

[巻頭言]

# 持続可能なまちづくりと不動産情報

井出多加子

成蹊大学経済学部教授

日本経済は、少子高齢化に加え、自然環境リスクの激化に直面している。大雪や集中豪雨が頻発し、土地利用を根本的に見直すよう迫られている地域が多数ある。そこで、持続可能なまちづくりと不動産情報の提供について考えよう。

持続可能なまちをつくるには、地域のさまざまな情報を地域全体で共有する必要がある。自然災害リスクは、東日本大震災以降注目され、南海トラフ大地震の被害想定を受けて調査が行なわれたが、一部の地域を除いて不動産価格への影響も軽微にとどまり、時間が経つにつれて関心が薄れつつある。

これまで不動産等の情報は、関連主体から個別にそれぞれのルートで公表されてきた。利用者は、自宅購入など、必要な時に個別の情報を利用する。この仕組みは、きめ細かにタイムリーに情報を提供することに優れる反面、情報が縦割りになりがちである。

しかし人口減少時代では、不動産価格は人口動態という地域要因に影響され、その一方でこれまで画一的であった土地利用が、再開発や産業特区による規制緩和などのために多様性を持つようになり、不動産の魅力はより個性を示すようになっている。

インフラ健全度の情報提供が本格的に始まる。自然リスク、人口動態、公的サービスなど、これらさまざまな情報を地図上で3次元的に不動産情報と統合し、不動産情報システムを真の社会基盤とする時代に来ている。

これまでは、どのような種類の情報が不動産価格に影響を与えるか検討されてきたが、今後は提供のあり方や到達度も重要な研究課題となるだろう。

---

## 目次●2015年春季号 No.96

---

[巻頭言] 持続可能なまちづくりと不動産情報 井出多加子 ——1

[特別論文] 土地・相続・介護 山崎福寿 ——2

[論文] 住宅・土地資産が消費に及ぼす影響の日米英比較 村田啓子 ——10

[論文] 日本の住宅ローン市場における全額繰上返済 岸本直樹・金 瑠晋 ——19

[論文] 近世・近代の土地市場分析 鷲崎俊太郎 ——28

[海外論文紹介] 住宅市場における季節性とサーチモデル 直井道生 ——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

# 土地・相続・介護

## 山崎福寿

日本の相続税制や住宅市場の特徴は、家族の相続や介護のあり方にどのような影響を及ぼしているだろうか<sup>1)</sup>。

### 土地税制と相続税

土地についての税は、土地の保有に課せられる「土地保有税」、土地の譲渡に際して課せられる「土地譲渡所得税」、そして土地の取得に際して課される「相続税」・「不動産取得税」の3つに分類される。

土地保有税の代表的なものは固定資産税（家屋と償却資産の保有に対しても課せられる）で、市町村税である。その標準税率は1.4%であるが、標準世帯当たりの土地、家屋の固定資産税と都市計画税の合計は、地価の高い東京圏でも15～20万円程度である。標準世帯の土地や住宅の価値を3000万円～5000万円とすると、税率は0.3～0.6%で、日本の固定資産税の実効税率は他の土地税制に比較しても低く、世帯当たりの負担も決して大きくない。なお、固定資産税の実効税率が低いのは、200㎡以下の小規模宅地に対して軽減措置が採用されてきたためである。

土地譲渡所得税では、保有期間5年未満で売却した場合を短期譲渡所得、5年以上保有した土地を売却する場合を長期譲渡所得として、それぞれ異なった税率を適用している。長期の土地譲渡所得税については、2014年現在、居住用の住宅を売却して所得を得た場合には、売却価格から取得価格を差し引いて求めた譲渡所得（値上がり益）から3000万円を控除した金額に対して15%の税率が課される。

相続税も実際の納税者は決して多いとはいえないが、相続税は土地の保有に重要な影響を及ぼしている。譲渡所得税や固定資産税については、基本的に節税は不可能であるが、相続税は生前に対策を講じることで節税が可能だからである。また、税率が高く累進度も大きいので、節税額のメリットもかなり大きく、それが土地保有に重要な影響を及ぼしている。

### 日本の相続税の特徴

日本の相続税制度にはいくつかの特徴がある。第一は、その累進度がきわめて高いことである。税率の区分についてはかなり幅が大きく、各人が法定分に従って相続した場合の金額が5000万円までは10%から20%まで5%ずつ上昇するが、その後は10%ずつ累進的に上昇していく。

第二は、金融資産に比較して、土地や建物の課税上の評価が低いことである。金融資産が市場価格に等しく評価されるのに対して、土地や建物の評価はそれに比べると6割程度である。

さらに、その土地に建物を建てて賃貸する場合には、相続税の評価はより低くなる。これらは借地権や借家権を反映している。借地借家法によって、土地や建物の所有者から借地人や借家人に権利が移行した分だけ資産価値が低下するため、課税上の評価も減額することが相続税法の中で認められているのである。つまり、借地借家法で借家人の居住権を保護したことが、地主の権利を弱める結果、土地の評価を実質的に下げており、それを相続資産についても反映させることが、民法の中での一貫性を保つため

に必要なと考えられる。

この特徴を利用して、金融資産を保有するよりも、土地や住宅に投資するほうが相続税対策として有利である。さらに土地に建物を建ててアパート経営をすると土地の評価が下がるために、相続税の節税対策として重要であることはよく知られている。

## 相続税と住宅の賃貸借市場

このように日本の相続税制は賃貸住宅市場に大きな影響を及ぼしている。具体的には、都市近郊によく見られるあまり良質とはいえないアパートは、その土地を所有している人の相続税節税対策として建てられた可能性が高いということである。

都市近郊の市街地区域内にある農地を大規模に所有している農家にとって、土地を遺産として残していくときに、どのように節税をするかはきわめて重要である。

潤沢な流動性があり、生活資金が容易に調達できるような農家は何もしないのがよい。とくに都市近郊の農家であれば、生産緑地の指定を受けることによって、相続税は実質的に免除される。生産緑地に指定されると、長期間にわたって営農することが義務づけられるが、その認定は形式的で、宅地に転用しなければよいという程度である。実際、依然として、東京や大阪・名古屋といった大都市圏にも無視できないほどの生産緑地が存在する。これらの農地は相続税だけでなく、固定資産税の減免も受けているので、できるだけ転用や売却は遅らせたほうが、農家にとっては有利である。

一方、農業では十分な収入を得られない農家にとっては、所得を得るために、農地の一部を転用したり、売却したりすることによって、収入を得る必要がある。農地を転用して開発された30坪足らずの宅地分譲地や小規模のアパートが郊外に数多く見られるのは、こうした理由である。

しかし、農地を売却して金融資産で相続する

### (著者写真)

やまざき・ふくじゅ  
1954年埼玉県生まれ。東京大学大学院経済学研究科博士課程修了。上智大学経済学部助教授、同教授を経て、現在、日本大学経済学部教授。著書：『土地と住宅市場の経済分析』（東京大学出版会）など。

場合と、農地を宅地に転用してアパート経営をする場合では、納税額は決定的に異なる。農地を売却すると、相続時点の売却価格から取得価格を引いた部分（すなわち「キャピタルゲイン」）に対して譲渡所得税がかかる。さらに、売却して得た金融資産を相続する場合には、相応の相続税がかかる。

これに対して、農地を宅地に転用して、そこにアパートを建設する場合には、土地を売却しないで済むので、土地譲渡所得税は発生しない。また、その際に資金を借りてアパートを建築・管理をする場合には、負債額は相続する資産から控除される。仮に1億円を借りて1億円のアパートを建てるとすれば、純資産の増減はなく、建物を建てることによって土地の評価が下がるので、相続財産の課税評価額を減らすことができる。

さらに、建設したアパートを賃貸すれば借家権の割合だけ土地と建物の評価が下がる。建物の価値の3割程度が借家権の価値として評価されると言われているので、1億円の貸家であれば課税上は約7000万円の価値しかないことになる。都市近郊の農家がアパート経営に積極的に乗り出すのは、こうした相続税の節税メリットがあるからである。

農家にとっては、できるだけ安いコストで節税したいので、アパートの建築に十分な費用をかけたくない。もともとこうした節税目的の農家がアパート経営のノウハウやリスクを十分に理解しているとは思えないので、質のいいアパートを建設し、健全なアパート管理をするインセンティブに乏しい。その結果、賃貸住宅市場

では、質の必ずしもよくないアパートや賃貸住宅が大量に供給される結果になる。

### 賃貸住宅市場への影響

農家以外でも、多額の資産をもっている人々の有効な相続税対策は、マンションを購入し、それを賃貸することである。1980年代後半から生じた地価の上昇を受けて遺産額が増えて、以前より高い税率のもとで相続税を支払わなければならない人々が増加した。その当時、典型的な相続対策として考えられたのは、銀行から資金を借りてワンルームマンションを購入することだった。購入したワンルームマンションを賃貸に出せば、資産の評価を大幅に下げることができたからである。

相続税率の累進度が高いので、こうした節税のメリットは無視できないものとなっている。節税対策によって課税上の資産の額を圧縮するのである。例えば、1億円以上の資産を相続する人が節税対策によって課税評価額を1億円以下にすることができれば、税率は40%から30%に下がる。これは遺産の額の大きい人にとっては、きわめて重要なことである。

ワンルームマンションは相続税対策として購入されるので、ワンルームマンションの価格は上昇する。一方、賃貸住宅としての供給が増えるのでワンルームマンションの家賃は低下する。ワンルームタイプの賃貸マンションは借家法の制約が小さいので、貸す側にとって有利であるのも利点である。一方、規模の大きな賃貸マンション、すなわちファミリータイプの借家は居住権が保護されやすいので、貸す側にとっては不利になる。したがって、相続税の節税対策にはワンルームタイプのマンションが購入され、賃貸に出されるのである。

### 遺産と介護の交換

さて、土地や住宅などの相続資産をどのように活用することが高齢者にとって望ましいのだろうか。高齢者がつねに心配しているのは老後

の暮らしと相続である。両者のどのような組み合わせによって、豊かで安心な老後と子供たちの将来を守ることができるだろうか。日本の親たちの多くは介護を自分の子供に依存する傾向がある。米国やヨーロッパ諸国と比較すると、この傾向は特異なもののように思われるが、日本の相続税制度がそうした家族のあり方を支持していると考えられる。

郊外に庭付きの一戸建ての土地と住宅を保有している平均的な高齢者が相続にあたって、どのような戦略を立てたらよいかについて考えてみよう。なお、以下では、老後の生活や介護のために十分な資金を保有している富裕層は必ずしも考察の対象ではない。

これまでみてきたように、日本の相続税制度は資産を土地で相続することを有利にしている。それまで蓄えた資産を基礎にして退職後の生活を考える際には、子供たちにどれだけの遺産を残すかを考慮して老後の生活を設計しなければならない。もっとも、十分な蓄えのない人は遺産を残す余裕はなく、むしろ子供たちから資金的な援助を受けなければならない。これは実質的に負の遺産を残したことになる。

平均的な高齢者が所有している土地や住宅は、それほど大きなものではない。したがって、それを分割して子どもたちに遺産で分配するというやり方は、土地の総価値を減らしてしまうので合理的ではない。30~50坪程度の敷地を二分割すると、地域にもよるが、それぞれの土地の市場価値は半分以下になるだろう。また接道条件等の建築規制によって技術的に分筆が不可能な場合も多い。

そこで、子供たちや相続人が複数いる場合には、誰にどれだけ遺産を残すべきかという問題と、実際に自分たちの老後の世話や介護を誰に頼むべきかという二つの深刻な問題に直面する。

では、土地と住宅はあるが十分な金融資産を保有していない高齢者は、どのようにすれば安心して老後を暮らすことができるのだろうか。自分の寿命には不確実性があるので、十分な金

融資産を計算できないというリスクがある。こうしたリスクに直面している高齢者にとっては、次の4つの選択肢が考えられる。

#### ①土地・住宅売却+賃借

自分の土地付きの一戸建て住宅を売却し現金化して老後の生活資金を調達することである。家を手放してしまうので、新たに住宅を探さなければならないが、賃貸住宅は狭いうえに家賃は割高になっている。つまり、これまでの住宅に住み続ける場合よりも、居住コストはかなり高くなることを覚悟しなければならない。また、土地の値上がり益が大きければ、土地譲渡所得税を負担しなければならない。

さらに、長生きのリスクを負担するという問題が生じる。自分の予想している寿命以上に長生きしてしまった場合には、老後の資金を調達する必要に迫られるということである。遺産を残せるのは、予想していたよりも早く自分が死んだ場合だけであり、資金の不足が生じたときには子供に頼るしか方法がなくなり、子供たちにそのような精神的かつ金銭的余裕があるかどうかかわからない。

#### ②土地住宅賃貸+賃借

土地付きの一戸建てを貸出して、自分は借家に移り住むという方法である。この場合には、土地や住宅は売却しないので、遺産として土地と住宅を子供たちに残すことができるかもしれない。比較的大きな家を人に貸すことができれば、相当の家賃を稼ぐことができるので、その家賃で高齢者が二人ないし一人で住むような身の丈にあった借家に住むことは可能である。

ここでの問題は、受け取り家賃と支払い家賃の差額で生活資金をまかなうことができるかどうかである。受け取る家賃が高額であれば、これは可能であろう。しかし、そうでない場合は、生活資金を別に得なければならない。また、規模の大きい住宅を借りるほど支払余力のある人々は、住宅を借りるのではなく、購入する可能性が高いので、高額の家賃を支払える人はそれほど多くはないかもしれないし、とりわけ

郊外の人口減少地区では、そのような賃借人を見つけるのは難しい。

#### ③遺産と介護の交換

自分の家に子供たちの家族と一緒に住むという方法である。これは、子供たちが自分たちの見守りや介護をするという条件付きで、子供たちに家を相続させるという方法であり、「戦略的遺産動機」と呼ばれている。長生きのリスクは子供たちに負担してもらい代わりに遺産を残すという一種の取引関係が、子供たちとの間に成り立っていると考えられるのである。

ここでの問題は、特定の子供やその家族に、自分たちの世話や介護を頼むということから生じる。他の子供に対してどのような対応をするかという点が難しく、対応を誤ると深刻な問題になってしまう。相続時の多くのトラブルは、こうした兄弟姉妹間の分配をめぐる争いによって発生していることは、よく知られた事実である。

#### ④リバース・モーゲージ

土地と住宅を担保にして金融機関からお金を借りるという方法である。住宅資金を購入する際に住宅ローンを組むのと基本的には同じであるが、いまある住宅を担保にして一括払いあるいは分割払いで資金を借りて、最終的には不動産が金融機関の手にわたって売却されることになる。もちろん、子供が相続時に資金を返済して、住宅を相続することもできる。つまり、住宅を担保にして老後の資金をまかなうという方法で、アメリカではある程度普及しているが、日本ではほとんど普及していない。

以上4つの選択肢のうち、十分な融資産を持たない高齢者にとって最適な選択は、土地を売却せずに土地を相続し、さらに将来の世代も土地を相続して、これを手段として子供に同居や見守り・介護を依頼することである。現行の相続税制のもとでは、土地を保有することは老後の安心できる生活のための一種の保険として機能することになる。すなわち、子供たちに土地と住宅を残す代わりに面倒を見てもらったり、

金融的なサポートを受けたりすることであり、多くの家計で実際に取られている戦略である。

### サービス付き高齢者向け住宅

しかし、子供たちに同居と介護を頼んで相続財産を取引するというやり方が、現実的に不可能な高齢者もたくさんいる。とくに地方に住んでいる高齢者にとっては、子供たちが地元ではなく、仕事等の都合によって遠方の都市に居住していることも多いので、老後の暮らしと相続の不安が現実化している。

そこで、高齢者のこのような不安を取り除くために、2011年の法改正によって「サービス付き高齢者向け住宅」に対する支援措置が導入された。政府からの補助を得るためには、ハード面としての一定の居住面積と、バリアフリー構造等の条件が必要である。さらに、最低限、安否確認等のサービスといった基本的なサービスの提供をしたうえで、ケアの専門家の常駐も必要である。このような条件をクリアした住宅に対して直接補助や固定資産税、所得税等の減免措置が講じられており、さらに融資面では住宅金融支援機構の低利融資が受けられるなどの補助がある。

実は、2000年の借地借家法の改正以降、日本でも「終身建物賃貸借」契約が認められて、有料老人ホームの建設が急速に増加した。この契約では、高齢者が死亡するまで居住する権利が保障されている。また、従来の普通借家契約と異なり、死亡時に必ず契約が終了し、相続されることはない。一種の定期借家契約である。

2011年の「高齢者住まい法改正」によって、住宅サービスと高齢者向けのさまざまなケア・サービスをパッケージにして、さまざまなサービス付き高齢者向け住宅が供給されるようになった。さらに介護保険を適用できるようになり、2013年現在、12万2000戸の「サービス付き高齢者向け住宅」が登録されている。

有料老人ホームを含めたサービス付き高齢者向け住宅は、社会福祉法人や医療法人だけでな

く、さまざまな民間事業者が参入して、運営している。その典型的なタイプは土地と建物の所有が土地所有者になっており、それが運営事業者に一体的に賃貸されているものである。それをさらに入居者に終身建物賃貸借として貸し出されている点に特徴がある。

このようなサービス付き高齢者向け住宅は土地所有者に大きなメリットがある。

第一は、固定資産税と不動産取得税が軽減されることである。例えば、1億円で取得した800㎡の土地に、戸数30戸（1戸当たり30㎡；戸当たり建設費900万円）のサービス付き高齢者向け住宅を建設した場合、税制上の減税額は、家屋と土地についての不動産取得税が576万円、年間固定資産税が151万円で、初年度の減税額は727万円、5年間の合計は1290万円となる<sup>2)</sup>。

第二に、より重要なことだが、相続税対策にもなることである。相続税の対策として土地を更地のままにしておくのではなく、そこに建物を建てて、それを他人に貸すことにすれば相続税評価が大幅に減額されて、相続税の節税が実現できるのである。要するに、銀行から借金をしてサービス付き高齢者向け住宅を建設し、それを運営事業者に貸し出すことになれば、大幅な節税を得られるのである。

こうした二重三重のメリットが得られるために、サービス付き高齢者向け住宅は土地所有者にとってきわめて魅力的な投資対象となっている。さらに、2000年の借地借家法改正で終身建物賃貸借権が導入されて、借家法の居住権の制約もなくなっており、それがこうした供給の増加につながっていると考えられる。

### 相続税制の問題点

しかし、サービス付き高齢者向け住宅に入居する者にとっては、土地を流動化できないという問題が残っており、それがサービス付き高齢者向け住宅についての需要を抑制していると考えられる。

これらの基本的原因のひとつは相続税制にあ

る。相続税が土地と住宅の保有や相続を有利にしているということは、土地や住宅を売却したり、現金化したりすることには多額のコストがかかるということの意味する。その結果、介護などのサービス付高齢者向け住宅があっても、そこに入居できないという問題を生んでいるのである。

したがって、相続税制等の問題点を解消し、土地や住宅だけが有利になるような仕組みを緩和できれば、高齢者は介護のためにお金を使うことができるようになる。そして、その結果として、介護サービスの市場で供給が促進され、さまざまな介護サービスやサービス付きの介護住宅、アメリカ型のアシスティッド・ハウジングが市場で供給されるようになる。そして、国からの補助がなくても、多くの人たちがこうした住宅サービスを購入することが可能になるだろう。

つまり、相続税制の歪みを解消しないで、他方で高齢者向けサービス付き住宅の補助を提供するのではなく、相続税制の歪みを改めて、補助を少なくすることが必要だということである。そうすることによって、市場でサービス付き高齢者向け住宅やさまざまな介護サービスが提供されるようになる。

もちろん、情報の非対称性によって発生する介護サービスの質の劣化という問題に対しては、情報の非対称性を緩和するような仕組みが必要なことは言うまでもない。しかし、情報の非対称性を緩和することは必ずしも政府による補助を必要とするわけではない。住宅の売買や賃貸住宅市場の情報の非対称性と同じように、介護市場での介護サービスの情報の非対称性を緩和するような仕組みを考えることは、それほど困難なことではないからである。

繰り返しになるが、最初に相続税制の歪みを解消することが必要である。そうすることによって、こうした介護サービスの市場が動き出すと同時に、賃貸住宅市場や中古住宅市場の取引が動き出すことになる。

現在の土地所有形態は、今後の年金財政に依存しているが、年金財政の赤字を考慮すると、こうしたことは今後長く続けることはできないだろう。すでに年金財政は破綻しているとも言われているので、高齢者が保有している不動産を売却して現金化したり、あるいは、それを担保に資金調達したり、運用したりすることで、収入が得られるような対策を早急に講ずべきである。

そうすることによって、高齢者たちがより豊かな老後の生活を送ることができるし、相続に関する子供たちのトラブルを未然に防ぐことも可能になるだろう。相続税制において土地の相続を相対的に有利にする点を改めれば、それによって土地や住宅市場が動き出し、賃貸住宅市場や中古住宅の市場の活性化につながると期待される。

#### 注

- 1) 本稿は、山崎 (2014) の第5章に大幅に手を入れてコンパクトにまとめたものである。
- 2) [http://www.satsukijutaku.jp/doc/system\\_tax-break\\_01.pdf](http://www.satsukijutaku.jp/doc/system_tax-break_01.pdf)

#### 参考文献

- 大竹文雄／ホリオカ・チャールズ (1994) 「貯蓄動機」  
石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会、211-244頁。
- 堀雅博・濱秋純哉・前田佐恵子・村田啓子 (2010) 「遺産相続、学歴及び退職金の決定要因に関する実証分析：『家族関係、就労、退職金及び教育・資産の世代間移転に関する世帯アンケート調査』の個票を用いて」ESRI Discussion Paper No.254。
- 山崎福寿 (2014) 『日本の都市の何が問題か』NTT出版。
- Hayashi, F. (1997) *Understanding Saving: Evidence from the U.S. and Japan*, MIT Press.
- Yamada, K. (2006) "Intra-family Transfers in Japan: Intergenerational Co-residence, Distance, and Contact," *Applied Economics*, Vol. 38, pp.1839-1861.

