The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	住宅・不動産金融市場の経済分析 ： 証券化とローンの選択行動
Author(s)	沓澤, 隆司
Citation	大阪大学, 2008, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/1852
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

博士論文

住宅･不動産金融市場の経済分析

― 証券化とローンの選択行動 ―

平成 19 年度

沓 澤 隆 司

目　　次

序章　「住宅・不動産金融市場」の形成　・・・　1
　1．住宅・不動産金融市場の背景　・・・　2
　2．本論文の目的と構成　・・・　9

第Ⅰ部　住宅ローン市場における行動分析

第1章　フラット35がもたらした市場の変革 － 住宅ローンの証券化　・・・　１６
　1．住宅ローンの制度改革と市場の構造変化　・・・　１７
　2．住宅ローン市場が内包するリスクと公共政策　・・・　１８
　3．住宅金融公庫が果たしてきた役割と問題点　・・・　２９
　4．新しいシステムの導入 ― フラット35　・・・　３２
　5．フラット35導入後の日本の住宅ローン市場の将来とその課題　・・・　３７

第2章　アメリカのサブプライムローンの課題　・・・　４１
　1．サブプライムローンの問題が生じた背景　・・・　４２
　2．証券化の過程で生じた損失の拡大　・・・　４７
　3．サブプライムローン問題が示唆するもの　・・・　４９

第3章　利用者は何を理由に住宅ローンを選択するのか　・・・　５２
　1．住宅金融公庫改革後に生じたローン選択の変化　・・・　５３
　2．住宅ローン選択の要因の仮説と分析方法　・・・　５４
　3．住宅ローン利用者の属性と選択の動向　・・・　５９
　4．金利差や利用者の属性が影響する住宅ローン選択　・・・　６１
　5．住宅ローン選択が示唆する市場の課題　・・・　６７

第４章　危険回避度・金利変動が住宅ローン市場・住宅需要に与える影響
・・・　７１
１．危険回避度・金利変動から想定される住宅ローン市場の変化
・・・　７２
２．住宅ローン選択と住宅需要のモデルと推計方法　・・・　７４
３．金利上昇がもたらす住宅ローン選択と住宅需要の変化　・・・　７９
４．信用割当はどのような事情で発生するか　・・・　８３
５．金融情勢による住宅ローン市場と住宅市場への影響とその課題
・・・　８４
補論１：住宅ローン選択の理論　・・・　８５
補論２：住宅ローン選択を元にした住宅需要のモデル　・・・　８６
補論３：多数のローン選択肢からの選択モデルとその実証・・・　８８

第５章　住宅ローンのライフサイクルの中での選択とその影響・・・　９１
１．住宅ローンの借り入れ後の利用者の行動の変化　・・・　９２
２．借り入れ後の利用者行動のモデルと推計方法　・・・　９３
３．期限前償還、借り換え、返済の経路と金利、年収の変動による効果
・・・１０１
４．住宅ローンのセーフティネットの必要性　・・・１０６

第Ⅱ部　不動産証券化市場における行動分析

第６章　不動産証券化市場におけるリスクと行動形態　・・・１１５
１．不動産証券化市場の枠組とその発展　・・・１１６
２．不動産証券化市場の効果　・・・１１９
３．不動産証券化のリスクと課題　・・・１２０
４．不動産証券化市場に参加する主体の行動形態の整理　・・・１２１

第７章　不動産証券化市場の投資家の選択と動機　・・・１２６
１．不動産証券化商品への投資動向　・・・１２７

２．個人投資家の投資行動の分析　・・・１３０
３．機関投資家の投資行動の分析　・・・１３７
４．推計結果が示す不動産証券化商品とリスクとの関係　・・・１４３

第８章　REIT の収益性の要因　・・・１４８
１．REIT の収益性に影響を与える要素　・・・１４９
２．有利子負債がもたらすレバレッジと外部コントロール効果
・・・１５０
３．投資法人の現況とその特徴　・・・１５２
４．推計結果が示す収益性の要因　・・・１５３
５．今後の投資法人の方向性　・・・１５５

第Ⅲ部　住宅・不動産評価の新たな方向性

第９章　生活性能は住宅・不動産の評価に影響を与えるか　・・・１５８
１．住宅・不動産の評価と住宅・不動産金融市場との関係　・・・１５９
２．不動産の評価の手法の類型　・・・１６２
３．不動産の評価の手法についての新たな課題　・・・１６４
４．サブマーケットとセグリゲーション　・・・１６５

第 10 章　犯罪発生の地価・家賃への影響　・・・１６８
１．犯罪発生は地域への評価を下げるのか　・・・１６９
２．犯罪発生を要因に織り込んだ地価関数モデル　・・・１７０
３．推定結果が示す犯罪発生の地価への負の影響　・・・１７６
４．犯罪発生の家賃への影響　・・・１８１
５．犯罪発生の資産効果と効果的な防犯対策　・・・１８３

第 11 章　地域特性や時系列の変化を踏まえた地価の推計　・・・１９２
１．特性空間と時系列の変化の影響を考慮する必要性　・・・１９３
２．特性空間や時系列を組み込んだ地価関数モデル　・・・１９５

３．推定結果が示す特性空間と時系列の変化の影響　・・・１９９
４．分析結果が示す日本のセグリゲーションなどの課題　・・・２０３
補論　Propensity Score Matching を利用した犯罪の地価に対する影響の検証　・・・２０９

第 12 章　教育水準は住宅の評価を変えるのか　・・・２１３
１．教育水準の評価方法と家賃への影響を分析する際の課題・・・２１４
２．教育水準を織り込んだ家賃関数モデル　・・・２１６
３．推定結果が示す学力調査結果の家賃への影響　・・・２２０
４．教育水準の地域への便益を拡げるための方策　・・・２２６

終章　住宅・不動産金融市場の将来像と政策の方向性　・・・２２９
１．住宅・不動産金融市場に期待される点　・・・２３０
２．住宅・金融不動産市場の将来に向けた課題　・・・２３０
３．住宅・不動産金融市場に対する政策的含意　・・・２３２

参考文献　・・・２３６

序章　「住宅・不動産金融市場」の形成

＜序章の要旨＞

住宅ローンの証券化・不動産の証券化を通じて、金融市場と住宅・不動産市場とは相互に作用し、融合した「住宅・不動産金融市場」と呼ぶべき分野が発生しつつある。

住宅ローン債権を証券化した MBS は住宅金融公庫が発行したものだけでも 5.8 兆円、SPC や REIT を活用して証券化したものが 7.8 兆円にも及び、市場は厚みを増している。

こうした市場に参加する個々の経済主体の選択行動の分析は、今後の金融市場の動向や経済変動による市場への影響、都市・地域や住宅・不動産に関わる政策を考慮する上で必要不可欠な課題であり、これまで十分行われて来なかった経済学の観点からの実証分析を行うことが本論文の目的である。

１．住宅・不動産金融市場の背景

住宅・不動産市場と金融市場は従来全く別個の市場として認識されていたが、住宅ローン市場の競争の激化、住宅ローン債権や不動産の証券化市場の発展を通じて、両者の関係は急速に接近し、相互に作用し合い、両者の要素が融合した「住宅・不動産金融市場」とも呼ぶべき分野が出現しつつある。このことは、住宅やその他の不動産がもたらすリターンやリスクが金融市場に反映される一方で、金融市場における証券化がもたらす小口化、流動化のメリットによって都市住宅の整備が円滑化する可能性を有するものである。このような変化は居住のあり方や都市整備のあり方についての見直しを迫り、都市住宅政策がそうした変化に対応する必要性を示唆するものである。

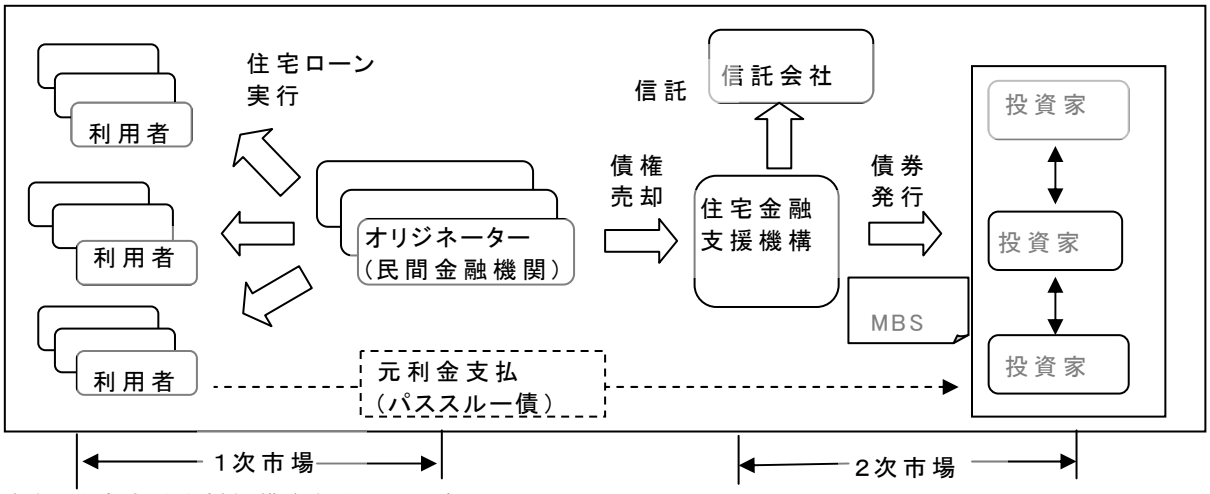
(1) 住宅ローン市場の変化

「住宅・不動産金融市場」の第１の契機は、住宅ローン市場の変化である。従来の住宅ローン市場では財政投融資資金を原資とする住宅金融公庫（1950年に創設された特殊法人。2007年４月に創設された住宅金融支援機構にそれ以前に住宅金融公庫が実施していた住宅ローン債権の管理や後述の証券化支援制度が継承されている。)の融資が大きな役割を果たしてきた。その融資は、長期間（通常は 10 年以上）にわたって金利が固定された融資（長期・固定ローン）である上に政府からの補給金によって低利に抑えられ、利用者にとって利便性の高いものではあったが、それだけに利用者が住宅ローンを選ぶ市場（１次市場）における民間金融機関による住宅ローンの供給量は必ずしも大きくなく、商品の多様性は乏しかった。また、住宅ローン資金を調達する場面も、住宅金融公庫の融資は財政投融資資金を原資とし、民間金融機関の住宅ローンもその多くは金利が変動するか、短期間（通常は 10 年未満。一般的には２年、３年、５年間金利を固定する商品が多い。）のみ金利が固定する住宅ローン（短期・変動ローン）であったことから、住宅ローンに特化した資金調達の市場（２次市場）は全く未形成であった。こうした日本の住宅ローン市場の構造は、2000年を境に大きな変化が訪れることになる。

まず、長期・固定ローンに関しては、2001年から始まった特殊法人改革によって、住宅金融公庫が直接利用者に対して実施してきた融資制度が原則と

して廃止され、代わりに民間金融機関が供給した住宅ローン債権を買い取り、その債権を担保にした資産担保証券(MBS)を発行することによって、長期間金利が固定された資金の調達と長期・固定ローンを可能とする証券化支援制度(フラット 35)が 2003 年から導入されている。

図序—1　住宅ローンの証券化の基本スキーム



資料:住宅金融支援機構資料を元に作成

注:上記スキームは住宅金融支援機構が住宅ローン債権を買い取り、証券化を行う類型である。信託は、機構が発行する債券(機構債)の債権者の集合を受益者とする他益信託であり、受益権行使事由(機構が解散する時など)が発生した場合に信託財産のみを引き当てとする信託受益権に切り替えられる。

ここでは、住宅を建設し、又は取得しようとする者に対してお金を貸し付ける１次市場の機能は基本的に民間金融機関が行うこととなり、利用者に対する金利などの条件はそれぞれの民間金融機関相互の競争となる。短期・変動ローンに関しても、民間金融機関相互の競争によって、当初の金利の低いものや保証料を割り引いたものなど民間金融機関相互の競争によって多様なものが供給されるようになっている。ここで、短期・変動ローンは金利が相対的に低いが、金利変動で将来金利負担が大きくなるリスクが大きいのに対して、長期・固定ローンは当初の金利は割高になりがちであるが、金利変動による負担増のリスクは小さいことが多い。利用者は、民間金融機関が提示する住宅ローンの選択肢の中から、負担とリスクを勘案して選択を行うことになるが、その判断は、金利の負担の水準によるところが大きく、金融市場の変化が利用者の判断やさらには住宅需要の変化に直結する可能性が大きく

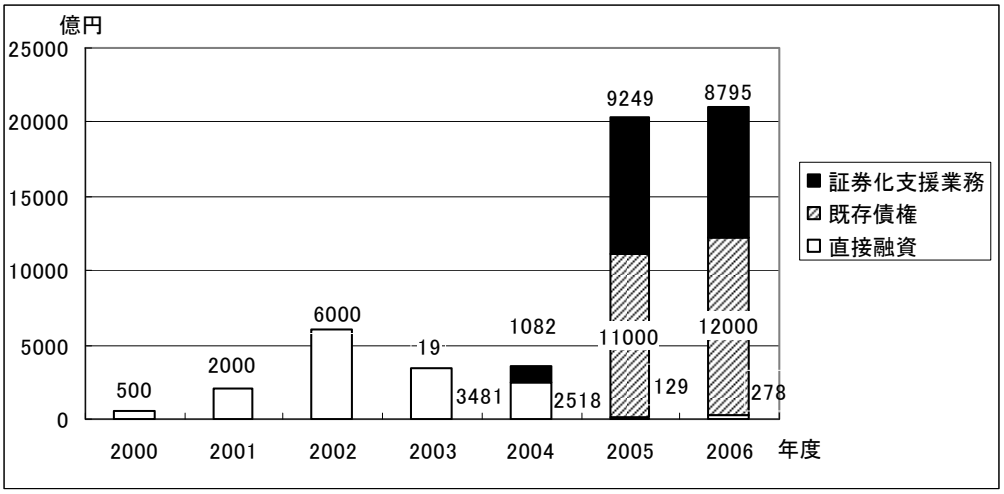
なることを意味する。

住宅ローン債権を担保に資産担保証券（MBS）を発行し、住宅ローンの原資となる資金を投資家から調達する２次市場においても、住宅ローンが生み出すリスクが大きく影響する。長期・固定ローンを供給する金融機関は、ローン債権を保有したままでは、金利変動リスクと期限前償還リスクに直面することになる。例えば、長期・固定ローンを供給する場合には、金融情勢によって、金利変動していくこととなり、MBS を発行せずに短期で金利が変動する資金を調達する場合には、金融機関は、金利が急上昇した場合には調達資金と貸出資金との金利の逆ざやを負担するリスク（金利変動リスク）を負うことになる。反対に、長期間金利が固定した金利で資金を調達して住宅ローンを貸し出した場合には、下降局面では、長期・固定ローンの利用者からの期限前償還を受ける恐れがある。その時は資金の返還を受けた金融機関は、低下した金利下で資金を再運用せざるを得ず、再運用の金利と調達金利の逆ざやを負担するリスク（期限前償還リスク）を負うことになる。

そこで、フラット 35 を利用する民間金融機関はローン債権を住宅金融支援機構に譲渡し、住宅金融支援機構はローン債権を担保とする MBS を発行することで、これらのリスクを小口化、流動化し、MBS を取得、保有する投資家がリスクを負担するスキームとすることで長期・固定ローンを可能とするシステムとしている。MBS への投資家は、リスクを上乗せした利率に着目して投資の可否を決めることになり、それが住宅ローンの資金調達コストとなる。換言すれば、住宅ローンの金利負担は金融市場での投資家のリスクの評価によって決定付けられることになる。

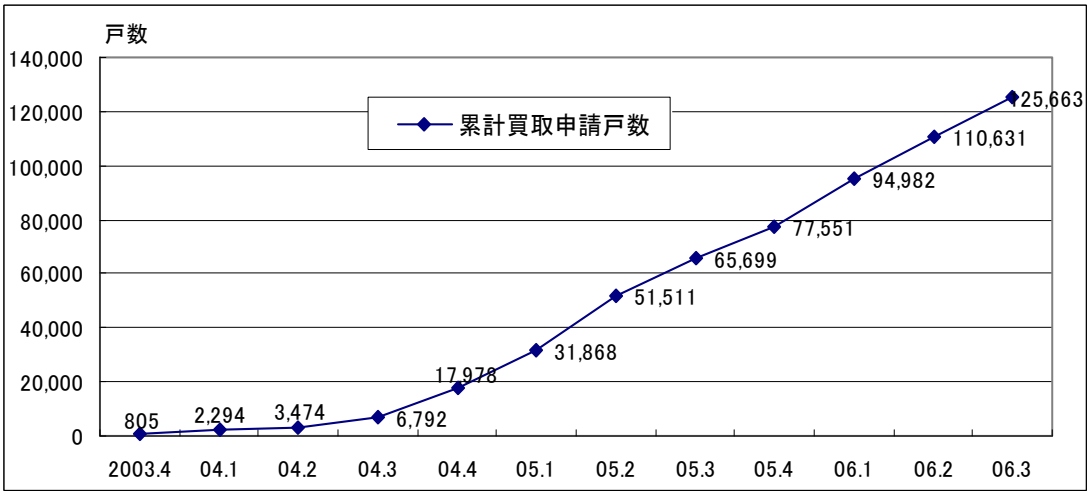
以上のことは、従来未成熟であった住宅ローン市場という分野が日本でも確立し、そこでの利用者の選択が将来のリスクと負担を決定づけ、また、住宅ローン債権とその証券化は、日本の金融市場に新しい投資先を生み出し、そこでの評価もまた住宅ローンの負担水準を規定していることから、住宅の建設や取得の方向性も決定づけることを示している。しかも、2001 年以降住宅金融公庫（2007 年度以降は住宅支援機構が発行）は、同質の MBS をコンスタントに発行し続けており、発行された MBS の累計は 2006 年度末に約 5.8 兆円に達し、その影響力は大きなものとなっている。

