンプルに限定して、その前住居での居住期間別に分析した結果には、それほど際立った差は見られなかったが、居住期間が長くなるほど、子供のいる高齢世帯の場合、同居ダミーが住み替えに対して、有意には働かないということがわかる。

表5 一非住み替えの予測確率（シミュレーション結果）

		現行制度	変更	変更ー現行制度
表1	京浜葉大都市圏	0.55218	0.55397	0.00179
表1	京浜葉大都市圏 高齢世帯(子供あり)	0.57767	0.58184	0.00417
表1	京浜葉大都市圏 高齢世帯	0.58485	0.5889	0.00405
表2	京阪神大都市圏	0.58153	0.58281	0.00128
表2	京阪神大都市圏 高齢世帯(子供あり)	0.60603	0.61281	0.00678
表2	京阪神大都市圏 高齢世帯	0.61115	0.61781	0.00665

注) これらの値は、すべて説明変数の平均値で評価したものである。

2 シミュレーション

本稿では、得られた推定結果を用いて、以下のような現在の住宅税制が変化した場合の、高齢世帯の住み替え選択行動に及ぼす影響を、シミュレーションを行なうことによって探った。すなわち、登録免許税の評価額を0.6%から0.15%に軽減し、かつ、不動産取得税の税率に関して、評価額から1200万円の控除を認めるといった変更をした場合の、住み替え確率に及ぼす影響を分析した。

その結果が表5（現行制度と変更）に表されている。この不動産流通課税の軽減は、明らかに持ち家が現行制度よりも相対的に安くなることを意味しているが、高齢世帯全体に関して、このシミュレーション結果を見てみると、不動産流通課税の軽減によって、むしろ住み替え確率が下がるという結果が得られている。これは、不動産流通課税の軽減にもかかわらず、依然として流通課税などが高く、それが資産デフレと相まって、高齢世帯の住み替えを妨げているためであろう。

なお、表5の最右欄に、住宅税制変更後の確率から現行制度における確率を引いたネットの予測確率の増減を示してある。

おわりに

本稿では、「平成5年住宅統計調査」の京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏のマイクロデータを用いて、二項ロジットモデルにより、高齢世帯の住み替え行動の、計量経済学的な比較分析を行なった。

具体的には、高齢世帯が普通世帯と住み替えの選択に関して異なった行動をとったかということと、これらの世帯間で京浜葉大都市圏と京阪神大都市圏で異なった行動が見られるかということを分析した。分析結果より、両地域において、2世代家計という家族形態による高齢世帯の住宅問題の解決法がうかがえた。

さらに、推定結果に基づいて、現在の住宅税制が変化した場合の高齢世帯の住み替え選択行動に及ぼす影響を分析するためにシミュレーションを行なったが、不動産流通課税を軽減しても、高齢世帯の住み替え確率はむしろ下がるということが明らかとなった。

* 本稿の一部は、Asian Real Estate Society (AsRES) の2000年度第5回年次大会と、住宅経済研究会で発表した論文の一部分を加筆修正したものである。これらの学会などの参加者からの有益なコメントに感謝する。

注

- 1) アメリカと日本における高齢世帯の住宅問題の比較分析に関しては、ダニエル・マクファデン (1995) を参照のこと。
- 2) データの使用許可に関しては、瀬古 (2000a) を参照のこと。
- 3) 日本の住宅税制に関しては、瀬古 (1998) 第1章第3節などを参照のこと。
- 4) なお、(2)式は、理論的には消費者の異時点間の効用極大化のモデルから、住宅サービスと住宅以外の消費財の限界代替率に等しいということを示すことができよう。標準的な持ち家住宅の使用者費用 (資本コスト) については、中神 (1992) を参照のこと。
- 5) SASを用いたロジスティック分析に関しては、Stokes, Davis and Koch (1995) がくわしい。

参考文献

- Boehm, T.P. (1981) "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis," *Journal of Urban Economics*, 10(3), pp.375-389.
- DiPasquale, D. and W.C. Wheaton (1990) "Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices," *Journal of Urban Economics*, 35, pp.1-27.
- DiPasquale, D. and W.C. Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall (『都市経済学と不動産市場』瀬古美喜・黒田達朗訳、創文社、近刊)。
- Henderson, J.V. and Y.M. Ioannides (1989) "Dynamic Aspects of Consumer Decisions in Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 26(2), pp.212-230.
- Horioka, C.Y. (1988) "Tenure Choice and Housing Demand in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.289-309.
- Kiel, K.A. (1994) "The Impact of House Price Appreciation on Household Mobility," *Journal of Housing Economics*, 3, pp.92-108.
- Noguchi, Y. and J. Poterba (1994) *Housing Markets in the United States and Japan*, The NBER and the University of Chicago Press.
- Quigley, J.M. and D.H. Weinberg (1977) "Intra-Urban Residential Mobility: A Review and Synthesis," *International Regional Science Review*, 2, pp.41-66.
- Rosen, H.S. (1979) "Housing Decisions and the U.S. Income Tax," *Journal of Public Economics*, 11, pp.1-23.
- Seko, M. (2000a) "Japanese Household Mobility Before and After the Bubble Era," Paper presented at the 2000 AREUEA Meetings in Boston, U.S.A.
- Seko, M. (2000b) "Elderly Household's Mobility and Tenure Choice in Japan," Paper presented at the 2000 AsRES Annual Meetings in Beijing, PRC.
- Seko, M. (2000c) "Japanese Household Mobility and Housing Tenure Choice Before and After the Bubble Era," Paper presented at the 2000 Japanese Economic Association Annual Meetings in Osaka, Japan.
- Seko, M. (2000d) "Japanese Household Residential Location and Housing Tenure Choice Before and After the Bubble Era," Paper presented at the 2001 AREUEA Annual Meetings in New Orleans, U.S.A..
- Stokes, M.E., C.S. Davis and G.G. Koch (1995) *Categorical Data Analysis Using the SAS System*, SAS Institute Inc..
- Zorn, P.M. (1988) "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.113-128.
- 経済企画庁経済研究所『国民経済計算年報』各年版。
建設省『建築統計年報』建設物価調査会、各年版。
自治省『固定資産の価格等の概要調書 (土地)』各年版。
瀬古美喜 (1998)『土地と住宅の経済分析——日本の住宅市場の計量経済学的分析』創文社。
瀬古美喜 (2000a)「バブル期前後の家計の居住形態選択行動の比較分析」松田芳郎・垂水共之・近藤健文編『講座：ミクロ統計分析』第3巻、237-258頁、日本評論社。
瀬古美喜 (2000b)「高齢世帯の居住形態選択行動」『三田学会雑誌』93巻2号、65-80頁。
総務庁統計局『昭和63年住宅統計調査』。
総務庁統計局『平成5年住宅統計調査』。
ダニエル・マクファデン (1995)「アメリカと日本における高齢者の住宅問題」野口悠紀雄、デービッド・ワイス編『高齢化の日米比較』日本経済新聞社。
土地価格研究会『最新データによる土地価格の推移と分析』ダイヤモンド社、各年版。
中神康博 (1992)「持ち家住宅の資本コストと住宅価格」『季刊 住宅土地経済』No.6、10-16頁。
ピユウシュ、K. ティワリ・長谷川洋 (2000)「テニユア選択と住宅需要のシミュレーションモデル」『季刊 住宅土地経済』No.37、28-35頁。
山田浩之・池上政弘・柳沼寿 (1976)『東京大都市圏における住宅市場の計量分析』経済企画庁経済研究所、研究シリーズ第31号。
労務行政研究所『賃金決定のための物価と生計費指数』各年版。

地価上昇と経済成長の相互作用に関する分析

櫻川幸恵・櫻川昌哉

はじめに

戦後の日本経済の特徴のひとつに、急速な経済成長のプロセスの中で大幅な地価の上昇が生じたという事実をあげることができる。図1は、1955年から1998年までの地価上昇率と経済成長率の時系列的推移を表したものである。両者の変数間の相関係数は0.72であり、高い正の相関関係を示している。第1次オイルショック以前の高度成長時代において、高い経済成長率と高い地価上昇率が両立している。一方、1990年代になると、バブルの崩壊によって一転して地価上昇率はマイナスとなり、それに対応するかのよう経済成長率も低迷している。

本稿の目的は、わが国における地価上昇率と経済成長率の相互作用の背後にある時系列的特性を理論・実証の両面から分析することである。標準的な新古典派経済学の考え方に従えば、地価の上昇は将来の経済成長を反映したものであり、地価の上昇は経済成長の結果にすぎないということになる。

しかしながら、不完全な金融市場の存在を前提とすれば、逆に地価の上昇は経済成長の原因であるという理論的メカニズムを考えることができる。Bernanke and Gertler (1989) が示すように、資金の貸出市場に情報の非対称性が存在したり、法的な強制力が不十分であるために信用割当が存在する経済においては、借り手企業の自己資産や担保の増加は、銀行の信用割当の緩和を通じて投資を促進する。Kiyotaki

and Moore (1997) は、借り手企業が担保によって制約される借り入れ限度額の範囲内でしか投資できない経済では、担保の資産価値の変動が、総投資量、さらには総生産量に対して、持続的な変動を引き起こすことを示している。この考え方に立てば、地価の上昇が経済成長を引き起こしたことになる。

Ogawa, Kitasaka, Yamaoka and Iwata (1996) や小川・北坂 (1998) は、日本企業を対象としたマイクロデータを使った実証分析を行ない、地価の上昇による担保価値の上昇が設備投資を促進させたという結果を明らかにしている。また彼らは、地価の上昇が銀行貸し出しに対してプラスの効果をもつことも明らかにしている。

本稿ではまずはじめに、わが国の時系列データにおいて、地価上昇率と経済成長率の間にグレンジャーの意味での因果性があったかどうかをVARモデルを用いて分析した。第1次オイルショック以前の「前期」においては「地価上昇率→経済成長率」の因果関係のみが確認された。一方、オイルショック以降の「後期」では、「地価上昇率→経済成長率」の因果性だけでなく、「経済成長率→地価上昇率」の逆の因果性も認められた。

上記で得られた関係の背後にどのような経済メカニズムが存在するのかを明らかにするために、Kiyotaki and Moore (1997) を拡張して内生的成長モデルを構築し、経済成長率と地価上昇率の相互作用を理論的に分析した。通常の

図1 - 経済成長率と地価上昇率の推移

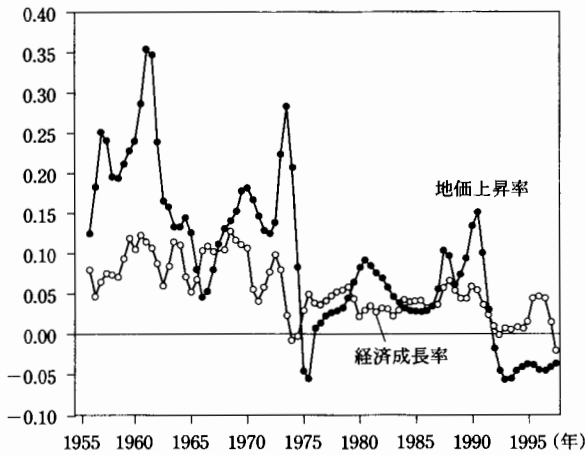


表1 - 単位根検定の結果 (1958年2期 - 1998年1期)