住宅土地をめぐる研究に関して、ユニークな視点の三つの論文が提供されている。一つは日米英の住宅価格と消費の関係の比較という手法、一つは住宅ローンの全額繰上返済というテーマ、最後に経済史の中での土地市場と不動産経営の視点の提供である。

●

**村田論文**（「住宅・土地資産が消費に及ぼす影響の日米英比較——信用供与効果を考慮したモデルによる分析」）は、集計（マクロ）データを用いて、住宅資産に関連した信用供与効果に着目し消費関数の日米英比較を行なった論文（Aron, Duca, Muellbauer, Murata and Murphy 2012）を紹介するものである。2007年から09年の世界金融危機の発端は、住宅需要と金融部門における証券化商品等を中心とした信用市場の拡大過程でもたらされたバブルが崩壊したことにあった。この経験が示すように、住宅市場と金融市場の相互関係は、実物経済に非常に大きなインパクトをもたらす。

この経路については、これまで数多くの研究が蓄積されているが、村田論文の特徴は、住宅を担保とした借入れを通じた消費への効果、およびその効果の時系列的なシフトも考慮して日米英の検証を行なったことにある。具体的には、住宅・土地価格等を外生とする部分均衡的なモデルではあるものの、同一の理論モデルに基づいて実証分析を行ない、3国の消費がどのようなルートで決定されるかを比

較している。特に、米国および英国については家計への信用供与のコンディションを示す指標（インデックス）を作成し、それを消費関数に説明変数として利用することを試みている。

その結果、米英においては、家計が保有する住宅・土地資産が増加すると信用供与の増加を通じ消費を増加させるという、クレジットチャネルを通じたメカニズムが存在しており、信用市場の自由化および進展がこの効果を大きくしたという結果が得られている。一方、日本に関しては米英にみられたような信用供与拡大およびそれによる消費増を示唆する結果は得られなかった。

このようなファイナディングは、実際の政策形成過程においても重要な情報となろう。例えば、2007年から09年にかけての大幅な資産の縮小は、住宅価格動向次第では米英において持続的に消費を抑制する効果を持ち得ることになる。また、利率は米英においては負の効果を持つことから、米英では利率の効果とクレジットチャネルの効果を通じて金融政策効果の波及が期待される。しかし一方で、日本についてはこのような効果が期待しにくいという結果が示されている。リーマンショックのような世界同時に引き起こされたショックについては、世界標準の処方箋が求められるような錯覚に陥りがちだが、この研究はそれぞれの国の制度、商習慣などを背景とした緻密な処方箋の検討が必要であ

ることを示唆する。

課題をあげるとすれば、共通の実証モデルが用いられていない点である。なぜそのような方針となったかについて、本文で説明はあるものの、あえて同じ実証モデルでの比較を行ない、なぜ日本で信用供与インデックスが重要な役割を果たさないか、利率の符号が異なるのかについて検証するというスタイルもありえたのではないだろうか。そのうえで、制度およびノンリコースローンの存在など金融上の商慣行の相違などに即した、解釈を行なうことにより、構造的な比較に結びつけることが可能ではないだろうか。

●

**岸本・金論文**（「日本の住宅ローン市場における全額繰上返済」）は、住宅金融公庫の住宅ローンに発生する全額繰上返済を分析したものである。住宅ローンの繰上返済は、住宅ローンの保有者が受け取るキャッシュフローを大きく変化させる。その結果、繰上返済は、金融機関などと、住宅ローン担保証券の投資家の両方にとって大きなリスク要因になる。このため、全額繰上返済がどのような要因で発生するのかは、実務的にも大きな関心事であろう。しかし、このテーマを明示的に扱った研究はこれまでにあまりなかった。

岸本・金論文は、1996年から2005年までの期間を扱っているが、この期間は①金利の変動幅が1%強の幅に限定されていた、②長期借換金利がサンプル内の大部分の

住宅ローンの約定金利を大きく下回ることがなかったが、中短期の借換金利はそれを大きく下回ることがあった、という特徴を有する期間であった。岸本・金論文は、このような期間を環境が整えられた自然実験として捉えて、中短期の借換金利対長期の借換金利、将来の金利推移の予想（利回り曲線の傾き）、さらに、金利のボラティリティに対する予想が、全額繰上返済に及ぼした影響を分析している。

その結果、短期借換金利のほうが長期借換金利より、全額繰上返済に対して高い説明力を有すること、全額繰上返済は、利回り曲線の傾きと金利のボラティリティの両方にも感応的であることが確認している。また、住宅ローンの経過月数に関する全額繰上返済のパターンは、米国住宅ローンのパターンと類似していること、さらに、全額繰上返済の季節的なパターンは、日本の諸制度に起因していると考えられることが確認している。

このように、これまでにあまり扱われたことのないテーマに関して、手堅い実証分析手法によって、理論と整合的な実証結果を得ることが基本的な貢献であろう。そこで将来に向けたいくつかの課題を検討してみたい。

岸本・金論文で扱っているデータは、数少ない先行研究と異なり、住宅金融公庫の集計データである。集計データとすることで、扱うことのできる期間、空間的な範囲が

格段に広がったことが岸本・金論文の特徴の一つであり、このデータは「同一プールに属する住宅ローンは類似の約定金利を持つ。これは、住宅金融公庫が、住宅ローン申込者と抵当物件が一定の条件を満たす場合に限って狭い範囲の約定金利で住宅ローンを提供したからである。」という特徴を有する。

仮に、金利がそれぞれの借手や対象住宅の属性を完全に反映しているのであれば、それぞれの属性をコントロールする必要はないだろう。しかし、使用したデータの特性は、さまざまな返済能力、担保価値を持つ住宅に対して、高すぎる、低すぎる金利をあてはめている可能性も示唆するのではないだろうか。この場合、それぞれの借手およびローンの対象となる住宅の個別の属性が、全額繰上返済に与える影響が大きいだろう。今回得られた結論を個票データによって、再確認することが今後求められよう。



**鷺崎論文**（「近世・近代の土地市場分析——江戸・東京の不動産経営史」）は、近世・近代日本における都市の土地市場と不動産経営について、江戸・東京を事例とした不動産収益率という観点から長期間時系列的に分析し、その意義を検討したものである。

鷺崎論文はまず、日本橋・京橋地区を事例とする町屋敷の収益還元地価を求め、それと実際の土地売買価格との差額を検討した結果、

ファンダメンタルズの機能性はおよそ寛政期を境として一変していたことを指摘する。そして、19世紀前半に町屋敷の実質地価がファンダメンタルズ・モデルで説明できなくなり、過小な土地評価額しか受けていなかったことは、おそらく資産所得としての魅力が土地不動産に備わったことに繋がっていく、と指摘する。

このような土地をめぐる経済環境の変化を背景に、三井、三菱のような土地経営主体もその戦略を対応させていく。例えば、物価上昇による費用面の増加により、収益率が悪化しつつも、大元方が担保価値を維持すべく、町屋敷経営に資金を提供し、低減傾向にあった収益性を下支えするようにしていたことを発見する。また、連続する土地を一括購入することで大規模な生活関連社会資本の誘致に成功した三菱の経営戦略などを見出すことに成功する。

このように、鷺崎論文では従来の経済史の文脈では捉えられなかった多くの発見が行なわれている。しかし、ファンダメンタルズ価格のように多くのデータに基づかなければ、信頼性の高い結果が得られないものについて、やや強い結論が導かれすぎているような懸念を感じる。また得られたデータについても、独占的な地位から得られた価格であった可能性についても考慮をすることが、今後求められるのではないだろうか。

(M・N)

# 住宅・土地資産が消費に及ぼす影響 の日米英比較

信用供与効果を考慮したモデルによる分析

村田啓子

## はじめに

2007年から09年の世界金融危機の発端は、実体経済面における住宅需要と金融部門における証券化商品等を中心とした信用市場の拡大過程でもたらされたバブルが崩壊したことであった。本稿では集計（マクロ）データを用いて、住宅資産に関連した信用供与効果に着目し、消費関数の日米英比較を行なった Aron et al. (2012) の内容を紹介する。住宅・土地資産が消費に及ぼす効果については、政策当局を含めこれまで数多くの研究が蓄積されているが、Aron et al. (2012) では、住宅を担保とした借入れを通じた消費への効果およびその効果の時系列的なシフトも考慮して検証を試み、日米英について比較・検証を行なったことが特徴である。住宅・土地価格等を外生とする部分均衡的なモデルではあるものの、米国および英国については家計への信用供与のコンディションを示す指標（インデックス）を作成し、それを消費関数に説明変数として利用することを試みている。

以下では、第1節で本稿のモデルを説明し、第2節で実証分析の結果を紹介する。実証分析の主な結論は以下の通りである。米英においては、家計が保有する住宅・土地資産が増加すると信用供与の増加を通じ消費を増加させるというクレジットチャネルを通じたメカニズムが存在しており、信用市場の自由化および進展がこの効果を大きくした。一方、日本に関しては米英にみられたような信用供与拡大およびそれに

よる消費増を示唆する結果は得られなかった。

## 1 モデル

本節では、Aron et al. (2012) で用いたモデルを説明し、推計式を導出する。

### 1.1 住宅価格変動の効果

住宅価格上昇の消費への効果を考えるため、住宅から得るサービス ( $c^h$ ) と同サービス以外の財 ( $c$ ) の2財モデルを考える。2財の相対価格および実質金利一定の仮定をおくことにより、異時点間の最適化問題として、家計が直面する予算制約式は

$$c + c^h = y^p + rW_0 \quad (1)$$

と書ける。 $y^p$  は恒常非財産所得、 $W_0$  は前期の資産、 $r$  は利率、 $rW_0$  は財産所得である（すべて実質）。ここで、住宅価格変動の効果を見るために、資産を住宅資産  $H$  と非住宅資産  $A$  に分割し、(1)式を以下のように変形する。

$$c + p^h(r + \delta)H = y^p + r(A_0 + p^hH_0) \quad (2)$$

$p^h(r + \delta)$  は住宅ストックのユーザーコスト、 $p^h$  は住宅価格（住宅以外の財との相対価格）、 $\delta$  は住宅の減耗率である。

(2)式を住宅価格で微分することにより、住宅価格が恒常的に上昇した場合の非住宅消費への効果は、

$$\begin{aligned} \frac{\partial c}{\partial p^h} &= rH_0 - (r + \delta)H - p^h(r + \delta)(\frac{\partial H}{\partial p^h}) \\ &= rH_0 - H(r + \delta)(1 + e) \end{aligned} \quad (3)$$

となる ( $e$  は住宅需要の価格弾力性)。この符号は、右辺の1項目の資産効果および2項目の

所得および代替効果の大きさに依存するが、たとえば、 $r=4\%$ 、 $\delta=2\%$ 、 $e=-0.5$  とすると、右辺は若干の正となると予想される。なお、住宅価格が恒常的に上昇した場合の消費全体への効果は、

$$\frac{\partial c}{\partial p^h} + p^h(r+\delta)(\frac{\partial H}{\partial p^h}) = rH_0 - (r+\delta)H \quad (4)$$

となり、符号は定まらない。

## 1.2 信用市場を通じたクレジットチャネル効果 とクレジット指標

英国および米国においては1970年代以降金融自由化が進展するとともに、家計にとって住宅ローンを中心に借入れの容易さ (availability) が改善した。住宅資産に関連した借入れ (クレジットチャネル) を通じた効果の可能性として、Aron et al. (2012) では、頭金 (down-payment) と担保 (collateral) に着目し考察している。まず、頭金については、日本やイタリア等では住宅購入のためのローンを組む場合、一定の頭金を求められることが一般的といわれるが、それ以外の国でも住宅を担保にローンを借りる場合、債務者の所得あるいは担保に応じたローン比率 (Loan-to-value ratio; LTV 比率) が設定されることが多い。このため、LTV 比率による制約が緩和されれば、特に初めて住宅を購入する家計にとってあらかじめ必要とされる所得や貯蓄の制約も緩和されることになる。一方で、LTV 比率による制約がある状況下で住宅・土地価格が上昇した場合、持ち家でない家計や将来の買い替え等を視野に入れている若年層家計にとっては、住宅購入に必要な貯蓄額も増加するため、住宅購入を諦めない限りは、貯蓄を積み増そうとする結果、消費が抑制されることが考えられる (Jappelli and Pagano 1994, Engelhardt 1996)。

第二に、担保を通じたクレジットチャネル効果である。金融自由化や競争により、特に米英では住宅を担保にした借入れ (ホームエクイティローン等) の市場が発達し、住宅を担保とした借入れの容易度が増した (Poterba and Man-

## (著者写真)

むらた・けいこ  
 東京大学経済学部卒。オックスフォード大学経済学博士 (D. Phil. in Economics)。OECD 経済局エコノミスト、経済企画庁調査局内国調査第一課課長補佐、日本銀行金融研究所シニアエコノミスト、内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官などを経て、現在、首都大学東京大学院社会科学部研究科教授。

chester 1989)。家計にとって、住宅は一度購入するとなかなか換金しにくいという意味で非流動性資産であったが、これにより家計の「流動性」が高まったともいえる。

以上のような借入れを通じた効果を考慮すると、住宅ローン市場を含む信用市場の緩和・発展は、非持ち家世帯に必要とされる貯蓄を緩和するとともに、住宅・土地価格が上昇した場合に担保価値の増加に伴い家計の借入許容枠が増大する場合、持ち家世帯の借入制約の緩和というクレジットチャネルを通じて消費を増加させることも可能となる。また、例えば英国では住宅ローン金利として変動金利が一般的であるため、予期せぬ名目金利引上げは借入残高に応じて家計の流動性制約を強め、消費を抑制する可能性 (一時的なキャッシュフローショック) がある (Jackman and Sutton 1982) が、住宅を担保にした借入れはこのような効果を減殺する方向に働くことになる。

## 1.3 推計式

単純な恒常所得-ライフサイクル仮説によれば、実質利率一定の下で、消費  $c_t$  は

$$c_t = \phi A_{t-1} + \omega y_t^p \quad (5)$$

で表される。ここで  $y_t^p$ 、 $A_{t-1}$  はそれぞれ恒常非財産所得、純資産である (すべて実質、一人当たり)。(5)式は、両辺を  $y_t$  で割り変形し自然対数を取ることにより、

$$\ln c_t = \alpha_0 + \ln y_t + \gamma A_{t-1}/y_t + \ln (y_t^p/y_t) \quad (6)$$

と近似される。推計にあたっては、(6)式を期待所得について変形したうえで、異時点間の代替

性を考慮する変数として利子率  $r$  を考慮し、習慣仮説（部分調整項  $\lambda$ ）を用いることにより

$$\ln c_t = \alpha_0 + \ln y_t + \gamma A_{t-1}/y_t - \alpha_1 r_t + \alpha_2 \theta_t + \alpha_3 E_t \ln(y^p/y_t) + u_t \quad (7)$$

$$\Delta \ln c_t \approx \lambda \left\{ \alpha_0 + \ln y_t + \gamma \frac{A_{t-1}}{y_t} + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \theta_t + \alpha_3 E_t \ln(y^p/y_t) - \ln c_{t-1} \right\} + \varepsilon_t \quad (8)$$

が得られる。 $\lambda$  は、調整速度を示す係数（1に近いほどすぐに調整され、0に近づくと調整が長期に及ぶ）である。パラメータ  $\alpha$  にそれぞれ  $t$  がついてるのは、これらパラメータが信用市場の状況により時系列的に変化することを許容しているためである。 $\theta_t$  は所得の不確実性の代理変数である。

(8)式では資産効果が消費に及ぼす影響が資産の流動性にかかわらず同一であることを仮定しているが、この仮定を緩和することにより、

$$\Delta \ln c_t \approx \lambda \left\{ \alpha_0 + \ln y_t + \ln c_{t-1} + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \theta_t + \alpha_3 E_t \ln(y^p/y_t) + \gamma_1 \frac{NFA_{t-1}}{y_t} + \gamma_2 \frac{IFA_{t-1}}{y_t} + \gamma_{31t} \frac{HA_{t-1}}{y_t} + \beta_1 \Delta \ln y_t + \beta_2 \Delta n r_t + \beta_3 \Delta \theta_t \right\} + \varepsilon_t \quad (9)$$

となる。 $NFA$  は流動性の高い純金融資産、 $IFA$  は非流動性金融資産、 $HA$  は住宅資産である。住宅資産のパラメータ  $\gamma_{31t}$  は  $\alpha$  同様可変パラメータとなることを許容している。

$\Delta n r_t$  は名目金利の差分で、金利変動の際に家計に上述したキャッシュフローショックがある場合、パラメータの符号は負となる。イギリスについては金利の差分に負債所得比を掛けた変数  $\left( \Delta n r_t \left( \frac{Debt_{t-1}}{y_t} \right) \right)$  を説明変数として用いている。