図序－2　住宅金融公庫（現住宅金融支援機構）が発行したMBSの発行額の推移



資料：住宅金融支援機構

図序－3　証券化支援事業の実績の推移



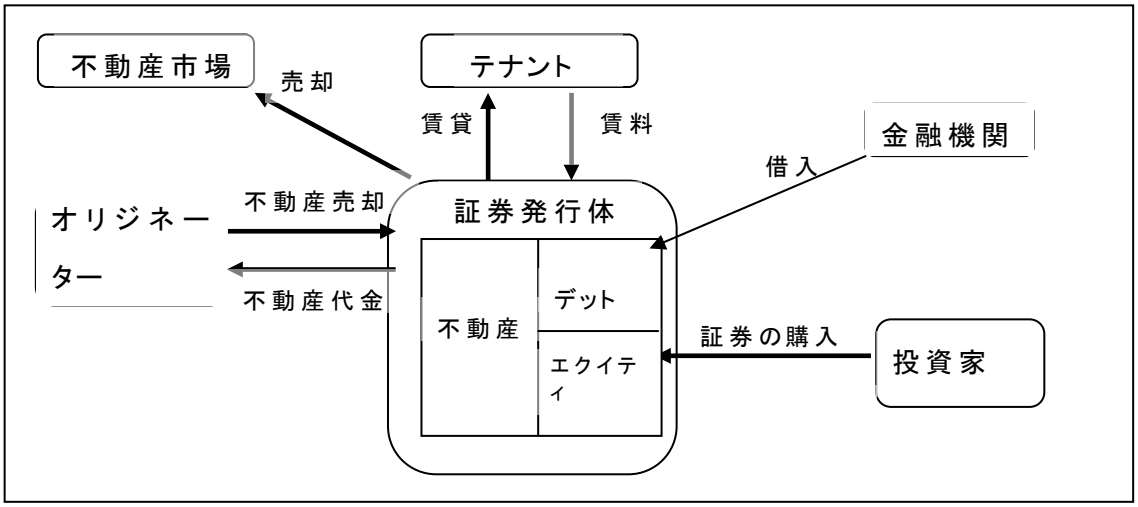
資料：住宅金融支援機構

(2) 不動産証券化市場の形成

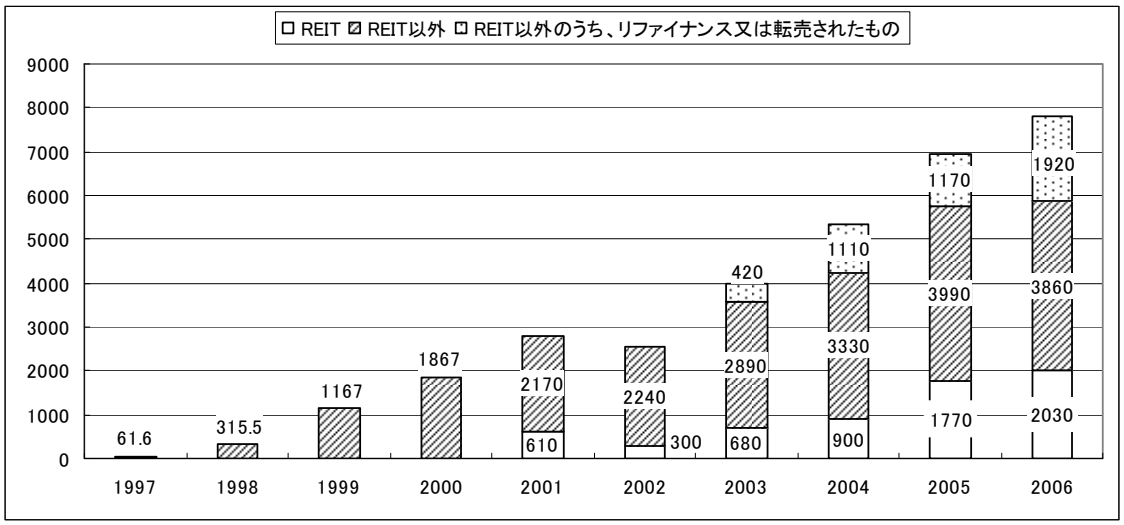
住宅・不動産金融市場が形成されつつある第２の分野は不動産証券化市場である。賃貸住宅やオフィスなどの実物不動産は、従来から有力な投資先として認知されてきたが、それぞれの実物の不動産は、投資単位も大きく、立地、地域の特性、建物の形質、間取りなどがまちまちで個別の特性を抱えている上に、長年その住宅・不動産を利用した者以外には中々認識しづらい個別

の事情もあり、流動性も金融商品ほどには高くないことから、相互の投資活動が同列に論じられることは少なかった。しかし、1998年に制定された資産の流動化に関する法律により制度化された特別目的会社(SPC)により不動産あるいは不動産の信託受益権を担保とする資産担保証券(ABS)が発行されるようになり、2000年には投資信託及び投資法人に関する法律により不動産投資信託(REIT)の制度が導入された。こうした不動産証券化についての制度の整備により、不動産証券化市場は急速に成長しつつあり、国土交通省の調査によれば、2006年度末の実績で7兆8000億円にも上っている。不動産証券化の進行は、投資の小口化と流動性の確保をもたらすことになり、不動産と金融資産とが同じ投資市場の土俵の下で、リターンとリスクの内容が微妙に異なる複数の投資先の選択肢の一つとなることを意味する。このことは、不動産証券化の市場もまた、その生み出すリターンとリスクは、その内容を投資家から厳しく評価される可能性を示唆している。ゆえに、収益性が高く、収益のリスクが小さい不動産やその証券化商品ほど投資家からの評価も高まり、資金調達も容易となり、さらなる良質な都市整備が推進されるという都市にとってのプラスのサイクルが成り立つ可能性がある。反面、投資市場の評価が芳しくない場合や金融市場での激変が都市整備にも大きな影響を与える可能性も内包していると言える。

図序—4　不動産証券化の基本スキーム(SPCが発行体となる場合)



図序―5 不動産証券化の実績の推移



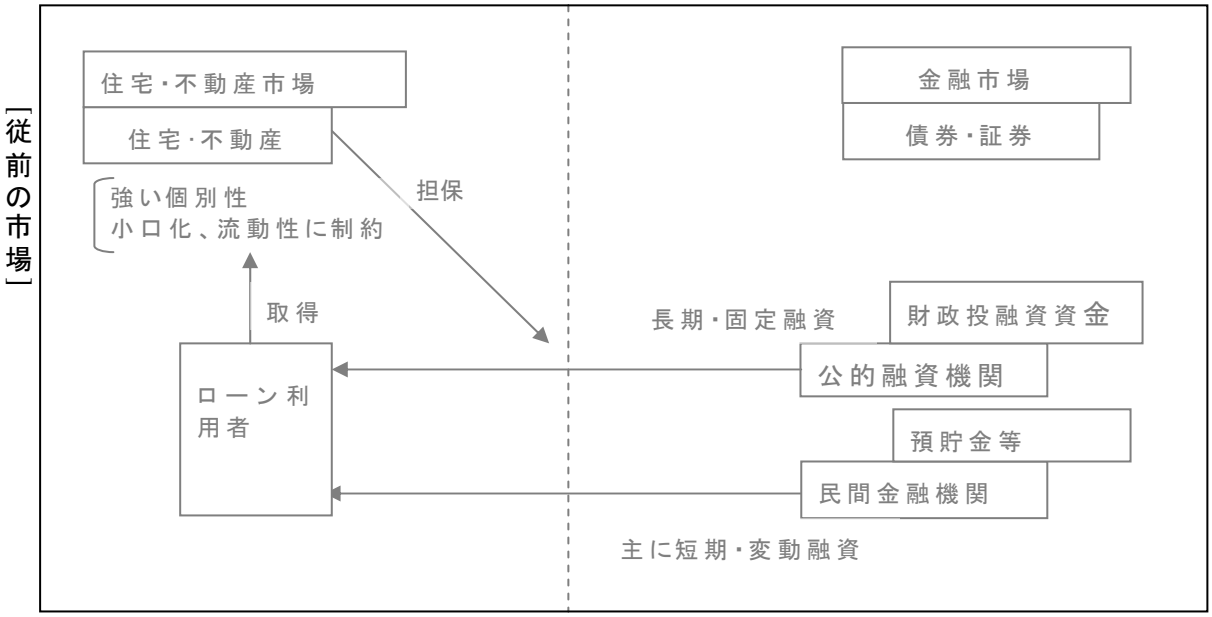
資料：国土交通省「不動産の証券化実態調査」
注 1：証券を発行したものに限定せず、借入れ等により資金調達を行ったものを含む。
注 2：「REIT 以外のうち、リファイナンス又は転売されたもの」は REIT 以外での信託受益権の証券化のうち、リファイナンス又は転売との報告等があった物件の資産額。
注 3：REIT については投資法人を1件としている。
注4：内訳は四捨五入のため総額と一致しない。
注5：2006 年度分の値は速報値。2005 年度分は特別目的会社の発行実績等を基に国土交通省において再集計。

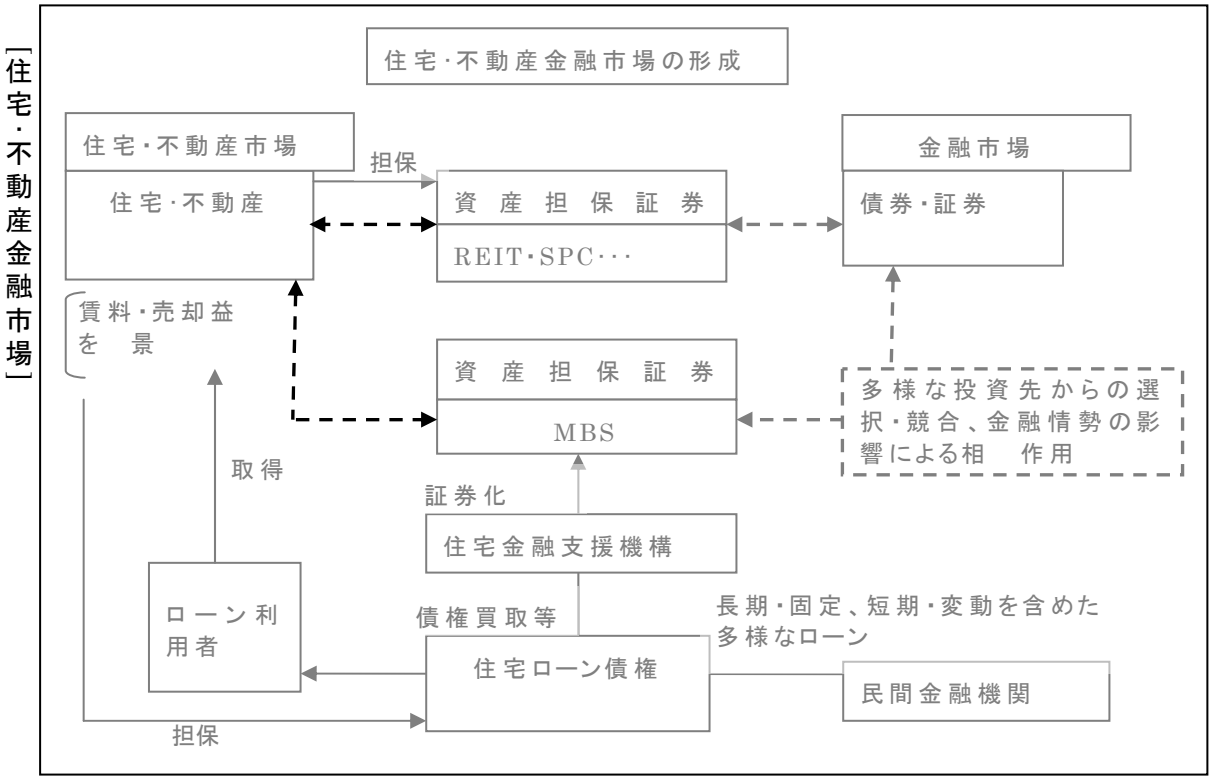
(3) 住宅・不動産市場における性能面にまで踏み込んだ評価

住宅・不動産金融市場の出現の中で、注目されているのが、不動産の透明かつ公正な評価である。従来、住宅・不動産は、立地や建物の特性などの特性が多く、それを取得しようとする者にとっては、情報の非対称性が生じていた。このことが金融資産などに比較して大きなリスクを生じさせ、市場への参加を躊躇させていた可能性が高い。その不動産の情報については、不動産鑑定評価を始めとするデュー・デリジェンスの手続の中で明らかにされるべきであり、不動産の評価の中でそれぞれ不動産の形態や立地の状況が不動産の価格に与える影響の分析がヘドニック分析などを通じて進められている。しかし、実際の住宅・不動産の評価においては、居住する所得階層の分布や治安の状況、教育水準など一見不動産を取得する側には分かりにくい居住者が生活する上での性能面での要因が関与していることが多い。しかも、不動産の評価は類似した属性を有する特性空間ごとに分離していく傾向（セグリゲーション）が認められる状況にある。こうした都市の中の構造変化が時系列の中でどの程度変化していくのかという点まで見通した不動産評価を行わ

れて初めて、住宅・不動産の市場は安心して投資できる市場と言える状況にある。

序図序—6　住宅･不動産金融市場の形成





２．本論文の目的と構成

(1) 本論文の目的

以上のような住宅・不動産市場と金融市場との相互作用と融合を前提として、この「住宅・不動産金融市場」とも呼ぶべき新しい市場が成長していくことは、投資家には新しいポートフォリオの選択肢を、ローン利用者にはより良いサービスを提供するほか、金融市場の裏付けなる住宅・不動産資産の質の向上や都市再生にも資することが期待される。ただし、新しい住宅ローン商品には例えば金利上昇時に返済負担が増加するリスクやアメリカのサブプライムローンのような返済不能のリスクがあり、不動産証券化市場にはかつてのバブル経済のような地価やオフィス相場の大きな変動の影響を受けるリスク、あるいは証券化市場自体が投資家の心理に影響を与えて地価や賃料相場に不測の変化を引き起こすリスクもある。特に、2006 年には 4 年 10 ヶ月ぶりのゼロ金利解除、2007 年には日本銀行の追加利上げ決定や 16 年ぶりの公示地価の上昇が見られる中でこうしたリスクへの懸念は高まっている。

こうした懸念を払拭し、新しい住宅・不動産金融市場が競争的で効率的なマーケットとして機能しているかどうかを解明するためには、市場のそれぞれの参加者がどのような動機でこうした市場に参加し、意思決定を行っているかの分析が必要である。この点、住宅・不動産の価格決定やその公共政策に関わる経済学の理論的実証的な分析は、岩田(1977)、八田(1997)、山崎(1999)等によって行われており、また、不動産証券化については刈屋(2003)、川口(2001)等により、住宅ローンについては森泉(2003)等によって進められてきた。ただし、住宅金融公庫融資の改革後の日本の住宅ローン市場や資産の流動化に関する法律による SPC や REIT 導入後の個々の経済主体の選択行動についての実証研究については、データの蓄積や公表が進んでいないこともあり、十分進んでいるとは言えなかった。

また、透明性の高いマーケットを形成するためには、市場の裏付けとなる資産評価の精密化が必要であり、住宅・不動産価格のヘドニック分析については、金本(1997)等によりその評価の枠組が示され、多くの設定のもとでの実証研究が行われている。しかし、今後の課題として、これまでの不動産の

形状や立地・用途による評価に止まらず、犯罪からの安全性や教育水準など居住し、活動する上での性能や所得分布によるセグリゲーション（地域属性による細分化）の影響なども含めて、GIS（地理情報システム）を活用して評価してゆくことが求められている。

本論文では、住宅ローンの利用者や投資家の選択行動や資産評価の新しい方向性を分析することにより、これらの市場の分析と課題の提示を行い、住宅・不動産金融市場の発展のための政策的含意を明らかにするものである。「住宅・不動産金融市場」とも言うべき新しい市場が、住宅・不動産への需要や立地、投資市場にどのような影響を与えているかを分析し、その市場の下での不動産評価や都市構造のあり方についての検証を試みるものである。

(2) 本論文の構成

本論文は大きく３つの部に分かれる。

第Ｉ部　住宅ローン市場における行動分析

第１部では、民間住宅ローンの急速な増大と証券化の進展という日本の住宅ローン市場の最近の大きな変革の状況を前提として、そうした住宅ローン市場の中での利用者の選択とその影響を分析し、住宅、不動産を取得しようとする者が如何なる金融の変化や動機で住宅ローンを選択し、返済を行っていくのか、その行動が住宅の需要などにどのような影響を与えていくのかを明らかにする。

第１章では、住宅金融公庫の廃止とフラット 35（証券化支援制度）の導入によって急速な変貌を遂げている最近の日本住宅ローン市場の具体的な変革の内容とその背景をの経済学的な観点から検証する。

第２章では、最近世界経済にとっても大きな脅威となりつつある大きなアメリカのサブプライムローンについて、問題が発生した背景、証券化の過程での損失の拡大について検証し、日本の住宅ローン市場に示唆する点について明らかにする。

第３章では、住宅ローンの利用者が当初いかなる要因でいかなるローンを選択するかが問題となる。住宅ローン市場は住宅金融公庫（2007 年４月より

独立行政法人住宅金融支援機構に移行）による長期間（通常 10 年以上）金利が固定された長期・固定の住宅ローンの融資（長期・固定ローン）か金利が変動するか短期間（通常 10 年未満）金利が固定しているもの（短期・変動ローン）が大部分を占める民間金融機関による住宅ローンによって占められ、その中でも、住宅金融公庫融資は、2000 年代に入るまでは、住宅ローン市場の 3 割以上を占めることが多かった。しかし、これに対して、2001 年以降は、短期・変動ローンを中心に民間金融機関のローンが大幅にシェアを伸ばしている。こうした変化の背景には長期・固定ローンと短期・変動ローン金利の差（長短金利差）の影響が大きいも考えられるが、個人の属性も影響すると考えられ、住宅ローンの選択行動を決定する要因を解明し、それぞれの要因が選択行動にどの程度の影響を与えるかを分析する。

第 4 章では、第 3 章で分析した住宅ローン選択の変化を踏まえ、そうした選択行動が住宅ローン市場や住宅需要にどの程度の影響を及ぼすのかを分析する。特に、住宅ローン利用者の危険回避度や今後予想される金利の変動に対して、住宅金融市場の変化を介して、住宅需要にどの程度の影響が生ずるのか与える影響を検証する。また、住宅ローンの融資の可否は、住宅ローンを供給する金融機関の信用割当によっても変化しうる。その要因についても併せて分析を行う。

第 5 章では、住宅ローンのライフサイクルの中での行動分析を行う。住宅ローン市場においては、当初のローンの選択ばかりでなく、借り入れの後に借り換えや新たな借り換えを伴わない期限前償還を行うケースも考えられる。直近のケースでは、金利の低下傾向に合わせて、住宅金融公庫の利用者が相対的に借入金利の低い短期・変動金利の民間住宅ローンに借り換える現象が認められた。また、日本での右肩上がり経済の終焉とその後の経済の停滞に伴い、住宅ローンの返済の延滞や金融機関による減免あるいは融資保証機関による代位弁済のケースが増加していると言われている。こうした住宅ローンの返済の過程のメカニズムとしていかなる要因がどの程度の影響を与えているかを明らかにする。

第Ⅱ部　不動産証券化市場における行動分析

不動産証券化市場は、前述のように近年急速に成長しつつあるが、投資先の不動産（オフィス、賃貸マンション、商業施設等）が生み出すインカムゲイン（家賃や保証料による収入）やキャピタルゲイン（不動産の売買による利益）がその収益の元になっており、通常の金融資産や投資用不動産とは収益の内容やリスクの内容が異なると考えられる。こうした不動産証券化商品に関して、個人投資家・機関投資家がそれぞれどのような動機でどのような投資を行うのか、またその投資行動は、通常の株式や債券、投資用不動産とどのように異なるのかという点については、まだ制度が発足してあまり年数を経過していないためか、実証的な解明は十分進められていない。

また、不動産証券化商品を発行する投資法人や特別目的会社がどのようなマネジメントを行った場合に多くの収益性をあげ、投資を呼び込むことに成功しうるのかについての検証も十分行われているとは言えない。

そこで、第Ⅱ部においては、これらの課題に対応するため、投資家や投資法人の行動について分析を行う。

第６章においては、不動産証券化市場の仕組みが日本に導入されるに至った経緯とその市場が抱える特性、リスクの内容について取り扱う。

第７章においては、個人投資家、機関投資家の投資担当者へのアンケート調査を通じて、不動産証券化商品への投資行動にいかなる要因が影響しているか、個人投資家については危険に対する姿勢である危険回避度などの要因について、機関投資家については収益性、リスクの大きさ、リスク分散に対する判断などの要因について、他の投資対象との対比を行いながら、不動産証券化商品に対する投資行動の分析を行う。