	地価上昇率	経済成長率
Phillips = Perron検定統計量 [p-value]	-22.03644 [0.047]	-43.49630 [0.000]
Augmented Dickey = Fuller 検定統計量 [p-value]	-3.33966 [0.060]	-4.17608 [0.005]

注) 3次のラグ回数で検定を行なっている。

新古典派的なルートを通じて、今期の地価上昇率が将来の経済成長率への予想に基づいて決められる一方、今期の地価上昇率が次期の経済成長率との間で担保のルートを通じて正の相関関係をもつことが理論的に確認された。

次に、こうした理論的仮説がどの程度日本のマクロ時系列データと整合的であるか検証するために実証分析を行なった。理論モデルから導出された2本の構造方程式を直接推計するというアプローチをとっているが、モデルが期待変数を含んでいるため、Hansen (1982) によって提案された一般化積率推定法 (GMM) を推定方法として用いている。

第1次オイルショックの時期を境に期間を分割して、それぞれ「前期」「後期」として分析を行なうと、「土地担保ルート」は両方の期間で確認されたが、「生産性ルート」は「後期」でのみ確認された。また、バブル期以降にサンプル期間を絞った分析では、「土地担保ルート」

と「生産性ルート」の両方を確認できた。バブル崩壊から現在にいたる金融不況期の経済が、地価上昇率の下落→経済成長率の鈍化→地価上昇率の下落……の悪循環のプロセスで特徴づけられる可能性を示唆している。

本稿の構成は次のとおりである。第1節では、グレンジャーの意味での因果性の検討する。第2節では、理論モデルを提示する。第3節では、第2節で展開された理論モデルをもとに、GMMを使った推計を行なう。

1 VARモデルとグレンジャーの因果性について

はじめに、VARモデルを用いて、グレンジャーの意味での因果関係が地価上昇率と経済成長率の間に成立していたか否かを確認する。

分析にあたっては以下のデータを用いている。地価のデータは、(財)日本不動産研究所が公表している全国全用途の値を用いた。このデータは、3月および9月の値からなる。全国全用途のデータを用いた理由は、「経済成長率→地価上昇率」の因果関係を考える場合、企業だけでなく家計の土地需要をも考慮する必要があると考えたためである。データの詳細については付録に示している。以下、サンプルに言及するとき、3月を1期、9月を2期と呼ぶことにする。

時系列のデータで分析を行なう場合、そのデータが定常性を満たしているかどうかを検定する必要がある。よって、変数の定常性を検定するために単位根検定を行なう。単位根検定は、Phillips = Perron (PP) 検定と Augmented Dickey = Fuller (ADF) 検定を行なった。1958年2期から1998年1期までの全期間のデータを対象にした検定結果は表1に示した。地価上昇率および経済成長率の両方の変数について単位根がすべての検定統計量において検出されていない。したがって、これらの変数は単位根

(櫻川氏写真)

さくらがわ・ゆきえ
1971年愛知県生まれ。1994年名古屋
市立大学経済学部卒業。
1999年名古屋市立大学大学院経済
学研究科博士後期課程修了後、
同大学経済学部助手。

(櫻川氏写真)

さくらがわ・まさや
1959年福井県生まれ。1984年早
稲田大学政治経済学部卒業。
1991年大阪大学大学院経済学研
究科後期博士課程中退。名古屋
市立大学経済学部講師などを経
て、1995年より同大学助教授。
論文：“Capital Flight, North-
South Lending, and Stages of
Economic Development” ほか。

がなく定常性を満たしていると判断することができる。

VARモデルの推計結果を示したのが表2である。全期間を対象にした分析では、F検定の値から、「地価上昇率→経済成長率」のルートの存在を確認できるが、「経済成長率→地価上昇率」の因果性は認められなかった。

日本経済は、第1次オイルショックのあった1970年代半ばごろに構造変化が生じた指摘する研究が多く、経済成長率と地価上昇率の関係についても構造変化が生じた可能性がある。そこで、次に構造変化時点の探索を行なう。VARモデルの構造変化時点の検出は、Sims (1980) が用いた尤度比検定を時点ごとにずらして行なうという方法をとった¹⁾。表3にその結果を示している。1975年において最大規模の構造変化が生じているという結果を得た。実際、第1次オイルショックを前後して、経済成長率のトレンドは大幅に下方にシフトしており、また優良企業を中心に銀行借入れ依存型の経営から「無借金経営」へと経営財務の方針を転換させていった。この時期以降、製造業全体の資金

調達のうち土地担保による銀行借入のウェイトは小さくなりつつある。

そこで、期間を1958年2期から1972年2期までを「前期」、1975年1期から1998年1期までを「後期」と分割した。なお、ここで1973年と1974年を異常値としてデータからはずした。図1からも明らかのように、この時期は地価上昇率が異常な乱高下を経験しており、異常値としてデータからはずすことが適当であると判断した。それぞれの期間についてVARモデルの推定を行なう。

前期と後期についてのVARモデルの推定結果は、表4に示してある。まず、「前期」について次のような特徴を認めることができる。F検定の欄をみると、「地価上昇率→経済成長率」の因果関係は認められるものの、「経済成長率→地価上昇率」の因果関係は認められない。一方、後期については、P値はすべて5%以下で、地価上昇率と経済成長率の両方向の因果関係を認めることができた。

地価上昇率と経済成長率の間の因果関係が以上のように認められた。この結果を受けて、そ

表2—VARモデルの推計結果（全期間）

1958年2期-1998年1期

ラグ次数=1

	地価上昇率(-1)	地価上昇率(-2)	経済成長率(-1)	経済成長率(-2)	定数項	F値
地価上昇率	0.889 (0.068) [0.000]	— — —	0.018 (0.112) [0.869]	— — —	0.003 (0.005) [0.593]	0.027 [0.869]
経済成長率	0.235 (0.050) [0.000]	— — —	0.543 (0.082) [0.000]	— — —	0.012 (0.003) [0.001]	22.015 [0.000]

注1) ラグ次数はSBICにより選択した。

2) ()内は標準偏差、[]内はp-valueを示している。

表3 一構造変化の検定結果

時 点	検定統計量	[p-value]
1960年1期	3.233	[0.779]
1961年1期	13.193	[0.040]
1962年1期	16.793	[0.010]
1963年1期	14.572	[0.024]
1964年1期	6.844	[0.335]
1965年1期	10.035	[0.123]
1966年1期	6.743	[0.345]
1967年1期	12.980	[0.043]
1968年1期	8.272	[0.219]
1969年1期	7.822	[0.251]
1970年1期	10.371	[0.110]
1971年1期	21.100	[0.002]
1972年1期	15.931	[0.014]
1973年1期	22.579	[0.001]
1974年1期	21.477	[0.002]
1975年1期	26.705	[0.000]
1976年1期	15.223	[0.019]
1977年1期	19.935	[0.003]
1978年1期	21.161	[0.002]
1979年1期	23.393	[0.001]
1980年1期	22.971	[0.001]
1981年1期	21.527	[0.001]
1982年1期	17.262	[0.008]
1983年1期	13.371	[0.038]
1984年1期	9.691	[0.138]
1985年1期	10.118	[0.120]
1986年1期	9.817	[0.133]
1987年1期	8.686	[0.192]
1988年1期	8.502	[0.204]
1989年1期	7.013	[0.320]
1990年1期	8.984	[0.174]
1991年1期	9.974	[0.126]
1992年1期	4.858	[0.562]
1993年1期	2.425	[0.877]
1994年1期	2.004	[0.919]
1995年1期	2.778	[0.936]
1996年1期	1.662	[0.948]

の背後にある経済メカニズムを次節で探索する。

2 理論モデル

Kiyotaki and Moore (1997) の成長版モデル (以下KMモデル) を考える。経済には、無限の時間的視野をもつ「企業家」と「投資家」という2種類の主体が登場し、人口のサイズをそれぞれ1とMとする。KMモデルと実質的に異なるのは、次の生産関数で表される企業家が保有する生産技術である。

$$Y_{t+1} = AK_t L_t^{1-\alpha} \bar{K}_t^\alpha \quad (1)$$

ここで、 K_t, L_t はそれぞれ生産のために投入された資本量と土地の量を表し、 \bar{K}_t は経済全体での資本量の平均値であり、Romer (1986) タイプの技術的外部効果を表す。企業家の効用関数は、リスク中立的な $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_t^e$ で与えられる。ここで、 c_t^e は企業家の各期の消費量である。

投資家の効用関数もまたリスク中立的な $\sum_{t=0}^{\infty} \hat{\beta}^t c_t^i$ で与えられる。ここで、 c_t^i は投資家の各期の消費量である。投資家は、企業家と異なり、何ら生産手段をもたない。したがって、自己の資産を運用する以外には収益を得る手段をもたない。投資家は企業家より“我慢強い”、つまり $\hat{\beta} > \beta$ (仮定1) であるとする。

資金の貸借を履行させる強制力が備わっていない社会を仮定する。こうした社会では、資金の貸手は借手に対して債務の支払を強制することは難しい。ここではとくに、資金の貸手は借手の生産物や資本を徴収することはできないとする。しかし、貸手は借手の土地を徴収することはできるとする。こうした世界では、貸し手は借り手が保有する土地の時価総額の範囲内では貸出を行なわないと考えられる。

企業家の最大化問題は、次のように定式化される。

$$\max_{\{C_t, b_t, K_t, L_t\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_t^e \quad (2)$$

s.t

$$AK_{t-1} L_t^{1-\alpha} \bar{K}_t^\alpha = b_t - R_t b_{t-1} \quad (3)$$

$$= K_t - K_{t-1} + Q_t(L_t - L_{t-1}) + c_t^e \quad (4)$$

$$R_t b_t \leq \gamma Q_{t,t+1}^e L_t \quad (5)$$

ここで、 b_t, Q_t はそれぞれ企業家の借入量、地価を表し、 $Q_{t,t+1}^e$ はt期に期待されたt+1期の地価を表し、 R_t はt期に定められるt+1期に支払うべき粗借入(貸付)利子率である。(3)式は予算制約式を表し、(4)式は各期の消費水準、前期の生産量と前期から持ち越した資本の和の一定割合を超えなければならないことを表している。(5)式は借入れ制約を表しており、負債支払額が保有土地の時価総額の一定割合 (γ は0

表4-VARの推計結果(期間を分割した場合の結果)

前期: 推計期間 1958年2期-1972年2期

ラグ次数=2

	地価上昇率(-1)	地価上昇率(-2)	経済成長率(-1)	経済成長率(-2)	定数項	F値
地価上昇率	1.200 (0.184) [0.000]	-0.401 (0.183) [0.038]	0.096 (0.149) [0.525]	-0.151 (0.146) [0.311]	0.021 (0.015) [0.169]	0.709 [0.502]
経済成長率	0.528 (0.175) [0.006]	-0.435 (0.174) [0.020]	0.223 (0.142) [0.128]	-0.108 (0.139) [0.443]	0.058 (0.014) [0.000]	4.551 [0.021]

後期: 推計期間 1975年1期-1998年1期

ラグ次数=2

	地価上昇率(-1)	地価上昇率(-2)	経済成長率(-1)	経済成長率(-2)	定数項	F値
地価上昇率	1.066 (0.137) [0.000]	-0.248 (0.142) [0.088]	-0.534 (0.235) [0.028]	0.561 (0.213) [0.012]	0.000 (0.005) [0.962]	3.542 [0.038]
経済成長率	0.337 (0.075) [0.000]	-0.254 (0.077) [0.002]	0.489 (0.128) [0.000]	0.274 (0.116) [0.023]	0.004 (0.003) [0.170]	10.179 [0.000]