信用市場の緩和による効果は①定数項、②金利、③期待所得（不確実性の項含む）、④住宅資産効果のパラメータに現れると考えられるので、(9)式ではこれらのパラメータは時間について可変的となっている。実際の推計にあたっては、同変化が観察された米英について、別途

作成したクレジットインデックス（GCCCI）を説明変数に加えることにより推計を行なった。以下は英国の例であるが、米国もほぼ同様の定式化を行なっている。

$$\begin{aligned} \Delta \ln c_t \approx & \lambda \left\{ \alpha_0 + \alpha_{01} \text{GCCCI}_t + (\ln y_t - \ln c_{t-1}) \right. \\ & + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \theta_t + \alpha_3 E_t \ln(y^p/y_t) \\ & + \alpha_{31} \text{GCCCI}_t E_t \ln(y^p/y_t) + \gamma_1 \frac{NFA_{t-1}}{y_t} \\ & + \gamma_2 \frac{IFA_{t-1}}{y_t} + \gamma_3 \frac{HA_{t-1}}{y_t} + \gamma_{31} \text{GCCCI}_t \frac{HA_{t-1}}{y_t} \\ & \left. + \beta_1 \Delta \ln y_t + \beta_2 \Delta n r_t + \beta_{21} \text{GCCCI}_t \Delta n r_t \right\} + \varepsilon_t \quad (10) \end{aligned}$$

住宅資産がクレジットチャンネルを通じて消費に影響を及ぼしている場合は  $\gamma_{31}$  の符号が正となることが期待される一方、今期の所得変動の影響を示す  $\beta_1$  の説明力は低下すると予想される。

## 2 推計結果

### 2.1 英国

#### (1)クレジット指標（英国）

英国の家計が直面する信用市場のコンディションを示すクレジットインデックスは、家計に関する複数の負債データ（負債-所得比および負債-資産比、四半期）を用いて、需要側要因（所得、金利、年齢別人口構成、地域等）をコントロールしたうえで、共通の潜在変数（latent variable）を抽出することにより作成している。複数の負債データから共通する潜在変数を求めるのは、需要側の要因を可能な限り排除するためである。

採用した負債データは、2種類のマクロ指標（家計の住宅ローンおよび無担保負債（unsecured consumer credit））および、住宅ローン保有世帯を対象に負債額や所得、世帯属性などを詳細に尋ねたサーベイ（“The Survey of Mortgage Lenders”）から得られる住宅ローン保有世帯（first-time buyer）のデータを、地域、年齢について分割した8種類の指標、併せて10

表1—消費関数の推計結果（英国、1967Q1-2005Q4）

被説明変数: △ln(消費支出)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
λ (調整速度)	0.078 ** (2.4)	0.122*** (3.6)	0.291*** (5.9)	0.371*** (7.1)	0.369*** (9.0)
△ln(期待所得)	1.061*** (2.7)	0.597*** (3.5)	0.485*** (6.5)	0.201*** (2.9)	0.201*** (2.9)
純資産 <sub>-1</sub> /所得	0.026 (4.5)	0.011* (1.8)			
純流動性金融資産 <sub>-1</sub> /所得			0.126*** (7.8)	0.114*** (7.8)	0.114*** (8.0)
非流動性金融資産 (4四半期平均) <sub>-1</sub> /所得			0.026*** (7.2)	0.022*** (7.9)	0.022*** (8.0)
住宅資産 <sub>-1</sub> /所得			0.047*** (8.6)		
住宅資産 <sub>-1</sub> /所得×GCCI				0.043*** (10.3)	0.043*** (10.3)
GCCI				0.050*** (3.6)	0.050*** (3.6)
住宅ローン金利 (4四半期平均)×100		0.0007 (0.4)	-0.0017** (2.4)	-0.0017** (2.3)	-0.0017** (2.3)
△ln(現在所得)	0.250*** (5.5)	0.175*** (4.0)	0.093** (2.1)	-0.003 (0.1)	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.60	0.67	0.71	0.74	0.74
Standard Error of equation×100	0.72	0.66	0.62	0.58	0.58
AR1/MA1(p値)	0.16	0.92	0.62	0.79	0.80
AR4/MA4(p値)	0.06	0.760	0.20	0.10	0.10

注1) カッコ内はt値。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%有意。モデル(1)はREPIH(完全信用市場モデル)、(2)金利および不確実性項を追加、(3)資産を分割、(4)CCI関連変数を追加、(5)最終結果。

2) 説明変数としてこのほかに、消費税ダミーなどのほか、モデル(3)以降では名目金利の階差、失業率の階差などが含まれている。詳細はAron et al. (2012) 参照。

種類の指標である。

これら作業により作成された指標の動きをみると、1980年代に上昇し、80年代末にいったんピークアウトに向かった後、90年代半ば頃から再び緩やかな上昇トレンドを持つという特徴を示している。

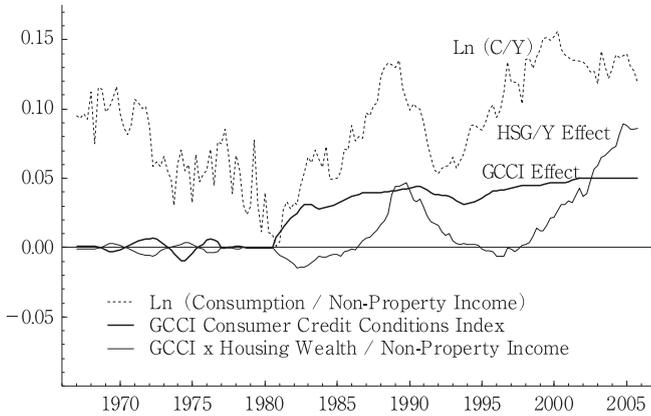
## (2)消費関数の結果（英国）

表1は英国の推計結果である。まず、モデル(1)は、標準的なライフサイクル-恒常所得仮説に基づく定式化であり、習慣効果を考慮し、ライフサイクル-恒常所得仮説に従わない家計の存在を考慮するため、現在所得の成長率を説明

変数に加えている。期待所得は別途推計している（補論参照）。被説明変数に用いた消費支出は耐久財や帰属家賃を含んでいる。期待所得のパラメータがほぼ1で有意、純資産(net worth)のパラメータ(長期のMPC(限界消費性向)に相当)が0.026(2.6%)となった。純資産のMPCは先行研究と比べやや小さい。一方で、調整速度λが0.08と低く、調整速度が極めて遅い。次に、モデル(2)は、モデル(1)に金利および失業率の階差等の不確実性の代理変数等を加えたモデル(1.3節の(8)式)であるが、それら変数を加えてもパラメータに大きな変化はなかった。モデル(3)は、資産効果が資産の流動性により異なる可能性を許容し、純資産を分割した結果である。各資産効果のパラメータが等しいという仮定はFテストにより棄却され、非流動性金融資産のパラメータは0.026とそれほど変わらないが、純金融資産のパラメータ0.126と大きくなり、住宅資産のパラメータも0.047となった。一方で、調整速度のパラメータが0.29と改善がみられた。

モデル(4)は、住宅資産の担保を通じたクレジットチャネルの効果が時系列で変化することを許容したモデルである。これは1.3節の(10)式に相当する。GCCIおよび住宅資産とGCCIとのクロス項はともに正に有意となった(この結果住宅資産の項は有意でなくなったため、説明変数から除外)。一方で、現在所得のパラメータはほぼゼロかつ有意でなくなった。そこで、最終結果(モデル(5))では現在所得を説明変数から除いている。モデル(1)からモデル(5)に進むにしたがい、推計式の説明力(standard error of equation)に改善がみられている。住宅資産のMPCは0.043、純金融資産は0.114、非流動金

図1—消費—所得比への各変数の長期的寄与度（英国）



融資産0.022、実質金利は負で有意となった。調整速度は0.37とさらに上昇し、推計には四半期データを用いていることから、消費支出が4四半期で80%が調整されることを意味している。

共和分関係は、推計に用いた変数のうちI(1)変数である消費-所得比の自然対数、分割された資産-所得比、およびGCCIの5変数の間に一つ存在した。これは、消費、所得および資産の間における共和分の存在に疑問を投げかけた先行研究（Lettau and Ludvigson 2004, Carroll et al. 2011等）に対し、クレジットチャネル効果とその時系列的变化、および資産によりMPCが異なる可能性（資産の分割）を許容すれば主要変数間に安定的な共和分関係が得られることを示唆している。

図1は、モデル(5)で得られた長期的パラメータの結果をもとに、消費-所得比に及ぼす各変数の寄与度を示したものである（紙面の制約により2変数のみ）。一般均衡的な効果を示すものではないが、パラメータの大きさの解釈を含め表1で得られた結果を考察するうえで有用であろう。1980年代後半および95年から2005年にかけて消費-所得比の上昇がみられるが、80年代後半および90年代後半においてはGCCIにも上昇トレンドがみられ、GCCIの上昇およびそれに伴う担保価値の上昇が消費を押し上げる効果を持っていたことがわかる。

## 2.2 米国

### (1)クレジット指標（米国）

米国においても1970年代以降規制緩和、預金金利の上限撤廃等信用市場において規制緩和が進んだ。米国のクレジットインデックスは消費者への信用供与全般のコンディションを示す指数（CCI）と住宅資産の流動性を示す指数（Housing liquidity index, HLI）の2つの指標を作成した。家計への信用供与に関して観察される指標から需要要因を取り除く

という手法は英国のモデルと共通である。具体的には、前者の指標は、米国の“Senior Loan Officer Opinion Survey”より主要60金融機関の家計に対する貸出態度（DI）の長期データが得られることから、このインデックスから推計により①循環的要因（金利要因、経済見通し要因等）を除外する一方で、②預金金利の上限撤廃等規制緩和等制度が変更された時期にそれぞれ対応したダミー変数を説明変数として加えることにより制度変更による変化を捉え、それらパラメータを用いて供給側の要因を抽出しインデックス（CCI）を作成している。得られた指標は1970年代から90年代半ばにかけて上方シフトがみられたほか、2004年から06年のサブプライムローンブームの頃に上昇している（図2、後述）。後者の指標は、住宅ローン残高-所得比、住宅ローン再借入れ-住宅ローン残高比を含む3つの式からなるモデルを推計し、共通して得られるトレンドシフトを抽出し作成した。得られた指標は、1980年代は概ねフラットであったが、1990年代半ばから2000年代半ばにかけて大幅な上昇がみられている。

### (2)消費関数の結果（米国）

米国の結果は表2のとおりである。モデル(1)をみると、調整速度が遅く、現在所得のパラメータが0.2という点で英国について得られた結果と共通している。純資産のMPCは0.04で英

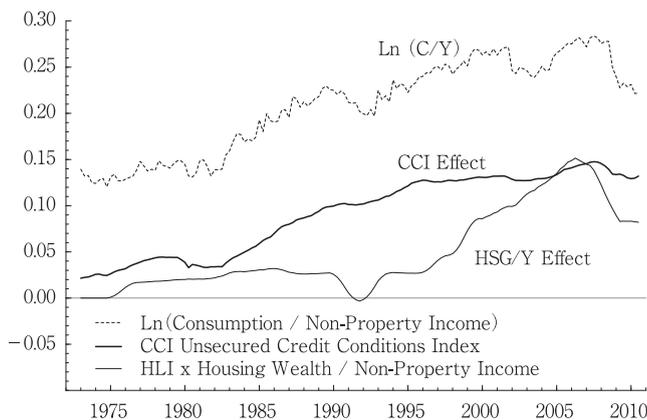
表2—消費関数の推計結果（米国、1973Q1-2010Q3）

被説明変数： $\Delta \ln$ （消費支出）	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda$ （調整速度）	0.093*** (4.3)	0.091*** (3.7)	0.075*** (3.5)	0.292*** (7.7)	0.292*** (7.7)
$\Delta \ln$ （期待所得）	0.961*** (3.3)	0.948*** (2.9)	0.710** (2.1)	0.588*** (5.7)	0.588*** (5.7)
純資産 <sub>-1</sub> /所得	0.039*** (7.8)				
純流動性金融資産 <sub>-1</sub> /所得		0.125** (3.0)	0.086** (2.3)	0.153*** (11.0)	0.153*** (12.0)
非流動性金融資産 （4四半期平均） <sub>-1</sub> /所得		0.051*** (4.0)	0.049*** (3.9)	0.011*** (3.8)	0.011*** (3.8)
住宅資産 <sub>-1</sub> /所得		0.069*** (3.5)	0.044** (2.0)	0.0001 (0.0)	
住宅資産 <sub>-1</sub> /所得× HLI				0.084*** (8.8)	0.084*** (10.9)
CCI				0.145*** (12.7)	0.146*** (15.2)
実質利率 <sub>-1</sub> ×100	-0.0069** (2.1)	-0.0080** (2.4)	-0.0068* (1.8)	-0.0035*** (3.3)	-0.0035*** (3.3)
$\Delta \ln$ （現在所得）	0.208*** (3.5)	0.209*** (3.5)	0.150*** (3.0)	0.068 (1.6)	0.068 (1.6)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.45	0.47	0.63	0.75	0.75
Standard Error of equation×100	0.50	0.48	0.40	0.33	0.33
AR1/MA1(p値)	0.02	0.07	0.38	0.10	0.10
AR4/MA4(p値)	0.00	0.00	0.19	0.08	0.08

注1）表1注1を参照。

2）説明変数としてこのほかに、税制改革ダミーなどのほか、(3)以降では名目金利の階差、失業率の階差、が含まれている。

図2—消費—所得比への各変数の長期的寄与度（米国）



国よりやや大きいのが米国の先行研究に近い結果である。次に、資産を分割すると純金融資産のパラメータは0.12に上昇し、住宅資産より大きい。この傾向は英国について得られた結果と同

様である（モデル(2)）。モデル(3)では、結果は表からは省略されているが、失業率の階差および名目金利の階差等を含めた結果を示している。失業率の階差や名目金利の階差のパラメータは負で有意となったが、モデル(2)で得られたパラメータへの影響はほとんどみられなかった。

モデル(4)は、住宅資産の担保を通じたクレジットチャネル効果が時系列で変化することを許容したモデルである。説明変数としてCCI、および住宅流動性指標（HLI）と住宅資産とのクロス項を加えている。両者のパラメータはともに、英国の結果と同様正で有意という結果が得られた。クロス項を加えたことにより住宅資産（クロス項なし）のパラメータはほぼゼロかつ統計的に有意でなくなった。純金融資産のMPCは0.153、非流動性金融資産のMPCは0.011、住宅資産とHLIのクロス項のMPCは0.084となった。調整速度も0.29に上昇し、式の説明力（equation standard error）も20%程度改善した（0.40→0.33）。モデル(5)は、有意でなくなった変数（現在所得など）を除いた最終結果を示す。非流動的な金融資産のMPCよりも、流動性資産や住宅資産のMPCが高いという結果は、先行研究とも整合的な結果となっている（Gross and Souleles 2002、Case et al. 2005、Carroll et al. 2011等）。

最終結果（モデル(5)）を用いて、米国について変数の長期的な関係を見たのが、図2である（2変数のみ）。クレジット指標には1980年代半ば頃から上昇トレンドがみられ、クレジット指標の上昇およびそれに伴う担保価値の上昇が住宅資産の増加とも相ま

って2006年頃まで消費を押し上げる効果を持ったことがわかる。

## 2.3 日本

### (1) クレジット指標の検討

日本については、英米と異なりクレジット指標は作成していない。その理由として、家計の負債関数を推計したところ米英と異なり構造的な変化（トレンドシフト）を示唆するような結果は得られなかったこと、米英ではクレジット指標を含めないと消費、所得、資産変数間での共和分関係を得られなかったのに対し、日本では得られたことが挙げられる（後述）。日本でも金融市場において預金金利自由化などは行なわれたが、日本の家計の負債関数を、金利、各種資産や景気要因により推計すると、高度成長期の前後でトレンドの下方シフトがみられるものの、1975年以降は安定的な結果となり、米英にみられるようなトレンドシフトを示唆するような結果を得ることはできなかった（Muellbauer and Murata 2011）。また、家計の保有する純流動性金融資産-所得比はバブル直後などの一部の例外的な時期を除き上昇トレンドにあり、80年代以降信用供与拡大を背景に同変数の低下が続いた米英とは異なっている。

### (2) 消費関数の結果（日本）

日本の結果は表3のとおりである。日本の「国民経済計算」では実物資産の四半期データが得られないことから、暦年データを用いて推計をしている。モデル(1)では、調整速度 $\lambda$ は米英同様小さい。一方で、米英と異なり統計的に有意となったのは現在所得のみであった。失業率など不確実性の項を加えると、期待所得お

表3—消費関数の推計結果（日本、1961-2008）

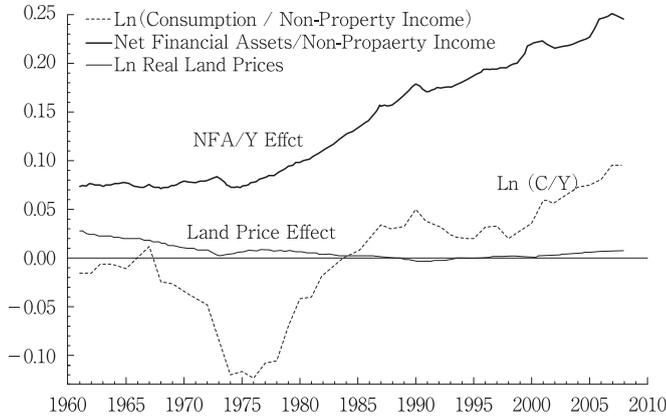
被説明変数: $\Delta \ln$ (消費支出)	(1)	(2)	(3)	(4)
$\lambda$ (調整速度)	0.056 (1.4)	0.105 *** (3.0)	0.489 *** (6.3)	0.461 *** (6.8)
$\Delta \ln$ (期待所得)	1.025 (1.2)	0.770 ** (2.3)	0.471 *** (7.6)	0.460 *** (7.7)
純資産 $_{-1}$ /所得	-0.033 (0.6)	-0.012 (0.7)		
純流動性金融資産 $_{-1}$ /所得			0.064 *** (11.9)	0.063 *** (19.0)
非流動性金融資産(4四半期平均) $_{-1}$ /所得			0.039 (0.7)	
実物資産 $_{-1}$ /所得			0.00037 (0.6)	
$\ln$ (住宅地価/消費者物価) $_{-1}$			-0.024 * (1.7)	-0.021 ** (2.2)
実質利率 $_{-1} \times 100$	0.059 (1.4)	0.027 *** (2.3)	0.0073 *** (4.8)	0.0083 *** (6.3)
$\Delta \ln$ (現在所得)	0.547 *** (6.6)	0.448 *** (6.1)	0.236 *** (3.6)	0.272 *** (4.4)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.88	0.93	0.95	0.98
Standard Error of equation $\times 100$	0.99	0.81	0.60	0.57
AR1/MA1(p値)	0.78	0.68	0.35	0.28
AR4/MA4(p値)	0.35	0.89	0.23	0.48

注1) カッコ内はt値。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%有意。モデル(1)はREPIH(完全信用市場モデル)、(2)金利や不確実性項を追加、(3)資産を分割、(4)最終結果。