第８章においては、REIT を発行する投資法人の運用形態と収益性との関係を分析することにより、REIT の収益性を影響する要因について分析を行う。

第Ⅲ部　住宅・不動産評価の新たな方向性

第Ⅲ部では、第Ⅰ部、第Ⅱ部で扱ってきた住宅・不動産金融市場の前提となる資産評価の在り方について分析する。元来、不動産を評価する場合には、その土地や建物の区画、形質、立地状況、周辺の生活環境、都市環境などが

考慮されることが多く、既往の研究においてもヘドニック分析による地価や家賃の推定が行われてきた。しかし、実際の住宅・不動産の資産価値は、そればかりでなく、犯罪に対する安全性や教育水準など、その地域に居住する人々の生活性能によっても左右される。また、そうした地域の特性が類似する空間（特性空間）ごとに独自のサブマーケットが形成されている可能性がある。そうしたセグリゲーション（地域属性による細分化）まで織り込んだ評価の検討を行う必要があるだろう。

そこで、まず第９章においては、不動産評価の在り方が住宅・不動産金融市場にいかなる影響を及ぼすか、生活性能やセグリゲーションを踏まえた不動産評価の方法としてどのような方法が考えられるかを検証する。

第 10 章では､生活性能を踏まえた不動産評価の一例として犯罪発生数が地価に与える影響を検証する。その際に、犯罪発生の頻度が内生的な変数であることを踏まえ、操作変数法を用いて犯罪発生率に与える地域的な要因と地価に与える影響について分析を行う。

第 11 章では､地価に与える地域的な要因について時系列的な変化が生ずることを踏まえて、その一例として犯罪発生率が地価に与える影響についてパネル分析を用いて検証するとともに、地域の特性空間ごとにサブマーケットが形成されているのではないかとの仮説のもとに特性空間ごとに犯罪発生率が地価に与える影響の分析を行う。

第 12 章では土地住宅資産の評価に影響を与えていると考えられる社会経済的なもう一つの要素として教育水準を取り上げ、それが家賃に与える影響について分析を行う。

最後に、終章では、以上の分析を前提に、新しい市場である「住宅・不動産金融市場」が抱えている課題を整理し、この市場が発展を遂げ、良質な住宅・不動産資産の形成や都市の構造・居住性能の改善に寄与するためにはどのような政策的処方箋が考えられるかについて検証する。

図序－7　本論文の構成

序章　「住宅・不動産金融市場」の形成とその意義
住宅・不動産金融市場における選択とその影響分析
市場の裏付けとなる資産評価の　密化
第Ⅰ部　住宅ローン市場における行動分析
第Ⅱ部　不動産証券化市場における行動分析
第Ⅲ部　住宅・不動産評価の新たな方向性
分析の　組モデル
第１章　フラット 35 がもたらした市場の変革―住宅ローンの証券化
第２章　アメリカのサブプライムローンの課題
第６章　不動産証券化市場におけるリスクと行動形態
第９章　生活性能は住宅・不動産の評価に影響を与えるか
不動産・金融市場の実証分析
第３章　利用者は　を理由に住宅ローンを選択するのか
第４章　危険回避度・金利変動が住宅ローン市場・住宅需要に与える影響
第５章　住宅ローンのライフサイクルの中での選択とその影響
第７章　不動産証券化市場の投資家の選択と動機
第８章　REIT の収益性の要因
第 10 章　犯罪発生の地価・家賃への影響
第 11 章　特性空間と時　列の変化を踏まえた地価の推計
第 12 章　教育水準は住宅の評価を変えるのか
終章　住宅・不動産金融市場の将来像と政策の方向性

第Ⅰ部　住宅ローン市場における行動分析

第１章　フラット 35 がもたらした市場の変革　―　住宅ローンの証券化

＜第１章の要旨＞

日本の住宅ローン市場は、2003 年に発足したフラット 35 と呼ばれる長期・固定ローンが供給されるシステム（証券化支援制度）が導入されてから急速に変化し、発展している。

長期・固定の住宅ローンを供給する場合、信用リスク、金利変動リスク等があり、従前は住宅金融公庫融資が大きな役割を果たしてきたが、民間金融機関のみによる供給には制約が大きかった。フラット 35 は、アメリカで行われている FHA、ジニーメイの政府機関、ファニーメイ、フレディーマックの政府支援機関(GSE)が関与した証券化の仕組みを導入し、住宅金融支援機構が発行する MBS を取得する投資家がリスクを負担することによって民間金融機関による長期・固定ローンの供給を可能とする画期的な試みであるが、その成否は競争的な住宅ローン市場と MBS 市場の健全な発展が前提であり、また、利用者も長期・固定ローンを選択するか、短期・変動ローンを選択するかの難しい選択を迫られることになる。

アメリカにおいては最近サブプライムローンの信用リスクの顕在化が深刻な問題を引き起こしており、日本でも住宅ローンが内包するリスクの適切な評価と管理が必要とされている。

１．住宅ローンの制度改革と市場の構造変化

日本の住宅ローン市場は、大きな変革期を迎えている。そのきっかけは、2001年の住宅金融公庫の改革と2003年に導入された証券化支援制度を通じてフラット35と呼ばれる長期・固定ローンが供給されるようになったことを通じて、利用者に直接ローンが供給される市場（１次市場）においても、従来にはなかった多様な形態のローンが供給されつつある。また、資金調達の市場（２次市場）においても2001年に当時の住宅金融公庫から融資債権を担保とする資産担保証券(MBS)が発行されたことを皮切りにこれまで多くのMBSが発行され、市場は厚みを増している。

こうした変革の以前は、従来は住宅金融公庫による融資が大きな役割を果たしていたが、2001年に以下のような改革が行われることが決定した(平成13年12月19日「特殊法人等整理合理化計画」)。

①住宅金融公庫の業務として、証券化支援業務（民間金融機関の行う長期・固定金利の住宅ローンに係る債権の買取や保証を行う業務）を先行して導入する。

②住宅金融公庫は、５年以内に廃止し、証券化支援業務を行う独立行政法人を設置する。

③住宅金融公庫の融資業務については、平成14年度から段階的に縮小するとともに、利子補給を前提としないことを原則とする。この融資業務については、証券化支援業務を行う独立行政法人設置の際に最終決定する。

こうした決定を踏まえて、2003年10月より証券化支援制度がまず住宅金融公庫によって実施され、2007年４月から住宅金融公庫に代わって、独立行政法人住宅金融支援機構が発足し、証券化支援制度（この事業によって供給される35年間金利が固定された住宅ローンを「フラット35」と呼んでいる。）を行うとともに、従来住宅金融公庫が行ってきた直接融資の業務は災害復興融資等の例外を除き原則廃止し、住宅金融公庫が従来貸し付けた債権の管理のみを引き継いでいる。

これらの一連の改革は、アメリカにおける政府支援機関(GSE: Government Sponcored Entity)であるファニーメイ(Fannie Mae)、フレディーマック(Freddie Mac)による住宅ローン債権の買い取りとその債権を担保とする資

産担保証券(MBS)の発行と②政府機関である FHA/VA（Federal Housing Agency：連邦住宅局/Veterans Agency：退役軍人庁)、GNMA(政府抵当金庫)による民間住宅ローン債権とその MBS への保証による住宅ローンの証券化とそれを通じた長期・固定ローン供給の仕組みと同様の制度を導入し、住宅金融公庫が果たしてきた直接に融資する機能を民間金融機関に移行させようとするものである。こうした改革を契機に日本の住宅ローン市場では、ローン利用者がメリットとリスクを内包するローン商品を自らのリスクで選択し、また、住宅ローンのリスクを投資家が MBS を購入することで負担するという従来にはない新しい局面を迎えているということができる。

こうした住宅金融の分野の変革をどのように評価するか、証券化支援制度を導入することは、先にも述べた住宅ローンによって生ずるリスクを管理する上でどのように評価できることなのか、また、変革された下での日本の住宅ローン市場では、今後どのような課題に直面するのか、特に、金融情勢や経済情勢の変化が住宅ローンの選択や住宅需要にどのような影響が生ずるのか、利用者はどのようなリスクに直面することになるのか、これらが本章の基本的な視点である[1]。

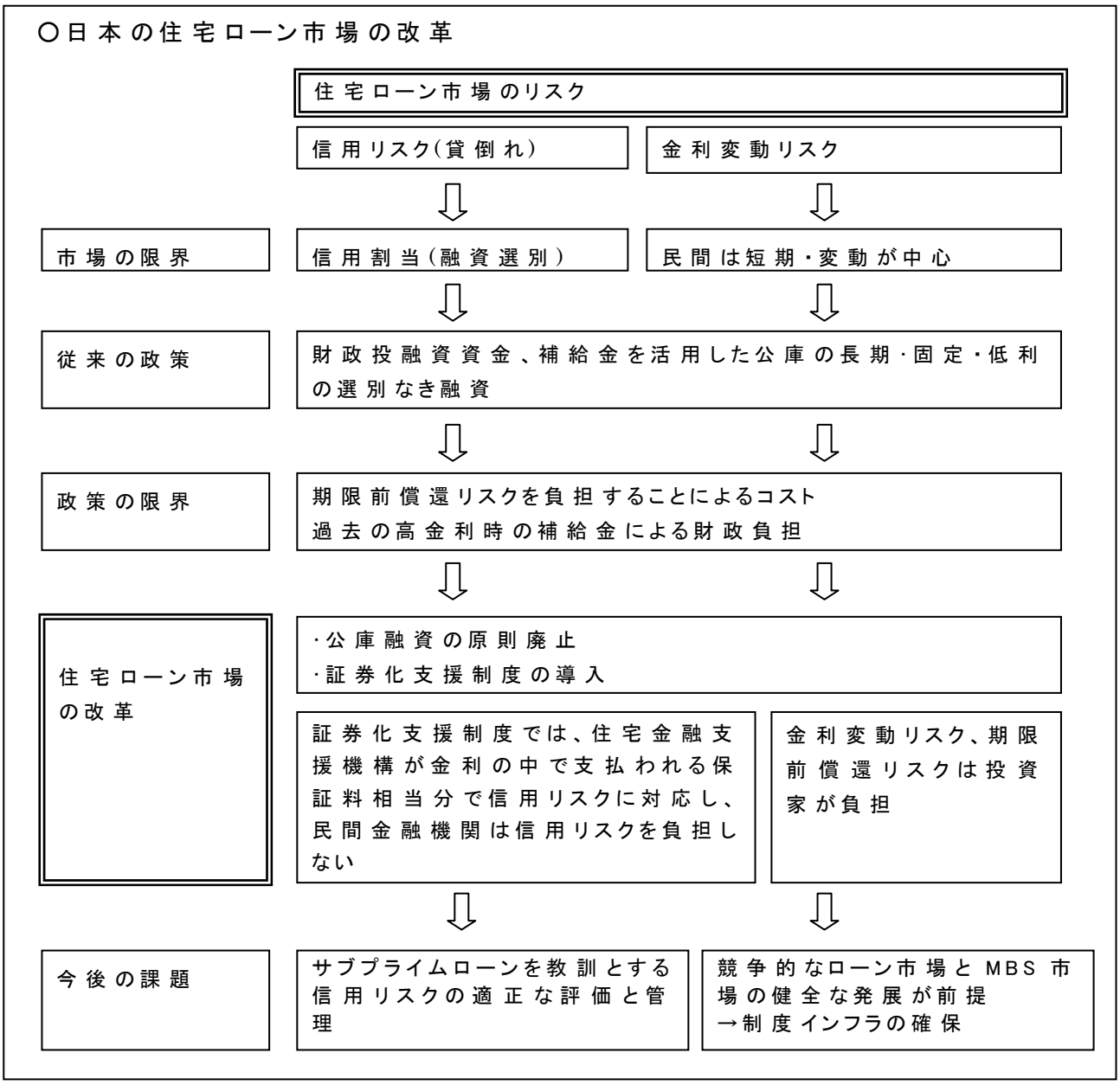
２．住宅ローン市場が内包するリスクと公共政策

(1) 住宅ローンのリスク

住宅ローン市場の変革を説明する前提として、まず、住宅ローンの市場にどのようなリスクが生じ、そうしたリスクに対してどのような公共政策の対応が考えられるかを検証する。住宅ローンのリスクは、住宅の取得が、他の消費財と比較して相対的に巨額の価格を形成し、年収の数倍に達することに起因する。これは、必ずしも、地価が諸外国に比較して高い日本だけの現象ではなく、この結果、他の財に見られるように一括の支払で総ての債務を返済することは原則として困難であり、しかもその支払は個人が行うものであることから、住宅ローンを月々の収入から支払っていくという形態を取ることが多い。このことは、相対的に巨額な貸付債権の集積を長期間に渡って管理することを金融機関に求めることを意味する。この貸付債権の中には、様々

なリスクが存在することとなる。

図 1－1 日本の住宅ローン市場の変革とその課題（第1章アウトライン）



住宅ローンのリスクとしては、具体には以下のものが考えられる。特に、月々の収入が定まっていることが多い住宅ローンの利用者は、金利上昇局面を中心に、安定した元利払いが可能な長期にわたって金利が固定されたローン(長期・固定ローン)を選好する傾向が強く、そうした長期・固定ローンを提供する場合には、②や③のリスクも生ずることとなる。

①信用リスク　住宅ローンの債務者の失業等により、元金や利息の支払いが不能となり、かつ担保物件の処分をしても、担保価値の下落により十分な回収ができないリスク

②金利変動リスク　貸付原資と貸付けとの間で、期間や金利の種類が異なるために、市場金利の変動によって逆ざやが生ずるリスク

③期限前償還リスク　金利低下に伴う借り換えなど、予定する満期前の一括返済により、期待していたキャッシュフローが得られないリスク

④流動性リスク　金融情勢の急変などにより　資金調達が困難となり、通常より高い金利での調達や資金調達自体が困難となるリスク

こうしたリスクを巨額な単位でしかも長期に渡って抱える結果、住宅ローン市場において住宅ローンを供給する側（金融機関）は、(2)で掲げる信用割当（融資選別)、(3)で掲げる短期・変動ローンの供給という形でリスクを回避する傾向をとることとなる。

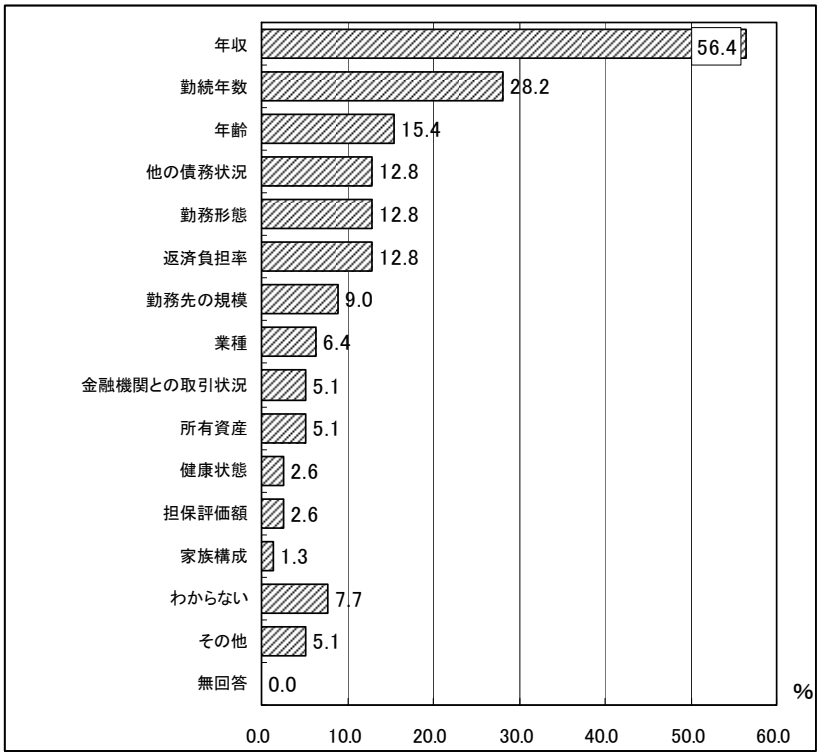
(2) 信用リスクと信用割当

リスクを回避するための行動としては、2つの局面が考えられる。一つは、①で掲げた信用リスクの縮減を図るための信用割当である。信用割当は、金融機関がローンを実行する際に、借入れを行う者の個人的属性、例えば、性別や職業から判断して、融資の可否や融資額を決定する融資選別の形態で現れる。ここで、特徴となるのは、この融資選別が、所得に対する融資の返済額の割合（返済負担率）の判定など借入能力の判断ではなく、融資希望者のうち特定の属性(多くの場合、返済能力と直接の因果関係のない属性)を有する者について、アプリオリに融資の対象から除外し、あるいは、融資額を制限する一種の選別行為となることである。この現象は、住宅取得の融資を受けたことのある者に対するアンケートなどで広く認められる。

2007年に国土交通省が実施した「平成18年度住宅市場動向調査」(分譲住宅）によれば、民間金融機関に住宅ローンを申し込んだ者のうち、12.0%が「融資減額でないと融資不可」、4.5%が「融資は一切不可」として希望融資額を断られたと答えている。希望する融資を受けられなかった理由として、融資を申し込んだ者にアンケートしたところ、図１－２のように、年収、返

済負担額など客観的返済能力によるものが多いが、一方で、勤続年数(28.2%)、年齢(15.4%)、勤務形態(12.8%)、勤務先の規模(9.0%)、業種(6.4%)といった個人の属性、社会的な立場によるものも多い。

図１－２　希望額の融資を断られた理由



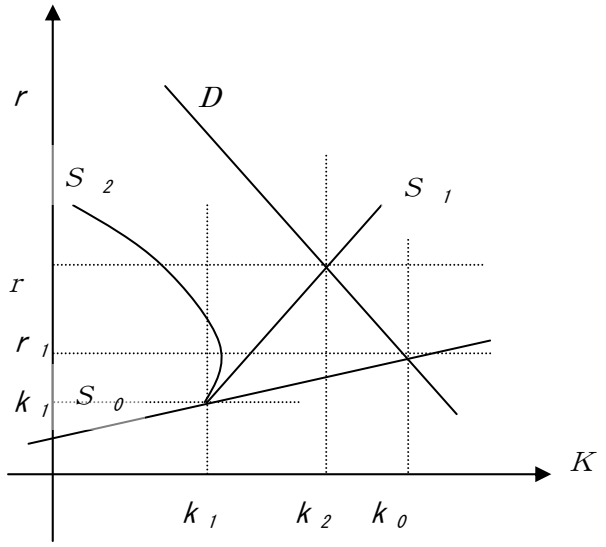
資料：国土交通省「平成 18 年度住宅市場動向調査」

こうした企業行動の背景としては、民間金融機関は、貸付け時点での返済負担率など客観的指標では返済能力を認識できるものの、失業などその後の状況の変化によるデフォルトのリスクについては十分な情報を有しておらず、予想外の損失を負うことをできる限り回避するため、利用者の属性から、あらかじめリスクを把握しやすいと考えられる集団（身分の安定した職業を有する者や勤続年数が長いサラリーマンなど）にのみ融資を行うとともに、イレギュラーなリスクを把握しにくいと考えられる集団（勤続年数の短いサラリーマンや自営業者など）を除外することで審査等に要する費用、予想外のデフォルトが生じた時の損失を回避しようとしていると考えられ、ミクロの行動としては極めて経済合理的な行動ということができる。同様のことは中