注1) ラグ次数はSBICにより選択した。

2) () 内は標準偏差、[] 内はp-valueを示している。

$\gamma \leq 1$ の定数) を超えない範囲内でしか借入ができないことを示している。 $(1-\gamma)$ の部分は、土地の清算のために費やされる取引費用と考えることができる。

他方、 W_t は t 期の期首に投資家が保有する資産量である。投資家は、予算制約 $W_{t+1} = R_t W_t - c_t$ と所期資産量 $W_0 > 0$ のもとで、 $\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_t$ を最大化する。

$\beta > \beta$ (仮定1) が成立するとき、投資家は資金の貸し手になり、企業家が資金の借り手となる²⁾。資金市場の均衡では、 $R_t = R = 1/\beta$ が実現し、 R_t は時間を通じて一定となる。 $\beta R < 1$ が成立し、企業家は利子率 R で貸し付けることよりも借り入れることを選好し、したがって制約(5)式は等号で成り立つ。投資家は各期の消費と貯蓄の配分に関して無差別となる。よって、(5)式に基づいて決まる資金需要量を受動的に投資家は供給し、残りを消費する。

次のようなラグランジュ関数を定式化する。

$$\Lambda = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ AK_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} \bar{K}_t - \bar{K}_t + b_t - Rb_{t-1} - (K_t - K_{t-1}) - Q_t(L_t - L_{t-1}) + \lambda_t(\gamma Q_t^e L_t - Rb_t) \} \quad (6)$$

ここで、 λ_t はラグランジュ乗数である。1階の

条件は次の2つの式で与えられる。

$$\partial \Lambda / \partial b_t = 0 \Leftrightarrow \lambda_t = R^{-1} - \beta (> 0) \quad (7)$$

$$\partial \Lambda / \partial L_t = 0 \Leftrightarrow \beta \{ A(1-\alpha) K_t + Q_{t+1} \} = Q_t - \gamma \lambda_t Q_t^e \quad (8)$$

すべての企業家は同質的であり、かつ土地を必要するのは企業家だけであるため、 $K_t = \bar{K}_t$ と $L_t = 1$ が常に成立する。(8)式の導出は、この性質を利用した。

ここで、地価の期待形成は「完全予見」、すなわち、 $Q_{t+1}^e = Q_{t+1}$ であると仮定して分析を進める。これを(8)式に代入して、次のような裁定式を得る。

$$(\beta + \gamma \lambda) Q_{t+1} + \beta A(1-\alpha) K_t = Q_t \quad (9)$$

あるいは整理して

$$Q_{t+1}/Q_t = \frac{1}{\beta + \gamma \lambda} - \frac{\beta A(1-\alpha)}{\beta + \gamma \lambda} K_t/Q_t \quad (10)$$

となる。借り手企業が直面する実質割引因子は $\tilde{\beta} \equiv \beta + \gamma \lambda = (1-\gamma)\beta + \gamma\beta (< 1)$ であり、 $\tilde{\beta} > \beta$ (仮定1) であるから γ の値が大きく、したがって、土地担保が効率的に機能しているときほど $\tilde{\beta}$ の値は大きくなる。(9)式から今期の地価は、

$$Q_t = \tilde{\beta} A(1-\alpha) \{ K_t + \tilde{\beta} K_{t+1}^e + (\tilde{\beta})^2 K_{t-2}^e + \dots \} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \tilde{\beta}^{t+\tau} Q_{t+\tau}^e \quad (11)$$

と表される。地価バブルは発散しないという条件(横断性条件)を課し、資本の(期待)成長率 $G_{t+i+1} \equiv K_{t+i+1}^e / K_{t+i}^e (i=0,1,\dots)$ とすると、地価上昇率 Q_{t+1}/Q_t は

$$Q_{t+1}/Q_t = G_{t+1}^e \frac{1 + \beta G_{t+2}^e + \beta^2 G_{t+3}^e G_{t+2}^e + \dots}{1 + \beta G_{t+1}^e + \beta^2 G_{t+1}^e G_{t+2}^e + \dots} \quad (12)$$

となる。つまり、今期から来期への地価上昇率は、来期以降の資本の(予想)成長率で表すことができる。将来にわたる資本の(予想)成長率を同じであると予想すれば、 $Q_{t+1}/Q_t = G_{t+1}^e$ という単純な関係で表すことができる。さらに、マクロ生産関数は最終的に $Y_{t+1} = AK_t$ と簡略化され、これから導かれる $Y_{t+1}/Y_t = K_t/K_{t-1}$ という関係を考慮すれば、今期の地価上昇率を左右するのは将来の経済成長率の予想ということになる。

次に、今期の地価上昇率が将来の経済成長率に影響を及ぼす可能性について分析する。パラメーター間に $\beta(1+A) > 1 > \beta s(1+A)$ の関係を仮定すると、企業家は消費よりも投資を選好することが示される³⁾。このとき(4)式は等号で成立する。均衡では $L_t = L_{t-1} = 1$ が成立することから、予算制約式である(3)式は、(4)式を使って次式のように簡略化される。

$$sAK_{t-1} + b_t - R_{t-1}b_{t-1} = K_t - sK_{t-1} \quad (13)$$

(5)式(等号が成立)を(12)式に代入して整理すると、次式が得られる。

$$K_t/K_{t-1} = s(1+A) + \gamma \frac{Q_{t-1}}{K_{t-1}Q_{t-1}} \{R^{-1}Q_{t+1}/Q_t - 1\} \quad (14)$$

(14)式は、今期の資本の成長率が、前期から今期の地価上昇率 Q_t/Q_{t-1} や今期から来期への(予想)地価上昇率 Q_{t+1}/Q_t に左右されることを示している。とくに資本の成長率は、今期の(予想)地価上昇率と正の相関関係を示している。これは、土地の担保価値の上昇が資本の成長を促進する傾向を表している。

この経済の均衡は、(10)式、(14)式、定義式

$$\frac{K_t/K_{t-1}}{Q_t/Q_{t-1}} = \frac{K_t/Q_t}{K_{t-1}/Q_{t-1}}$$

の3式を同時に満足する3変数からなる時系列 $\{K_t/K_{t-1}, Q_t/Q_{t-1}, K_t/Q_t\}_{t=1}^{\infty}$ によって描写され、資本と地価は同率で成長する均斉成長経路が存在することが示される。

3 GMMを使った推計

前節で展開された理論モデルが果たして日本経済の時系列データと整合的かどうかを検証する。分析方法としては、理論モデルから導出された構造方程式のパラメーターをGMMを使って直接推計するという方式をとった。GMMは、説明変数と誤差項に相関があり、合理的期待形成モデルのように、誤差項が複雑な構造をもつモデルを推定する方法として推奨されている(Hansen 1982、Hansen and Singleton 1982、Ogaki 1993)。

推計式は次のように考える。簡略化された生産関数 $Y_{t+1} = AK_t$ を(10)式と(14)式に代入して、次の2式を得る。この2本の構造方程式を同時に推計する。

$$Q_{t+1}/Q_t = \phi_0(1 - \phi_1 Y_{t+1}/Q_t) \quad (15)$$

$$Y_{t+1}/Y_t = \theta_0 + \theta_1 (R_t^{-1} Q_{t+1}/Y_t - Q_t/Y_t) \quad (16)$$

ここで、 $\phi_0 \equiv (\beta + \gamma\lambda)^{-1}$ 、 $\phi_1 \equiv \beta(1 - \alpha)$ 、 $\theta_0 \equiv s(1+A)$ 、 $\theta_1 \equiv \gamma A$ である。(15)式は、 ϕ_0 は1より大きく、 ϕ_1 は正の符号が期待される。理論モデルと整合的なパラメーターを得ることができれば、「経済成長率→地価上昇率」という「生産性ルート」が確認されたといえる。(16)式は、 θ_0 は1より大きく、 θ_1 は正の符号が期待される。理論モデルと整合的なパラメーターを得ることができれば、「地価上昇率→経済成長率」という「土地担保ルート」が確認されたことになる。

推計に用いる地価と国内総生産および実質粗利率の変数の作成方法に関しては、付録に示している。推計にあたっては、(15)式、(16)式の両式が期待変数を含んでいるので、期待を形成する時点での情報セットとしてラグ付きの自己の変数と、金融に関する変数である貨幣供給量 $M2$ の成長率 (M_t/M_{t-1}) と貸付金の変化率

表5—単位根検定の結果（1958年1期 - 1999年2期）

	Y_t/Y_{t-1}	Q_t/Q_{t-1}	Y_t/Q_{t-1}	$R_{t-1}Q_t/Y_{t-1}-Q_{t-1}/Y_{t-1}$	M_t/M_{t-1}	L_t/L_{t-1}
PP [p-value]	-62.531 [0.000]	-22.959 [0.039]	-8.144 [0.572]	-18.254 [0.100]	-44.449 [0.000]	-42.427 [0.001]
ADF [p-value]	-4.510 [0.001]	-3.426 [0.048]	-3.739 [0.020]	-2.410 [0.374]	-3.474 [0.042]	-2.486 [0.335]

注1) PPはPhillips = Perron検定統計量を、ADFはAugmented Dickey = Fuller検定統計量を表している。
2) 3次のラグ次数で検定を行なっている。

(L_t/L_{t-1})を推計に用いる操作変数とした。ラグ付きの自己の変数に関しては、説明変数の1期ラグと2期ラグの値を用いたセットと、2期ラグと3期ラグの値を用いたセットの2通りを考えた。具体的に用いた操作変数についての詳細は、結果の表の注で示した。また、最適な加重行列を計算する際に用いる誤差項は、2次の移動平均(MA(2))の構造を仮定してGMM推計を行なっている。

GMMの推計は、各変数が定常性を満たしていることを前提としている。したがって、推計の前に単位根検定を行ない、推計に用いる各変数が定常性を満たしているかどうかを調べている。単位根検定は、Phillips = Perron検定とAugmented Dickey = Fuller検定を行なった。対象とする変数は、被説明変数の Y_t/Y_{t-1} と Q_t/Q_{t-1} 、説明変数の Y_t/Q_{t-1} 、 $R_{t-1}Q_t/Y_{t-1}-Q_{t-1}/Y_{t-1}$ および操作変数に用いる M_t/M_{t-1} と L_t/L_{t-1} である。検定の結果は表5に示した。

検定の結果、 Y_t/Y_{t-1} 、 Q_t/Q_{t-1} 、 M_t/M_{t-1} の3変数に関しては、2つの検定統計量において有意水準5%で、変数が定常であるという結果が得られた。他の Y_t/Q_{t-1} 、 $R_{t-1}Q_t/Y_{t-1}-Q_{t-1}/Y_{t-1}$ および L_t/L_{t-1} の3変数では、2つの検定のどちらかにおいて、有意水準10%で単位根がなく、定常であるという結果が得られた。ここでは、どちらかの検定によって単位根がないと判断されたので、その変数は単位根がないと判断し、以下のGMM推計を行なっていくことにする。