2) 説明変数としてこのほかに、(2)以降では失業率の階差、若年人口構成比率(20歳未満年齢/20~59歳年齢)の階差などが含まれている。

よび利率のパラメータは正で有意となる。純資産のパラメータは依然有意でなく、符号も負であった(モデル(2))。資産を分割すると、調整速度は0.489まで上昇し、推計式の説明力も向上した。ただし、純金融資産のパラメータ(MPC)は0.06で統計的に有意となったものの、実物資産のパラメータはほぼゼロという、米英と異なる結果となった。なお、日本の「国民経済計算」では、住宅・土地資産のみの長期データを得ることができず他の実物資産も含まれるため(土地+純固定資産を使用)、資産を分割したモデル(3)では、住宅地価の相対価格を説明変数に別途加えることを試みたが、地価のパラメータの符号は負という結果となった。また、地価の相対価格が負になったということは、米英のような地価が上昇するとクレジットチャネ

図3—消費—所得比への各変数の長期的寄与度（日本）



ルを通じて消費を押し上げる効果が日本では小さいということを示唆している。

モデル(4)では、実物資産を説明変数から除き金融資産を統合したが、純金融資産（非流動性金融資産含む）の MPC は 0.06 で変わらなかった。一方で現在所得のパラメータはモデル(1)と比べ半減したものの、依然正で有意となり流動性制約下の家計の存在を示唆している。米英同様、名目利率の差分を説明変数に加えることも試みたが、有意にならなかった。日本の住宅ローンは固定金利型も多いことが背景にあるのかもしれない。また、実質利率は正という結果となった。これは、金利の変動に対しての資産を通じた利子所得の効果が大きい可能性や、異時点間の代替性が低い可能性を示唆していると考えられる。なお、日本については米英のような（クレジット）シフト指標を用いなかったことを踏まえ、推計結果の安定性を確認する一つの簡単な手段として、異なる推計期間（1961年～02年、1961年～99年等）での推計も試みたが、得られるパラメータは安定的であり、構造変化を示唆する結果は得られなかった。

各変数の長期的な関係として、4つの I(1)変数（消費、純金融資産資産（所得比）、相対地価、実質金利および期待所得成長率）について共和分関係を得ることができた。

図3は I(1)変数のうち消費—所得比と、純流動性金融資産、相対地価の関係をプロットした

ものである。地価変動の効果は規模としては小さく、1970年代半ば以降の消費—所得比の上昇の多くの部分は純金融資産—所得比の上昇で説明されるという結果となった。

### 3 おわりに

本研究の結果は、家計の消費行動を考える上で借入れ制約（流動性制約）による影響を考慮することの重要性を示している。米英に

おいては、信用市場の進展により家計の借入制約が緩和されたことにより、家計が保有する住宅・土地資産が増加すると信用供与の増加を通じ消費を増加させるというクレジットチャネルを通じたメカニズムが働いた。また、利率は米英においては負の効果を持つことから、米英では利率の効果とクレジットチャネルの効果を通じて金融政策効果が波及する一方で、日本についてはこのような効果が期待しにくいという結果となった。

#### 〈補論：期待恒常所得の導出〉

期待所得を K 期先までの将来所得で考えると、期待所得の伸び率は以下のように近似できる。

$$E_t \ln(y_t^e / y_t) \approx \frac{E_t \sum_{s=1}^K \eta^{s-1} \ln(y_{t+s} / y_t)}{\sum_{s=1}^K \eta^{s-1}}$$

$$\equiv E_t \ln y_{perm_t} - \ln y_t$$

ここで、 $\eta$  は割引率であり、右辺  $\ln y_{perm_t} - \ln y_t$  はフォーワードルッキングな所得伸び率の加重平均である（Campbell 1987）。期待所得は別途、生産性の変化を示す複数のトレンド変数（米国については1968年と88年に低下し99年に上昇、日本は1973年と91年に低下するトレンド）のほか、米国については短期金利の階差およびミシガンサーベイによる消費者期待指数、日本については短期金利の階差等により推計した。

## 注

1) 消費への資産効果については、Poterba (2000) がサーベイを行なっている。住宅・土地の効果についての最近の実証研究では Carroll, Otsuka and Slacalek (2011)、Case, Quigley and Shiller (2005)、マイクロデータを用いた研究として Campbell and Cocco (2007)、Mian and Sufi (2009) などがある。住宅資産の MPC は英国については0.05程度、米国については0.06程度を得ている結果が多い。Slacalek (2009) は住宅の担保を通じたチャネルも考慮した分析を行ない、住宅ローン市場の自由度の高い国では住宅資産効果が大きい(米英で高く、後述するように日本では低い)という結果を得ている。これら結果は本研究で得た結果と整合的である一方、Slacalek (2009) の得た MPC は本研究で得た MPC より大きくなっており、これはクレジットコンディションの時系列変化を考慮していないことが一因と推察される。

## 参考文献

- Aron, J., J. V. Duca, J. Muellbauer, K. Murata, and A. Murphy (2012) "Credit, Housing Collateral and Consumption Evidence from Japan, the UK and the US," *The Review of Income and Wealth*, Vol.58 (3), pp. 397-423.
- Campbell, J. (1987) "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 55 (6), pp. 1249-1273.
- Campbell, John Y. and Joao F. Cocco (2007) "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54 (3), pp.591-621.
- Carroll, C., M. Otsuka, and J. Slacalek (2011) "How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.43(1), pp.55-79.
- Case, K., J. Quigley, and R. Shiller (2005) "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5(1), pp.1-32.
- Engelhardt, G. V. (1996) "Consumption, Down Payments and Liquidity Constraints," *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 28(2), pp. 255-271.
- Gross, D. and N. Souleles (2002) "Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behaviour? Evidence from Credit Card Data," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, pp.149-185.
- Jackman, R. and J. Sutton (1982) "Imperfect Capital Markets and the Monetarist Black Box: Liquidity Constraints, Inflation and the Asymmetric Effects of Interest Rate Policy," *Economic Journal*, Vol.92, pp. 108-128.
- Jappelli, T. and M. Pagano (1994) "Saving, Growth and Liquidity Constraints," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, pp.83-109.
- Lettau, M. and S. Ludvigson (2004) "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption," *American Economic Review*, Vol.94(1), pp.276-299.
- Mian, Atif R., and Amir Sufi (2009) "House Prices, Home Equity-based Borrowing, and the U.S. Household Leverage Crisis," *American Economic Review*, Vol.101(5), pp.2132-2156.
- Muellbauer, J. and K. Murata (2011) "Consumption, Land Prices and the Monetary Transmission Mechanism in Japan," in Hamada, K., V. Kashyap, and D. Weinstein (eds.), *Japan's Bubble, Deflation and Long-term Stagnation*, pp.175-216, MIT Press, Cambridge MA.
- Poterba, J. M. (2000) "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.14(2), pp.99-118.
- Poterba, J. M. and J. Manchester (1989) "Second Mortgages and Household Saving," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.19(2), pp.325-346.
- Slacalek, J. (2009) "What Drives Personal Consumption? The Role of Housing and Financial Wealth," *B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 9(1), pp.1-35.

# 日本の住宅ローン市場における 全額繰上返済

岸本直樹・金 瑛晋

## 1 イントロダクション

住宅ローンの繰上返済は、住宅ローンの保有者が受け取るキャッシュフローを大きく変化させる。その結果、繰上返済は、住宅ローンを貸し付けている金融機関などの住宅ローン債権者と、住宅ローンを要素とする住宅ローン担保証券の投資家の両方にとって大きなリスク要因になる。したがって、繰上返済に影響を及ぼすと考えられる変数、特に金利が、繰上返済に及ぼす影響を分析することは、住宅ローンおよび住宅ローン担保証券の価格付けや、それらのリスク管理にとって極めて重要である。特に、住宅ローンの残高が非常に大きいため、この点を強調し過ぎることはできない。

これらの事実は、住宅ローンの繰上返済を本格的に分析することの意義が高いことを示唆している。事実、米国の住宅ローン市場については、多くの研究者が繰上返済の分析を行なった。例えば、Green and Shoven (1986)、Schwartz and Torous (1989, 1993)、Deng et al. (2000)、Dunsky and Ho (2007)。しかし、日本の住宅ローン市場についてはそのような研究は稀である。具体的には、われわれの知る限り、日本の住宅ローン市場における繰上返済に関して一般に入手可能な研究は、Sugimura (2002)、一條・森平 (2006)、沓澤 (2007)<sup>1)</sup>しかない。

次に、1996年5月から2005年12月までのサンプル期間について金利推移をグラフ化した図1を見よう。図1で、WACは、同一月に返済を

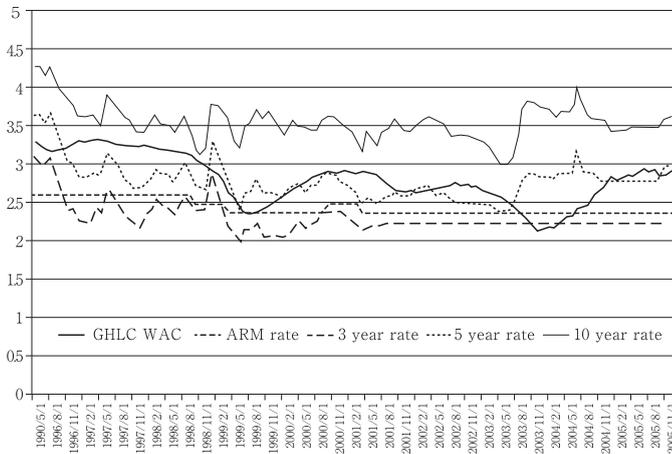
開始した住宅金融公庫ローンの約定金利の加重平均を表す。ARM金利は、当該月に適用される変動金利方式住宅ローン金利の平均を表す。3 year rate、5 year rate、10 year rateは、それぞれ3年物、5年物、10年物の固定金利選択方式住宅ローンの平均金利を表す。なお、ARM金利（以下、変動金利）の出所は日本銀行であり、3年物金利、5年物金利、10年物金利の出所は（株）日本金融通信社である。

図1は、サンプル期間中の金利の動きに注目すべき特徴が3点あったことを示している。第一の特徴は、サンプル期間中、5つの金利すべての変化が小さかった点である。具体的には、同期間のWAC、変動金利、3年物金利、5年物金利、10年物金利の最大値と最小値の差が、それぞれ1.1%、0.25%、1.1%、1.3%、1.32%であった。このような差は、同期間中、米国・ドイツなどの他の先進諸国における住宅ローン金利の変化に比べて小さい。

第二の特徴は、10年物金利がサンプル期間のすべての月において同時点のWACを上回っていた点である。また、サンプル期間中の任意の月に観察された10年物金利は、当該月の前に返済を開始したサンプル中のどの住宅ローンプールのWACより35ベーシスポイントを超えて下回ることがなかった。

第三の特徴は、5年物金利、3年物金利、変動金利のいずれもサンプル期間中の大部分の月において、同じ月に返済を開始した住宅ローンプールのWACを下回っていたという点である。

図1—住宅ローン金利



出所) 住宅金融公庫、(株)日本金融通信社、日本銀行

さて、Fabozzi and Modigliani(1992、p.198)によると、「歴史的に、住宅ローン金利が約定金利を200ベースポイント以上下回ると、繰上返済率が増加することが観測された。」この「歴史的」事実を図1で観測した点と照らし合わせて考えると、サンプル期間中、住宅金融公庫ローンの借換えは金利に対してどの程度感応的だったのだろうか?という疑問が生じる。

そこで本研究では金利変動に起因する全額繰上返済を分析する<sup>2)</sup>。ただし、われわれが入手した住宅金融公庫ローンの全額繰上返済データは、借換えに伴う全額繰上返済と、それ以外の理由(引越しとデフォルト)による全額繰上返済とを区別していない。しかし、引越しとデフォルトに起因する全額繰上返済は、借換えによる全額繰上返済に比べて発生頻度が低く、さらに、金利変動との関連性が弱いと考えられる。したがって、本研究で行なうように、金利が全額繰上返済に及ぼす影響を、金利が借換えに伴う全額繰上返済に及ぼす影響として解釈することは、それほど悪い解釈ではないだろう。

また、本研究で用いる全額繰上返済データは集計データである。したがって、Schwartz and Torous (1993)にならい、1カ月間で発生する全額繰上返済件数を被説明変数とし、複数の金利関連変数とその他の変数を説明変数と

するポアソン回帰モデルを推定する<sup>3)</sup>。その推定結果を簡潔に述べると、すべての金利関連変数の係数は統計的に有意であり、その値はポアソン回帰の様々な定式について安定していた。

図1について指摘した金利推移の2番目と3番目の特徴は、住宅ローンが借換えのために全額繰上返済された場合、変動金利または中短期金利に連動した住宅ローンに借換えられた可能性が高いことを示唆している。

また、この推測に基づけば、借換えを検討した住宅ローンの借り手は、長期の借換金利よりも中短期の借換金利に関心を持っていたはずであるとの仮説を立てることができる。この仮説を検証するために、説明変数として、長期借換金利を短期または中期の借換金利に置き換えたポアソン回帰モデルを推定する。この推定結果は、われわれの仮説と整合的であった。

さらに、借り手が、既存の住宅金融公庫ローンを変動金利または固定金利選択方式住宅ローンに借換える場合、完済するまで住宅ローンを中短期金利でロールオーバーする可能性が高い。したがって、住宅ローンの借り手が抱く金利推移とボラティリティの予想は、借り手の借換えに関する意思決定に直接影響を及ぼすと考えられる。よって、国債の利回り曲線の傾きと国庫短期証券金利の標準偏差をポアソン回帰の説明変数に加えた。そして推定結果はこの仮説と整合的であった。

さて、一般に、住宅ローンの経過月数と月ダミー変数は、全額繰上返済に強い影響を及ぼすことが知られている。したがって、これらの要因が全額繰上返済に及ぼす影響をコントロールするために、これらの要因を説明変数に加える。われわれの推定結果によると、住宅ローンパールの経過月数に関する全額繰上返済のパターン

(著者写真)

きしもと・なおき  
1955年鳥取県生まれ。東京大学経済学部卒。New York University Stern School of Business, ph.D.。デューク大学助教授、筑波大学社会学系助教授を経て、現在、法政大学経営学部教授。Journal of Finance, Management Science 等にデリバティブの価格理論に関する論文を発表。

(著者写真)

キム・ヨンジン  
1965年韓国生まれ。延世大学経営学部卒。東京大学大学院経済学研究科修了。経済学博士。東京都立大学経済学部助手、法政大学経営学部助教授を経て、現在、法政大学経営学部教授。Asia-Pacific Financial Markets, Japanese Economic Review 等にオプションの価格付けに関する論文を発表。

は米国の住宅ローン市場で観察されるパターンと酷似している。具体的に言えば、全額繰上返済の強度は、最初の72カ月間増加し続け、その後徐々に減少する。さらに、本研究では、全額繰上返済の季節的な特徴をいくつか明らかにするが、それらは日本の諸制度に起因すると考えることができるものだった。具体的には、定期的に支払われるボーナス、住宅ローンの減税制度、会計年度ならびに学年歴が季節的パターンと関連付けることができた。

次に、日本の住宅ローンの繰上返済に関する先行研究を簡潔にまとめ、本研究と比較する。まず、Sugimura (2002) は、住宅ローンの個票データを使ってコックス比例ハザードモデルを推定した。彼は、住宅ローンの借入れ、または、過去に一部繰上返済があった場合はその時点から次の一部繰上返済または全額繰上返済までの経過時間をハザードとし、2つの金利関連変数、住宅ローンの残存期間、借り手の年齢を共変量とした。そして、繰上返済の種類（全額繰上返済、一部繰上返済、デフォルト）ごとにハザードモデルを推定した。その結果、彼は「ベースライン関数が繰上返済の種類毎に著しく異なる」ことと、「モデルの適合度が繰上返済の種類を区別することによって改善される」ことを発見した。

一條・森平 (2006) は、住宅ローンの約定金利とラグ付6カ月物金利との比、月ダミー、住宅ローンとその借り手の属性を含む29の共変量を取り入れたコックス比例ハザードモデルを推定した。彼らは、ワールドカイ二乗統計量に基づ

いて共変量の順位付けを行ない、住宅ローンの経過年数、過去に一部繰上返済が行なわれた回数、金利比が上位を占めることを発見した。

杏澤 (2007) は、住宅ローンの約定金利と変動金利との比、住宅ローンとその借り手の属性などを含む17の共変量を使ってコックス比例ハザードモデルの推定を行なった。彼はデータを住宅ローンの種類によって分け、住宅ローンの種類ごとに推定を行なった。興味深いことに、金利比の共変量の係数推定値は、住宅金融公庫の住宅ローンについては正であったのに対して、民間金融機関の住宅ローンについては負であった。

さて、本研究は、データと論点の2点においてこれらの先行研究と異なる。第一に、本研究のデータが住宅金融公庫住宅ローンプールに関する集計データであるのに対して、先行研究のデータは個票データである。また、本研究のデータは、先行研究で用いられたデータに比べ、サンプルサイズが大きく、地理的に分散され、住宅ローンの種類について同質的である。第二に、本研究は分析する論点において先行研究と異なる。すなわち、前述したように、1996年から2005年までの期間において住宅ローン金利は、全額繰上返済に重大な影響を及ぼすと考えられる興味深いパターンを示していた。しかし、日本の住宅ローンの繰上返済に関する先行研究には、この点を分析したものはない。他方、本研究は、この点に注目し、その観点から、短期借換金利対長期借換金利、利回り曲線の傾き、短期金利のボラティリティが全額繰上返済にどう

影響したかという点を中心に分析を行なう。

次節では、本研究で用いたデータについて詳述する。次に、続く二つの節では、ポアソン回帰とその推定結果について述べる。最後の節では、本稿の結論を述べる。

## 2 全額繰上返済データ

分析対象である住宅金融公庫償還履歴データについて述べる。

このデータは、住宅金融公庫の固定金利住宅ローンで構成される232のプールに関する集計データである。各プールは、返済開始月が同一で、かつ、同じ種類の抵当物件（すなわち、個人建設住宅または高層住宅のいずれか）を有する住宅金融公庫固定金利住宅ローンから無作為にサンプリングして得られたローンで構成される。また、同一プールに属する住宅ローンは類似の約定金利を持つ。これは、住宅金融公庫が、住宅ローン申込者と抵当物件が一定の条件を満たす場合に限って狭い範囲の約定金利で住宅ローンを提供したからである。例えば、住宅金融公庫が1995年7月末に適用した約定金利は、住宅ローンと抵当物件の種類によって異なるものの3.25%あるいは3.30%のいずれかであった。さらに、住宅金融公庫住宅ローンは、他の日本の住宅ローンと同様、米国の住宅ローンで利用される Discount Points が適用されない。したがって、同一プールに属する住宅ローンは実効金利の点においても非常に同質的であった。

住宅金融公庫住宅ローンは、通常、融資期間が20年以上ある。しかし、表1に示されているように、多くの住宅ローンは完済を待たずに全額繰上返済される。

住宅金融公庫償還履歴データには、プールごとに、プールが組成された月以降の各月で発生するデフォルト件数と、デフォルト以外の理由

表1 一年度別全額繰上返済発生頻度

返済開始年度	ローン件数	全額繰上返済発生年度										計
		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
1996	17,656	0	184	263	427	554	1,329	1,687	1,528	939	676	7,587
1997	18,396		0	211	374	470	1,250	1,804	1,933	1,210	804	8,056
1998	17,108			0	174	289	843	1,346	1,758	1,249	802	6,461
1999	24,968				34	190	530	815	1,333	1,288	1,171	5,361
2000	22,126					62	413	836	1,418	1,475	1,269	5,473
2001	16,206						81	345	766	957	913	3,062
2002	8,090							43	169	322	373	907
2003	4,260								27	83	104	214
2004	2,189									5	22	27
2005	299										1	1
計	131,298	0	184	474	1,009	1,565	4,446	6,876	8,932	7,528	6,135	37,149