小企業(多くはベンチャー企業)に対する金融機関の融資姿勢にも類似性が見られ、金融機関は、仮に期待収益が見込めても、信用リスクが高いか、信用力の調査に時間と費用がかかる場合は、中小企業への融資を回避して、規模の経済の利益を享受しうる大企業への融資に傾斜しがちであると言われている。Stiglitz(2000)は、市場の失敗が生じうるケースとして、①不完全競争、②公共財、③外部性、④不完備市場、⑤不完全情報、⑥失業およびマクロ経済的攪乱を掲げ、中小企業に対する融資を躊躇する現象を例にあげて、信用リスクにより生ずる信用割当の現象は、不完備市場における「情報の非対称性」と「実施費用」の問題により説明が可能であるとしているが、住宅ローン市場における信用リスクについても同様の問題が生ずると考えられる[2]。

図１－３は、民間金融機関が特定の属性の者について融資を回避するメカニズムを模式的に示したものである。

図１－３　信用リスクに対応した住宅ローン市場の需給曲線



同図は、住宅ローンの市場における需要と供給を示したものであり、縦軸(r)を貸付金利、横軸(K)を融資量とした。需要曲線は、金利が低くなるほど資金需要が大きくなると考えられるので右肩下がりの線となるが、供給曲線は、資金供給の増大につれて貸倒れリスクの増大等も見込まれ、右肩上がりの線となる。供給曲線は、金融機関が選別なく貸し出す場合(S_0)と民間金融機関が特定の利用者のリスクを十分判断することが困難な場合(S_1)とで異なる。融資の期待収益Rは、貸付期間中の各年次の融資の予測成功確率(貸

し倒れない率)をp_i、貸付残高をK_i、担保物件の処分額と保証料相当額を$K_i*(1-p_i)*h_i$、貸付利息をr_i、調達利息をt_i、審査費用その他の費用をα_i*K_iとすれば、

$$
\begin{aligned}
R &= \sum K_i\left[p_i(r_i-t_i)-(1-p_i)(1+t_i-h_i)-\alpha_i\right] \\
&= \sum K_i\left[p_i(1-h_i+r_i)-(1-h_i+t_i+\alpha_i)\right]
\end{aligned}
$$

で示される。ここでRを＋にするためには、

$$
P_i > (1-h_i+t_i+\alpha_i)/(1-h_i+r_i)
$$

との条件を満たす必要があり、p_iが小さく、予測される貸し倒れの割合が大きくなれば、$t_i+\alpha_i$に比べてr_iを十分大きく設定する必要がある。

融資選別を行わない金融機関は、住宅ローン利用者のリスクを現時点の収入水準など客観的基準のみをもって判断して貸付けを行うことから、貸出しの融資量(K)に応じたリスクの確率($1-p$)を把握し、それに合わせた供給曲線(S_0)を描くことが可能であり、需要曲線と交わるk_0で融資量は均衡する。

特定の利用者のリスクを十分正しく予測することが困難な金融機関は、利用者の属性をもとに信用リスクを正しく判断できるk_1の部分の集団とイレギュラーなリスクの予測が困難な(k_0-k_1)部分の集団を認知し、それぞれの融資量の中で貸し倒れる額の割合（予測貸倒率）を設定した上で、これに基づいて融資量を判断することとなる。

この場合、前者、即ち、信用リスクを比較的把握しやすいk_1の部分の集団を相手に融資を実施している間は、資金量に応じたリスクを把握し、それに合わせた供給曲線(S_0)を描くこととなる。

しかし、融資量(K)が多くなり、イレギュラーなリスクが生ずる予測が困難な(k_0-k_1)の部分の集団を相手にせざるを得なくなると、予想外のリスクの発生による損害を回避しようとして、返済負担率などの客観的指標から算出される予測貸倒率よりも高い水準の予測貸倒率を設定して、それに基づく融資量を設定しようとする。このため、pの数値も低くなることから、収益をあげるためのrの数値が急速に大きくなる。この結果、供給曲線(S_1)はk_1を超えた地点から極端に上向きになり、需要曲線と均衡する融資量は、k_0

からk_2に縮減する。このことは、k_1部分の集団には満額の融資を行う一方で、(k_0-k_1)部分の集団に対しては(k_2-k_1)部分に絞り込んだ融資を行うことになる。これは前述のアンケートに見られるように、融資そのものを断るか、融資そのものを絞り込むという企業行動に符合する。ここで、均衡する金利(r_1からr_2へ)はやや高めになるが、企業行動として、k_1部分の集団には低い金利を適用することも考えられる。なぜならリスクの把握が比較的容易な集団についてはそれに見合った金利を求めてくることも考えられるからである。昨今の住宅ローンで一定の条件を満たす相手（給与振り込みをその金融機関に行う等信用力の把握が容易な相手）に限って特別の金利を適用する商品などはその一例とも言える。一方で、信用リスクの高いか、リスクの把握が難しい集団に対しては融資を絞り込むか、高い金利で貸し付けることになり、後者の事例が極端に表れているのがアメリカのサブプライムローンであるとも言える。

この問題がさらに深刻になるケースとしてS_2のケースがある。すなわち(k_0-k_1)部分の集団のイレギュラーなリスクに対応して金利を上げるとさらに返済の負担が大きくなり却って貸倒れのリスクが増大することとなる。一方で、リスクを比較的把握できるk_1部分の集団は、自らのリスクに対応した金利より高い金利が設定されることを嫌って資金の借入れを控えることも考えられる。かくして、借り手がリスクの予測が困難な者ばかりとなって（逆選択）、借り手のリスクは高まり、金融機関の期待収益(R)は金利を引き上げても望めない。こうした状況では、市場に満たされない需要である(k_0-k_1)の部分があったとしても金融機関は金利を引き上げて融資を行うことをしない。すなわち供給曲線(S_2)はrの高いところで右肩下がりとなり、需要曲線と交点を持たなくなることとなる。この場合は、供給曲線がS_1である場合よりも融資量はさらに絞りこまれることになり、k_1に属する集団のみ低い金利で融資を受けることとなる。住宅ローンの場合、貸付け対象の住宅を担保にとることで融資の回収が可能であれば問題はそれ程深刻にならない。もっとも日本の場合、担保不動産の処分だけでは融資の回収が十分でないことが多く、S_2のような供給曲線になる可能性も大きいと考えられる。このように融資量がk_0に比べ大きく減少することにより資源の最適配分が損なわ

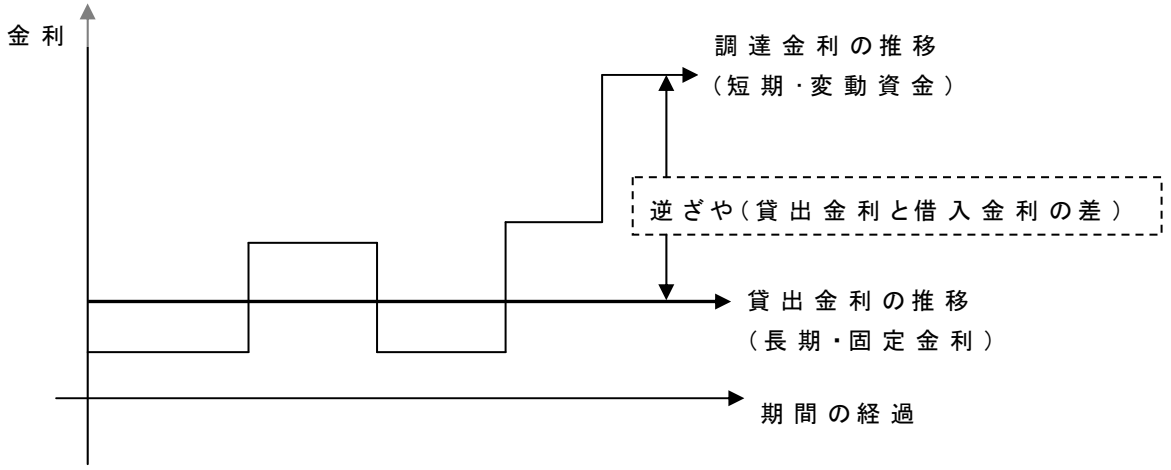
れるだけでなく、再分配上の問題が生ずることになる。

(3) 金利変動･期限前償還リスクと長期・固定ローンの供給回避

リスクを回避するもう一つの行動は、②金利変動リスクや③期限前償還リスクなどを負うことになる長期・固定ローンの供給を回避し、専ら短期間だけ固定した住宅ローン(短期・固定ローン)や調達金利に合わせて貸付金利を変動させる住宅ローン(変動ローン)を供給することである。

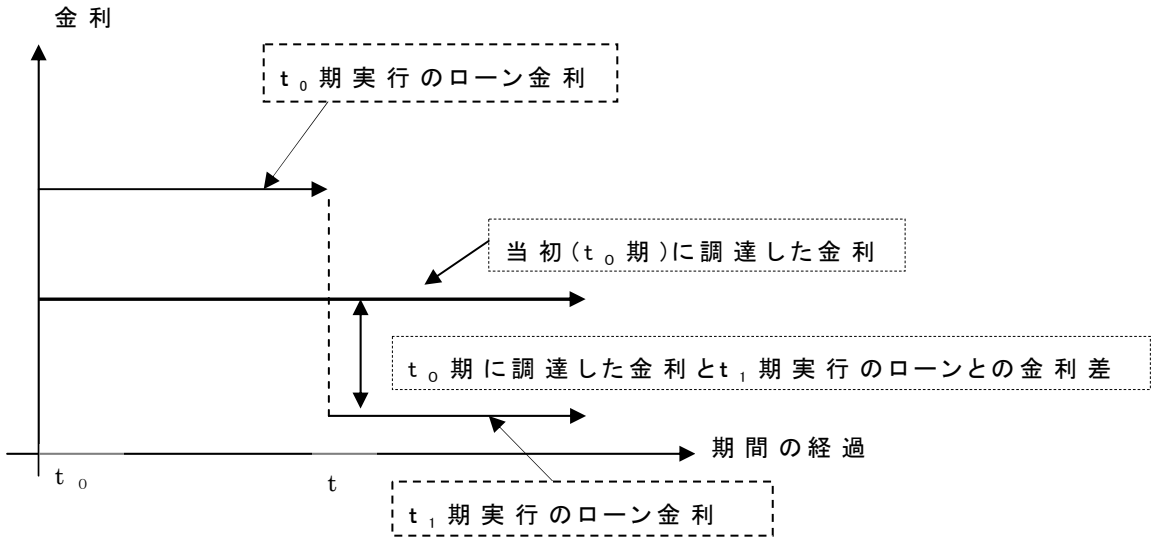
現在、長期・固定ローンを提供するために必要な長期・固定金利の資金調達は、預金などの短期の資金が調達の大部分を占めている民間金融機関では現状では直ちには困難であると言われている。こうした中で長期・固定ローンを供給しても、その後に金利が急上昇した場合には、調達金利と貸付金利との間に逆ざやが生ずることになる（金利変動リスク、図１－４参照)。

図１－４　金利変動リスクの概念図



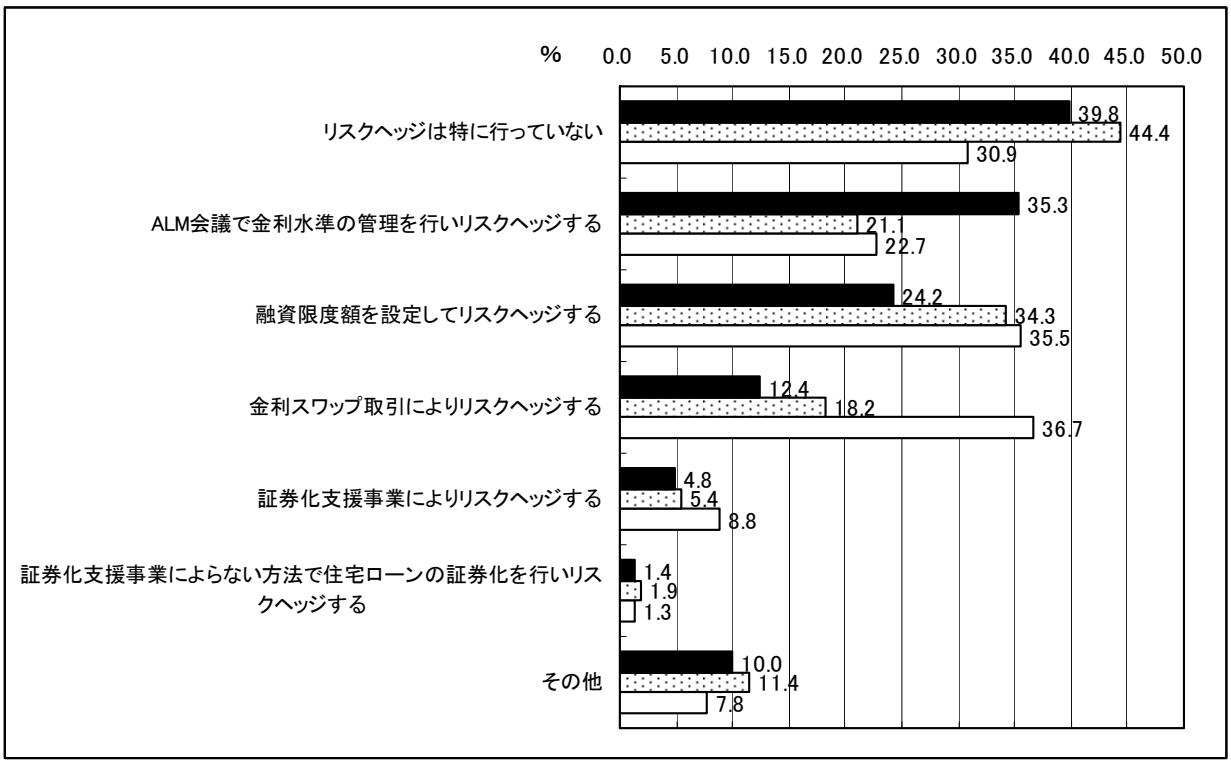
仮に長期の社債等を発行して、長期間に渡って金利が固定した資金を調達し、金利変動リスクを回避できたとしても、金利の下降局面では、住宅ローンの利用者は､借り換えにより､より低い金利での貸付けを受けようとして、期限前償還を行おうとすることから、当初貸付けを行った金融機関は、償還後に得られるはずだった高金利の利息を受け取ることができず、金利下降後の低利の運用を余儀なくされ、調達金利との逆ざやによる損失を被ることになる(期限前償還リスク、図１－５参照)。

図１－５　期限前償還リスクの概念図



民間金融機関が長期・固定ローンを供給しようとする場合、こうしたリスクを伴うことから、企業の合理的行動として、こうした大きなリスクを回避して、相対的にリスクの小さい短期・固定ローンや変動ローンを多く供給することになる[3]。これも長期にわたる大きなリスクを回避すると言う点では、民間金融機関の経済行動としては極めて経済合理的行動である。現実に民間金融機関で長期・固定の住宅ローンを自らのリスクで供給している事例は最近まであまりなかった。最近になってその供給量は増大しているが、その供給量全体についてリスクヘッジが証券化などによって行われているとは言えない状況にあると推察される。国土交通省が実施した「民間住宅ローンの実態に関する調査」において、固定期間 10 年超の住宅ローンのリスクヘッジ方法について民間金融機関にアンケート調査を行ったところ、リスクヘッジを行っていない、あるいは融資限度額を設定することによりリスクヘッジを行うと答えたものが多くの割合を占めており（図１－６）、長期固定ローンの大量供給に向けたリスク体制が民間のみでは十分整備できていない状況を裏付けている。アメリカでも、民間金融機関独自で自らのリスクだけで利用者の需要に対応できるだけの長期・固定の住宅ローンを大量に供給して訳ではない。

図１－６　固定期間 10 年超の住宅ローンのリスクヘッジ方法



資料：国土交通省「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」

一方では、長期・固定ローンの需要は依然として大きい。2006 年に住宅金融公庫が実施した「住宅ローンに関する顧客アンケート調査」によれば、住宅ローン利用予定者の 71.3％が全期間固定の住宅ローンを求めている。このことは、市場の一方当事者である需要者の住宅ローン利用者が長期・固定ローンを求めていることが多いのに対して、供給者である金融機関はリスク回避のためローンを供給できない状況が生じていることを示している。

こうした現象は、前述の Stiglitz(2000)の分類では、不完備市場における「革新」と「取引費用」に関わる問題であると考えられる[4]。すなわち、住宅ローンという市場での一方当事者である需要者(住宅ローン利用者)の需要に応えて長期・固定ローンを民間金融機関が供給するにはあまりに多くのリスクを伴う。これを解決するための手法としては、後述のように調達資金の市場において金利変動リスクや期限前償還リスクを投資家に転嫁できる証券を発行するしかないが、これは現在の日本の民間金融機関ではまだ開発されていない「新商品」であり、市場の信任が得られ新商品として軌道にのせるには

膨大なコストとリスクを伴う。こうした状況の下では、各金融機関はStiglitz(2000)が指摘するように「結果的には、『革新』に対しては過小投資」にならざるを得ない。

(4) 住宅ローンに係る公共政策の必要性

以上の住宅ローンのリスクを回避しようとする民間金融機関のミクロレベルでの合理的な経済行動の結果、マクロレベルでは、特定の階層の者への融資が実施されなかったり、消費者の本来の需要に対応した長期・固定ローンの供給が行われなくなるという結果を招くこととなる。この状況は市場メカニズムでは解決できず、「市場の失敗」に属する分野ではないかと考えられ、そこに必要な公共政策を講ずる必要性があると考えられる。

住宅という財自体に関しても、市場の失敗はいくつかの場合について生じ得るものであり、その中でも①耐震性・耐火性など住宅の基本的性能、②住宅の省エネルギー化や耐久性の確保、③住宅のバリアフリー化に関しては、「外部性」が生じうる。このため、住宅金融を手段として公的関与を行う可能性がある。

第1に掲げた耐震性や耐火性など住宅の基本的性能を備えることに関しては、自己責任で実現すべきという意見も考えられるが、住宅の耐震性・耐火性が不十分な場合、地震時には住宅の倒壊による避難路の遮断や火災の延焼などの外部不経済をもたらすこととなる。このため、単体としての住宅の質の確保も「外部性」の観点からは公的関与が求められる。

第2に掲げた省エネルギーに関しては、単に一家庭のエネルギー消費やそのための支出を削減するというだけであるなら、政府がわざわざ住宅の省エネルギー化に取り組む必要はないとも言えるが、限られた資源の有効利用や地球環境の保全という国民全体の効用に資するという意味で「外部性」が認められ、市場機能だけでは十分供給できるものではない。また、住宅を取得する者の多くが短期間のみ居住の機能が保たれる住宅を選好した場合、住宅は陳腐化するたびに除却、新築を伴うこととなり、限られた資源の有効な利用や地球環境の保全という観点からは外部不経済をもたらすこととなる。一方で、最初から高耐久で住宅を造れば、資源の有効活用や環境への良好な影