最初に、1959年から1998年の全期間をサンプル期間とした推定を行なった。推計結果は表6に記載した。Hansen (1982)の過剰識別制約

表6—GMM推計の結果（全期間 1958年1期 - 1999年2期）

		(1)	(2)	
(15)	$\frac{Q_{t+1}}{Q_t}$	ϕ_0	0.972 (0.011)	0.984 (0.011)
		ϕ_1	-0.208 (0.036)	-0.716 (0.034)
(16)	$\frac{Y_{t+1}}{Y_t}$	θ_0	1.032 (0.002)	1.034 (0.002)
		θ_1	0.100 (0.014)	0.116 (0.015)
J統計量		16.347	13.597	
(自由度)		(12)	(12)	
[p-value]		[0.176]	[0.327]	

注1) 操作変数には次のものを用いた。(1)では、 Y_{t-1}/Y_{t-2} 、 Y_{t-2}/Y_{t-3} 、 Q_{t-1}/Q_{t-2} 、 Q_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-3}/Q_{t-4} に M_{t-1}/M_{t-2} と L_{t-1}/L_{t-2} を加えている。(2)は、(1)の操作変数をさらにもう1期ずつ過去にずらしたものを操作変数としている。
2) 係数の推定値の下の()は、標準偏差を表す。

の検定は、5%の有意水準で棄却されない。まず、(15)式の結果をみると、操作変数のセットがいずれの場合も ϕ_1 は統計的に有意であるが負の符号をとり、理論モデルと整合的ではない。これは、次のように考えることができよう。(15)式の裁定式は、第2節で示したように、実質利子率が地価上昇率を上回っていることを前提に成り立っている。しかし、実際には1974年頃まで地価上昇率が実質利子率を趨勢的に上回っていた。(15)式の左辺は地価上昇率を表し、右辺第1項は投資家が支払う実質利子率に対応しているので、裁定式が満たされるために、右辺第2項の係数 ϕ_1 が負の値をとる可能性が予想される。 ϕ_0 の値も1より小さく、理論と整合的な結果が得られなかった。したがって、「経済成長率→地価上昇率」という「生産性ルート」が確認されないという結果を得たといえる。

一方、(16)式の結果から、 θ_0 は1より大きく、

表7ーGMM推計の結果（期間を分割した場合の結果）

前期：1958年1期 - 1972年2期

		(1)	(2)	
(15)	$\frac{Q_{t+1}}{Q_t}$	ϕ_0	1.016 (0.010)	1.031 (0.013)
		ϕ_1	-0.135 (0.019)	-0.103 (0.026)
(16)	$\frac{Y_{t+1}}{Y_t}$	θ_0	1.039 (0.002)	1.039 (0.003)
		θ_1	0.124 (0.019)	0.124 (0.033)
J統計量		8.605	6.814	
(自由度)		(12)	(12)	
[p-value]		[0.736]	[0.870]	

後期：1975年2期 - 1999年2期

		(1)	(2)	
(15)	$\frac{Q_{t+1}}{Q_t}$	ϕ_0	1.018 (0.031)	1.020 (0.041)
		ϕ_1	0.020 (0.125)	0.024 (0.155)
(16)	$\frac{Y_{t+1}}{Y_t}$	θ_0	1.021 (0.002)	1.024 (0.002)
		θ_1	0.033 (0.012)	0.051 (0.010)
J統計量		12.143	10.690	
(自由度)		(12)	(12)	
[p-value]		[0.434]	[0.556]	

注1) 操作変数には次のものを用いた。(1)では、 Y_{t-1}/Y_{t-2} 、 Y_{t-2}/Y_{t-3} 、 Q_{t-1}/Q_{t-2} 、 Q_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-3}/Q_{t-4} に M_{t-1}/M_{t-2} と L_{t-1}/L_{t-2} を加えている。(2)は、(1)の操作変数をさらにもう1期ずつ過去にずらしたものを操作変数としている。
2) 係数の推定値の下の()は、標準偏差を表す。

表8ーバブル期以降を対象としたGMM推計の結果

推計期間：1986年1期 - 1999年2期

		(1)	(2)	
(15)	$\frac{Q_{t+1}}{Q_t}$	ϕ_0	1.069 (0.027)	1.060 (0.032)
		ϕ_1	0.269 (0.098)	0.246 (0.104)
(16)	$\frac{Y_{t+1}}{Y_t}$	θ_0	1.019 (0.002)	1.019 (0.003)
		θ_1	0.037 (0.011)	0.042 (0.013)
J統計量		8.395	8.263	
(自由度)		(12)	(12)	
[p-value]		[0.754]	[0.764]	

注1) 操作変数には次のものを用いた。(1)では、 Y_{t-1}/Y_{t-2} 、 Y_{t-2}/Y_{t-3} 、 Q_{t-1}/Q_{t-2} 、 Q_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-2}/Q_{t-3} 、 Y_{t-3}/Q_{t-4} に M_{t-1}/M_{t-2} と L_{t-1}/L_{t-2} を加えている。(2)は、(1)の操作変数をさらにもう1期ずつ過去にずらしたものを操作変数としている。
2) 係数の推定値の下の()は、標準偏差を表す。

θ_1 は正の符号が統計的に有意で、理論モデルと整合的なパラメーターを得ることができた。「地価上昇率→経済成長率」という「土地担保ルート」が確認されたことになる。

次に、第1節の検証結果に基づいて、サンプル期間を、第1次オイルショックを境に「前期」と「後期」に分割して再度推計を行なった。「前期」は1959年1期から1972年2期まで、「後期」は1975年2期から1998年2期までである。前期と後期のGMM推計の結果は、表7に示した。表の見方は全サンプル期間でのものと同様である。

前期の結果についてみていく。過剰識別の検定の結果、すべての説明変数のセットで、棄無仮説は棄却されない。(15)式の結果から、 ϕ_0 に関しては1より大きな値を得たが、 ϕ_1 の符号はやはりマイナスとなった。(16)式の結果をみると θ_0 は1より大きく、 θ_1 は正の符号が統計的に有意で、理論モデルと整合的なパラメーターを得た。「地価上昇率→経済成長率」という「土地担保ルート」が前期において確認されたことになる。

後期についてみていくことにしよう。J統計量は、いずれも5%水準で過剰識別制約が棄却される。地価に関する(15)式の ϕ_1 の係数は正の値を示したが、統計的に有意ではない。Yに関する(16)式の結果をみると、担保の効果を示す θ_1 の値は、いずれのケースも統計的に有意である。後期においても「土地担保ルート」の関係が存在したことが確認される。

θ_1 の大きさを前期と後期で比較すると、前期の値は後期の値の約4倍である。したがって、「土地担保ルート」は前期においてより強く働いたという結果を確認することができる。

次に、バブル期の経済において土地担保融資が強いかかわりをもったのではないかという指摘が多い。この点を確認すべく、1986年以降の時期を検定した。結果は表8に示した。生産性ルートと土地担保ルートの両方のルートが確認できた。このことは、バブル期に地価の高騰が

経済成長率を上昇させただけでなく、バブル崩壊期において、地価の下落が金融危機を通じて経済成長率を減速させたことを反映していると思われる。とくに、バブル崩壊から現在にいたる金融不況期の経済が、「地価上昇率の下落→経済成長率の鈍化→地価上昇率の下落……」の悪循環のプロセスで特徴づけられる可能性を示唆している。

付録：データの出所および作成方法

地価 (Q)：(財) 日本不動産研究所が毎年3月および9月の時系列データとして公表しているデータのうち、全国全用途のデータを使用した。経済企画庁『国民経済計算年報』のストック編に国民資産の再生産不可能有形資産に土地の時価が記載されている。この2つのデータより、土地の時価の時系列を作成した。地価上昇率を作成するときは、名目値の前期比の値で計算した。

国内総生産(Y)：経済企画庁『国民経済計算年報』の季節調整済みの名目GDPの値を、四半期データのうち3月および9月だけを利用することにした。具体的には、10月から3月までの、前年の第4四半期と今年の第1四半期のGDEの和を3月のデータとし、4月から9月の第2四半期と第3四半期の和を9月のデータとした。変数は経済企画庁『国民経済計算年報』に掲載されているGDEデフレーターを使って実質化している。経済成長率を作成する際には、名目値を前期比の値で計算した。

粗実質利率(R)：日本銀行『金融経済統計』から貸出約定金利と前述のGDEデフレーターを用いて作成した。

貨幣供給量M2(M_t)および貸付金(L_t)：日本銀行の『経済統計年報』の月末期のデータを使用した。

注

1) Sims(1980)が用いた検定統計量は次のとおりである。

$$(T-n)(\log|\Sigma_R| - \log|\Sigma_U|) \sim \chi^2(n)$$

ここで、Tはデータ数、nはすべての回帰係数の数を方程式の数で割ったもの、 Σ_R は制約されたモデル

の攪乱項の分散共分散行列の推定値、 Σ_U は無制約モデルの攪乱項の分散共分散行列の推定値である。なお、無制約モデルの推定は、すべての係数に時点ごとの構造変化ダミーを付加している。

2) くわしい証明は、櫻川・櫻川(2000)を参照。

3) くわしい証明は、櫻川・櫻川(2000)を参照。

参考文献

- Bernanke, B. and M. Gertler (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, vol.79, pp.14-31.
- Hansen, L.P. (1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, vol.50, pp.1029-1054.
- Hansen, L.P. and J. Singleton (1982) "Generalized Instrument Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Model," *Econometrica*, vol. 50, pp.1269-1286. Errata: *Econometrica*, vol.52, pp.267-268.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997) "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, vol.105, pp.211-248.
- Ogaki, M. (1993) "Generalized Method of Moments: Econometric Applications," Maddala, G.S., C.R. Rao and H.D. Vinod (eds.) *Handbook of Statistics*, vol.11, Elsevier Science Publishers.
- Ogawa, K., S. Kitasaka, H. Yamaoka and Y. Iwata (1996) "Borrowing Constraints and the Role of Land Asset in Japanese Corporate Investment Decision," *Journal of the Japanese and International Economics*, vol.10, pp.122-149.
- Romer, P. M. (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp.1002-1037.
- Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol.48, pp.1-48.
- 小川一夫・北坂真一(1998)『資産市場と景気変動』日本経済新聞社。
- 櫻川昌哉・櫻川幸恵(2000)「土地担保融資と経済成長」mimeo.