注) この表における年度は、同年4月から翌年3月までである。但し、1996年度は同年5月から1997年3月までである。

による全額繰上返済件数の両方が記録されている。そして、サンプル期間中、13万1298件の全ローンのうち、デフォルトが1012件、デフォルト以外の理由による全額繰上返済が3万7149件発生した。したがって、住宅金融公庫住宅ローンの場合、デフォルトは稀にしか起きないが、デフォルト以外の理由による全額繰上返済はしばしば起きると言える。さらに、図1について指摘したように、サンプル期間中観測された種々の住宅ローン金利間の関係には、住宅ローンの全額繰上返済に大きく影響する可能性が高い特徴がある。したがって、われわれは、金利が、デフォルト以外の理由による全額繰上返済に及ぼす影響に分析の焦点を当てる。

なお、各金融機関は、固定金利選択方式住宅ローンの約定金利が固定される期間について複数の選択肢を設定している。その期間は金融機関によって異なるが、3年、5年、10年の期間については、通常、どの金融機関も選択肢として用意しているようである。

## 3 ポアソン回帰

Schwartz and Torous (1993) にならい、ポアソン回帰によって全額繰上返済データを分析する。すなわち、特定の月に住宅ローンプールで発生する全額繰上返済件数 $y$ は、ポアソン分布に従うと仮定する。言い換えると、 $y$ の確率

関数は

$$f(y) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \quad (1)$$

で与えられる。ただし、 $\lambda$  はポアソン分布の強度を表す。

強度  $\lambda$  が 1 カ月間に発生する全額繰上返済件数の期待値として解釈できることを鑑みると、強度は、住宅ローンプールに月初めに残存するローン件数  $n$  に比例するはずである。そこで、強度  $\lambda$  は  $n$  に比例すると仮定する。さらに、 $\lambda$  は、説明変数の線型式と対数線形関係にあると仮定する。よって

$$\lambda = ne^{x\beta} \quad (2)$$

ポアソン回帰に対する以上の定式化は、次の対数尤度関数をもたらす。

$$\sum_{i=1}^k (-n_i e^{x_i \beta} + y_i \ln n_i + y_i x_i \beta - \ln y_i!) \quad (3)$$

(3)式において、 $i$  は特定の月における特定のプールを表す。また、 $k$  は観測の総数を表し、本研究の場合、その値は 1 万 3572 である。本研究では、ニュートン・ラプソン法に基づき対数尤度関数を最大化することによってベクトル  $\beta$  の推定を行なう。また、パラメーター推定量の分散共分散行列は、観測情報行列に基づいて求めるが、具体的には対数尤度関数の 2 階微分の負の逆行列を求めることによって推定する。

次に、ポアソン回帰の説明変数について述べる。最初の説明変数は、プールの WAC と 1 カ月前に市場で観察された借換金利との比率（以下では金利比と呼ぶ）である。ただし、借換金利には、図 1 で示した 4 つの金利のいずれかを使う。われわれは、以下の理由から、この金利比を借換インセンティブの大きさを測る代理変数として扱う。第一に、住宅ローンの満期までの期間が十分長い場合、Richard and Roll (1989) が指摘したように、この金利比は、住宅ローン返済額の現在価値と住宅ローン残高との比率をよく近似する。第二に、本研究のサンプル期間のように金利が低い場合、住宅ローン金利の小さな変化が借換インセンティブに小さ

くない影響をもたらす。この関係は、差より比率のほうがよく捉えることができる。

本研究で利用する繰上返済データは、新築住宅を抵当物件とする住宅金融公庫住宅ローンに関するものであり、それらの住宅ローンの借換えは民間金融機関が提供するローンに借り換えることによつてのみ可能であった。さらに、本稿のはじめに言及した通り、ひとたび住宅金融公庫住宅ローンを借換えると、その後、借り手は短期または中期の金利を数回ロールオーバーした可能性が高い。したがって、住宅金融公庫住宅ローンを借換えた借り手は、借換えに当たって中短期金利の将来の推移とボラティリティを考慮したという仮説を立てる。

そして、この仮説を検証するため、本研究は、借換え直前の利回り曲線の傾きと短期金利のボラティリティをポアソン回帰の説明変数に加える。具体的には、利回り曲線の傾きは、1 カ月前の 10 年物国債の利回りと 3 カ月物国庫短期証券利回りの差によって測る。また、短期金利のボラティリティは、3 カ月物国庫短期証券利回りの直近 6 カ月間の標準偏差によって測る。金利の期待仮説を前提にすると、10 年物と 3 カ月物の利回りの差が大きければ大きいほど、中短期金利が将来上昇することが予想され、その結果、住宅金融公庫住宅ローンの現時点での全額繰上返済が少なくなると考えられる。したがって、利回り曲線の傾きの係数は負になると予想される。また、短期金利のボラティリティが大きければ大きいほど、将来の中短期金利の不確実性が大きいと予想され、その結果、現時点での全額繰上返済が少なくなるだろう。よって、短期金利のボラティリティの係数も負になると予想される。

本研究のデータに含まれる住宅ローンの借り手が借換えに際して向き合う問題は、住宅金融公庫の固定金利ローンをそのまま借り続けるか、あるいは、変動金利住宅ローンまたは中短期の固定金利選択方式住宅ローンに借換えるかという問題である。Koijen et al. (2009) は、この

点に関して興味深い研究成果を発表しているので、ここで紹介しよう。

Koijen et al. (2009) は、米国の住宅ローン市場のデータに基づいて、住宅ローンを新規に借り入れる時の固定金利ローンと変動金利ローンとの間の選択行動は、「債券リスクプレミアム」によってよく説明できることを発見した。ただし、債券リスクプレミアムとは、Koijen et al. (2009, p. 293) によると、「長期債券に投資し、短期債券のショートポジションをローラーオーバーすることによって得られるプレミアム」を指す。

したがって、本研究では債券リスクプレミアムを説明変数に加えたポアソン回帰も推定する。ただし、本研究では、債券リスクプレミアムを1カ月前の10年物国債利回りと直近36カ月間の3カ月物国庫短期証券の平均利回りとの差で測定する。ちなみに、Koijen et al. (2009) は、この差を債券リスクプレミアムの代理変数であるとし、「家計の意思決定ルール」と呼ぶ。

また、本研究が対象とする住宅ローンの借り手の選択問題は、Koijen et al. (2009) が分析した選択問題と直接比較することができないことに留意されたい。なぜならば、本研究が分析するデータに含まれる住宅ローンの借り手は、Koijen et al. (2009) が分析対象とした新規住宅ローンの固定金利ではなく、既存の住宅ローンの固定金利を中短期の金利と比較するからである。したがって、本研究では債券リスクプレミアムの係数の符号について予測しない。

ポアソン回帰の説明変数としては、他に、住宅ローンプールの経過月数、歴年中どの月に繰上返済が発生したのかを識別する月ダミー変数、高層住宅プールと個人建設住宅プールを区別するダミー変数を用いる。さらに、住宅ローンプールの経過月数が繰上返済に対して及ぼすかもしれない非線形な影響を捉えるために、プール経過月数の2乗と3乗を説明変数に加える。

#### 4 推定結果

推定結果は表2と表3にまとめられている。これらの表にはポアソン回帰の12のモデルについて説明変数の係数推定値が掲載されている。これらのモデルは、金利関連変数が異なるが、プール経過月数、月ダミー変数、高層住宅ダミー変数を共通の説明変数として含んでいる。紙面の制約上、t統計量は省略するが、2月のダミー変数（すべてのモデルにおいて）と6月のダミー変数（モデル3、5、および6において）の係数を除き、すべての係数は1%の有意水準で統計的にゼロと異なる。

まず、金利比の全額繰上返済に対する影響を検討する。表2と表3は、ポアソン回帰のすべてのモデルにおいて、金利比の係数推定値が正であることを示している。言い換えると、図1で示したどの金利を借換金利として使っても、借換金利が低ければ低いほど、全額繰上返済の発生頻度が高い。当然ながら、この発見はSchwartz and Torous (1989, 1993)、Richard and Roll (1989)、Pavlov (2001)、Dunsky and Ho (2007) 等の米国の住宅ローンに関する先行研究の結果と整合的である。

次に、借換金利の選択が、ポアソン回帰の全額繰上返済データに対する適合度はどう影響するか調べる。このために、赤池情報量基準(AIC)と調整済み疑似R二乗(Ben-Akiva and Lerman (1985)によって提案されたパラメータ数調整済みのMcFaddenのR二乗)を使って、モデル2-5およびモデル2'-5'を比較すると、変動金利を使ったモデル2およびモデル2'が全額繰上返済データに対する適合度が最も良いことが確認できる。

さらに、利回り曲線の傾き、債券リスクプレミアム、金利ボラティリティが全額繰上返済に及ぼす影響を検討する。まず、モデル1とモデル2の比較、モデル1'とモデル2'の比較から、説明変数に利回り曲線の傾きを加えるとモデル適合度が改善することがわかる<sup>4)</sup>。同様に、モ

表2—金利ボラティリティなしのポアソン回帰

変数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル6
WAC/ARM	0.7037	0.7287				0.6377
WAC/3yr			0.5006			
WAC/5yr				0.4926		
WAC/10yr					0.5923	
Slope		-0.4191	-0.4261	-0.3282	-0.3324	
BRP						-0.3726
Age( $\times 10^{-1}$ )	0.9314	0.9113	0.9107	0.9193	0.922	0.9291
Age2( $\times 10^{-3}$ )	-0.7741	-0.7763	-0.7677	-0.7800	-0.7802	-0.7931
Age3( $\times 10^{-5}$ )	0.1451	0.1629	0.1598	0.1694	0.1661	0.1701
January	0.2877	0.2631	0.2606	0.2618	0.2654	0.2744
February( $\times 10^{-1}$ )	0.3428	-0.0117	-0.0419	-0.0001	-0.0180	0.0758
March	0.2963	0.2725	0.2659	0.2715	0.2672	0.2755
April	0.2045	0.1673	0.1589	0.1658	0.1583	0.1672
May	0.1111	0.0727	0.0667	0.0748	0.0676	0.0719
June	0.1064	0.0508	0.0453	0.0509	0.0432	0.0495
July	0.1878	0.1352	0.1259	0.1283	0.1219	0.1357
August	0.1347	0.1421	0.1379	0.1331	0.1233	0.1393
September	0.1562	0.1925	0.1909	0.1786	0.1750	0.1880
October	-0.1268	-0.1095	-0.1084	-0.1120	-0.1122	-0.1108
November	-0.2672	-0.2441	-0.2491	-0.2473	-0.2488	-0.2465
Condo	0.1287	0.1276	0.1187	0.1181	0.1133	0.1296
LRchi-square	22,466.3	22,961.6	22,862.3	22,846.0	22,809.9	22,884.7
AIC	42,677.8	42,184.4	42,283.8	42,300.1	42,336.2	42,261.3
Adj.pseudo-R <sup>2</sup>	0.3445	0.3521	0.3506	0.3503	0.3498	0.3509

注) WAC/10yr (WAC/5yr, WAC/3yr, WAC/ARM) は、加重平均約定金利と10年物(5年物, 3年物, 変動)金利との比率である。SlopeとBRPは、それぞれ利回り曲線の傾きと債券リスクプレミアムを表す。Ageは、ローンの経過月数を表し、Age2とAge3は、それぞれAgeの二乗、三乗を表す。January~Novemberは、月ダミーである。Condoは、高層住宅のダミーである。

表3—金利ボラティリティ付のポアソン回帰

変数	モデル1'	モデル2'	モデル3'	モデル4'	モデル5'	モデル6'
WAC/ARM	1.3034	1.2963				1.2191
WAC/3yr			1.0018			
WAC/5yr				1.0125		
WAC/10yr					1.5354	
Slope		-0.3509	-0.3691	-0.1661	-0.1262	
BRP						-0.3001
Volatility	-7.2219	-6.7782	-6.6523	-6.6388	-7.1383	-6.7935
Age( $\times 10^{-1}$ )	0.8940	0.8815	0.8796	0.8977	0.9060	0.8943
Age2( $\times 10^{-3}$ )	-0.8373	-0.8409	-0.8220	-0.8488	-0.8636	-0.8504
Age3( $\times 10^{-5}$ )	0.1966	0.2117	0.2021	0.2224	0.2220	0.2150
January	0.3028	0.2796	0.2724	0.2739	0.2756	0.2888
February( $\times 10^{-1}$ )	0.3765	0.0393	-0.0488	0.0319	-0.0820	0.1298
March	0.2958	0.2721	0.2593	0.2699	0.2497	0.2769
April	0.2300	0.1971	0.1827	0.1950	0.1703	0.2009
May	0.1573	0.1195	0.1081	0.1251	0.1009	0.1237
June	0.1627	0.1103	0.0986	0.1081	0.0786	0.1153
July	0.2115	0.1671	0.1488	0.1514	0.1222	0.1725
August	0.1459	0.1493	0.1416	0.1317	0.0924	0.1496
September	0.1221	0.1516	0.1507	0.1235	0.0969	0.1489
October	-0.1487	-0.1352	-0.1341	-0.1420	-0.1498	-0.1369
November	-0.2787	-0.2583	-0.2684	-0.2653	-0.2732	-0.2621
Condo	0.0990	0.0994	0.0927	0.0939	0.0931	0.1015
LR chi-square	23,810.5	24,168.6	24,010.0	23,985.0	24,041.5	24,085.3
AIC	41,335.5	40,979.5	41,138.1	41,163.1	41,106.6	41,062.8
Adj. pseudo-R <sup>2</sup>	0.3651	0.3706	0.3682	0.3678	0.3687	0.3693

注) Volatilityは、金利のボラティリティを表す。それ以外の変数の定義は表2と同じ。

デル6とモデル2の比較、モデル6'とモデル2'の比較から、説明変数に債券リスクプレミアムを加えると、利回り曲線の傾きを追加するのと同様の改善が得られることが確認できる。しかしながら、表2と表3で最も印象深い点は、説明変数に金利ボラティリティを加えると、すべてのモデルにおいて一様に赤池情報量基準と調整済み疑似R二乗が改善する点である。

以上を言い換えると、利回り曲線の傾きと金利ボラティリティが全額繰上返済に及ぼす影響は、われわれの予想と整合的であった。すなわち、利回り曲線の傾きが急勾配であればあるほど、あるいは、金利ボラティリティが大きければ大きいほど、住宅ローンの全額繰上返済の発生頻度が下がる。なお、ポアソン回帰のすべての定式化の中で、表3のモデル2'が全額繰上返済データへの適合度が最も良い。したがって、われわれは、以下ではモデル2'を使って議論を進めることにする。

次に、ローンプールの経過月数が全額繰上返済に対して及ぼす影響を検討しよう。図2は、モデル2'を前提にして、経過月数に関連する説明変数の係数についてはモデル2'の推定値を使い、その他の説明変数の係数についてはゼロと置いて、繰上返済強度をローンプール経過月数の関数として描いたグラフである。この図は、繰上返済強度が、最初は増加し、72カ月目

図2—ベースライン繰上返済関数

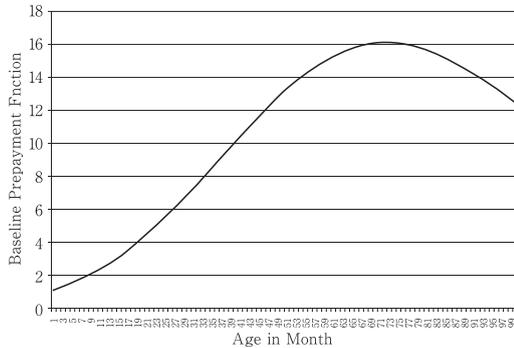
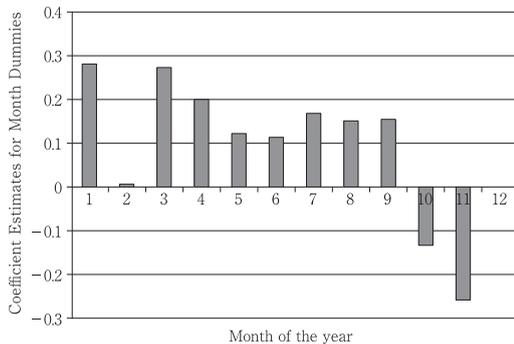


図3—月ダミー係数の推定値



にピークに達し、その後徐々に下落することを示している。このパターンは、米国の先行研究と概ね整合的である。ただし、繰上返済強度がピークとなる経過月数は、先行研究間で微妙に異なっている。例えば、Schwartz and Torous (1989) ではおよそ77カ月、Schwartz and Torous (1993) の「モデル1」ではおよそ84カ月、Dunsky and Ho (2007) ではおよそ60カ月である。このように、米国の先行研究が推定したピーク経過月数が、本研究が推定したピーク経過月数の前後に散らばっていることを考えると、住宅ローンの経過月数に関する繰上返済強度のパターンは、米国と日本の住宅ローン市場において基本的に同じであると言ってよい。

図3は、モデル2に基づいて月ダミー変数の係数推定値を棒グラフで表したものである。この図は、全額繰上返済が正月と3月に多く発生し、2月、10月、11月、12月にはあまり発生しないことを示している。また、前述の通り、この季節的なパターンは2月以外のすべての月

について統計的に有意である。

われわれは、この季節的なパターンが、日本のいくつかの制度的要因によって説明できると考える。第一に、住宅ローンの借り手は、年末の住宅ローン残高の一定率を所得税から控除することが認められている。したがって、住宅ローンの借り手が全額繰上返済を行なう場合、できるだけ年の最後の数カ月間を避け、年の最初の数カ月間を好むと考えられる。第二に、ほぼすべての教育機関の学年暦と多数の企業の会計年度が、4月1日に始まり、3月末日に終わる。したがって、転勤に伴う引越を理由とする全額繰上返済は、3月に起きやすい。第三に、日本では、民間企業、公共団体とも、6月と12月に正規雇用者にボーナスを支払うことが慣例となっている。したがって、住宅ローンを組んだ時点でローン残高が小さい場合、あるいは、以前の通常返済や一部繰上返済によってローン残高が小さくなっている場合、住宅ローンの借り手がボーナスを受け取った直後、すなわち、1月と7月に、他の月と比べて全額繰上返済を行なう可能性が高い。

最後に、高層住宅に関するダミー変数について検討する。表2と表3に示されているように、高層住宅ダミー変数の係数推定値は、どのモデルでもほぼ同じ値である。一般に、高層住宅ローンの借り手は、個人建設住宅ローンの借り手に比べて若く、世帯人数が少ない。また、高層住宅ローンの借り手は大都市に偏在するが、個人建設住宅ローンの借り手は日本全国に広がっている。したがって、前者は後者に比べて引越しをする傾向が強い。この点に着目すれば、高層住宅ダミー変数に関する係数推定値が正であることが理解できる。

## 5 結論

本稿は、1996年から2005年までの10年間に住宅金融公庫住宅ローンに発生した全額繰上返済を分析した。日本の住宅ローン残高が莫大であるにもかかわらず、繰上返済に関して一般に公