響という意味の「外部性」をもたらすこととなる。

第３に掲げたバリアフリーに関して、個別の住宅にバリアフリーを施す必要があるかどうか自体は、そこに居住する者が高齢者になった段階での必要に応じて判断すべき問題と割り切れれば、政府が関与してバリアフリー化を進める必要はないようにも思われる。しかし、高齢者の介護の問題を国民全体の問題として考え、介護保険を通じて要介護者に介護サービスを提供する立場からすれば、高齢者が住みやすく要介護者をいたずらに増やさないように、あるいは費用が割安な自宅介護が可能となるように住宅を整備することを誘導していくことは必要なことであり、市場機能だけで整備が進むものではない。住宅をリフォームすることで可能となる自宅介護の費用は、施設で行われる介護に比べ、費用が５分の１で済むという建設省建設政策研究センター(1993)の調査もあり、市場機能に任せてバリアフリーがない住宅ばかりになった場合却って高齢者への介護の費用が増大することが危惧される。バリアフリー化についても、効率的介護システムを確保するという意味では一種の「外部性」も認め得るので、公的関与は必要ではないかと考えられる。

３．住宅金融公庫が果たしてきた役割と問題点

(1) 住宅金融公庫の果たしてきた役割

２に掲げた住宅ローンに関連する「市場の失敗」に対応して、1950年に特殊法人として創設された住宅金融公庫の融資はどのように対応してきたか。住宅金融公庫の役割としては通常以下のものが掲げられてきた。

①融資選別がない融資であること

②長期間にわたって金利が固定していること

③一定の質を備えた住宅に融資することで､住宅の質の確保･誘導が図られること

④国からの補給金を受け入れ、高金利の局面では比較的低金利であること

①の融資選別なき融資に関しては、２(2)に掲げた信用割当に対応するものであり、住宅金融公庫は、貸付けを申し込む者に対して返済負担率等の客観的指標による審査は行うものの、それ以外の社会的属性によって融資選別は

行わず、広く国民の住宅取得に対する融資を行ってきた。

②の長期・固定の融資に関しては、2(3)に掲げた金利変動リスク等による短期・変動ローンへの傾斜に対応するものであり、基本的には、政府の財政融資資金を 23 年間金利固定の元金均等償還の条件で資金を受け入れ、最長 35 年の長期・固定の住宅融資を実施している。その融資の割合は、2001 年度以前は住宅ローン全体の概ね3割程度であった。そのシェアに変化はあるものの、概して好況時には民間のローンが多くなり、不況時には住宅金融公庫の割合が多くなる傾向にあった。①や②の機能に関し、米国においては、後述の政府ないし政府支援機関を通じた証券化による長期・固定ローンの提供が行われているほか、FHLB(Federal Housing Loan Bank)と呼ばれる直接融資機関があり、Fannie Mae(2007)のデータでは両者を併せた融資残高の割合は6割を超えている。公的機関による直接の融資や長期・固定ローンの提供が行われていたこと自体は決して日本独自の現象とは言えない。

③と④に関しては、2(4)で述べた住宅市場そのものの「市場の失敗」に対応して、住宅金融を手段として補完するものである。即ち、住宅の耐震性・耐火性、省エネルギー、バリアフリーといった住宅の性能の改善を実現するため、住宅の安全性に関わる基礎的な条件を備えないと住宅金融公庫の融資自体が受けられないこととしたり、高耐久性と省エネルギーあるいはバリアフリーといった機能を備えれば住宅金融公庫の融資において金利の面で優遇するといった措置を講じて住宅の質の確保・誘導を図っている。こうした融資が実施されている結果、住宅の質の確保・誘導は着実に進んできていると言われている。例えば、阪神・淡路大震災の際、16.3%の木造住宅が大破以上の損害を受けたが、住宅金融公庫の融資を受けた住宅では 6.4%に止まっている。また、住宅金融公庫の融資対象については、3分の2がバリアフリー性能や省エネルギー性能を備えていると言われている[5]。

(2) これまでの住宅金融政策に向けられた批判と解決すべき課題

以上のことから考えれば、従来の住宅金融公庫の融資は、「市場の失敗」に対応した役割を果たしてきたと言えそうであるが、それでは、住宅金融公庫の融資には全く問題はなかったのか、「政府の失敗」と言われることはなかっ

たのか。2001年以降に行われた住宅金融公庫改革の議論の中ではまさしくそうした観点からの検証が行われたところであり、その際に投げかけられた批判をもとに、その批判がどの程度と当を得たものであったのか検討をして見たい。住宅金融公庫の融資に向けられた批判は以下のようなものであった。
①住宅金融公庫融資は、民間金融機関のローンと競合しているのではないか
②住宅金融公庫に対して巨額の補給金を支出している

①の批判については、住宅金融公庫の原資として財政融資資金を使っているということがある。前述のように民間では調達が困難な23年間の固定金利の資金を背景に、住宅ローンの資金需要者にとっては、短期・固定ローンや変動ローンより魅力的な長期・固定ローンを提供することは民業の圧迫ではないかという批判である。言うまでもなく、住宅ローン市場においては、市場の失敗に属する分野以外の活動は、可能な限り民間に委ねられることは民間に委ねる必要があり、民間金融機関からも長期・固定のローンの貸し出しを可能とするスキームが求められる。

②の批判に関して、住宅金融公庫の融資は、確かに、従来、金利水準が高い局面では、政府からの補給金を受け入れ、比較的低利の貸付けを行ってきた。この補給金に必要な政府からの財政支出は年間約4,000億円に上っていた。この点について、最終的に個人の資産になる住宅の取得に対する事実上の補助金になるとして、経済学の観点からは批判が大きかった。(ただし、補給金が必要になるほどの低利な貸付けが行われているのは、前述のように、高耐久性に加えて省エネルギーやバリアフリーの性能を備えた住宅などに限定されており、その政策が効果的に実施されている限りは、一定の住宅金融の側面での政府の関与も説明可能ではないかと考える。) もっとも、90年代の終わりからの金利水準を前提とする限り、住宅金融公庫への補給金は必ずしも必要ではなかった。その時期に補給金が必要となっていたのは、金利低下局面で期限前償還が増えていたことにある。即ち、住宅金融公庫は財政融資資金から23年元金均等償還の条件で長期・固定の金利での資金を調達し、利用者に長期・固定の住宅ローンを実行している。当初の条件に従って返済が進んでいる限りは資産(Asset)と負債(Loan)のバランスが崩れることはない。ところが金利下降局面では、住宅ローン利用者が想定以上に償還期限以

前に返済を行うこととなる。ところがその返済資金を住宅金融公庫は、制度上財政融資資金の会計に返済することはできない。すると、住宅金融公庫は、その金利下降以前の高い金利で調達した資金を再度住宅ローンの資金として低い再運用せざるを得ず、金利の逆ざやが生ずることとなる。その時期の住宅金融公庫の補給金の多くはこうした ALM（Asset Liability Management）のアンバランスに起因するものである。こうした期限前償還リスクを政府が負担するやり方が適切なものかどうか、市場に負担させるやり方がないかどうかが課題となった。その回答の一つが 2001 年から発行されるようになった住宅金融公庫の資産担保証券(MBS)である。資産担保証券は、住宅金融公庫の住宅ローン債権を担保とし、当該債権の元利払いをそのまま投資家に支払うパススルー債(pass-through)であり、金利変動リスクや期限前償還のリスクは投資家に転嫁することが可能となる。政府がこうした巨額のリスクを負うことを回避するためには、こうした資産担保証券の発行を中心に据えた制度の見直しが求められることとなった。

以上のような住宅金融公庫に対する批判は、結局市場では十分確保できない長期・固定の住宅ローンという分野（市場の限界）が認められるにしても、その分野を政府の全面的なリスクで実行することはできず（政府の限界）、ある程度市場でもリスクを負担するような新しい住宅金融システムが求められていることを示している。

４．新しいシステムの導入－フラット 35

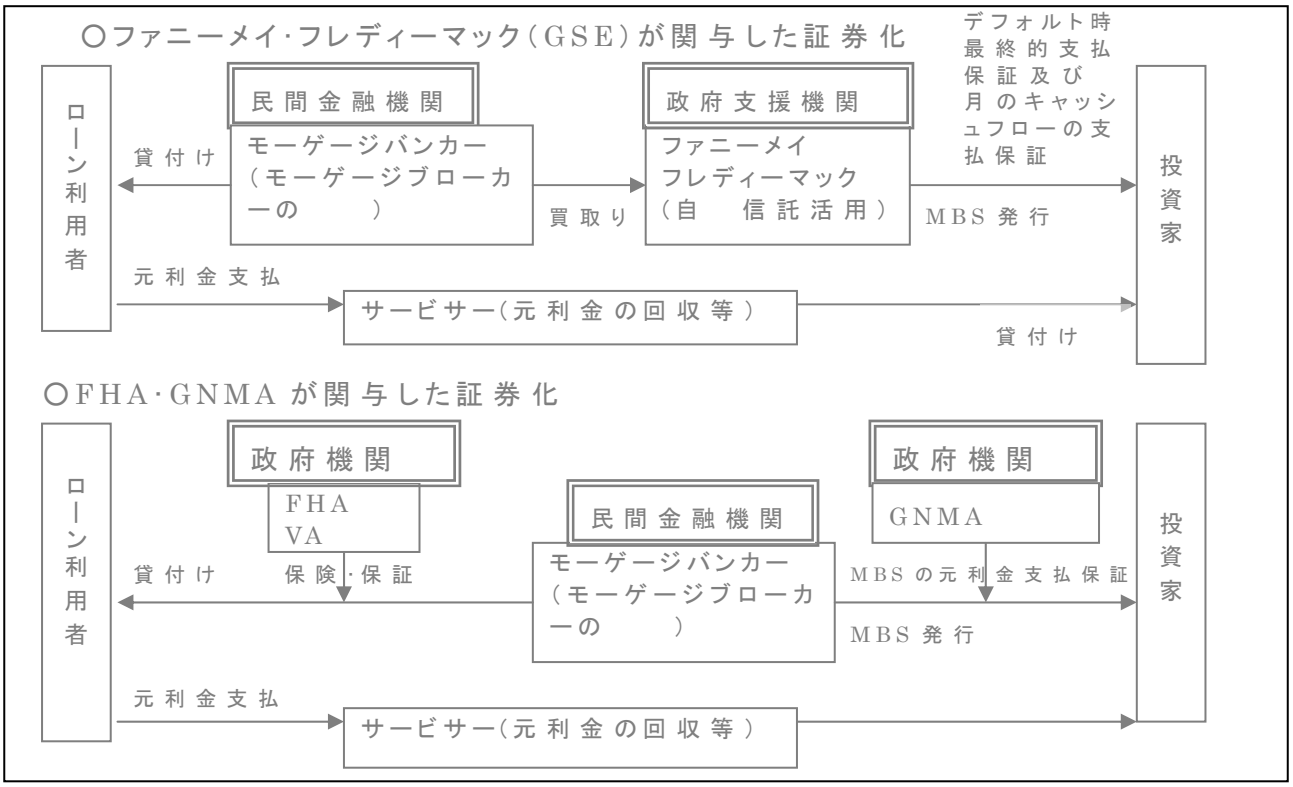
(1) 制度の仕組と機能

2003 年 10 月に新たに導入された、住宅金融公庫（2007 年 4 月からは住宅金融支援機構）が実施するフラット 35（証券化支援制度）は、これまで述べてきた「市場の限界」と「政府の限界」を補完する新しいツールである。長期・固定ローンは、民間金融機関だけでは供給できず、また金利変動リスクや期限前償還リスクといったリスクをを全て政府で担うことも困難である。また、信用リスクから生ずる信用割当の影響を考慮する必要がある。

フラット 35 はこうした課題を解決する手法であり、アメリカにおいて発

達した住宅ローン証券化スキームをモデルにしたものである（図１－７）。アメリカの住宅ローンの証券化は、長期・固定ローン（最長 30 年の固定ローン）の供給を可能とする仕組みであり、①ファニーメイ、フレディマックと呼ばれる政府支援機関(Government Sponsored Enterprise/Entity:GSE)が行う民間金融機関が行った長期・固定ローンの債権の買取りを行い、自己信託を活用して、これを裏付けとする資産担保証券(Mortgage-Backed Security: MBS)を発行する仕組み(買取型)と②ＦＨＡ(連邦住宅局)やＶＡ(退役軍人庁)といった政府機関が保証する民間企業による長期・固定ローンの債権を裏付けにして民間企業が発行した資産担保証券について GNMA と呼ばれる政府機関が証券の元利金の支払いを保証する仕組み(保証型)がある。

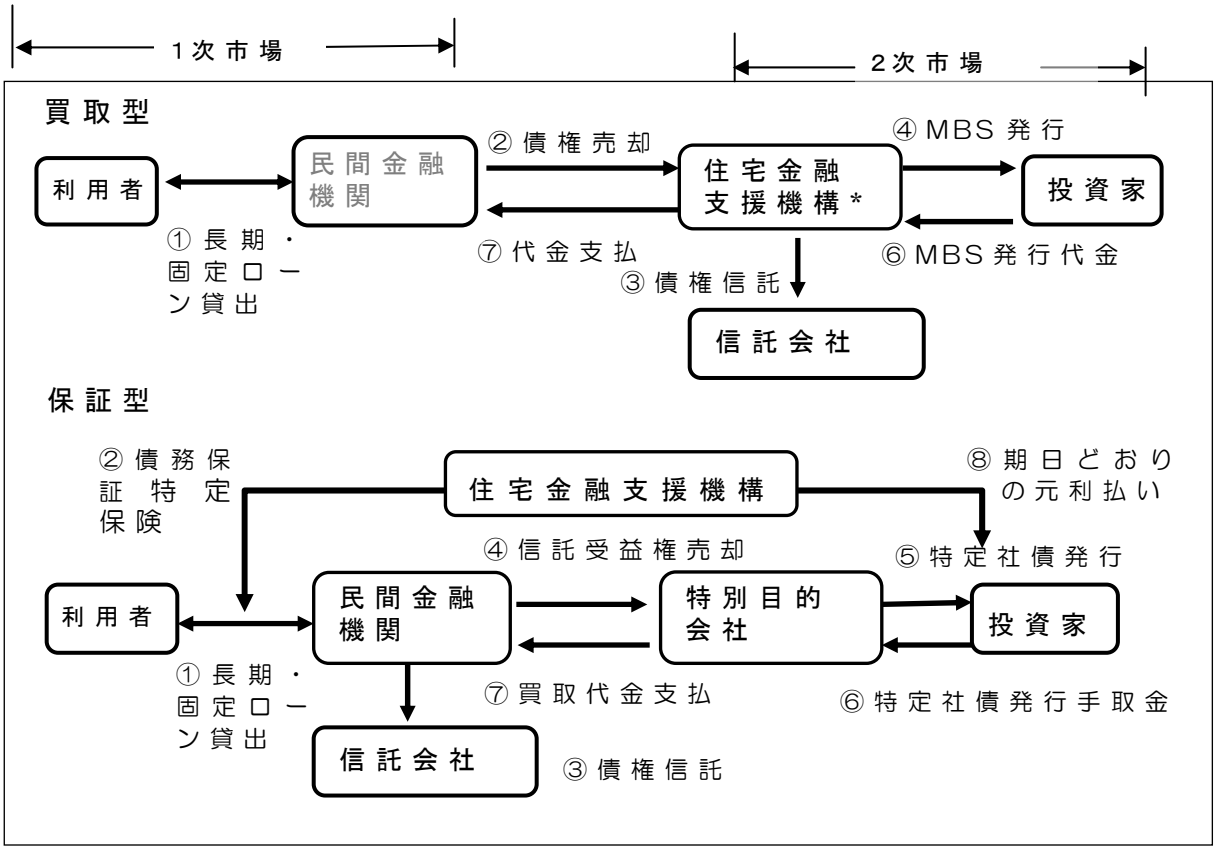
図１－７　アメリカの証券化の仕組み



日本において導入されたフラット 35 も、複数の政府関係の組織を介在させず、住宅金融公庫が２つの制度を一貫して実施することや当初は自己信託制度を活用することができなかったことなど制度の詳細は異なるが、制度の基本的機能は同様である（図１－８）。この制度は買取型と保証型という２つ

のカテゴリーがあり、制度の外形は異なるが、果たしている機能は同様で、以下の過程を通じて、民間金融機関による長期・固定の住宅ローンが利用者の属性に関わりなく広く国民に供給されることが見込まれる。

図１―８　フラット35（証券化支援制度）における買取型と保証型



*2007年3月以前は住宅金融公庫で実施

第１に、発行される証券は、長期・固定の住宅ローンの元利払いがそのまま証券の持ち主に支払われるパススルー債券であるため、金利変動リスクや期限前償還リスクは証券を買った投資家に転嫁される。これにより、長期・固定の資金の調達は民間金融機関の負担ではなく、また政府の負担でもなく、投資家の分散されたリスクの下に実現される。

第２に、このスキームの中では、住宅ローンの貸し手は、民間金融機関によって提供されることになる。このため、民間金融機関は、自由に貸付金利を設定し、相互に競争することができる。また、買取型の場合、住宅金融支援機構による買取後はローン債権は機構に帰属するが、債権の管理や回収は、

民間金融機関が機構から委託を受けてサービサーとして行い、その業務に対する報酬（サービシングフィー）は貸付金利の中から支弁される。住宅金融公庫の融資においてもこうした債権の管理や回収にかかる業務は民間金融機関が委託を受けて実施しており、その報酬額は住宅金融公庫が定める一定の基準で支払われていたが、証券化支援制度の下では、民間金融機関がこうしたサービシングフィーを自ら決め、貸出金利に上乗せした上で、住宅ローン債権を住宅金融公庫に売り渡している。保証型の場合も基本的な構造は同様であるが、住宅ローン債権は民間金融機関が保持し続け、証券化自体も民間金融機関がSPC等の手法を用いて行うこととなるので、この部分について民間の裁量が広がることとなる。アメリカでは、住宅ローンの証券化を前提に、預金機能を持たず住宅ローンを行うモーゲージバンカーや住宅ローン利用者と住宅ローンを行うモーゲージバンカー等との仲介を行うモーゲージブローカーが大きな役割を果たしている。日本の証券化支援制度においても、こうした位置付けの金融機関が積極的に住宅ローン市場に参加して、魅力的な住宅ローンを供給し、そのローン債権について住宅金融支援機構が買取り等が行えるように措置されている[6]。

第３に、民間金融機関の分野がメインになるこのスキームの下でも一定の公的な関与は残らざるを得ない。まず、このスキームの下では信用リスクは住宅金融支援機構が負い、そのための費用相当分は貸出金利に上乗せされる。この結果、貸し手である民間金融機関が信用割当をする理由はなくなることになる。また、MBSの元利払いについての保証機能は、機構が果たすこととなる。長期・固定ローンを裏付け資産としたMBSの発行に対する市場の信任は、金融情勢の急速な変化の下でも公的な機関がMBSにより表象された元利払いをMBSを保有する投資家に確実に支払われるように保証するという公的な信用力が前提となっているからであり、こうしたものがなければ、投資家は安心して証券を買えないからである。

アメリカにおいても、長期・固定の住宅ローン証券化の主体は、民間金融機関ではなく、ファニーメイやフレディマックといった政府支援機関(GSE)が資産担保証券の発行を行い、信用リスクや証券の元利払いの保証はこれらの機関が担っている。政府支援機関は、表面上は民間機関であるかのような