イギリスの民間賃貸住宅の 利回りについて

倉橋 透

はじめに

グレートブリテンにおいて、民間賃貸住宅居住世帯は1919年には全世帯住宅の約90%を占めていた(Crook and Kemp 1996a)が、その後急減し、日本住宅総合センター(1998)によれば、1988年には9%となっている。その後やや割合が上昇し、戸数ベースでみて1990年度(原資料では「1990/91年」となっているが、1990年4月~1991年3月の意味であるので、「1990年度」とした。以下、本稿において同じ)には民間賃貸住宅(社宅を含む)は全体の9.3%、1999年度には268.2万戸、10.9%となっている(DETR 2000による)。ちなみに、1999年度の住宅市場のほかの形態の構成は、持家67.8%、社会住宅4.7%、公営住宅16.5%となっている(グレートブリテンの所有関係別住宅数については、表1を参照)。また、イングランドのみでの民間賃貸住宅は1990年度には9.8%であったが、1999年度には11.5%となっている(イングランドの所有関係別住宅数については、表2を参照)。

1996年時点では、Crook and Kemp (1996a)は「家賃の規制緩和は、民間賃貸住宅投資の活気あるリバイバルの必要な条件ではあるが、十分な条件ではない」としている。そして、市場の利回りと潜在的家主も含めた家主にとって必要な利回りとの間に差があり、1988年住宅法による変革とビジネス拡張計画(BES)による一時的な優遇税制で追加的な供給が生じたとし

ている。しかし、増加の約半分は不動産不況によって住宅が売れなくなった家主が賃貸に出しており、住宅価格が家賃以上のスピードで上昇する場合には住宅を売却するので民間賃貸住宅市場は縮小する、と予測している。

しかしながら、DETR (2000)によれば、モーゲジ付き住宅の価格(戸建て)はイギリス全体で1999年は1996年に対し25.2%上昇したが、保証賃貸借および保証短期賃貸借の家賃は、イングランドで1999年度は1996年度に対し5.7%の上昇にとどまっている。もう少し長期でみなければならぬかもしれないが、民間賃貸住宅市場の規模の拡大はCrook and Kemp (1996a)の予測よりは力強い可能性がある。

そこで本稿では、民間賃貸住宅の投資家にとって最低限必要な利回りを近年について試算して、実際の利回りと比較してみる。

また、Crook and Kemp (1996a)は、必要な利回りと実際の利回りに差がでる理由を、物件が潜在的投資家にとって目新しいことや、民間賃貸住宅が商業用不動産に比べリスクが大きいことに加え、補助金や税制によって歪みが生じていることに求めている。Whitehead, Kleinman and Chattrabhutti (1995)も「(実現できる利回りと必要な利回りとの)利回りの差は、需要サイドの補助、他の所有関係への給付の削減による(民間賃貸住宅への)需要増、供給サイドの補助——直接補助金、または税控除を通じた補助——、または実質的な供給コストの削減により補える」としており、リバイバ

ルのための税法上のインセンティブのひとつとして、住宅を償却資産として扱うことをあげている。

本稿では、償却制度や割増償却制度を導入した場合の利回りへの影響を試算する。

本稿の構成は、第1節で検討に先立ちイギリスにおける民間賃貸住宅市場の賃貸借のタイプおよび民間賃貸住宅にかかる税制を概観した後、第2節でイギリスの民間賃貸住宅の家主にとって必要な利回りの定式化を行なう。第3節でその利回りを計測し、実際の利回りとの比較を行なう。また、必要な利回りと民間賃貸住宅増加数との比較を行なう。第4節では、現在認められていない償却、さらには割増償却が導入された場合に実際の利回りがどのように変化するかを検討する。最後に、全体を要約するとともに、本研究の限界と今後の研究課題について言及する。

1 イギリスの民間賃貸住宅市場および税制概観

民間賃貸住宅市場

民間賃貸住宅市場の賃貸借形態の推移をみると、表3のとおりである。

注目すべき点は、保証短期賃貸借（家賃は市場家賃で、契約期間内のみ居住権保障がある。

(倉橋氏写真)

くらはし・とおる

1959年東京都生まれ。1981年東京大学経済学部卒業後、建設省入省。1985年ケンブリッジ大学M.Phil.新潟大学法学部助教授(出向)などを経て、2000年より千葉大学法経学部助教授(出向)。論文:「相続税を明示的に取り入れた貸家の資本コストの定式化」ほか。

わが国の定期借家にあたる)のみが増加し、全賃貸借の半分以上を占めていることである。他の賃貸借形態のうち規制系の賃貸借(家賃は規制家賃、居住権保障あり)は著しく減少した。また、保証賃貸借(家賃は市場家賃で、居住権保障がある)ですら1990年に比べ現時点は減少している。

また、Crook and Kemp (1996b)によると、家主の種類は1993年度のイングランドで個人が61.0%、民間企業が15.0%、パートナーシップが5.0%などという割合となっており、個人が主体となっている。

民間賃貸住宅税制概観

ここでは、前掲の日本住宅総合センター(1998)およびHomer and Burrows (1996)により、イギリスの民間賃貸住宅にかかる税制を概観する。

表1—所有関係別住宅数(グレートブリテン)

(単位:1000戸、%)

年度	持家		民間賃貸住宅(社宅含む)		登録された社会住宅		公営住宅		合計(戸数)
	戸数	割合	戸数	割合	戸数	割合	戸数	割合	
1990	15,174	66.0	2,147	9.3	692	3.0	4,966	21.6	22,979
1991	15,357	66.2	2,222	9.6	724	3.1	4,879	21.0	23,183
1992	15,502	66.4	2,290	9.8	802	3.4	4,759	20.4	23,352
1993	15,680	66.6	2,338	9.9	874	3.7	4,634	19.7	23,527
1994	15,853	66.9	2,399	10.1	966	4.1	4,496	19.0	23,713
1995	15,981	66.9	2,481	10.4	1,069	4.5	4,368	18.3	23,898
1996	16,133	67.0	2,540	10.6	1,127	4.7	4,273	17.8	24,073
1997	16,394	67.6	2,568	10.6	1,146	4.7	4,141	17.1	24,250
1998	16,627	68.1	2,664	10.9	1,155	4.7	3,983	16.3	24,428
1999	16,681	67.8	2,682	10.9	1,166	4.7	4,068	16.5	24,597

出典) DETR "Housing Statistics 2000" による。

注1) イングランドおよびウェールズの各年度末の数字と、スコットランドの各暦年末の数字の合計である。

2) スコットランドおよびウェールズの推計値は、1990年度までは1981年センサスに基づいており、1991年4月からは1991年センサスに基づいている。このため、1990年度と1991年度の間に不連続性がある。

3) 四捨五入のため、合計が合わないことがある。

表2 一所有関係別住宅数 (イングランド)

(単位:1000戸、%)

年度	持家		民間賃貸住宅(社宅含む)		登録された社会住宅		公営住宅		合計 (戸数)
	戸数	割合	戸数	割合	戸数	割合	戸数	割合	
1990	13,249	67.4	1,924	9.3	599	3.0	3,899	19.8	19,671
1991	13,378	67.5	1,970	9.9	637	3.2	3,844	19.4	19,829
1992	13,472	67.5	2,037	10.2	705	3.5	3,760	18.8	19,973
1993	13,601	67.6	2,083	10.4	769	3.8	3,666	18.2	20,120
1994	13,725	67.7	2,142	10.6	847	4.2	3,565	17.6	20,279
1995	13,810	67.6	2,222	10.9	933	4.6	3,470	17.0	20,435
1996	13,921	67.6	2,281	11.1	980	4.8	3,401	16.5	20,582
1997	14,133	68.2	2,308	11.1	981	4.7	3,309	16.0	20,731
1998	14,323	68.6	2,402	11.5	982	4.7	3,178	15.2	20,884
1999	14,335	68.2	2,418	11.5	982	4.7	3,219	15.7	21,025

出典) DETR "Housing Statistics 2000" による。

注1) 各年度末の数字である。

2) 四捨五入のため、合計が合わないことがある。

表3 一賃貸借形態の推移 (イングランド)

(単位:%)

	1988年	1990年	1993年度	1994年度	1999年度
保証賃貸借	0.0	20.0	17.4	16.7	11.9
保証短期賃貸借	0.0	8.0	38.4	39.9	53.8
保証系計	0.0	28.0	55.9	56.6	65.8
規制賃貸借、家賃登録済み	26.0	18.0	10.5	7.8	3.4
規制賃貸借、家賃登録なし	33.0	15.0	6.8	6.3	3.3
規制系計	59.0	33.0	17.4	14.2	6.7
一般を対象としない賃貸借	28.0	27.0	17.8	19.6	19.3
居住家主による賃貸借	6.0	5.0	7.8	8.2	6.6
居住権保障のない賃貸借	3.4	4.9	1.1	1.4	1.7
保護短期賃貸借および1989年前の保証賃貸借	3.6	2.1	—	—	—
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出典) 1988年および1990年はDOE Private Renters' Survey、1993年度以降はDETR Survey of English Housing。

注1) 1993/94年以降の「居住家主による賃貸借」および「合計」の数字は、持家および社会住宅の間借人を含んでいる。その数は、1993年度で8万5,000世帯である。

2) 1993年度の数字は、ウエイトが改良されたため出版されたものと異なっている。

①個人に対する所得税 (家具付きリゾート用住宅を除く)

所得税については、家賃収入から経費を控除したものに課税される。賃貸借のための経費は利子も含めてすべて認められる。ただし、減価償却 (キャピタル・アロウアンス) は認められない (住宅は永久に価格を維持するという考えによる。なお、保証賃貸借の一部で減価償却が認められている)。所得は不動産所得として「スケジュールA」に分類され計算されたうえで他の所得と合算されるが、損失が生じている場合には合算できない (損益通算はできない)。所得税率は3種類である。

また、住宅価格も含めたキャピタルゲインに

対する課税については、6300ポンドを控除した後、他の所得と合算して計算して得られた所得税額と、そのキャピタルゲインがないとして計算して得られた所得税額の差 (上積み分) をキャピタルゲインの税額とする。

②法人に対する法人税 (家具付きリゾート用住宅を除く)

法人の会計年度内に収受した家賃から経費を控除したものに課税される。減価償却が認められない点、損益計算が認められない点などは個人についての税制と同様である。法人税率は通常の場合と小規模会社とで異なる。また、細かい軽減規定がある。

③付加価値税 (VAT)

家賃に対しては、家主が選択しないかぎり、付加価値税は非課税である。また、住宅の建築にかかる付加価値税にはゼロ税率が適用される。

④カウンスル・タックス

住宅を価格によって8等級に区分し、法によって決定された複数の比率により課税される。課税されるのは、持家家主、法律上のまたは保証された借家人などである。したがって、民間賃貸住宅が借家人の唯一または主要な住居である場合、その借家人がカウンスル・タックスを負担し、家主には負担がない。共同住宅（フラット）の場合も各借家人が負担している。なお、ベッド・シツ（一間アパート）のように、ひとつの住宅が区分されて賃貸借され、部分ごとに家賃が払われるような場合には家主がカウンスル・タックスを払う。

2 投資家にとって最低限必要な利回りの試算および実際との比較

投資家にとって最低限必要な利回りとして本稿では「資本コスト」を考える。

岩田・鈴木・吉田（1987）では、日本の住宅投資を資本コストの概念を用いて分析したが、その際、資本コストを「限界的な住宅投資を1単位行なった場合の税引き後限界収益の現在価値が、税負担の軽減効果を考慮した投資費用と等しくなる時の（経済的償却率を除く）ネットでの税引き前の限界収益率」と定義している。

本稿では、基本的にこの定義に基づいて資本コストの定式化を行なうが、その際、経済的償却率を除かないグロスの限界収益率を実際の利回りとの比較のために求めるものとする。

限界的な投資1単位から生じる収益の現在価値は次の式で表される。

$$\int_0^{\infty} (1-my)(C+wd)e^{-(r+wd-\dot{P})t} dt \quad (1) \\ = (1-my)(C+wd)/(r+wd-\dot{P})$$

ここで、 my は限界所得税率または限界法人税率、 C は資本コスト、 w は全投資資金のうち家屋部分に費やされた割合、 d は家屋の経済的償却率、 r は将来のキャッシュフローの割引率、