開された研究が限定的であることを鑑みると、本研究の意義は高いと考えられる。

本研究は、全額繰上返済が、中短期借換金利対長期借換金利、利回り曲線の傾き、債券リスクプレミアム、金利ボラティリティのそれぞれに対して有する感応度を推定した。その結果、短期借換金利を使ったモデルのほうが、長期借換金利を使ったモデルより全額繰上返済データに対する適合度が高いことが確認できた。また、利回り曲線の傾きや債券リスクプレミアムを加えると、モデルの適合度が改善した。さらに、短期金利のボラティリティを説明変数に加えると、すべてのモデルにおいて適合度が明瞭に改善した。

さらに、住宅ローンプールの経過月数は、全額繰上返済の発生に対して高い説明力を示した。また、繰上返済強度は、最初、プールの経過月数とともに増加し、プールの組成後72カ月後にピークを迎え、その後次第に減少した。

また、日本の住宅ローンの借り手は、1月と3月に積極的に全額繰上返済を行なうが、2月、10月、11月、12月にはあまり全額繰上返済を行なわないことが確認できた。なお、この全額繰上返済の季節パターンは、日本の諸制度に起因すると考えられる。具体的には、定期的なボーナス支給、住宅ローンの減税制度、日本の会計年度や学年暦が原因と考えられる。

## 注

- 1) 日本の住宅ローン市場における繰上返済に関して一般に入手可能な研究が少ないのは、主に、日本の金融機関が研究者を含む外部者に繰上返済データを提供しなかったからである。われわれは、幸いにも、住宅金融普及協会から研究助成を受けることができたため、住宅金融公庫償還履歴データを一時的に入手することができた。
- 2) 本論文は次の論文の抄訳である。Kishimoto, N. and Y.-J. Kim (2014) "Prepayment Behaviors of Japanese Residential Mortgages," *Japan and the World Economy*, Vol.30, pp.1-9.
- 3) また、本研究では集計データを対象とするロジット回帰分析を行なったが、表2と表3に示されているポアソン回帰分析結果に近い結果が得られた。
- 4) 変動金利の代わりに3年物、5年物、10年物金利

を使った場合でも、利回り曲線の傾きの追加はポアソン回帰モデルの適合度を改善する。

## 参考文献

- 一條裕彦・森平爽一郎 (2006) 「住宅ローンのプリペイメント分析」刈屋武昭・藤田昌久編『不動産金融工学の展開』第8章、221-246頁、東洋経済新報社。
- 查澤隆司 (2007) 「住宅ローンの期限前償還、借り換え行動、延滞等の分析」『都市住宅学』第58号、66-75頁。
- Ben-Akiva, M. and S. Lerman (1985) *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, Cambridge.
- Deng, Y., J. Quigley, and R. Van Order (2000) "Mortgage Terminations, Heterogeneity and the Exercise of Mortgage Options," *Econometrica*, Vol. 68, pp. 275-307.
- Dunsky, R. and T. Ho (2007) "Valuing Fixed Rate Mortgage Loans with Default and Prepayment Options," *Journal of Fixed Income*, Vol.16, pp.7-31.
- Fabozzi, F. and F. Modigliani (1992) *Mortgage and Mortgage-Backed Securities Markets*, Harvard Business School Press, Boston.
- Green, J. and J. Shoven (1986) "The Effects of Interest Rates on Mortgage Prepayments," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, pp.41-59.
- Koijen, R., O. Van Hemert, and S. Van Nieuwerburg (2009) "Mortgage Timing," *Journal of Financial Economics*, Vol.93, pp.292-324.
- Pavlov, A. (2001) "Competing Risks of Mortgage Termination: Who Refinances, Who Moves, and Who Defaults?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 23, pp.185-211.
- Richard, S. and R. Roll (1989) "Prepayments on Fixed-rate Mortgage-backed Securities," *Journal of Portfolio Management*, Vol.15, pp.73-82.
- Schwartz, E. and W. Torous (1989) "Prepayment and the Valuation of Mortgage-backed Securities," *Journal of Finance*, Vol.44, pp.375-392.
- Schwartz, E. and W. Torous (1993) "Mortgage Prepayment and Default Decisions: A Poisson Regression Approach," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol.21, pp.431-449.
- Sugimura, T. (2002) "A Prepayment Model for the Japanese Mortgage Loan Market: Prepayment-type-specific Parametric Model Approach," *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol.9, pp.305-335.

# 近世・近代の土地市場分析

## 江戸・東京の不動産経営史

鷺崎俊太郎

### はじめに

本稿の目的は、近世・近代日本における都市の土地市場と不動産経営について、江戸・東京を事例とした不動産収益率という観点から長期時系列的に分析し、その意義を検討する点にある。分析対象となる期間は、17世紀末期から20世紀初頭までの200年余である。

土地は労働・資本とともに生産要素の1要素であり、その生産力や収益性は古来より経済学における最もオーソドックスかつポピュラーな研究テーマだった。それにもかかわらず、日本経済史において、土地研究は従来からその制度史的側面の分析に偏重してきたため、土地の生産要素としての市場史的側面や、その資産運用をめぐる不動産経営史としての議論は看過され続けてきた。また土地生産力に関心が集まったとしても、その大半は農村を対象地域とした研究に限定されており、都市の土地生産力・土地収益性を体系的に検討してきた研究はほとんどなかった。

本稿の特徴は、土地市場における不動産収益率と他の経済指標との比較という視野と、土地不動産を運用する地主の経営行動を検討する視野を兼ね備えた点にある。前者に関しては、都市の土地価格がファンダメンタルズ・モデルで当時どこまで説明できるのかを検証し、不動産収益率の長期時系列的推移を考察することで、その結果を近世・近代の金融資産市場に位置づけてみる。また後者においては、近世前期の犬

山屋神戸家、近世後期～明治前期の三井家、明治期の三菱という3時期・3主体の不動産収支を分析したうえで、各々が地所家屋経営を展開した意義について検討を行なう。以上の2つの視点を近世から近代まで通して分析し、土地市場史・不動産経営史における両時代の連続的側面と断絶的側面を明確にするのが、本稿におけるいまひとつの特徴である<sup>1)</sup>。

このような研究視角を踏まえて、これまで江戸・東京の不動産経営に関する事例研究を行なってきた。その分析結果を簡単に示すと、次節のとおりである。

### 1 これまでの分析結果

まず、18世紀前半期の江戸町屋敷経営<sup>2)</sup>は極めて健全だったものの、それ自体がけっして魅力的な資産運用ではなかった<sup>3)</sup>。もともと町屋敷経営には、町人の役負担が減免されても、その減額分を上家・土蔵の減価償却費が吸収するため、高利の運用を期待しにくいという資産的特徴を備えていた。また、17世紀を通じた「大開墾」と「人口爆発」の終焉に伴って貨幣需要が減退したのに加えて、貨幣改鑄の頻発によって三貨相場が非常に不安定となった結果、現金から土地へという資産選択が加速化していた。これにより、町屋敷は本質的に利子所得を期待する資産だけではなく、売買自由という性格を活用して資本利得を期待する資産でもあったと推測される。結局、近世前期の江戸商人が町屋敷を店舗として利用せずとも集積し続けた理由

は、貨幣資産に比べればまだ相対的に安全・安心・安定的と思われる土地資産に投資するためだったと考えられる。

これに対して、近世後期における都市の土地不動産は安全・安心・安定のものではなく、リスクと鉢合わせの投機的な長期金融資産となる<sup>4)</sup>。日本橋・京橋地区を事例とする町屋敷の収益還元地価を求め、それと実際の土地売買価格との差額を検討した結果、ファンダメンタルズの機能性はおおよそ寛政期を境として一変していた。すなわち、18世紀には表店の実質地代が低下していたにもかかわらず、低金利政策と貨幣供給の増量、および商品取引に対する貨幣需要の減退など、複数のマクロ的な経済環境が土地不動産への資産選択を活発化させ、実質地価の上昇に貢献した。よって、沽券金高（沽券高）<sup>5)</sup>は表店地代を当時の利子率で資本還元した現在割引価値を示していた。しかし、寛政～天保期になると、利子率が全般的に低下していたにもかかわらず、江戸市中の表店においては、文政改鑄による長期持続的な物価上昇の影響で実質地代も下落していた。したがって、収益還元地価と実質地価を天保期と寛政期の2時点でそれぞれ比較してみると、前者は両時期でほぼ同程度の価値を示していたものの、後者は大幅に下落していた。そのために、実質地価に占めるファンダメンタルズで説明できない価格の比率は、負の方向へシフトしていた。結局、江戸の実質地価は19世紀に入ると裏店地代を資本還元した土地評価額しか意味しておらず、江戸における土地生産性の主体が表店から裏店へと移っていたといえる。

そして同じ近世後期における江戸町屋敷経営の収益率も、やはり上記のファンダメンタルズ・モデルの分析結果を反映した推移をたどっていた<sup>6)</sup>。三井家の町屋敷経営を事例とした収益率は1820年代から低下傾向を示し、とりわけ災害年には0.5%弱から1%台の水準にまで低迷したのである。従来、吉田（1991）は町屋敷経営における収益構造の転換点が災害や行政政

#### (著者写真)

わしごき・しゅんたろう  
1972年東京都武蔵野市生まれ。  
慶應義塾大学経済学部卒。同大学大学院経済学研究科後期博士課程単位取得退学。博士（経済学）。日本学術振興会特別研究員、財団法人三菱経済研究所史料館史料部研究員などを経て、現在、九州大学大学院経済学研究院准教授。

策の変更が存在する点を主張していたが<sup>7)</sup>、三井家における町屋敷経営の場合、大火翌年の収入は類焼以前の水準近くにまで回復していた。ここには、大元方による復旧費用の補填制度があって、町屋敷経営の大火に対するリスクが大元方を通じてヘッジされるメカニズムが機能していた。また、天保の地代店賃引下げ令による影響についても、吉田の主張ほど町屋敷経営に大きな影響を与えたとは断定しがたい結果となった。

町屋敷経営における利益の減少要因は、むしろ文政期から続く長期持続的な物価上昇による費用面の増加にあった。収益率が悪化しつつも、大元方が担保価値を維持すべく、町屋敷経営に資金を提供し、低減傾向にあった収益性を下支えしていた姿勢は、積極的な経営志向という意味で再評価に値する。

以上の江戸町屋敷経営は、明治の世に入って東京の不動産経営に何を伝承し、何を受け継がなかったのだろうか。

明治前期においても三井家所有地の不動産収益率を個別の所有地ごとに求め、近世の町屋敷経営との連続的側面に着目してみた<sup>8)</sup>。従来の研究は、不動産経営の利回りを求めるにあたって改正地価を土地資産の評価額として使用してきたが、改正地価は地租の課税標準として地券に記載された法定地価で、土地資産を取得するために費やした期首の資産価値ではない。不動産投資の収益・利益を、得たものから元本を控除した残りの比率と規定する以上、不動産収益率は一定期間に資産の保有者へ支払われるキャッシュフローを期首の資産価値で割ったもので

ある必要がある。

そこで、徳川期の購入地であれば沽券金高、明治期の購入地であれば土地の購入代金を期首の資産価値として使用し、三井東京所有地の不動産収益率を再計算した結果、不動産経営として活用された地面全体では1875年に5%台を記録し、91年には9%台に到達した。幕末の収益率と比較すると、地代の増収と公租賦課の減額による利益の増加、さらに改正地価では配慮されなかった建物の利潤が沽券金高や実際の土地購入代金を期首の資産価値として使用したことで反映できた点が、不動産収益率の上昇要因として挙げられる。

とはいえ、三井の東京所有地は200カ所弱にも及ぶ集合体だったために、その不動産収益率は土地の購入年代によって推移を異にした。徳川期に購入された地面の不動産収益率は70年代中頃には5%台に位置していたので、幕末・維新期の連続性を証明できたといえる。他方、明治期になって購入された土地の多くは、三井が江戸商人に貸付を行なった際の流地や、そうした流地を三井の貸附方が大元方へ廉価で売却した地面だった。そのために、不動産収益率は2桁を超える高い推移を示していた。結局、活用地面全体の収益率はこれらの平均像を表したものであったと解釈される。

他方で、同じ頃の三菱における不動産経営は、三井のそれとは実に対照的な動きを示した<sup>9)</sup>。初期三菱の時代(1870~85年)<sup>10)</sup>には、西南戦争の御用船運航収入による多大な利益を受け、岩崎家の資産運用の一手として東京での土地集積を積極的に展開し、不動産経営の礎を築いた。続く三菱社時代(1885~93年)における不動産投資の特色は、特定の町の地所を短期・集中的に買い集めた点にあった。ただ、その方針は1889(明治22)年ごろを境目として相違していた。1889年以前の不動産投資は、初期三菱から継承した地所の高度利用を目標としていたために、隅田川河口付近の土地を購入して、海運業や倉庫業といった従来のビジネスとの関係性を

維持してきた。しかし、80年代後半からの家屋税導入による納税総額の上昇や、コレラの発生による衛生対策の必要性は、近世から続く木造長屋スタイルの貸家経営に多くの課題を突きつけた。

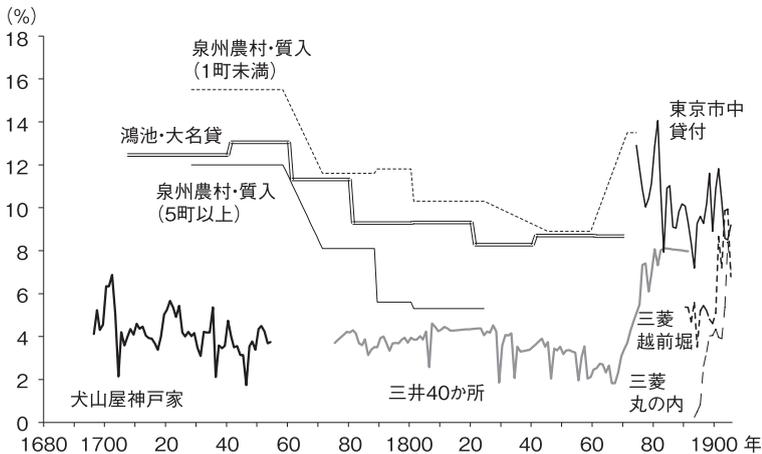
これに対して、1889年以後の不動産投資は、広大な官有地の払下げを受けた市街地開発に努めた点を特徴とした。こうした大規模な貸地を必要としたのは、病院・学校など大都市の生活関連社会資本であった。三菱の都市不動産投資に対するインプリケーションのひとつは、連続する土地を一括購入することで大規模な生活関連社会資本の誘致に成功した点にあった。このように、貸地主体の不動産経営は非常に高い収益効果を発揮したが、岩崎彌之助や荘田平五郎は、丸の内の開発に対して文化施設・商店街・賃貸住宅を含めた市街地建設計画を構想していた。1890(明治23)年の練兵場払下げから92年の第1号館起工までの間、三菱が三崎町の市街地開発に一貫して先行投資を続けてきたのは、三崎町の地所に対して丸の内開発のプロトタイプとなるべく成果を期待していたからである。したがって、神田三崎町の煉瓦長屋は木造家屋だったものの、火災保険に加入していた点でそのさきがけだった。低利潤ながらも住宅という生活関連社会資本の供給こそが、三菱の都市不動産投資に対する第2のインプリケーションだった。

## 2 分析結果の位置付け

以上の分析結果を通じて、江戸・東京における土地市場の構造的特徴、不動産収益率の長期的推移と要素市場におけるその位置づけ、財閥による土地投資と不動産経営の意味を考えてみたい。

近世の利子率に関する情報は、従来からきわめて不十分だったが、今回の分析結果によって江戸・東京の不動産収益率を17世紀末期から20世紀初頭まで時系列的に考察することが可能となった。そして、その推移は図1に示したとお

図1—不動産収益率・貸付利率の推移：17世紀末期～20世紀初頭



出所) 犬山屋神戸家：鷲崎俊太郎「徳川前期の町屋敷経営と不動産投資」『三田学会雑誌』第101巻第2号（2008年7月），87頁，表5；三井40か所：鷲崎俊太郎「江戸の町屋敷経営と不動産収益率の長期分析：1775～1872」『経済学研究』第79巻第4号（2012年12月），124～125頁，付表2，系列A，鷲崎俊太郎「三井における東京の不動産経営と収益率の数量的再検討：1872～1891」『経済学研究』第80巻第2・3合併号（2013年9月），38頁，表6，系列①；三菱越前堀・三菱丸の内：鷲崎俊太郎「三菱における東京の土地投資と不動産経営：1870～1905年」『三菱史料館論集』第10号（2009年3月），50頁，表10および66頁，表14；鴻池・大名貸：斎藤修「徳川後期における利率と貨幣供給」，梅村又次・新保博ほか編『日本経済の発展』（数量経済史論集1）日本経済新聞社，1976年，所収，284頁；泉州農村・質入（5町以上，1町未満とも）：中村哲『明治維新の基礎構造』未来社，1968年，348頁；東京市中貸付：『明治大正国勢総覧』東洋経済新報社，1927年，102～106頁の「貸付金利」，「貸付金年利」，「貸付金日歩」。

注) 欠年に対しては，直線補間を行なっている。

りである。この収益率は、従来の利率データ全体に、以下のとおり位置づけられる。

第1に、不動産投資は、投資対象という点で従来の貸付（家質貸を含む）や農村の証文貸、大名貸とは異なる性格を有していた。農村の証文貸や大名貸は、家計への消費金融の要素を含む貸付を対象としたものである。これに対して、不動産収益率は土地建物という生産要素に対する投資行為のみを対象としていた。

第2に、利貸経営と不動産経営は、地主・商人にとって投資期間という点で異質の資産運用だといえる。貸付・家質に対する投資期間は数か月から1年、長くとも複数年という短期であったが、土地不動産に対する投資期間は、犬山屋神戸家でも50年間、三井家では100年以上の長期に及ぶものだった。ゆえに、短期・長期という投資期間の相違を捨象し、金利差だけに着目して利貸経営と不動産経営のリターンを比較してしまうと、単に低利だという理由だけで不

動産経営に過小な評価を下してしまうおそれがある<sup>11)</sup>。貸付の引当は、主として土地不動産であった。つまり、貸付や家質は、生産要素である土地不動産の担保価値が保証されているという前提のもとで成立しうる商業金融である。ということは、不動産収益率は貸付や家質の利率決定に対して基準値や参考値となっていたり、少なくとも何らかの影響を及ぼしていたりした可能性がきわめて高かったと思われる。竹内（1976）は「金融業としての利貸収入と、不動産業としての地代・店賃収入は、仙波家の経

営<sup>12)</sup>にとつての車の両輪であり、互いに補完し合っていた<sup>13)</sup>という見解を示した。これに対して、吉田（1991）は「町屋敷経営の過大評価であり、首肯できない<sup>14)</sup>と批判するが、不動産という短期金融資産と貸付という長期金融資産の歯車は、土地の生産力や収益性という担保価値を媒介としてしっかりかみ合っていたのではないだろうか。そう考えると、近世都市の地主・商人が資産運用として利貸経営と不動産経営のどちらを選択するかは、単に主要な経営だったか、副次的な経営だったのかという判断基準に留まるものではなく、短期と長期という視点から資産選択を行なった結果ではないかと考えられる。

ただし、不動産収益率と貸付利率との間に密接な関係があったとすれば、図1を見る限り、両者の変化率の推移に生じた数十年間の時間差を看過してはならない。とくに、大名貸と質入の利率がともに18世紀後半から低下している