体裁とはなっているが、連邦法上、民間企業に適用される倒産法の適用がなく、役員も大統領の任命によるなど日本における特殊法人や独立行政法人に極めて類似した構造となっている。また、その政府支援機関が発行する証券に対しては政府の暗黙の保証が付けられており、政府支援機関に対しては連邦政府の緊急融資枠が付されている。こうした公的信用力を背景に MBS が大量に発行され、長期・固定ローンの供給を可能にしているものである。

(2) フラット 35 によるローン金利

以上の点を総合すると、このスキームによって提供される住宅ローンの金利は次の式によって決定される。

貸付金利＝（MBS の利率）＋（住宅金融支援機構が事務運営するための費用相当分）＋（民間金融機関のサービシングフィー）

ここで「住宅金融支援機構が事務運営するための費用相当分」には信用リスクを補完するための費用相当分や証券発行の費用が含まれている。住宅金融機構が発行する MBS の利率は 2007 年 9 月発行分で 2.12％であり、例えば、住宅金融支援機構の事務運営するための費用と民間金融機関のサービシングフィーが合計で 1.2％相当とすれば、貸付金利は 3.32％となる。ここで競争によるサービシングフィーの縮減などでこの幅を 0.6％縮減すれば、貸付金利は 2.72％で融資が可能となり、ローン利用者により良いサービス提供が可能となる。(ちなみに、2007 年 10 月現在の住宅金融支援機構の証券化支援制度による住宅ローンの金利は、全期間固定で 2.950％～3.500％（返済期間 25 年以上)、民間住宅ローンの金利は、いくつかの都市銀行の場合、キャンペーンによる優遇金利を適用している場合を除けば 3 年固定型で 3.20～3.25％、10 年固定型で 3.6～3.75％となっている。)

(3) フラット 35 に公的機関が関与する必要性

このフラット 35 と同様のスキームを民間企業だけで実行して民間金融機関が長期・固定ローンを実行することは可能であるか。前述のように民間金融機関が長期・固定ローンを供給する場合、金利変動リスク等に直面し、そのリスクに対する備えは、図 1 － 5 に示すとおり現状では十分とは言えない。

金利変動リスク等を回避できる資金調達を行うためには、資産担保証券を定期的、大量かつ安定的に発行して、投資家の信頼を得ることが必要不可欠である。また、そうすることで、その証券や二次商品の流通市場が発達し、さらなる資金調達が可能となり、長期・固定ローンの安定供給が可能となる。異なる銘柄のものを異なる時期に散発的に発行した場合には、その証券の流動性を確保できず、資金調達の流れも不完全なものにならざるを得ない。この点、住宅金融支援機構（2007 年 3 月までは住宅金融公庫）は、AAA の格付けの同種類の資産担保証券（MBS）を定期的に発行し、2007 年 3 月までの累計は約 5 兆 8000 億円になっており、証券化支援制度で供給される長期・固定ローンの金利変動リスク等をカバーできる水準となっている。民間金融機関が発行する MBS も発行量が多くなりつつあるが、それぞれの機関が発行する内容、時期は様々で、長期・固定ローンのリスク全般をカバー出来る水準には、将来的にはともかく、現状では達しているとは言えない。図 1－6 に示したとおり、民間金融機関の多くは長期・固定ローンを供給することに伴う金利変動リスクに対する準備を十分行っていないと回答している。したがって、民間が長期・固定ローン供給に伴うリスクをヘッジ出来る体制が整うまでの間、証券化支援制度という手法で公的機関である住宅金融支援機構が民間金融機関が行う長期・固定ローンの供給に一部関与することは、現在のところ合理的な措置であると考えられる。

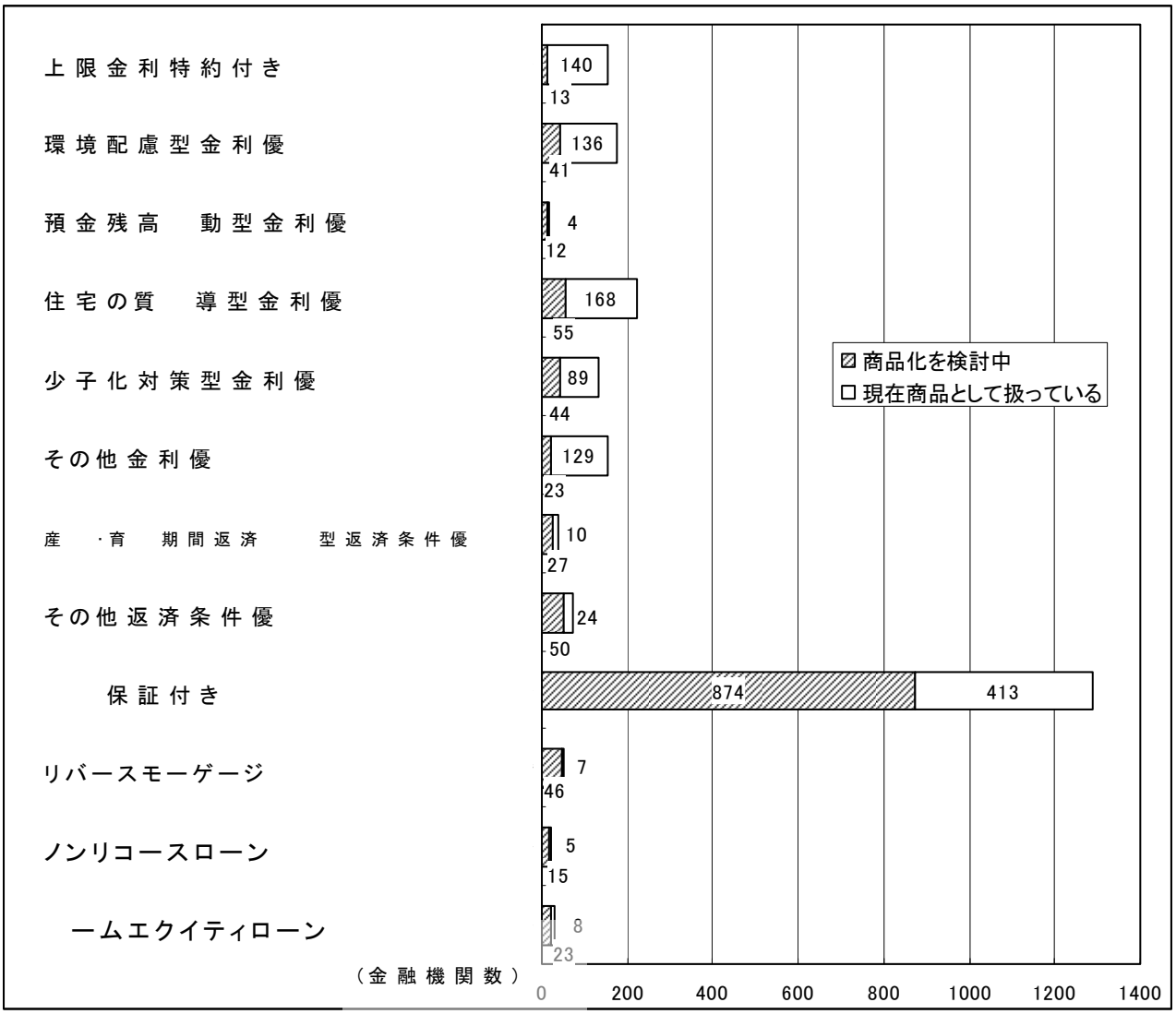
日本のフラット 35 の仕組みは、2003 年の住宅金融公庫法の改正によって法的に措置され、同年 10 月から実施され、これまでに述べたように、2007 年 4 月に住宅金融支援機構に移行している。こうした証券化支援制度の導入などの住宅金融公庫の改革は、これまで述べたように、これまでの市場の役割、政府の限界を踏まえ、政府の役割を信用力の付与といった公的分野でしかできない部分に限定し、利用者への直接の貸付けの分野や証券化の分野を市場経済に開放するものであると評価できる。

５．フラット 35 導入後の日本の住宅ローン市場の将来とその課題

日本の住宅ローンと証券化市場は急速に発展しつつある。住宅ローン市場に関しては、低金利の流れの中で、民間金融機関から一定期間金利優遇する

もの、疾病時の保証を行うものなど多様な商品が供給されている(図１－９)。

図１－９　民間金融機関が供給している住宅ローンの商品の種類と機関数



また、住宅ローン債権を担保とする証券化市場については、2000 年には3000億円に過ぎなかった住宅金融公庫のMBSの発行量は 2006年度末には約5.8兆円となり、民間が独自に証券化しているものと合わせれば 10兆円を超す規模にも及ぶ[7]。

このことは、資金調達の金利が市場で決定されることを意味し、住宅ローンの貸し付け条件がその時々の金融情勢や経済情勢に直接の影響を受けることを意味する。従来であれば、住宅金融公庫の貸し付けは、補給金を受け入れ、市場金利にある程度影響されつつも、金利上昇時には極端に負担が重く

ならないように配慮され、他に多くの選択肢もないローン利用者もそれを自然に受け入れてきた。しかし、市場の変革後は住宅ローンの利用者は、変化しうる金利の中で将来の負担が安定する長期・固定ローンを選択するか、金利低下局面では当初の金利負担が比較的低いことが多いものの、金利上昇時には負担が急増する可能性のある短期・変動ローンを選ぶかの見極めを求められている。金融の知識や情報が乏しいことの多い個人の利用者にとってこれは極めてシビアな判断であり、今後はその判断が住宅市場への多大な影響となることは十分想定できるところであり、金融市場の情勢の変化が、住宅ローン市場、住宅市場さらにはマクロ経済全体への影響となって波及していく可能性については十分な注意と必要な対策が求められる。アメリカのサブプライムローンの問題が、住宅ローンについての知識が乏しい利用者に貸し出され、アモチゼーションによる負担の急増に耐えきれず延滞や破たんが発生し、証券化を通じて世界経済全体に波及していったサイクルは、日本の住宅ローン市場にそのまま適用できないものの、重要な示唆を含むものである。証券化は効率的な住宅ローン制度を実施する便利なツールであるとともに、無制限に行えば市場の大きな混乱を呼ぶ恐れがあり、それだけに住宅ローンの証券化の一定の部分については責任のある機関が公的管理の下に実施する必要があるということがアメリカの教訓ではないだろうか。

住宅ローン市場の変革の中でもう一つの課題となりうるのは、当初の住宅ローンの選択ばかりでなく、その後の借り換え、期限前返済といった返済行動、さらには延滞、競売に至るすべての過程で金利情勢の影響を受ける可能性が出てくるということである。現実にアメリカの住宅ローンでは金利が高いときは長期・固定ローンを選択し、低くなる時点で短期・変動ローンに借り換え、また金利が上昇すれば長期・固定ローンに借り換えるというサイクルが成り立っている。日本の場合、住宅金融支援機構が買い取り、保証する住宅ローンには借り換えの長期・固定ローンが認められておらず、金利が低下した局面で住宅金融公庫借り入れ者から民間住宅ローンへの借り換えが見られるに止まっている。しかし、今後、金融情勢の変化につれて、借り換え等の動きによって住宅ローンの借り入れパターンが大きく変わり、MBSの価格や住宅ローンの資金調達環境も大きく変わっていくことが予想される。

以上の課題を踏まえ、次章では住宅ローンと証券化のリスクが顕在化した事例としてアメリカのサブプライムローンの問題を取り上げ、第3章以下では、改革が行われた日本の住宅ローン市場での住宅ローンの選択やその後の選択行動がどのような要因によって行われているかか、またその選択の結果が住宅市場にどのような影響を及ぼしているか、現実の住宅ローン利用者に対する実態調査を元に実証分析のデータを分析する。

注

[1] 住宅金融公庫が担ってきた役割としては、持家の取得のための融資だけではなく、災害復興住宅への融資やファミリー向けの賃貸住宅の建設、市街地再開発等への融資など多くの役割を果たしており、これらの融資は2007年4月発足の住宅金融支援機構に引き継がれている。

[2] Stiglitz(2000)では、中小企業向けの融資で生ずる情報の非対称性と信用割当の問題としてこの問題を取り上げている。

[3] 民間金融機関が証券化支援制度を使わないで長期･固定ローンを供給する事例は存在するが、民間住宅ローンの中での割合は小さい。国土交通省が実施した「平成18年度民間住宅ローンの実態に関する調査」によれば、金利固定期間10年以上の長期・固定ローンの割合は、民間ローン全体の中で2割未満であり、従来の住宅金融公庫が担ってきた長期・固定ローンを供給する機能を直ちに民間金融機関単独のみの対応で全面的に代替することは困難であるとの指摘が見受けられる。

[4] Stiglitz(2000)では不完備市場の影響を改善する政府の取組の一例として後述のファニーメイを掲げている。

[5] 住宅の質を改善するのであれば、直接規制で対応すべきではないかという批判も考えられるが、直接規制は、その遵守を実現するために膨大なコストがかかる上に、昨今の耐震偽装問題にも見られるように、施工する側に多くの情報がある下では規制を受ける側がこれを遵守しようとする意識がない限り、規制の効果が十分あがらないなどの問題もあり、規制のみに依存することは限界がある。むしろ、住宅を建てる側に住宅の質を確保することを促すインセンティブを与える手法と併用することが、より効果的であると考えられる。

[6] 国土交通政策研究所(2003)は日本におけるモーゲージバンカー、モーゲージブローカーのビジネスモデル構築に向けた条件整備を提言している。

[7] 住宅金融支援機構(2007年3月までは住宅金融公庫)が発行するMBS以外にも、民間が発行するMBSの実績は、日本銀行の「証券化市場の動向調査」によれば2004年5月から2007年3月までに証券化され、オリジネーターと発行額が明らか

にされているものだけで約 6.5 兆円に達している。

第２章　アメリカのサブプライムローンの課題

＜第２章の要旨＞

日本よりはるかに早く証券化に着手し、はるかに大きな MBS 市場を築いてきたアメリカにおいては、最近サブプライムローンの貸し倒れとそのローンを証券化した商品の価格の下落によって世界経済を揺るがすほどの影響を与えている。

サブプライムローン問題の要因としては、住宅ローン市場の側の事情として、貸付けを行った対象の者の返済能力が十分でなく信用リスクが予測を超えた拡大が生じたこと、借入金の担保に占める割合が過大であったこと、担保となる住宅価格の停滞という事情が考えられ、貸し倒れの増大と回収への懸念につながっている。

また、証券化の過程においても担保となる住宅ローン債権のプールをいくつもの信用力の異なるプールにトランシェ分けされることから、信用力の低い債権プールから組成された証券については事後的なリスク予測の変化がより一層損失を拡大することとなった。

日本の住宅ローン市場にはサブプライムローンと同視できる状況は現在のところないものの、短期・変動ローンの金利の上昇が信用リスクを拡大する側面もあり、信用リスクの注意深いマネジメントが必要である。

１．サブプライムローンの問題が生じた背景

(1) サブプライムローンの意義と増加した理由

最近、アメリカではサブプライムローンの信用リスクの増加によるアメリカ経済、世界経済への悪影響が強く懸念されている。住宅ローンには、前述のるように信用リスク、金利リスク、期限前償還リスク、流動性リスクがあり、それらのリスクをいかにコントロールするかが、住宅ローンを実行する金融機関にとって重要になる。サブプライムローンはその信用リスクが当初のローン実行時の予測を超えたものになったこと、また、住宅ローンの貸付額が取得する住宅価格に占める割合(LTV: Loan To Value)が高いことなど、信用リスクが発生した際にそれを補てんすべきる仕組みが十分でなかったところに問題があると言われている。

サブプライムローンの問題に限らず､アメリカの住宅ローン市場では 1980 年代の民間の貯蓄金融機関の破たんや政府機関であるGNMAの損失と公的資金投入を経験しており、過去の多くの失敗を基盤に現在の政府機関であるFHA、GNMAや政府支援機関(GSE)であるファニーメイ、フレディーマックによる証券化を通じた住宅ローン制度や同じくGSEであるFHLBによる直接融資が行われている。それにもかかわらず、なお信用リスクによる損失が生じているのは何故か、日本の住宅ローン市場にとって教訓とすることがないか、これが本章の問題意識である[1]。

2007 年にアメリカで顕在化したサブプライムローンの返済困難に端を発するアメリカのモーゲージ･バンカーの経営破綻とその波及効果ともいえる世界の株価の暴落は、住宅ローン市場の抱えるリスクのマネジメントの難しさを物語っていると言える。サブプライムローンは低所得者向けのアメリカの住宅ローンである。サブプライムローン（Subprime）については、2001 年１月 31 日に、米国財務省通貨監督局(Office of the Comptroller of the Currency)､連邦準備制度理事会(Board of Governors of the Federal Reserve System)、連邦預金保険公社(Federal Deposit Insurance Corporation)、財務省貯蓄金融機関監督局（Office of Thrift Supervision）が発出したサブプライムローンに関する通達の中で明らかにされているように、アメリカ過去