\dot{P} は市場家賃の年間の上昇率である。なお、指数部分に wd が含まれるのは、年数の経過に従い家屋が相対的に劣化していくため、収益が年数の経過とともに上がりにくくなるためである。また、付加価値税（VAT）は家賃については非課税と考え、カウンスル・タックスは借家人が負担するので考慮していない。

一方、投資費用は1である。償却は認められていないので、投資にかかる費用が軽減されることはない。また、住宅の建築にかかる付加価値税にはゼロ税率が適用されるので、付加価値税はゼロである。

限界的な投資1単位から生じる収益の現在価値が投資費用1に等しくなるので（(1)式の値が1に等しい）、資本コスト C は次のように定式化できる。

$$C = (r+wd-\dot{P})/(1-my) - wd \quad (2)$$

wd を除かないものがグロスの限界収益率で、ここでは便宜上これを「グロスの資本コスト」ということとする。

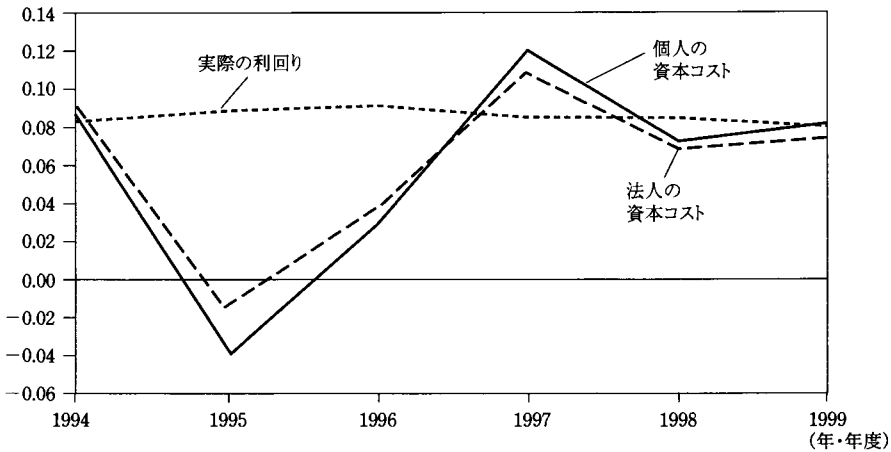
この資本コストの特徴を他の研究と比較すると以下のとおりである。

①住宅を途中で売却せず、永久に持つことが仮定されている。King（1980）、DiPasquale and Wheaton（1992）、Hendershott and Shilling（1982）では明確に売却が前提とされているが、日本住宅総合センター（1997）では、将来にわたって永久に所有することとされている。

②本稿では、償却率 d に全投資資金のうち家屋に費やされた割合 w を乗じている。多くの研究では、土地部分を見捨てて家屋部分のみ問題にしているが、Hendershott and Shilling（1982）およびHorioka（1988）では本稿と同様に、償却率に住宅購入価格（全投資）に占める建物価格の割合を乗じている。

③ \dot{P} について本稿では、市場家賃の年間上昇率をとっているが、King（1980）、Kearl（1979）、Horioka（1988）、Poterba（1984）、竹中・平岡・浅田（1987）、金本（1997）、DiPasquale and Wheaton（1996）では、住宅

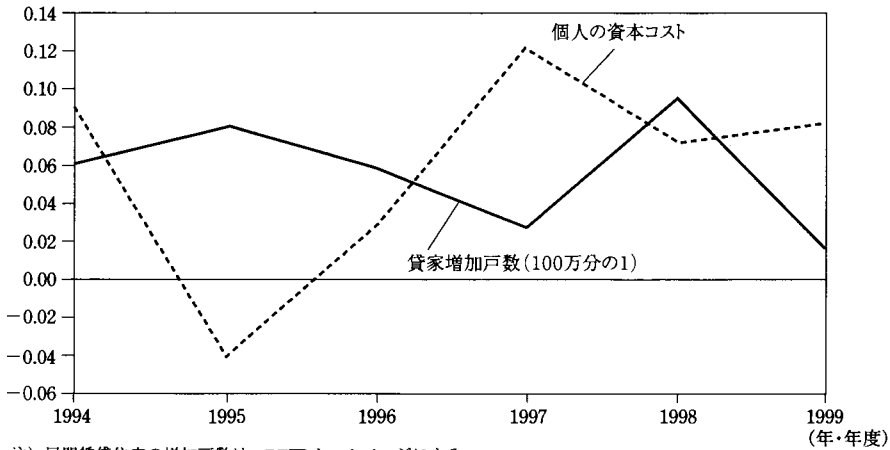
図1—資本コストと利回り



注1) 資本コストは、DETR ホームページ、Inland Revenue ホームページ、Datastream、King and Fullerton (1984) により作成。

2) 実際の利回りは、Crook and Kemp (1996 b) および DETR ホームページにより作成。

図2—資本コストと貸家増加



注) 民間賃貸住宅の増加戸数は、DETR ホームページによる。

価格の期待上昇率をとっている。また、本間・跡田・福間・浅田 (1988) は期待物価上昇率をとっている。

岩田・鈴木・吉田 (1987) では、インフレ率として産出物の価格 (住宅サービスの価格) としての賃貸料の上昇率をとっている。Doughty and Van Order (1982) は、期待インフレ率をとるが、住宅価格も一般的な期待インフレ率で上昇するとする。さらに、日本住宅総合センター (1997) では、家賃と住宅価格のインフレ期待は一致すると仮定している。本稿では、永久に所有することを考え、市場家賃の上昇率とし

た。

3 イギリスの民間賃貸住宅にかかる資本コストの計測

ここでは、資本コストの計測に必要なデータが連続的にとれる (DETRのSurvey of English Housingが連続的に行なわれ、前年度との比較が可能) 1994~1999年度について計測を行なう。

全投資資金のうち家屋部分に費やされた資金の割合 (w) は、イギリスの某不動産会社からのヒアリングにより0.75と仮定する。また、経

済的償却率 (d) については、King and Fullerton (1984) が建物 (産業用) について 0.025としていることから、0.025と仮定した (King 1980では、グロスのレイト価格とネットのレイト価格から償却率を求めているが、本稿ではデータ制約から0.025とした)。

家主の所得については統計がない。ただ、限界所得税率となりうるのは、前述のように3ケースしかない。本稿では家主はむしろ高額所得者に属するものと仮定し、限界所得税率は0.40とした (1994年度から1999年度を通じ高額所得を対象とするhigher ratesは一貫して0.40である)。

法人の場合は、小規模会社に該当するものと仮定し、小規模会社にかかる税率 (0.24) を適用する。

将来のキャッシュ・フローの割引率は、資金調達の方法による。本稿ではローンにより調達した場合について検討する。岩田・鈴木・吉田 (1987) はローンにより資金調達する場合の割引率を、 $(1-my)i$ としている (ここで、myは限界所得税率または限界法人税率、iは利子率である)。限界税率は先述のように0.40とした。

長期利子率として10年もの国債金利の年間平均をとる (Data Streamによる)。

家賃収益の年平均上昇率については、DETRのSurvey of English Housingによる保証賃貸借および保証短期賃貸借の平均家賃 (自由市場家賃) の前年度からの上昇率を用いる。家主は前年度から今年度への上昇が今後も続くとして投資を行なうわけである。

一方、イングランドについて最近賃貸された住宅についての調査 (Crook and Kemp 1996b、調査時点は1994年) によれば、推定グロス利回りはメディアン値が8.3%、平均値が8.4%、また推定ネット利回り (維持管理費を除く) はメディアン値が6.4%、平均値が6.8%である。バラツキが大きいのでメディアン値を用いるほうが適当である。グロスのメディアン値に (保証賃貸借および保証短期賃貸借の平均家賃指

数) / (モーゲジ付き住宅の平均住宅価格の指数) を乗じたものを実際の利回りとする。ローンにより資金調達した場合のグロスの資本コストと最近の賃貸借の実際の利回りを比較すると図1のとおりである。

実際の利回りは緩やかに変化しているのに対し、資本コストは変動が大きい。1995年度に個人で-0.039まで低下したのは、平均家賃が対前年度9.1%上昇したためである。また、1997年度に個人で0.120まで上昇したのは平均家賃が対前年度1.1%下落したためである。ただ、総じてみれば、最近の賃貸借をみるかぎり、実際の利回りはグロスの資本コストを上回っているか、ほぼ等しい年 (年度) が多い。ここに、資産価格が上昇しているにもかかわらず、民間賃貸住宅のシェアが減少しない理由があると思われる。実際、グロスの資本コストとイングランドの民間賃貸住宅 (社宅を含む) の対前年度増加戸数 (100万分の1) を比較すると図2のとおりである。

民間賃貸住宅戸数の増加には、ほかにも単身世帯数の動向など他の要素もあるので一概にはいえないが、少なくとも図2をみるかぎり、資本コストの変動は、民間賃貸住宅の増加と逆の関係があるように思われる。

4 償却税制導入の効果

ここでは、住宅について、現在認められていない償却税制を導入した場合に、利回りにどのような影響があるかを検討する。

検討の対象とするのは次の2つのケースである。

①仮定した経済的償却率と同じ2.5%で償却制度を導入した場合。

②①に加えて、わが国の特定優良賃貸住宅のうち耐用年数35年以上のものと同様に、当初5年間は償却額を1.44倍まで認める割増償却制度を導入した場合。

償却額の割引現在価値を D_n とすると、税負担の軽減効果を考慮した投資費用は $1-myD_n$

表4 一回り

(単位: %)

	一回り
償却なし (経営費用、維持費用を控除しないグロスの メディアン値、1994年)	0.083
通常償却 (①の場合)	0.092
割増償却 (②の場合)	0.093

となる。

そのため、償却を導入した場合の一回りは、(実際の一回り) / (1 - myDn) である。

一方、耐用年数nおよび償却額の割引現在価値Dnについては、岩田・鈴木・吉田(1987)の定率法にかかわる定式化を参考に考える。なお、残存価額は10%と仮定する。

①の場合には、耐用年数nは $n = -(1/d) \log 0.1$ 、償却額の割引現在価値Dnは、

$$Dn = \int_0^n dw e^{-(r+d)t} dt \quad (3)$$

$$= (dw / (r+d)) (1 - e^{-(r+d)n})$$

となる。

②の場合には、割増率をkとすると、耐用年数nは $n = -(1/d) \log 0.1 + 5 - 5k$ 、償却額の割引現在価値Dnは、

$$Dn = \int_0^5 (kdw) e^{-(r+kd)t} dt$$

$$+ \int_5^n dw e^{-5d(k-1)} e^{-(r+d)t} dt$$

$$= (kdw / (r+kd)) (1 - e^{-(r+kd)5}) \quad (4)$$

$$- (dwe^{5d(1-k)} / (r+d)) (e^{-(d+r)n} - e^{-(d+r)5})$$

$$= (kdw / (r+wd)) (1 - e^{-(r+kd)5})$$

$$- (0.1dw / (r+d)) (e^{-rn} - e^{-(d+r)5} e^{dn})$$

となる。

本稿の特徴としては、経済的償却率dをそのまま税務上の償却率としていること、土地を考慮に入れDnの中にwを乗じていることがあげられる。

計測にあたっては、資本コストがもっとも大きかった、限界所得税率0.4の者がローンで資金調達した場合をとりあげることとする。

その結果、①場合の耐用年数は92.104年で、償却額の割引現在価値は0.2563である。②の場

合の耐用年数は89.936年で、償却額の割引現在価値は0.2785である。

以上より一回りを計算すると、表4のようになる。

通常償却では償却なしに比べ差で0.009、割合で11.4%、割増償却で償却なしに比べ差で0.010、割合で12.5%一回りが上昇している。

このように、償却制度の導入は一回りの上昇に効果があると思われるが、相対的にかぎられている。なぜなら、Crook and Kemp (1996b)によれば、直近の賃貸借の家賃が不十分であるとしている家主が24%いるが、そうした家主にとっての「十分な」一回りのメディアン値は11.2%にも達するからである。