のに対して、不動産収益率は18世紀後半に小幅な増減に留まり、大きく低下しはじめるのは19世紀前半からであった。この時間差は、場所性の問題、すなわち大阪・江戸いずれの利子率であるかに依拠する。

新保（1978）も重視しているように、18世紀後半における上方を中心とした利子率の低下は、大阪金融市場の機能変化に拠るものだった<sup>15)</sup>。この時期に都市商人への御用金賦課と結びついた公金貸付は、貸付リスクの面で大名貸よりも著しく小さかった。よって、その利子率は低い水準へと移行した。こうして低利の公金貸付が普及すると、諸藩もこれまでの大名貸に対する「合理化」を商人へ要求するようになり、利子率の低下を導いた。また、大阪問屋商人を起点とする前貸信用系列が動揺して、地方商人が大阪問屋商人の前貸信用供与から離脱した結果、大阪問屋商人の地位も、収益率自体も、ともに低下していったという。

他方、18世紀中葉の江戸では、都市問屋商人の地位低下が大阪と同じように発生したわけではない。「江戸地廻り経済圏」の成立と発展によって、新たな地域間分業構造や地域間商品流通機構が構築された。その結果、大阪における既存の中央市場・流通機構から離脱したのが、まさに18世紀後半から19世紀初頭にかけてだった<sup>16)</sup>。だから、江戸の商品市場の収益率は大阪のそれほど落ち込んだわけではなく、不動産収益率も変動を来さなかったものと思われる。むしろ、江戸問屋商人の地位低下が見られるのは、19世紀に入ってからだった。この時期に地代・店賃が上昇しなかった背景には、単にそれが物価にスライドしなかっただけでなく、江戸の商業・サービス業に対する土地生産性の停滞・衰退が原因だったといえる。

1820年代からの不動産利子率の低下要因は、もうひとつ挙げられる。その要因は、文政期以降の長期持続的物価上昇にある。経済理論どおりならば、物価またはその変化率と利子率とは景気循環のなかで同方向に変化する。近世後期

における物価と利子率との関係性は従来から議論の対象となってきたが、今回の分析においても、物価と利子率との同調という現象はこれまでの研究と同じく見られなかった。この点は、斎藤（1976）の一連の研究の考察を強く支持する結果となった。ただし、不動産収益率の場合は、大名貸のように貨幣供給量が利子率を直接的に制御していたというよりも、物価への効果を通じて間接的に利子率へ影響を与えていたと捉えられる。

大名貸の場合、1820年代以降の利子率低下は、実質貨幣残高の増加、すなわち文政改鑄による通貨供給量の増大を契機としていた<sup>17)</sup>。しかし、不動産収益率の場合、低下の直接的要因は、物価にまったくスライドしない地代・店賃収入の停滞と、物価上昇に敏感に反応する町人の租税負担が急増した結果、経常費用の上昇による利益の縮小にあった。対照的に、あくまで三井家という江戸の大商家の事例ではあったが、大火の発生や地代店賃引下げ令による減益は一時的な現象であり、長期的なトレンドを発生させるほどのインパクトは持たなかった。

このような1820年代以降の低利局面は、要素市場に何をもたらしたのか。次の2点を指摘しておきたい。ひとつは、江戸市中の商業・サービス業者における所得の要素分配に大きな変更を与えたに相違ない。所得の要素分配は、その経済の総所得を土地、労働、資本の間でどのように振り分けられるかを意味するが、長期持続的な物価上昇によって不動産収益率が低下し（したがって実質地代が伸び悩み）、実質賃金も下落していたとなると、資本から所得を得ている人々に多くの所得が回っていくことを示唆する。江戸市中における資本、とくに物的資本というのは建設用の資材や取扱商品の在庫を指示するので、それらの生産地である地方・郡部・農村に対して江戸市中の所得は配分されていたといえよう<sup>18)</sup>。

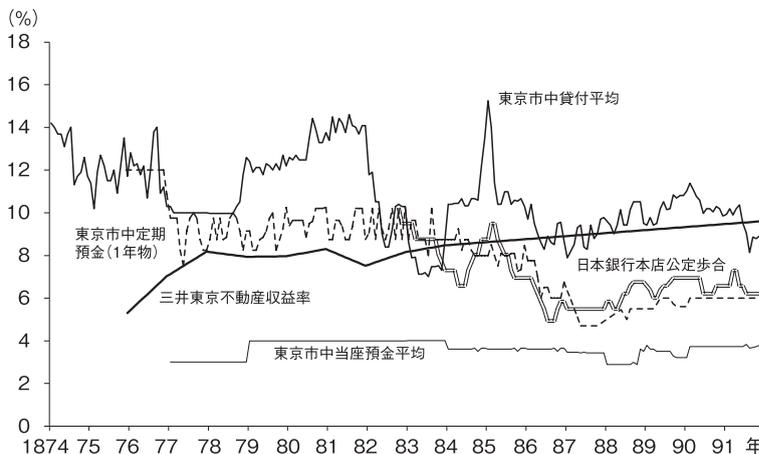
いまひとつとして、不動産経営に限らず、利貸経営を含めたすべての金融資産における利子

率の低下は、利子所得を生み出す魅力の相対的減退という事態を招いたはずである。それに代替して、19世紀前半に町屋敷の実質地価がファンダメンタルズ・モデルで説明できなくなり、過小な土地評価額しか受けていなかったことは、おそらく資産所得としての魅力が土地不動産に備わったことに繋がっていく。この点を検討することは今後の課題となるが、土地不動産は18世紀末期から19世紀前半期にかけて、投資の対象から投機の対象に変化したのではないかと想像される<sup>19)</sup>。

次に、明治前期の三井東京所有地における不動産収益率を他の利子率と比較し、近代の金融資産市場に位置づけてみたい。明治維新を経た1860年代後半から不動産収益率が回復しはじめ、70年代後半から90年代前半にかけて7～9%台に到達した。ただし、このような不動産収益率上昇の背景には、同時期の物価上昇による資金需要の増加という意味合いはない。むしろ、維新直後における江戸・東京市中の混乱が収束していくなかで地代の増収が見られ、かつ徳川幕府政権下における公租賦課の廃止または減額によって純益が増加したからであった。

図2は、これまで分析してきた不動産収益率と、日本銀行本店の公定歩合（商業割引手形歩合）、および東京市中の貸付、当座預金、定期預金の金利と対比させた推移を表したものである。それによると、不動産収益率は、1870年代後半から80年代前半にかけて定期預金の金利と、

図2 日銀・東京市中の金利と不動産収益率（年利）：1874～91年



出所) 日本銀行本店公定歩合：日本銀行金融研究所 Web サイト，歴史統計，公定歩合・本店 (<http://www.imes.boj.or.jp/hstat/data/rates/index.html>) 閲覧日：2014年12月24日；東京市中貸付平均・東京市中当座預金平均・東京市中定期預金（1年物）：『明治大正国勢総覧』東洋経済新報社，1927年，102-106頁の「東京金利月別表」（原史料は東京銀行集会所『銀行通信録』）；三井東京不動産収益率：鷲崎俊太郎「三井における東京の不動産経営と収益率の数量的再検討：1872～1891」、『経済学研究』第80巻第2・3合併号（2013年9月），38頁，表6の「活用地面全体」。

- 注) 1) 「日本銀行本店公定歩合」は、本店「商業手形割引歩合」のうち「当所割引歩合」を年利換算した数値。  
 2) 東京市中の「貸付平均」は、「貸付金利」（貸付金額1,000円以上10,000円未満）の月別「平均」を年利換算した数値（1874～82年は「貸付金年利」の月別「平均」の数値）；「当座預金平均」は、「当座預金日歩」の月別「平均」を年利換算した数値（1877～82年は「当座預金年利」の月別「平均」の数値）；「定期預金」（1年物）は、「定期預金年利」（1か年）の数値。  
 3) 「三井東京不動産収益率」は、「活用地面全体」の不動産収益率を毎年12月の数値とした。  
 4) 欠年、欠月に関しては、前後の年月で直接補間を行なった。

80年代中頃には日銀の公定歩合と、そして80年代後半から90年代初頭においては貸付金利の動きと、それぞれパラレルな関係にあった。すなわち、明治前期における金融資産の収益率は裁定取引によって均等化していたといえる。したがって、たとえ明治前期の三井組が積極的な不動産経営を示さなかったとしても、当時の東京市中における定期預金や貸付と同程度の利子率を不動産経営から獲得できていた。

他方で、東京府市街地での不動産経営は、森田（2007）によって指摘されるほど<sup>20)</sup>、地主にとって借り手がつけば良い利回りを得られる有利な経営だったわけでも、特別な設備投資や技術のいらぬ、比較的参入しやすい、公債・株式と比較しても有利な利回りを得られる投資先といえるほど楽観的なものでもなかった。森

田（2007）の指示する公債・株式の利回りとは、1886（明治19）年における5～6%の実質年利を意味している。この数値が日銀の公定歩合に近接していたという事実は、図2から認識できるだろう。しかし、三井東京所有地における不動産収益率がそれより上回っているとはいえ、図中の推移を見ると、80年代後半においてもせいぜい年利8～9%台の水準にあった。したがって、不動産と公債・株式の資産価値も裁定取引によって均等化していく範囲内にあったと考えておくべきであろう。この点について結論を述べると、東京市中における不動産収益の平均像は、1870～80年代の時点で森田（2007）ほどの過大評価を与えることはできないが、粕谷（2002）の分析結果<sup>21)</sup>ほど低利回りだったと過小評価する必要もなく、しかも他の金融商品と裁定関係にあったとみて相違ない。

最後に、近世・近代都市の不動産経営は、明治維新时期における江戸町制の廃止によって市街地の土地支配形式に変化を見たものの、地主が賃借人から地代・店賃を受け取り、租税と普請・修繕費を控除した残金を利益にしていたシステムは、近世の町屋敷経営と基本的に変わらなかった。こうした「在来型不動産経営」に変化の兆しが生じはじめたのは、1880～90年代である。鷺崎（2013）ではそれを不動産収益率という投資パフォーマンスの側面、および財閥のフィランソピーという立場から接近してみた結果、地稅減少によって費用面を抑制しようとしても、「在来型不動産経営」を継続する限り、土地収益力の上昇がそれ以上見込めないという事実が判明した。

単位面積当たりの土地生産性を拡大させるためには、もっと容積率を向上させ、まとまった土地の上に、石造・煉瓦造、高層建の洋風建築が求められた。さらに、室内照明に電灯を使用し、電話の通話も可能で、焼失のリスクを回避するために建物に火災保険を掛けた。このように、欧米の建築技術や住宅供給システムを取り入れて市街地の高度利用を図る不動産経営を

「近代型不動産経営」と定義するならば、そうすることによって「在来型不動産経営」を大幅に上回る土地生産性やサービス業の充実を確保できた。「近代型不動産経営」が誕生するためには、ある程度近代サービス産業が普及し、テナントとして入居できることを前提としていた。したがって、企業勃興期後の1890年代から東京における土地不動産の近代化・都市化が始まったといえる。

このような「近代型不動産経営」によって土地の集積性を高め、公共社会資本を充実させるためには、ある程度の土地面積を誇る物件が必要となる。したがって、東京市街地の旧武家地である官有地の払下げという事態を日本の近代化や都市化にどう位置づけるかは、非常に重要な問題だといえる。実際、丸の内・神田三崎町旧練兵場の払下価格は、高島炭鋳、長崎造船所のそれをはるかに上回る金額であった。

明治前期における官営事業の払下げは、「殖産興業」的産業政策という明治政府の意図に対して、主として工場・鋳山の民間設備投資といった側面に関心が寄せられてきた。しかし、近代日本の民間資本形成という点では、土地資本の供給、とくに徳川幕府や大名から無償で接收した東京の広大な旧武家地がどのように民間の土地資本として享受されたのかに、われわれはもっと関心を払うべきであろう。

ただし、「在来型不動産経営」から「近代型不動産経営」への転換が徹底したからといって、東京が欧米型の近代都市に生まれ変わったのではない。明治期以降実施された東京の都市計画は、旧町地の比較的小さい規模の土地の統合や、小地主の整理は実行できなかった。そのために、建物の高層化は実現できなかったものの、建蔽率・容積率とも低い雑居ビルが櫛比・林立することになった。したがって、現在でも大都市における生活関連社会資本の整備の立ち後れが著しい原因は、江戸の町地が沽券地単位で売買された結果、地権者も細分化されたことにあるといえる。

\*本稿は、2013年度に提出した博士論文「近世・近代都市の土地市場分析——江戸・東京における不動産収益率の推移と賃貸経営の変化」（慶應義塾大学大学院経済学研究科）の内容を要約したものである。

## 注

- 1) 先行研究の到達点と課題については、鷺崎（2010）136-138頁を参照。
- 2) 吉田（1991）は、「当該町屋敷の全部または部分が借地・借家に供される場合、借地・借家が地主宛に支払う用益料の合計を地代店賃上り高と呼ぶ。この地代店賃上り高から、諸役、年貢金、町入用、七分積金、家守給等を差引いた残高が全上り高である。地主が全上り高の収取を目的として行なう地面の経営を町屋敷経営と呼ぶ」（169頁）と指摘している。
- 3) 鷺崎（2008b）参照。
- 4) 鷺崎（2007）参照。
- 5) 沽券高は本来、町屋敷売買時の価格であるが、売買当時の価格が現勢を示さなくなる場合、「当時町並値段」をもって沽券高とする場合も多くみられた。吉田（1991）198-201頁。
- 6) 鷺崎（2012）参照。
- 7) 吉田（1991）198-201頁。
- 8) 鷺崎（2013）参照。
- 9) 鷺崎（2009）67-68頁。
- 10) 本稿における「三菱」の時期区分（とくに「初期三菱時代」と「三菱社時代」）の定義については、鷺崎（2009）25頁の注1を参照。
- 11) 賀川（1974）は「都市商人の抱屋敷所有とその賃貸の経営的意味は、御為替、名目金貸付の御用の根抵当としての上げ家賃を除くならば、賃貸経営に比して副次的なものでしかない」（42頁）としている。また、その賀川の意見に賛同した吉田（1991）は、町屋敷経営の利率が「三井両替店の名目金貸付（1割以上）や、当時の家賃貸付利率（6～8%が多い）とくらべてかなり低利である」（201頁）と指摘している。
- 12) 仙波家およびその不動産経営については、鷺崎（2013）27-28頁、および竹内（1976）を参照。
- 13) 竹内（1976）308頁。
- 14) 吉田（1991）226頁、注37。
- 15) 新保（1978）238-243頁。
- 16) 新保・斎藤（1989）38頁。
- 17) 斎藤（1976）285頁。
- 18) 近世後期における農産物価格・工産物価格の変動については、宮本（1976）90-116頁に詳しい。
- 19) この点に関しては、鷺崎（2008a）にて一度発表しているが、今後加筆・修正を行なって公表していきたい。
- 20) 森田（2007）75、78頁。
- 21) 粕谷（2002）199頁。

## 参考文献

賀川隆行（1974）「三井両替店の経営と蓄積」『三井文

庫論叢』第8号。

粕谷誠（2002）『豪商の明治——三井家の家業再編過程の分析』名古屋大学出版会。

斎藤修（1976）「徳川後期における利率と貨幣供給」梅村又次・新保博ほか編『日本経済の発展』（数量経済史論集1）日本経済新聞社。

新保博・斎藤修（1989）「概説 19世紀へ」新保博・斎藤修編『近代成長の胎動』（日本経済史2）岩波書店。

新保博（1978）『近世の物価と経済発展』東洋経済新報社。

竹内誠（1976）「江戸豪商仙波家の屋敷集積の動態」木代修一先生喜寿記念論文編集委員会『日本文化の社会基盤』（木代修一先生喜寿記念論文集2）雄山閣。

宮本又郎（1976）「物価とマクロ経済の変動」新保博・斎藤修編『近代成長の胎動』（日本経済史2）岩波書店。

森田貴子（2007）『近代土地制度と不動産経営』塙書房。

吉田伸之（1991）『近世巨大都市の社会構造』東京大学出版会。

鷺崎俊太郎（2007）「江戸の土地市場と不動産投資——収益還元法による地代・地価分析」『社会経済史学』第73巻第2号。

鷺崎俊太郎（2008a）「江戸土地市場の家賃利率と売買地価——築地町屋敷の事例」社会経済史学会第77回全国大会自由論題報告（広島大学）

鷺崎俊太郎（2008b）「徳川前期の町屋敷経営と不動産投資——江戸小舟町・神戸家のケーススタディ」『三田学会雑誌』第101巻第2号。

鷺崎俊太郎（2009）「三菱における東京の土地投資と不動産経営：1870～1905年」『三菱史料館論集』第10号。

鷺崎俊太郎（2010）「日本土地市場史・不動産経営史研究の趨勢と課題——徳川～明治期の都市を中心に」『経済学研究』第77巻第1号。

鷺崎俊太郎（2012）「江戸の町屋敷経営と不動産収益率の長期分析：1775～1872——三井家両替店請40か所のケーススタディ」『経済学研究』第79巻第4号。

鷺崎俊太郎（2013）「三井における東京の不動産経営と収益率の数量的再検討：1872～1891」『経済学研究』第80巻第2・3合併号。

# 住宅市場における季節性とサーチモデル

Ngai and Tenreyro (2014) "Hot and Cold Seasons in the Housing Market," *American Economic Review*, Vol.104(12), pp. 3991-4026.