に延滞や破産等の履歴等があり、信用力に問題のある債務者に対する住宅ローンのことを指す。具体例として、同通達では、

○過去 12 ヶ月以内に 30 日延滞を 2 回以上もしくは過去 24 ヶ月以内に 60 日延滞を 1 回以上

○過去 24 ヶ月以内に抵当権実行、債務免除

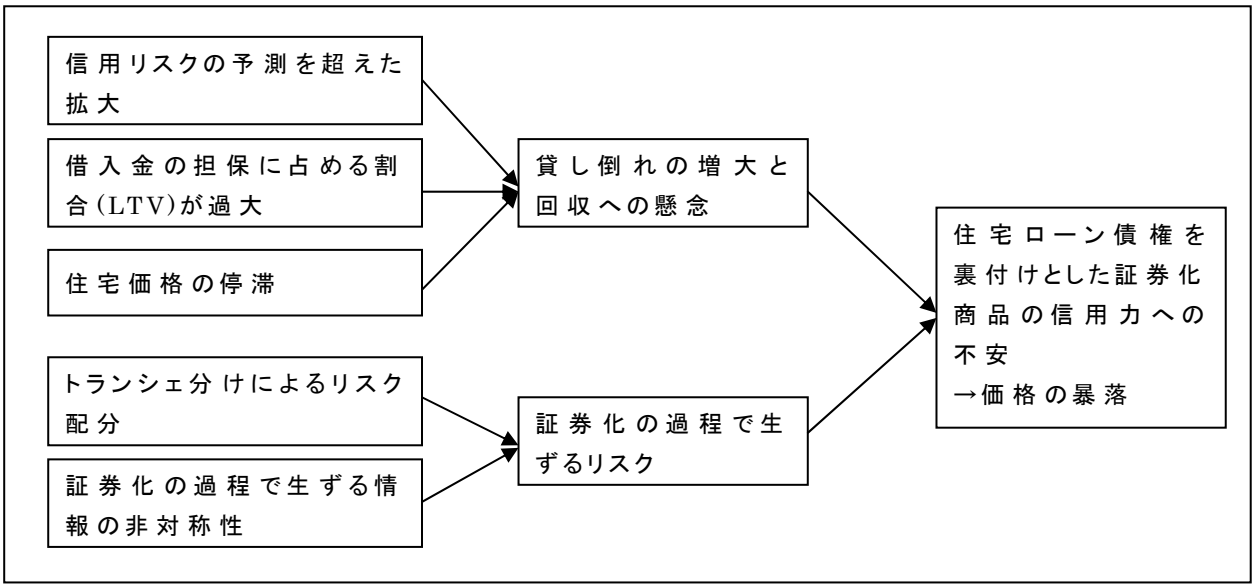
○過去 5 年以内に破産

○FICO スコア 660 点以下（Fair Isaac 社の開発したスコア：300～850 点。660 点は下位 30%前後に相当）

○返済負担率 50%以上

等を例示している。

図２－１　アメリカのサブプライムローン問題（第２章のアウトライン）

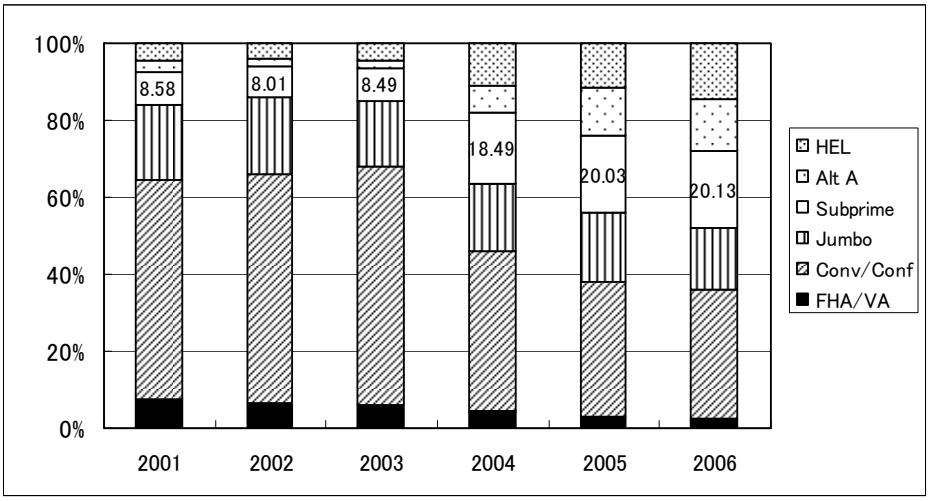


こうしたローンがアメリカにおいて増加した背景としては、過去のローンに対する支払い履歴、頭金（通常は住宅価格の 2 割）が不足している者などジニーメイ、ファニーメイ、フレディマックなど政府関連機関（GSE）が関与する長期･固定ローンや頭金､返済能力を厳格に審査する通常の住宅ローン(prime loan)によって貸し付けを受けられない者が借り入れを求めたこと、またこうした住宅ローン需要者を対象にモーゲージバンカーと呼ばれる住宅ローン専門のローン業者が当初は比較的低利な金利ながら途中で金利負担が

急上昇するローンを供給したことによると考えられる[2]。

このローンは 90 年代から供給が見られるようになり、2001 年には新規の住宅ローンの 8.3%から 2006 年には 20%まで増加している（図２－２）。アメリカのモーゲージバンカーの全国組織である MBA（Mortgage Banker's Assotiation:全米モーゲージ協議会）の調査によれば、残高ベースで全体の約 15%を占めており、アメリカ全体の住宅ローン残高はリファイナンス（借り換え）も含めて約 10 兆ドルあり、サブプライムローンは約 1.5 兆ドルの残高を有することになる。

図２－２　アメリカの新規住宅ローンの種別ごとの割合



資料：Inside Mortgage Finance Publication

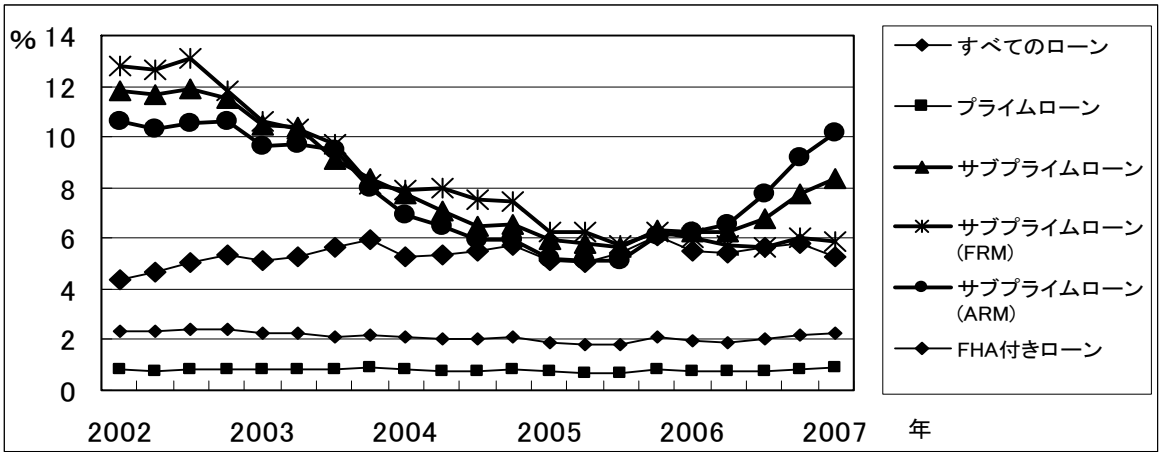
注：FHA/VA は政府機関保証付きのローン　Conv/Conf は買取対象ローン　Jumbo はリスクは小さいが民間金融機関　のローン　Subprime はサブプライムローン　Alt A はプライムローンよりはリスクが高くサブプライムローンよりはリスクが低いローン　HEL は住宅を担保としたローン

(2) サブプライムローンの信用リスクが増大した理由

最近サブプライムローンに発生している問題は、サブプライムローンの延滞(Delinquency)や返済不能(Foreclose)が大幅に増加していることにある。MBA の調査によれば、2005 年第２四半期には 90 日支払いを延滞したサブプライムローンの割合が 5.8%なのに対し、2007 年第１四半期には 8.3%になっている（図２－３）。これは、例えばファニーメイが保有する通常の住宅ローンの延滞率が 0.53%であることに比べても異常な高率である(日本の住宅

金融支援機構発足以前の住宅金融公庫のリスク管理債権の割合は 06 年度の決算時点では 2.52%である。その中には政府の政策による融資の負担軽減措置によるものも含まれている。)

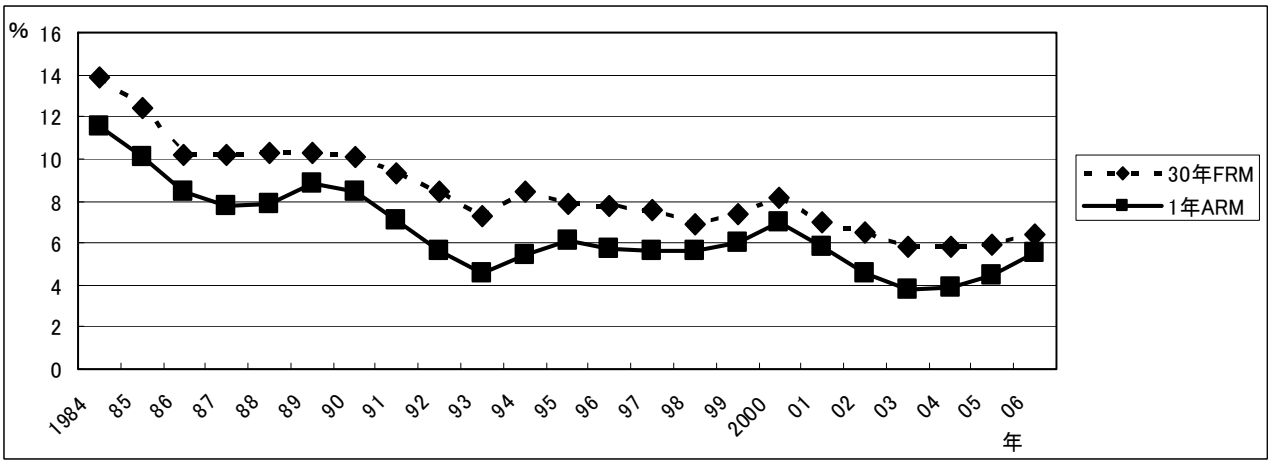
図２－３ 90 日以上延滞しているアメリカの住宅ローンの割合の推移



資料：National Delinquency Survey

住宅ローンの延滞等には通常金利負担が大きく作用するはずであるが、アメリカの住宅ローン金利は日本の金利水準に比べ割高ではあるが、急速に上昇しているわけではない（図２－４）。

図２－４ アメリカにおける住宅ローン金利の推移



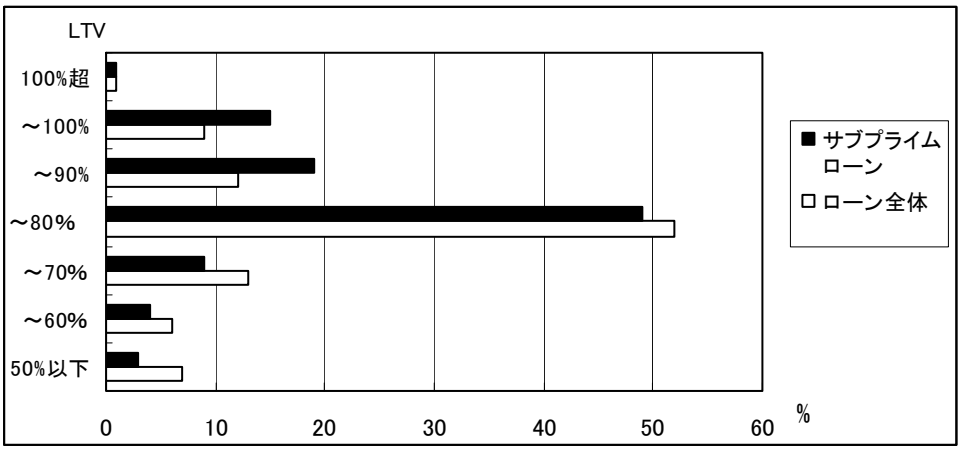
資料：ＨＵＤ

また、サブプライムローンと言っても、金利が固定されたローン(FRM)もあれば、金利が変動していくローン(ARM)もあるが、住宅ローン全体の中でのARMのシェアが 25%(2005 年)であるのに対して、サブプライムローンの中では 59%(2005 年)に上っており、金利の変動が経済情勢によって上下する構造となっている。さらに、アモチゼーション(Amortization)といって、一定期間のみ金利の優遇を受けられる制度もあり、当初の負担が低いものの、事後的には負担が急増する仕組みであるにもかかわらず、そうした商品の内容について十分説明を受けないまま、こうしたローンを利用し、延滞に至ったケースも多いという[3]。

もっとも、延滞等の率の推移自体は図２－３が示すように、過去にも 10%を超えるリスク管理債権が生じた事例もあり、近年の率はまだ 10%に達していない。しかし、リスク管理債権が多くなっても、ローン利用者の債務の支払いが困難になり破綻した時、すなわち信用リスクが発生した際に、十分な担保や引当てがあれば、貸し手は損害を被ることはない。

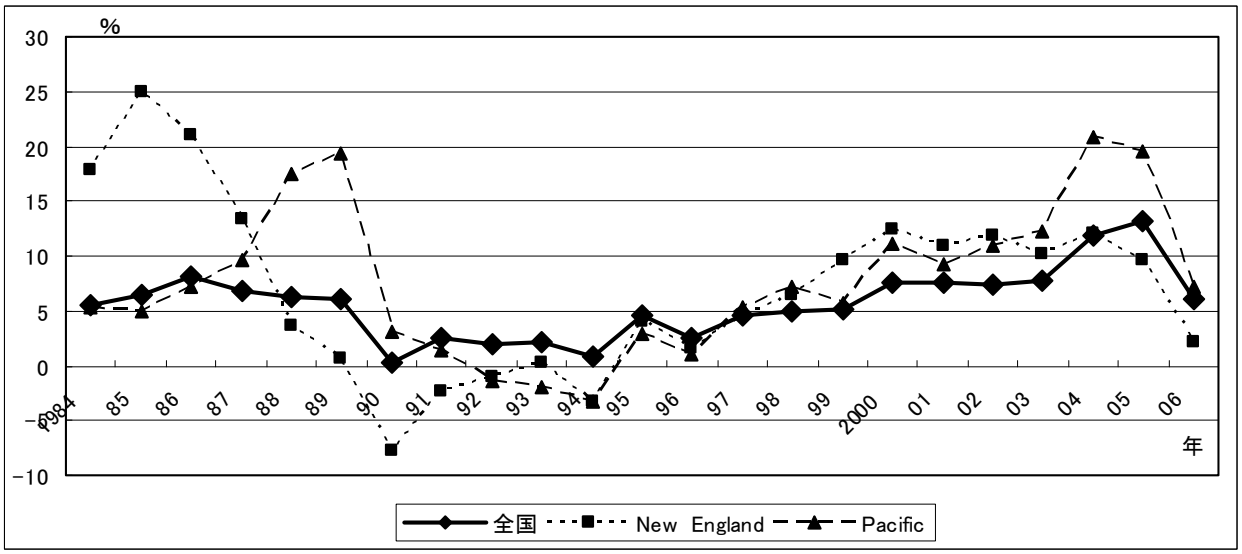
アメリカにおいては、住宅ローンの貸付額が取得する住宅価格に占める割合(LTV: Loan To Value)の 80%を越えるまでの貸し付けは問題なく行われ、それ以上のローンを借り入れる場合には PMI(Private Mortgage Insurance)と呼ばれる融資保険を付保することが求められることが通常である。サブプライムローンの場合、その 35%について LTV が 80%を超えており、場合によっては、150%に及ぶケースもある（図２－５）。しかも PMI の付保要件を満たさないままで、貸し付けられている可能性が高い。したがって、貸し倒れた場合、その損害額は大きくなる可能性は大きいほか、経済情勢の変化によって、その損害額の変化を予見しづらい状況にある。特に、アメリカの住宅価格は近年比較的堅調に上昇傾向を辿っていたが、最近はその上昇幅も大幅に下がっていることが損害額の予見を難しくしているとされている（図２－６）。

図２－５　ＬＴＶの分布状況（2006 年上半期実績）



資料：Mortgage Origination Survey2006,Subprime Mortgage Origination Survey 2006

図２－６　住宅価格の変化



資料：HUD

２．証券化の過程で生じた損失の拡大

サブプライムローンによって生じた信用リスクの顕在化とその損失の発生は、証券化の過程で、拡大していくこととなった。

こうした住宅ローンを貸し出すモーゲージバンカーは、独自の資金調達手

段を持たないので、住宅ローン債権をそのまま保有することはなく、証券化を前提にして証券を発行する主体（証券発行体、ＳＰＶ等の形態を取るものが多い）に売却していくことが通常である。ここでは、住宅ローン情報の貸し手であるモーゲージバンカーの側の方が利用者の情報を多く持っており、ローン債権を買い取り、証券化に従事する側との関係では、情報の非対称性が生じ、購入する側の意図に反する不良な債権が混入していても十分な情報が伝わらないモラルハザードが生ずる危険性がある。

さらに、証券化の過程では、証券発行体は、住宅ローン債権のプールは、異なる信用力を有する債権にグループ分け（トランシェ分け）されて異なる格付けの証券が発行されるため、発行される証券の中には、リターンが大きくてもリスクの大きな証券が入ってくる結果となる。ここでも発行体と投資家との間で情報の非対称性の問題が発生する。投資家は証券の格付けレポート等を通じてのみ判断することが多く、実際の住宅ローンの信用リスクについての投資家の情報は限定的になる。この結果、住宅ローンを証券化したMBSなどの証券を保有する投資家は大きなリスクを負うことになる。

これらの事情は､住宅ローンとその証券化一般に生じうる事情ではあるが、サブプライムローンの場合、FICO の指標などで客観的に住宅ローンの返済能力や延滞、破たんのリスクが明確にできないことが多いので、情報の非対称性が生ずるリスクは通常より大きいと言える（図２－７）。

こうしたサブプライムローンに対して、アメリカ政府も手を拱いていたわけではなく、これまでいくつかの対策が講じられている。州レベルでもノースカロライナ州ではPredatory Lending Lawを制定し､「収奪的な」住宅ローンを制限してきた[4]。また、2006 年 10 月に上記金融関係部局の連名による通達を発出し、HUD（Department of House and Urban Development:連邦住宅都市開発省）もGSEに対してこれに従うよう指導している[5]。これによると以下の基準に沿わない非正規の住宅ローンの購入を行わないことが示されている。

○借り手の指標金利の下で想定される全返済期間にわたる支払い能力に対する十分な評価

○貸出時の必要書類の省略の制限

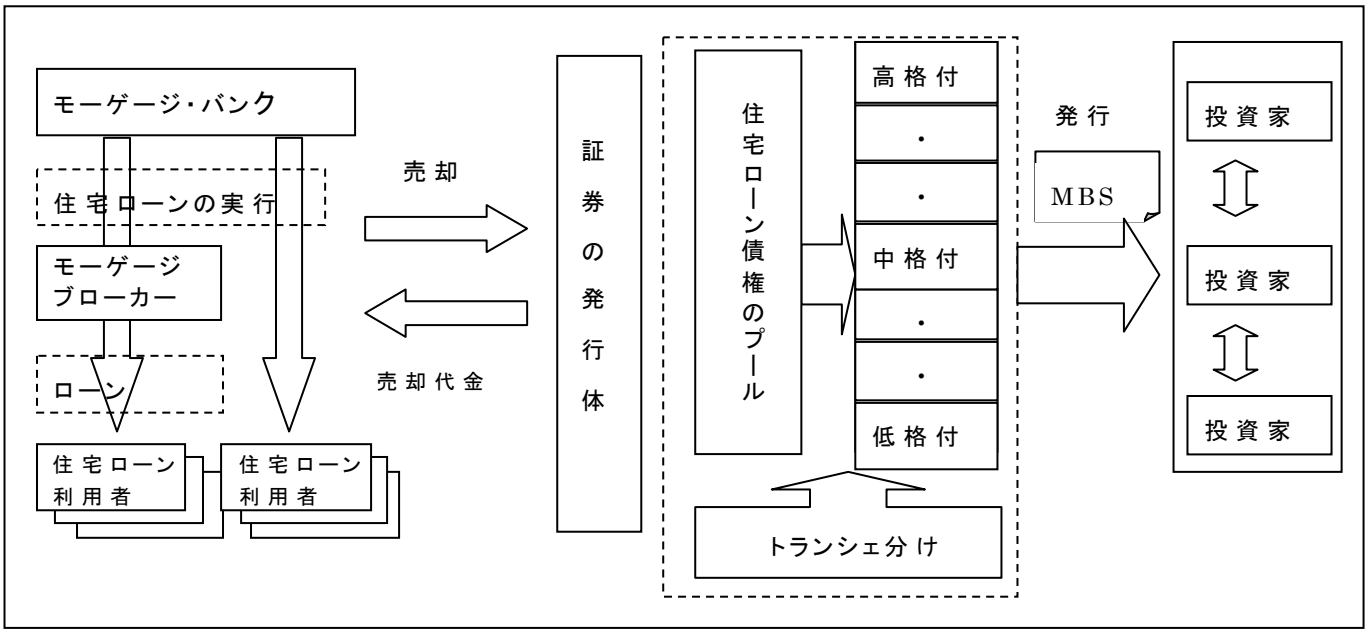
○補償条項なしに行われるリスク負担

○消費者保護のディスクロージャー

○ポートフォリオの改善とリスク管理

ファニーメイなどのGSEも幾分かはサブプライムローンを購入しており、この問題の解決ないし緩和については、FHAなどの政府機関やこうしたGSEが一定の役割を果たすことが期待されている。