おわりに

本稿では、イギリス(主としてイングランド)の民間賃貸住宅の一回りについて検討した。本稿を要約すると、第1にCrook and Kemp (1996b)によって述べられている最近の賃貸借の一回りは、グロスの資本コストと比べ極端に低いものではない。その結果、民間賃貸住宅のシェアは微増となっていると思われる。第2に、民間賃貸住宅の増加戸数と資本コストの増減との間に関係がある可能性がある。第3に、償却制度の導入は、Crook and Kemp (1996b)を前提とするかぎり、一回りを十分にあげるには限界がある。

一方、本稿の限界としては、第1に定式化にあたりキャピタルゲイン、キャピタルロスを見逃していることである。EDTRの最新の調査(2000年第2四半期)では、戸建て住宅の一回りが10.5%、2ベッドルームの共同住宅の一回りが15.6%にもなっているが、これは主にキャピタルゲインに起因することである。本稿では、結果的にこのような情報を捨象している。

第2に資本コストの計測において、w,dについて仮定の数値をおかざるをえなかったことである。

第3に民間賃貸住宅の増加戸数と資本コストの関係について、本来であれば回帰式を示して明示すべきであるのにそれをしていない点である。これはDETRのSurvey of English Housingが行なわれ、前年度と比較できるようになったのが1994年度からであるためである。

今後の研究上の課題としては、第1にデータの蓄積（時系列データの蓄積ないしイングランドの各地方ごとのデータの調査）により、民間賃貸住宅の増加戸数と資本コストの関係についてより明確に示すことである。第2に、本稿ではローンによる資金調達にかぎっているが、個人の現金による資金調達の場合や法人の株式発行による資金調達の場合についても資本コストを計測することである。

*本稿の執筆にあたり多くをご教示いただいた、住宅経済研究会のメンバー各位、内閣府奈良弘氏、シェフィールド大学Crook A. D. H教授およびDETRの担当官に厚く御礼申し上げる。

参考文献

- Crook,A.D.H. and P.A.Kemp (1996a) "The Revival of Private Rented Housing in Britain," *Housing Studies*, vol.11, no.1, pp.51-68.
- Crook,A.D.H. and P.A.Kemp (1996b) "Private Landlords in England," Department of the Environment Data Stream.
- DiPasquale,D. and W.C.Wheaton (1992) "The Costs of Capital,Tax Return and the Future of the Rental Housing Market," *Journal of Urban Economics*, 31, pp.337-359.
- DiPasquale,D. and W.C.Wheaton (1996) *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice-Hall.
- Doughty,A. and R.V. Order (1982) "Inflation, Housing Costs, and the Consumer Price Index," *American Economic Review*, vol.72, pp.154-164.
- Hendershott,P.H. and J.D.Shilling (1982) "The Economics of Tenure Choice 1955-79," Sirmans,C. (ed.) *Research in Real Estate*, JAI Press.
- Homer,A. and R.Burrows (1996) *Tolley's Tax Guide 1996-97*, Tolley Publishing Co.,Ltd..
- Horioka,C.Y. (1988) "Tenure Choice and Housing Demand in Japan," *Journal of Urban Economics*, 24, pp.289-309.
- Kearl,J.R. (1979) "Inflation, Mortgages, and Housing," *Journal of Political Economy*, 87, pp.1115-

1138.

- King,M.A. (1980) "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision," *Journal of Public Economics*, 14, pp.137-159.
- King,M.A. and D.Fullerton (1984) *The Taxation of Income from Capital*, The University of Chicago Press.
- Poterba,J.M. (1984) "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing : An Asset-Market Approach," *The Quarterly Journal of Economics*,vol.XCIX, no. 4, pp.729-752.
- Whitehead,C., M.Kleinman and A.Chattrabhatti (1995) *The Private Rental Housing Market ; A Review of Current Trends and Future Prospects*, Council of Mortgage Lenders.
- 岩田一政・鈴木郁夫・吉田あつし (1987)「住宅投資の資本コストと税制」『経済分析』第107号、73-135頁。
- 金本良嗣 (1997)『都市経済学』東洋経済新報社。
- 竹中平蔵・平岡三明・浅田利春 (1987)「日本の住宅投資と対外不均衡——持家・貸家別ストック系列とレンタル価格による分析」『ファイナンシャル・レビュー』1987年6月号、57-73頁。
- 日本住宅総合センター (1997)『賃貸住宅市場の実証分析——借地借家法が及ぼす賃貸住宅供給への影響』。
- 日本住宅総合センター (1998)『イギリスの民間賃貸住宅』。
- 本間正明・跡田直澄・福岡潔・浅田利春 (1988)「住宅政策と住宅需要」『ファイナンシャル・レビュー』1988年3月号、4-20頁。
- DETRホームページ (<http://www.detr.gov.uk>、この中にDETR Housing Statistics 2000、DETR Survey of English Housing、DOE Private Renters' Surveyが含まれている)。
- Inland Revenue ホームページ (<http://www.inlandrevenue.gov.uk>)。

住宅市場のヘドニック分析

Sheppard, S. (1999) "Hedonic Analysis of Housing Markets," Mills, E. S. and P. Cheshire (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol.3, chap.41, pp.1595-1635.

はじめに

公共投資の費用便益分析や環境の価値の計測のためのツールとして、ヘドニック・アプローチの重要性はより大きなものとなっている。一方、近年の情報技術の飛躍的進歩によって、以前よりも精密な分析が可能になりつつある。

本稿で紹介するSheppard論文 "Hedonic Analysis of Housing Markets" は、ヘドニック・アプローチの理論的基礎および実際の推定における問題点とその対策についての膨大な研究を整理した論文である。紙幅の都合から、本稿では実際の推定に関する部分（論文の第3節）のみに焦点を当てて紹介する。ヘドニック・アプローチの理論的基礎については金本（1992）などを参考にされたい。

ヘドニック・アプローチの目的は、①住宅や環境などがもつ特性の価値の推定、②推定された価格を用いた特性への需要の推定やある特性の変化に対する評価、の2つに大別できる。以下では主に住宅について焦点を当て、ヘドニック価格関数の推定について先に議論し、次いで特性への需要の推定について議論する。

1 ヘドニック価格関数の推定

パラメトリック法

これまでの研究では、パラメトリック法による推定が主流であった。これは、関数形をあらかじめ特定化したうえで、その関数のパラメータを推定する方法である。この方法には、①関数形や変数の選択、②多重共線性、③空間的自己相関、という主に3つの問題点があるとされている。

(1)関数形や変数の選択

決定係数を関数形選択の尺度とすることは、住宅全体の価格を推定する場合にはとくに問題ないが、住宅のもつ個々の特性の価値を推定したい場合には問題となる場合がある。なぜなら、決定係数から見

たあてはまりが悪くても、パラメータの推定値が安定的である場合が存在するからである。よって、推定の目的によっては、決定係数が最大となるモデルを選択することが必ずしも望ましいとはかぎらない。

Cropper, Deck and McConnell (1988) では、線形、対数線形、2次式、線形および2次のボックス・コックス変換モデルについて、データのあてはまりのよさではなく、係数の推定という観点から関数形を評価した場合、線形のボックス・コックス変換モデルがもっともよく、2次のボックス・コックス変換モデルがもっとも悪いという結果が得られている。

関数形を選択の問題と密接に関わりのある問題として、変数の選択の問題と、変数をどのような形で推定式に組み込むかという問題がある。

変数選択の問題の典型例としては、敷地面積の問題がある。都市経済の標準的な理論からすると、敷地面積や立地点を説明変数に入れる必要があることは明らかであるにもかかわらず、これらの変数を欠いた分析が驚くほど多い。Jackson, Johnson and Kaserman (1984) では、住宅地の地価について「立地点にかかわらず住宅地の地価が一定である」という帰無仮説を棄却している。このことからみても、推定式に敷地面積や立地点についての変数を組み込む必要があると考えられる。

敷地面積の問題以外にも、経済理論的な面から要請される、推定式についての制約がいくつか考えられる。一例として、ヘドニック価格関数の凸性の問題がある。

Anderson (1985) ではヘドニック価格関数の凸性に関する検定方法を開発し、実際に検定もしているが、その後の研究においてこの検定をしている論文は少なく、ヘドニック価格関数の凸性が広く満たされるのかどうかの研究はなされていない。

そのほかの理論的な制約の例としては、公共財や環境アメニティに関するものが考えられる。Par-

sons (1990) では、地方公共財や環境アメニティを説明変数とする際に、敷地面積によってウェイトづけすることについて議論している。そこでの議論は、公共財の非排他性の仮定に依存しているため、学校や公園など一部不適当と考えられるものもあるが、多くのアメニティについて、変数選択の際に適切な理論的仮定が必要となることを示唆している。

(2)多重共線性

ヘドニック・アプローチにおいては、家計の選好の類似性や、住宅建設技術の制約などもあり、比較的観察が容易な特性はバラエティーに欠け、変数どうしの相関が高くなりがちである。相関が高くなればなるほど多重共線性の問題が生じ、推定値の信頼度が下がる。ヘドニック・アプローチの主目的が特性の価値の推定である場合、これは深刻な問題である。

よく知られているように、この問題を解決するただひとつの方向性としては、情報量を増やすことである。サンプルを増やす以外の方法で情報量を増やすには、Knight, Hill and Sirmans (1993) などのように、ベイジアンテクニックを用いる方法がある。そこでは、いくつかの基準の下で、最小二乗アプローチよりも優れた推定が可能であることが示されている。

Gilley and Peace (1995) は、現状で利用可能なデータの新たな利用方法を提示した重要な研究である。標準的な建設費用のデータは比較的入手が容易であり、限界費用の推定をある程度可能にする。ヘドニック価格は、消費者の限界支払い意思額と生産者の限界費用に等しいので、建設費用のデータから、ベイジアンアプローチのために有用な情報が得られる可能性がある。

(3)空間的自己相関

住宅市場の分析においては、空間的要素を考慮に入れる必要が当然あるが、立地点が近いサンプルでは、誤差項に相関関係が存在する可能性がある。この空間的自己相関が発生すると、統計学的にさまざま

な問題が生じる。空間的自己相関を考慮に入れて、より信頼度の高い推定値を得るためのモデルも開発されつつある。くわしくはDubin (1992) などを参照されたい。

ノン・パラメトリック法

特定の関数形を仮定せずに、データから特性の価値を推定するのがノン・パラメトリック法あるいはセミ・パラメトリック法である。この方法は大量のデータと複雑な計算を必要とするという欠点があるものの、パラメトリック法による多くの推定結果よりも、特定化の誤りや測定誤差に影響されにくい、より頑健な推定結果が得られる。

パラメトリック法では、多重共線性のためにしばしば推定値の符号が誤って推定されるが、Pace (1995) によると、セミ・パラメトリック法による推定結果は、その種の誤りが少ない傾向があることがわかっている。