## はじめに

欧米の住宅市場において、取引価格は夏季にはトレンドを上回る水準で推移（"hot season"）し、冬季にはトレンドを下回る水準で推移する（"cold season"）傾向がある。同様に、取引件数についても、夏季に多く、冬季に少ない傾向がある。

具体的に、イギリスにおいては、（冬季と比べて）夏季の名目住宅価格の上昇率は6.5%高く、取引件数は140%多くなることが報告されている。同様に、アメリカにおいては、夏季の名目住宅価格の上昇率は4.6%高く、取引件数は146%多い。

本稿で紹介する Ngai and Tenreyro (2014) は、実務的に知られていた上記の観察事実を学術的な分析の俎上に載せるとともに、住宅市場における季節変動を生み出すメカニズムを理論的に明らかにしたものである。

一般に、摩擦のない住宅市場を前提とすると、上記のような予測可能な価格や取引に関する季節性を説明することは難しい。いま仮に、夏季の住宅価格が（他の条件を一定として）高くなることがわかっているのであれば、合理的な住宅購入者は冬季に購入することを選択するはずである。このような行動は、夏と冬の予測可能な価格差を縮小させ、同時に取引件数の差も小さくする。したがって、予測可能な季節性を説明するためには、住宅市場における何らかの摩擦（friction）を前提とした議論が必要となる。

住宅市場における摩擦を議論するために、既存研究では取引相手や物件のサーチ（探索）とマッチングを考慮に入れた理論モデルが提示されてきた（Wheaton 1990; Krainer 2001; Novy-Marx 2009）。これらの先行研究では、(1)取引相手の探索、ないしは、(2)買い手と住宅のマッチングに何らかのコスト

が生じる状況を考えている。典型的には、(1)購入対象となる住宅が常に見つかるとは限らず、住宅を探すにはコストがかかったり、(2)仮に見つかったとしても、その住宅が常に買い手の望むものであるとは限らないといった状況が、こうしたモデルの想定である。

Ngai and Tenreyro (2014) では、特に(2)の買い手と住宅のマッチングに摩擦が存在する状況を前提として、予測可能な価格や取引件数の季節性を説明する理論モデルを提案している。

以下では、第1節で市場の摩擦と季節性の背後にある経済学的メカニズムを解説したうえで、第2節でこれを裏付ける実証的な根拠を示す。これらを踏まえ、第3節で理論モデルの詳細と数値シミュレーションの結果を紹介する。

## 1 サーチと住宅市場における季節性

住宅購入時のサーチとマッチングの存在は、価格や取引の季節性とどのように関連しているのだろうか。本節では、理論モデルの詳細には立ち入らず、その経済学的な直観を見ていくことにしよう。

いま、多数の持ち家世帯が存在する住宅市場を考える。これら持ち家世帯のうち、每期一定の割合が何らかの事情で転居を余儀なくされるものとしよう。このとき、転居世帯は、新たな住宅の購入を計画する買い手になると同時に、現住居の売却を希望する売り手となる。以下では、このような売り手と買い手からなる市場において成立する住宅取引とその価格についてみていく。

Ngai and Tenreyro (2014) のモデルは、主として以下の3点の特徴を持つ。

第1に、何らかの（外生的な）理由から、夏季の転居発生確率は、冬季のそれよりも微小に大きいものとされる。これは、例えば新学期の開始時期など

の制度的要因によって説明できる。実際、本研究が対象とするアメリカやイギリスでは、新学期が始まる9月に向けて、転居率が高まる傾向にあることが知られている<sup>1)</sup>。

第2に、住宅の取引においては、事前に観察できない買い手と住宅のマッチング固有の質が重要な役割を果たす (match-specific quality)。一般に、住宅は異質性の高い財であるため、同一の物件であっても、買い手によってその評価は大きく異なる。たとえば、住宅の内装や周辺環境などに対する好みは人によって異なり、これらを含めた住宅の特性を事前にすべて把握することは難しい。そのため、検討の対象となった物件が実際に購入されるか否かは、事後的に判明するマッチングの質 (その住宅が自分の好みに合うかどうか) に依存することになる。

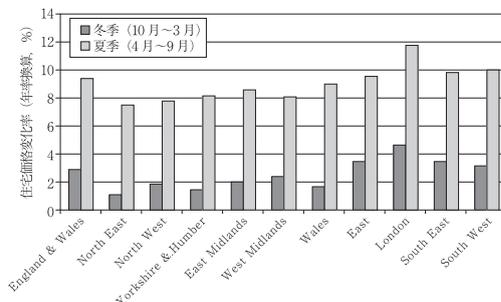
第3に、第2の点と関連して、市場に出回る物件の数が多くなるほど、好みにあった住宅を見つけることができる可能性が高まるのが仮定される。これは、市場参加者が増加することによる正の外部性であると考えられ、論文中では「厚みのある市場効果」 (thick-market effects) と呼ばれている。

上記3点の特徴を前提として、取引価格と件数の季節性を生み出すメカニズムは、以下のようにまとめられる。

- ①何らかの外生的な理由で、夏になると転居が微小に増える (売り手の増加)。
- ②売りに出る住宅が増加すると、買い手はより質の高いマッチングを達成できるようになる (厚みのある市場効果)。
- ③これにより、取引が成立する確率が高まり、取引件数が増加する。
- ④同時に、マッチングの質の向上は、(取引において売り手が交渉力を持つならば) 取引価格を平均的に引き上げる。

ここでのポイントは、当初の微小な転居確率の増加が、売り手の増加に伴う正の外部効果を通じて増幅され、結果として価格と取引件数の大きな季節性を生み出す点にある。

図1—住宅価格変化率の季節性 (イギリス)



注) Ngai and Tenreyro (2014, Figure 1) のデータをもとに筆者作成。元データは Land Registry of England and Wales (1991-2012) による。

## 2 データによる季節性の検証

本節では、住宅市場における季節性について、データを用いて検証した結果を紹介する<sup>2)</sup>。

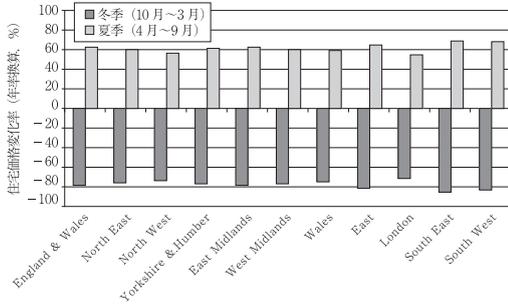
分析に当たっては、「夏季」を4月から9月 (第2四半期および第3四半期)、「冬季」を10月から翌年3月 (第1四半期および第4四半期) と定義し、季節ごとの住宅価格や取引件数の変化率を比較している。

図1は、イギリスの各地域における (名目) 住宅価格変化率の平均値を、季節ごとに比較したものである。これによれば、冬季の価格変化率はロンドンを除いてはおおむね3%を下回る水準であるのに対し、夏季には8%を上回る水準となっている。全国で見ると (“England and Wales”)、両者の差は約6.5%であり、非常に大きな季節性が存在することが見て取れる。こうした傾向は、異なる品質調整済み価格指数や、より詳細な地域区分に基づくデータを使った場合にも、依然として観察される。

図2は、同様の検証を、住宅の取引件数を対象に行なった結果である。やはり同様に顕著な季節性がみられ、夏季には取引件数が増加し、冬季には減少することがわかる。

前節の議論からは、こうした季節性は、夏季における (買い手と住宅の) マッチングの質の改善に起因するものとされる。マッチングの質を直接観察することは難しいが、Ngai and Tenreyro (2014) では居住期間の長さや住宅の改築・修繕に着目し、この点を間接的に検証している<sup>3)</sup>。その結果、住宅・

図2 一住宅取引件数の季節性（イギリス）



注) Ngai and Tenreyro (2014, Figure 2) のデータをもとに筆者作成。元データは Land Registry of England and Wales (1996-2012) による。

世帯属性を考慮してもなお、夏季に入居した家計は平均的に居住期間が長く、改築・修繕の頻度と規模が小さくなる傾向が報告されている。マッチングの質が高いほど、すなわち、入居時点で個人々の好みに合致した住宅であるほど、居住期間は長く、改築・修繕の必要性は低くなるものと予想されるため、これらの結果は夏季の市場においてマッチングの質が改善しているという仮説と矛盾しない。

### 3 住宅市場におけるサーチモデル

本節では、第1節で議論した住宅市場における季節性を生み出すメカニズムを、Ngai and Tenreyro (2014) のモデルに沿った形で、やや詳細に検討する。

住宅サービスと非耐久消費財から効用を得る複数の家計が存在する経済を考える。各家計は無限期間生きるものとし、総数を1に基準化する。

自己の所有する住宅に居住する場合、家計は  $\epsilon$  の住宅サービスを受け取る。ここで、 $\epsilon$  はマッチング固有の質を表し、確率分布  $F(\epsilon, v)$  に従うものとする。ただし、 $v$  は売却対象となっている住宅数を表す。また、任意の  $\epsilon$  に対して、

$$F(\epsilon, v) \leq F(\epsilon, v') \Leftrightarrow v' > v \quad (1)$$

が成立することを仮定する。(1)式は、市場の厚みが増すほど ( $v$  が大きいほど)、マッチングの質が所与の水準を下回る確率が小さくなることを意味しており (first-order stochastic dominance)、前述した「厚みのある市場効果」と整合的な仮定である。

この経済では、2つの季節  $j=s, w$  ( $s$  は夏季、 $w$  は冬季) が交互に繰り返される。各期  $j$  の期初には、 $1-\phi^j$  の (外生的に与えられた) 確率で既存の持ち家世帯が転居を余儀なくされる。これらの世帯は、新たな住宅の購入を計画する買い手になると同時に、現住居の売却を希望する売り手となる。

すべての買い手 (売り手) は、各期の期間中に必ず一人の取引相手と出会い<sup>4)</sup>、マッチング固有の質  $\epsilon$  が観察される。このとき、売り手と買い手の双方が合意した場合、価格  $p(\epsilon)$  で取引が成立し、買い手は持ち家世帯のプールに入る。もし取引が成立しなければ、買い手は翌期も引き続き住宅を探し、売り手はフローの利得  $u$  を受け取って、翌期も引き続き買い手を探すことになる。

いま、夏季に持ち家に居住する世帯は、 $\epsilon$  の住宅サービス (マッチングの質) を受け取る。翌期 (冬季) には、 $\phi^w$  の確率で継続してこの住宅に居住し、 $1-\phi^w$  の確率で転居を余儀なくされる。継続して同じ住宅に居住する場合、同水準の住宅サービスを冬季にも受け取る。一方、転居時には現住居を売りに出すと同時に、新たな住宅を探すことになる。したがって、夏季に持ち家世帯であることの価値関数を  $H^s(\epsilon)$  で表すことにすれば、これは以下の条件を満たす。

$$H^s(\epsilon) = \epsilon + \beta\phi^w H^w(\epsilon) + \beta(1-\phi^w)[V^w + B^w] \quad (2)$$

ただし、 $\beta \in (0, 1)$  は割引率であり、 $V^w$  は売り手の価値、 $B^w$  は買い手の価値を表す。

一方、買い手と売り手が価格  $p^s(\epsilon)$  で取引を行なった場合、それぞれがこの取引から得る純便益は、

$$S_v^s(\epsilon) = p^s(\epsilon) - [u + \beta V^w] \quad (3)$$

$$S_b^s(\epsilon) = H^s(\epsilon) - p^s(\epsilon) - \beta B^w \quad (4)$$

となる。いま、 $S_v^s(\epsilon) > 0$  かつ  $S_b^s(\epsilon) > 0$  であれば、売り手と買い手の双方が取引に合意する。したがって、総余剰を  $S^s(\epsilon) \equiv S_v^s(\epsilon) + S_b^s(\epsilon)$  とすれば、取引が成立するために最低限必要なマッチングの質の留保水準  $\epsilon^s$  は、 $S^s(\epsilon^s) = 0$  を満たすように決まる。このとき、売り手と買い手の価値  $V^s$  および  $B^s$  は、

$$V^s = \beta V^w + u + [1 - F(\epsilon^s, v^s)] E^s[S_v^s(\epsilon) | \epsilon \geq \epsilon^s] \quad (5)$$

$$B^s = \beta B^w + [1 - F(\epsilon^s, v^s)] E^s[S_b^s(\epsilon) | \epsilon \geq \epsilon^s] \quad (6)$$

となる。ここで、(5)、(6)式の  $\beta V^w + u$  および  $\beta B^w$

の各項は、売り手と買い手のアウトサイド・オプション（取引が合意しなかった際の便益）であり、最後の項は、取引が実現すること（ $\epsilon \geq \epsilon^s$ ）を条件とした、純便益の期待値である。

また、取引成立時の価格  $p^s(\epsilon)$  は、以下のナッシュ交渉問題によって決まるものとする。

$$\max_{p^s(\epsilon)} [S^b(\epsilon)]^\theta [S^s(\epsilon)]^{1-\theta} \quad \text{s.t. } S^s, S^b \geq 0 \quad (7)$$

ここで、 $\theta \in [0, 1]$  は売り手の交渉力を示すパラメータである。

最後に、市場に出回る住宅数  $v^s$  については、

$$v^s = (1 - \phi^s) [1 - F(\epsilon^w, v^w)v^w] + F(\epsilon^w, v^w)v^w \quad (8)$$

を満たす。いま、(8)式の右辺第2項は、前期（冬季）に取引が成立しなかった住宅の数である。一方、住宅ストックの総数が1に基準化されていることに注意すると、第1項は今期新たに売りに出される住宅の数を表す。

(2)、(5)、(6)、(8)式および  $\epsilon^j$  と  $p^j(\epsilon)$  に関する条件から、 $(H^j, V^j, B^j)$  および  $(\epsilon^j, v^j, p^j)$  が求められる<sup>5)</sup>。最後に、こうして求められた均衡の季節性についてみていくことにしよう。

まず、均衡における季節  $j$  の取引件数は、

$$Q^j = v^j [1 - F(\epsilon^j, v^j)] \quad (9)$$

となる。いま、夏季の転居確率の高さが、市場に出回る住宅数を増やす ( $v^s > v^w$ ) のであれば、このことは直接的に取引件数を増加させる要因となる。さらに、市場の厚みが増すことで、取引の成立確率が高まる ( $1 - F(\epsilon^s, v^s) > 1 - F(\epsilon^w, v^w)$ ) のであれば、取引件数はより大きな季節性を持つ。

一方、若干の計算を行なうことで、住宅の平均取引価格は、

$$E^j[p(\epsilon) | \epsilon \geq \epsilon^j] = (1 - \theta) \frac{u}{1 - \beta} + \theta E^j[H^j(\epsilon) | \epsilon \geq \epsilon^j] \quad (10)$$

となることがわかる。これは、住宅の売り手が交渉力を持つ ( $\theta > 0$ ) という前提で、マッチングの質の改善による持ち家世帯の価値の上昇が、夏季の住宅価格の高さを説明することを示している。

Ngai and Tenreyro (2014) はさらに、現実的なパラメータの値の下で上記のモデルのカリブレーションを行ない、数値解析の結果を報告している。それによれば、夏季における転居確率が0.9%ポイント高まることで、住宅価格は5.5%、取引件数は

113%大きくなることを見出している。

## まとめ

本稿で紹介した Ngai and Tenreyro (2014) は、サーチモデルの枠組みで住宅市場における取引価格および件数の季節性を説明したものである。彼らの貢献は、外生的に与えられた微小な初期条件の違いが、住宅市場に存在する摩擦を介して、均衡における大きな季節性を生み出すことを明示的に示したところにある。

住宅取引には、本稿で取り上げたマッチング効率性や厚みのある市場効果といった要因以外にも、様々な制度的摩擦が存在しており、こうした要因がどのような影響を持つのかは、今後も引き続き検討されるべき点であるように思われる。

## 注

- 1) 前述の議論から、市場に何らの摩擦も存在しないのであれば、夏季と冬季の価格差や取引件数が当初の転居確率の微小な違い以上に拡大することはないはずである。
- 2) ここでの結果はイギリスを対象としたものであり、Land Registry for England and Wales によるリピート・セールス住宅価格指数および住宅取引件数のデータを用いている。なお、紙幅の都合上割愛するが、論文ではアメリカのデータを用いた検証も行っており、やはり同様に価格と取引件数に大きな季節性が存在することを見出している。
- 3) データは、American Housing Survey の1999年版のクロスセクションデータを用いている。
- 4) 住宅の総数についても1に基準化しているため、市場に存在する売り手と買い手は同数となる。
- 5) ここでは夏季の均衡条件式のみを示したが、冬季に関しても同様の条件が成り立つことに注意。

## 参考文献

- Krainer, J. (2001) "A Theory of Liquidity in Residential Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, Vol.49 (1), pp.32-53.
- Novy-Marx, R. (2009) "Hot and Cold Markets," *Real Estate Economics*, Vol.37(1), pp.1-22.
- Wheaton, W.C. (1990) "Vacancy, Search, and Prices in a Housing Market Matching Model," *Journal of Political Economy*, Vol.98(6), pp.1270-1292.

直井道生  
慶應義塾大学経済学部准教授

### ●調査研究成果のご案内

#### 「定期借地権事例調査」

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

公益財団法人 日本住宅総合センターでは、1994年以降、自主研究の継続調査として、定期借地権付住宅の分譲事例についてデータの収集と集積を行ない、データベースを構築・更新するとともに、事例データの系統的分析を遂行してきた。

2009年度調査より、データ利用の利便性と速報性を重視して年2回（前期、通年）、これまで報告書に掲載してきた図表類および集約表などを日本住宅総合センターのホームページ（<http://www.hrf.or.jp/>）上で紹介しており、2015年3月末現在、最新の調査成果として2014年度前期における事例集を掲載している。

なお、本調査研究においては、定期借地権制度と個人・世帯の住宅取得ニーズとの関連性を追究す

る視点から、調査開始以来一貫して分譲事例の動向把握を主眼としているため、近年急増している定期借地権付住宅の賃貸事例については調査対象外となっている。

1993年2月の定期借地権付住宅第1号の発売から、2014年9月30日までの間に収集した事例数は、戸建て住宅とマンションを合わせた総数で6158件、5万2481区画（戸）にのぼる（戸建て住宅5536件3万1640区画、マンション622件2万841戸）。

以下、通年度で取れる最新年度である2013年度（2013年4月～2014年3月）に収集された物件の特徴を簡単に紹介する。

2013年度における戸建て住宅の収集事例数は、50件212区画である。都道府県別にみると、第1位は兵庫県の60区画、第2位は愛知県の54区画、次いで第3位は鹿児島県の47区画で、収集された事例の約3割が兵庫県となっている。兵庫県および鹿児島県の事例数増加は、比較的規模の大きな住宅用地の開発が行なわれたためと考えられる。また、土地面積については、最大面積が200㎡を超える事

例は44件中18件と全体の41%となっており、収集された物件においては前年度（42%）とほぼ同様の傾向にある。

一方で、マンションの収集事例数は18件273戸である。前年度は25件876戸であるので、件数に比べて戸数が少なくなっており比較的小規模なマンションの供給が多い。

都道府県別マンション戸数は、第1位が愛知県の65戸、第2位が埼玉県の54戸、第3位が東京都の44戸となっており、大都市圏が中心となっている。近年の傾向として、愛知県を中心とする中部圏について、戸建住宅、マンションとも相対的に多くの物件が収集されている。また、全18件のうち、11件が最大専有面積80㎡以上のマンションであり、発売地域が大都市を中心としていることを考えると比較的床面積の大きな物件が多い。

本調査は、調査方法の特性により、定期借地権活用動向の全体を把握するためには制約が大きいが、分譲住宅事例の地域分布や建物の特性といった実態を検証する上では有用なデータセグメントであると考えられる。

### 編集後記

今年、居住するマンションの理事を務めている。輪番制のため、理事になる頻度は10数年に一度程度である。そのため理事会は、マンション管理についての素人が、ああでもないこうでもない議論をする場になる。

自ずと頼りにするのは管理会社の意見であるが、その発言が気になった。昨年の総会は、配水管の洗浄頻度を巡って大議論になり予定時間を超過したのだが、今年はそれを踏まえて「総会が紛糾しないように」、より声の大きい人の方針を採用しようというのだ。管理組合は限られた予算の中でマンションの価値を最大にするためのもので、総会をス

ムーズに運営するために活動内容を決めたのでは、本末転倒である。管理会社からすれば、議論が紛糾して、資料作成などの余分な業務発生するのを避けたいのだろう。

これは、プリンシパル・エージェント問題の一形態とも考えられる。解消するためには、マンション管理士など第三者の理事会・総会への参加が考えられる。ただ、導入には理事会での提案が必要あり、当然管理会社も出席しているため、面と向かってこの提案はしにくい。案外、管理士制度がなかなか普及しない理由はこんなところにあるのかもしれない。（N・Y）

### 編集委員

委員長——中川雅之

委員——瀬下博之

直井道生

山崎福寿

### 季刊 住宅土地経済

2015年春季号（第96号）

2015年4月1日 発行

定価 [本体価格715円+税] 送料別

年間購読料 [本体価格2860円+税] 送料込

編集・発行——公益財団法人

日本住宅総合センター

東京都千代田区二番町6-3

二番町三協ビル5階

〒102-0084

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

本誌掲載記事の無断複写・転載を禁じます。