2 住宅の特性への需要の推定

需要関数の識別と価格の内生性

住宅の特性への需要を推定する際の最大の問題は、ヘドニック価格自体が推定されるべきものであって、確率的である、という問題である。つまり、ヘドニック価格の推定式が仮に正確であったとしても、その誤差項と需要関数の誤差項とに相関があり、正しい推定ができないと考えられる。

この解決のためには、「操作変数法」を用いる必要がある、そのために以下の3つのアプローチがある。もしデータの制約がなければ、これら3つのアプローチを組み合わせる推定することが望ましい。

①需要関数の推定式の誤差項とは独立で、かつヘドニック価格とは十分な相関のある変数を利用する。

Cheshire and Sheppard (1998) では、「似通った」家計の特性への支払い意思額の平均値を操作変数として用いることを提唱している。何をもって「似通っている」とするかについてはさまざまな考

え方がありえるが、その論文においては、(i)もっとも近い地点にある、(ii)特性や立地などの似通った住宅を購入、という2つの基準を提示している。

Gourieroux and Monfort (1995) によって開発された、操作変数の適切さについての検定をしたところ、上の2種類の操作変数のうち、(i)のほうが有効性は弱いものの、多くの特性の需要の推定において有効となる、という結果を得ている。

②ヘドニック価格関数や付け値関数が一般には非線形であることから、変数を変換したものを操作変数とする。

この方法を用いることは、ヘドニック価格関数や需要構造に、ほとんど検定不可能な非線形性の制約を課すことを意味することに留意したい。

Quigley (1982) などでは、特定のクラスの関数に限定して実際に推定を行なっている。

③構造方程式における他の変数を利用する。

これは同時方程式の識別問題の解決法としてよく知られているものであり、①のアプローチの1種であるとも考えられる。住宅の場合では、異なる住宅市場について推定したヘドニック価格関数を用いる、multiple marketアプローチなどが考案されている。

この方法に関する理論的な問題点は、異なる市場どうして消費者の選好が同質なのか、ということである。市場が時間的に異なるのであれば、時間を通じて一定の効用関数を仮定していることになるし、地理的に市場を区別しているのであれば、公共財や環境アメニティの多様性は関数の特定化の誤りの要因となりうるし、居住都市の選択自体を内生化する必要が生じる。

実用上の問題点はより深刻である。それは、都市間で比較可能で、かつ公表されている個表レベルのデータがほとんど存在しないという問題である。

安価で一般的に使用される American Housing Survey には、通勤や交通手段に関する項目があるものの、ヘドニック価格関数に地価に関する変数を入れることが困難である。

立地という観点からは、課税当局や不動産データサービス会社のもつ、資産市場に関するデータベースは有用であるが、その資産の所有者に関する所得や年齢などのデータが得られない。

データの欠落による関数形の特定化の誤りを考えた場合に、③のアプローチによって価格の内生性に関する問題点を是正することが、どれほどの意義があるのか、疑問を感じざるをえない。

特定化

消費者の需要曲線を推定する方法として、以下の3つのアプローチがある。

①単純に、所得とヘドニック価格のデータから推定をする。

このアプローチは、もっとも信頼度が低いと考えられ、また、推定された需要関数と消費者の選好関係とのかかわりがとらえにくいのが難点である。

②特定の効用関数や支出関数から導出した需要曲線を推定する。

この方法が価格の内生性の問題を回避するベストの方法かどうかはともかく、実際に推定が可能(Quigley 1982など)である。

③一般的な支出関数から導出した需要曲線を推定する。

例としては、Cheshire and Sheppard (1998) などがある。

補償変分や等価変分をヘドニック価格関数から直接推定する方法はいくつか提案されているが、厚生について分析する際には、支出関数のより詳細な情報を必要とすることが多く、需要曲線の推定の必要性は大きい。

discrete choiceアプローチとの比較

ヘドニック・アプローチのほかには住宅の特性の価値を評価する方法として、Ellickson (1981) など、discrete choice モデルを使ったアプローチがある。

このアプローチは、住宅の特性が改善することに

よって住宅の魅力が高まり、消費者がその住宅を選択する確率を高める、という想定をしている。これによって、ある特性に家計がどれだけの価値を認めるか、ということに関する情報を得ることができる。

このアプローチでは価格の内生性や需要関数の特定化にまつわる問題をかなりの部分で回避できるが、discrete choice モデル自体が消費者の選好に相当な仮定を置いていることに留意が必要である。

Cropper, Deck, Kishor and McConnell (1993) は、このアプローチとヘドニック・アプローチとを比較している。その結果、特性の変化が小さい場合には、ヘドニック・アプローチによる推定値のほうが正確で、特性の変化が大きい場合は必ずしもそうではないと結論づけている。

おわりに

本稿ではSheppard論文から、ヘドニック・アプローチにおける推定上の問題点について紹介した。

Sheppard論文ではふれられていないが、GIS (地理情報システム) など、ヘドニック・アプローチにとって有用な技術は急速に進歩しており、日本においても空間データの整備は徐々に進みつつある。また、技術的な側面だけでなく、推定する者の恣意性を排除するシステムについても考慮が必要であろう。

参考文献

- Anderson, J. E. (1985) "On Testing the Convexity of Hedonic Price Functions," *Journal of Urban Economics*, 18, pp.334-337.
- Cheshire, P. and S. Sheppard (1998) "Estimating the Demand for Housing, Land, and Neighbourhood Characteristics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60, pp.357-382.
- Cropper, M. L., L. B. Deck and K. E. McConnell (1988) "On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions," *Review of Economics and Statistics*, 70, pp.668-675.
- Cropper, M. L., L. Deck, N. Kishor and K. E. McConnell (1993) "Valuing Product Attributes Using Sin-

- gle Market Data: A Comparison of Hedonic and Discrete Choice Approaches," *Review of Economics and Statistics*, 75, pp.225-232.
- Dubin, R. A. (1992) "Spatial Autocorrelation and Neighborhood Quality," *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp.433-452.
- Ellickson, B. (1981) "An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 9, pp.56-79.
- Gilley, O. W. and R. K. Peace (1995) "Improving Hedonic Estimation with an Inequality Restricted Estimator," *The Review of Economics and Statistics*, 77, pp.609-621.
- Gourieroux, C. and A. Monfort (1995) *Statistics and Econometric Models*, vol.2, Cambridge University Press.
- Jackson, J. R., R. C. Johnson and D. L. Kaserman (1984) "The Measurement of Land Prices and the Elasticity of Substitution in Housing Production," *Journal of Urban Economics*, 16, pp.1-12.
- Knight, J. R., R. C. Hill and C. F. Sirmans (1993) "Estimation of Hedonic Housing Price Models Using Nonsample Information: A Monte Carlo Study," *Journal of Urban Economics*, 34, pp.319-346.
- Pace, R. K. (1995) "Parametric, Semiparametric, and Nonparametric Estimation of Characteristic Values within Mass Assessment and Hedonic Pricing Models," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 11, pp.195-217.
- Parsons, G. R. (1990) "Hedonic Prices and Public Goods: An Argument for Weighting Locational Attributes in Hedonic Regressions by Lot Size," *Journal of Urban Economics*, 27, pp.308-321.
- Quigley, J. M. (1982) "Nonlinear Budget Constraints and Consumer Demand: An Application to Public Programs for Residential Housing," *Journal of Urban Economics*, 12, pp.177-201.
- 金本良嗣 (1992) 「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」『土木学会論文集』no.49、IV-17、47-56頁。

(藤原 徹/東京大学大学院経済学研究科博士課程)

●近刊のご案内

『日本における集合住宅の定着過程——安定成長期から20世紀末まで』執筆者：小林秀樹（国土交通省建築研究所）

定価4,500円（税込み）

1997年に発行された『日本における集合住宅の普及過程——産業革命期から高度経済成長期まで』の続編で、高度経済成長期以降から今日までの日本における集合住宅計画の変遷についてまとめたものである。代表される集合住宅の写真や間取り図などを多用し、今後の集合住宅計画のあり方を考察するための基礎資料となるよう、わかりやすく編集した。

第1部「日本における集合住宅の定着過程」では、高度経済成長期から安定成長期まで（1965～1985年）と、バブル経済期から成熟期まで（1985～2000年）に分け

て、集合住宅が定着していく過程を年代を追いながら整理した。

高度経済成長期から安定成長期は、大量供給時代における集合住宅計画の問題点が顕在化したことで、集合住宅のあり方が見直されるようになった。それにより、一戸建て感覚の低層住宅（タウンハウス）の流行、全国一律の住宅計画から地方性を重視した計画への移行、住戸の内外の関係に配慮した住棟計画の発展、間取りの定型化と多様化、コーポラティブ住宅の登場と発展、民間賃貸マンションの隆盛という新たな動きがあらわれた。

バブル経済期から成熟期は、超高層住宅の普及、リゾートマンションブーム、高付加価値マンションの誕生、住宅ストック問題の深刻化、SI住宅や環境共生住宅の追求、高齢化社会に対応した住宅計画などが見られ、バブル経済とそ

の崩壊が集合住宅の計画にも大きな影響を及ぼしたことを示した。

第2部「集合住宅の定着理論」では、まず、高度成長期から今日までの集合住宅の流れを整理した上で、最終ユーザーの評価が住宅計画のあり方にフィードバックされるという「フィードバック理論」を用いながら、集合住宅計画が発展していく過程でのさまざまな現象と、現代における課題を提示した。

また、全国の住宅金融公庫の融資物件を調査し、集合住宅計画の地方性などを探るとともに、民間分譲マンションの新聞広告を収集・分析し、定着過程における市場機能の意義を三角形分布により考察した。

最後に、住宅ストックの拡大がもたらした影響と、改修や建替え問題など、住宅ストックが抱える今後の課題を提示した。

編集後記

晩秋にピラカンサスの実が赤く熟すると、例年はヒヨドリが来て啄み、残らず地上に落としてしまうのですが、今年は正月を過ぎても豊かに色づいた房をそのまま持ち越しました。そこに思いがけなく大雪が降り積もり、翌朝、赤い実は白い雪景色のなかで輝いていました。

やがて冷たい春一番が吹いて啓蟄となる頃、遅れていた梅が満開になりました。この時期はまた、葉を落とした街路樹のイチョウが多数の細枝を空に伸ばし密かに芽を養う姿に

希望の季節を感じるのですが、今年は枝々が付け根のあたりから鋸で切り落とされ、灰黒色の樹幹だけが冷たい風に吹き曝されるあり様になっていました。

新世紀の春というのに、これはあまりにも痛ましい風景です。あるいは、これはイチョウのための緊急措置かもしれません。それならば、なお樹木の生命力がこの苦境に耐えて、いつか新しい芽を付け葉を繁らせ、美しい黄葉を見せてくれるのを願うばかりです。 (M)

編集委員

委員長——金本良嗣
委員——瀬古美喜
八田達夫
浅見泰司

季刊 住宅土地経済

2001年春季号（通巻第40号）

2001年4月1日 発行

定価（本体価格715円＋税）送料180円

年間購読料3,000円（税・送料共）

編集・発行——財団法人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 〒102-0083

電話：03-3264-5901

<http://www.hrf.or.jp>

編集協力——堀岡編集事務所

印刷——精文堂印刷株式会社