図２－７　アメリカにおける住宅ローンの証券化の流れ



３．サブプライムローン問題が示唆するもの

日本の住宅ローン市場は、住宅金融支援機構の買い取りに係る住宅ローンと買い取り対象にならない民間住宅ローンから構成されている。前者については、すべて長期・固定ローンが対象となる住宅ローン買い取り時にLTVは８割以内とすることや所得に対するローン支払額の割合を 25%以内にすることなどの厳格な買い取りや保証のための基準があり、サブプライムには明らかに該当しない。後者のローンについては、その形態に色々なものがあるが、国土交通省の実施している「民間住宅ローンの実態に関する調査」を見る限り、その融資の審査に当たって、所得や返済負担率、LTVによる制限を付けているものが通常であり、信用力が乏しく、リスクが高くなることを承知の上で、高い金利で住宅ローンを貸し付ける形態のローンは現在のところ

日本ではあまり見られない。これは、日本の場合、既存の住宅の売却価格が新築のものと比べ極端に安く、流通性にも乏しいことから、貸し倒れが発生した場合、住宅ローンの回収が十分期待できず、あまりにも大きなリスクを伴うものであることが考えられる[6]。また、日本の民間住宅ローン市場が十分成熟して来なかったことも理由として考えられる。むしろ、住宅ローン市場の抱える信用リスクを回避しようとして、職業や年齢、勤続年数などによって融資を断り、あるいは融資量を縮減しようとする信用割当が広く見られていたと言える。

しかし、こうしたサブプライムローンのような住宅ローンに対する特段の規制措置が講じられている訳ではなく、今後民間住宅ローンの発展によっては、借り手の信用力が低くても高い金利水準で住宅ローンを実施するハイリスクハイリターンで住宅ローンが実行される可能性は否定できない。この住宅ローンを細かくリスクとリターンをトランシェ分けした証券化商品が発行された場合、投資家ですらも正確なリスクの量と内容が把握しきれず、あるいは把握されたとしてもその予見が困難なものとなり、現実にリスクが発生した場合に大きな損失をもたらす可能性は否定できない。

実際に予期できない信用リスクの損失が生じた場合、アメリカのサブプライム問題の場合には、住宅着工を大幅に減少させ、世界の金融市場に大きな損失を与えている。このことは、住宅ローンに端を発する問題が証券化を介にして、容易に金融市場と住宅不動産市場に影響を及ぼしうる問題に発展しうることを裏付けていると言える。

こうした問題について、民間金融機関だけで対処することは難しく、アメリカのサブプライム問題でも、その対処法として政府機関である FHA の範囲拡大によるリファイナンスやサブプライムローン債権の政府支援機関である GSE による買い取りの増加をアメリカ政府が検討している。

日本においても、住宅ローン市場において民間金融機関が多くのローン商品を供給していく中で生ずるリスクをいかに管理していくことが重要であり、行政も、こうしたリスクを完全に民間任せにするのではなく、適切なリスク管理を模　していくことが必要である。

注

[1] アメリカの住宅金融制度の経緯については、住宅金融研究会編(2000)、井村(2003)に詳述されている。その中では、80年前半にはアメリカでもタンデムプランと呼ばれる住宅金融制度が存在したものの、金利変動リスクが十分正確に見通されず当時のジニーメイでは多くの損失を計上している。その時期からアメリカでは政府関係機関によるMBS発行を活用した長期・固定ローンの供給を進行させており、アメリカでもこうした証券化の仕組みが定着するまでに多くの期間を要している。

[2] Courchane, Surette and Zorn (2004)は、選ぶ側の要因としてロジスティック分析を行い、サブプライムローンの選択肢を選ぶかどうかの要因には、ARMの選択者であること、FICO　のスコアが小さいことなどが要因として有意な結果として示され、Calem, Gillen and Wachter (2004)は、サブプライムローンを選択するローン利用者の属性として、　人や　スパニック系であること、大学卒業でないこと、低所得者層であることなどを掲げている。

[3] Capozza, Surette and Tompson (2006)は、延滞等に至る要因に関して多項ロジット分析を行い、LTVの高さやその時々の経済成長率の変化が作用していることを明らかにしている。

[4] Elliehausen and Staten(2004)は、こうした制限がかえって信用割当につながることを指摘している。

[5] アメリカ政府のサブプライムローンに対する住宅金融の観点からの評価や政策については、HUD（2002)、OFHEO(2007)参照。

[6] 才田(2003)は、競売不動産の売却による不良債権の回収率を東京地方裁判所本庁で落　されたデータを元に回収率を計算した。それによれば、債務者が個人で比較的回収率の高い住宅金融公庫関連でも 64.2%、民間金融機関の場合 42.2%となっている。

第３章　利用者は何を理由に住宅ローンを選択するのか

＜第３章の要旨＞

住宅ローン利用者の選択行動は、住宅金融公庫改革後大きく変化し、従来は公庫融資が中心であったのに対して、金利の低下傾向に伴い、利用者がローン選択のメリットとコストに敏感に反応し、短期・変動型中心の民間ローンを利用する利用者が急増していると言われている。そもそも、どのような要因が住宅ローンの選択に影響しているかの実証研究は、日本では十分行われてこなかった。

本章では、国土交通省が実施した調査データを元に、ヘックマンの２段階推定を用いて、ローン実行時の金利情勢を推定し、そのローン利用者の属性、適用金利等が住宅ローンの選択に与える影響を推定した。

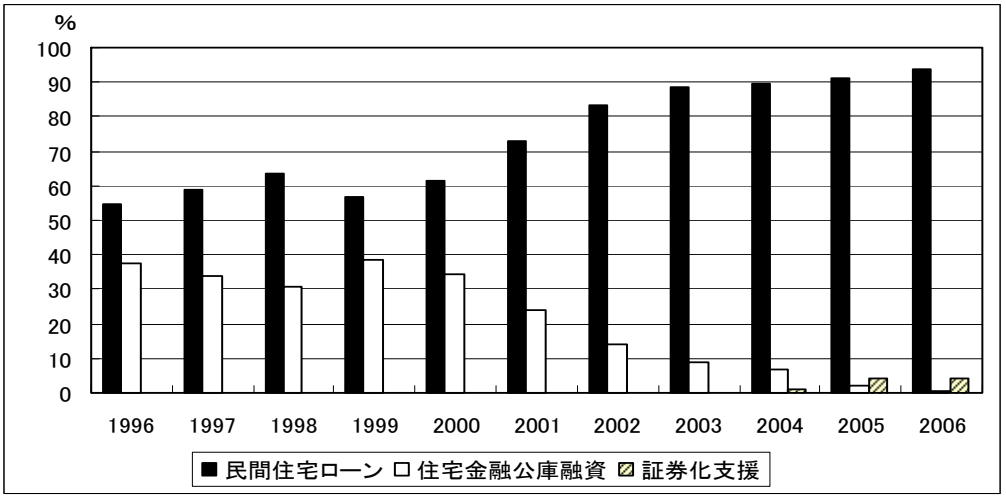
推定の結果、ローン選択には長短の金利差や収入水準、利用者の属性が影響を与えており、例えば長期･固定ローンと短期・変動ローンの金利差が１％縮小すれば約 20％程度の利用者が新たに長期・固定ローンを選択するとの推計結果となり、今後の金利情勢の変化によっては、住宅ローンの選好が大きく変わりうることを示している。

１．住宅金融公庫改革後に生じたローン選択の変化

第１章で述べた住宅金融公庫の廃止やフラット 35 と呼ばれる証券化支援制度による長期・固定金利の融資制度の導入といった改革は、住宅ローン市場に急激な変化をもたらしている[1]。

従来の住宅ローンの利用者は、長期間金利が固定された長期・固定金利の住宅ローンである住宅金融公庫の融資を受けることが多かった。しかし、「改革」以降、住宅ローン利用者が住宅金融公庫の融資以外の選択肢に目を向けるようになったことや民間金融機関が当初の金利負担が軽い短期・変動ローンを積極的に提供するようになったことから、短期・変動ローンの利用が増加している。その中でも、住宅金融公庫の長期・固定ローンは、2000 年代に入るまでは、住宅ローン市場の３割以上を占めることが多かった。

図３－１　住宅金融公庫と民間住宅ローンの新規融資額の比率



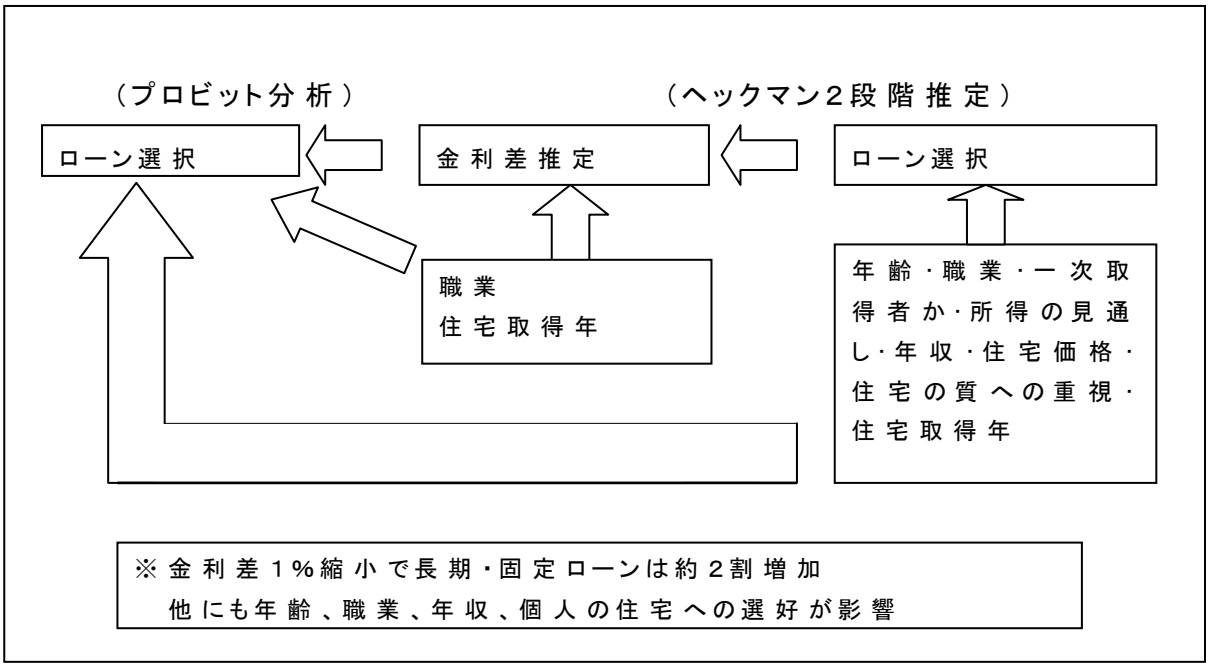
資料：住宅金融支援機構　注：住宅金融公庫には沖縄振興開発金融公庫の融資を含む。

これに対して、2001 年以降は、短期・変動ローンを中心に民間金融機関のローンが大幅にシェアを伸ばしている（図３－１）。この市場の変化の背景には、第１に、低金利が長期間にわたって続き、ローン負担が安定している長期・固定ローンよりも、当初金利が低い短期・変動ローンの方が利用者にとって魅力的なものに感じられたことが考えられる。第２には、特殊法人改革によって住宅金融公庫の廃止やフラット 35 の導入が決まり、住宅ローン利

用者が住宅金融公庫の融資だけに依存せず民間の多様なローンに目を向けるようになったことも考えられる。こうした住宅ローン市場における住宅ローン利用者の長期・固定ローンあるいは短期・変動ローンに関する個人の選択行動についてどのような要因が作用しているかについて、日本では筆者が知る限り十分な実証研究が行われていなかった。

本章は、国土交通省が実施した「住宅市場動向調査」をもとに、住宅ローンタイプ間の金利差、個人の属性や住宅取得の形態が住宅ローンの選択にどのような影響を与えているかについて実証分析を行うものである。

図３－２　住宅ローン選択と金利（第３章のアウトライン）



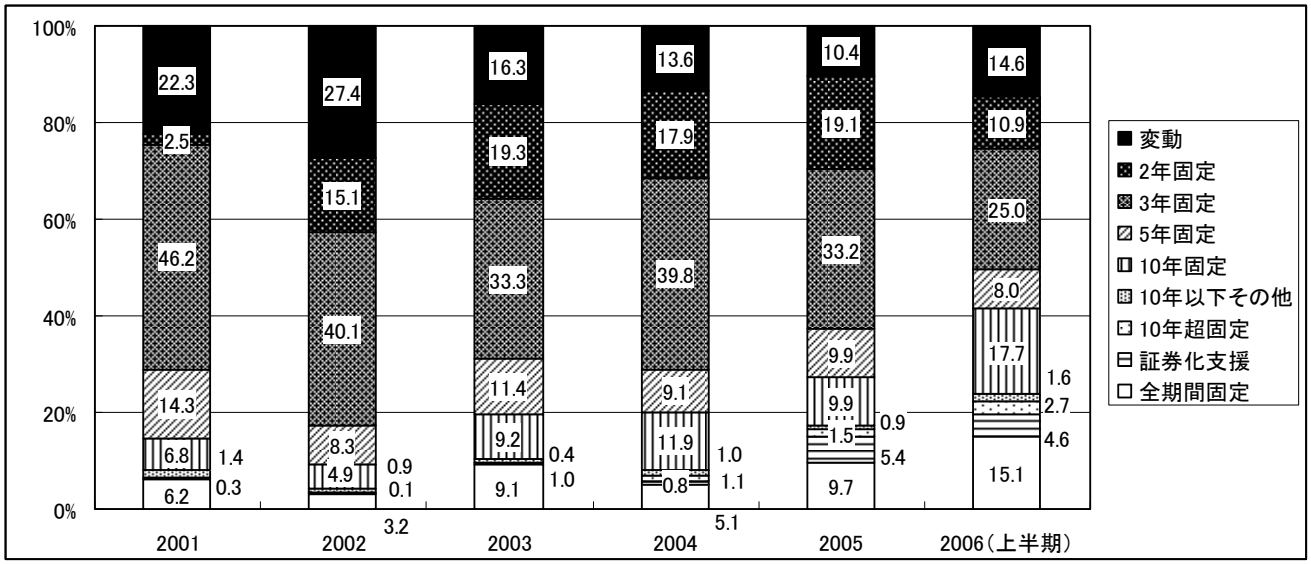
２．住宅ローン選択についての仮説と分析方法

(1) 長期・固定ローンと短期・変動ローン

現在、住宅ローン市場には、様々な種類のローンが供給されているが、大きく、長期・固定ローンと短期・変動ローンに分かれる。民間金融機関が長期・固定ローンを供給しようとする場合、第１章でも述べたとおり、金利変動リスク、期限前償還リスクが生ずることから、従来は短期・変動ローンに比べ極めて高い金利水準で提供され、あまり供給されてこなかった。

しかし、2003年10月から証券化支援制度が導入され、この制度の下では、住宅ローン債権を担保とした証券の発行によって金利変動リスクや期限前償還リスクは証券の購入者が負い、民間金融機関はこうしたリスクを負わないため、比較的低利な長期・固定ローンを供給することが可能となった。この結果、民間金融機関の供給するローンの中では、現在も短期・変動ローンの割合は8割程度を占めているが、一方で証券化支援事業を始めとして長期・固定の住宅ローンも図3－3が示すとおり着実に実績を伸ばしつつある。

図3－3　民間住宅ローンの新規貸出額の種類別割合の推移



資料：国土交通省「平成18年度民間住宅ローンの実態に関する調査」

こうした長期・固定ローンの利用者にとってのメリットは、将来の金利上昇のリスクを気にすることなく、安定的な負担で住宅ローンを利用できることである。反面、長期・固定ローンの金利負担は、証券化支援制度の下でも短期・変動ローンに比べ若干高くなる。実際、2007年10月現在で証券化支援制度による住宅ローンの金利（返済期間21年以上）は平均で3.152%、短期・変動ローン（変動）ではいくつかの都市銀行の実績で2.875%（いわゆるキャンペーン等による金利はさらに低くなる。）であった。従って、利用者が長期・固定ローンを選択する可能性は、短期・変動ローンとの金利差が縮小し、多少の金利負担増のコストよりも金利上昇による負担増のリスクを回

避するメリットが大きい場合に生ずる。

これに対して、短期・変動ローンは、前述のように、金融情勢によって金利が変動するローン、ないしは 10 年未満の短期間でのみ金利が固定されているローンであり、現在民間金融機関の供給する住宅ローンの多くは短期・変動ローンである。短期・変動ローンのメリットは、全般的な金利水準が低い限り、後述する長期・固定ローンに比べ貸付金利が相対的に低いことが多く、利用者にとっては借り入れ当初の負担は相対的に低いものとなることにある。ただし、金融情勢によって金利負担が変化することから、金利水準が低い時に借り入れを行い、その後に金利が急上昇した場合にはその負担が急増するリスクにさらされることになる(1990 年にはこうしたローンの金利は８％を超える水準まで上昇したことがある。)。

(2) ローン選択問題についての分析方法

以上のような住宅ローンの選択の問題については、アメリカにおいても、従来は固定金利（FRM）の住宅ローンが主流であったのに対し、1980 年代に変動金利（ARM）の住宅ローンが急速に増大する現象が見られ、これを説明するためのいくつかの分析が試みられている。

住宅ローンの選択については、借り入れから返済に至る長期間の中での最適化行動を説明する理論、即ち、既に述べた金利のもたらすリスクとコストのトレードオフの中で、ローンサービスの消費者である住宅ローン利用者の効用を最大化する理論(期待効用最大化仮説)が Brueckner(1986)や Alm and Follain(1987)から提示され、FRM と ARM との金利差や借り手の傾向（例えば将来消費への選好）が FRM と ARM の選択の要因として掲げられている。

さらに、実証な分析として、Brueckner and Follain(1988)は、固定金利か変動金利かの選択について、両者の金利差、金利水準や借手特性、即ち、所得、年齢、一次取得者かどうか（初めて住宅を取得したかどうか)、子供の有無、住居の移動性を説明変数としてプロビット分析を行っている。この中では、金利水準と金利スプレッドが最も大きな影響力を持ち、借り手特性の効果は相対的には大きくないものの、所得と住居の移動可能性について若干の効果があったとされている[2]。

日本の最近の住宅ローン市場の場合も、住宅金融公庫廃止の決定と低金利傾向の中で、民間金融機関が従来の金利水準よりも一段低い金利の住宅ローン商品をキャンペーン等の機会を捉えて積極的に売り出した結果、短期・変動金利の住宅ローンが大幅にシェアを伸ばしたとされている。それでは、住宅ローン利用者は、本当に、金利差や金利水準をもとに住宅ローンのタイプを決定しているのか、それとも、個人的な属性や取得した住宅の形態にも依存しているのか。住宅ローンのタイプの決定にはどのような要因がどの程度関わっているのか、これが、この分析を通じて解明すべき事項である。

本分析においても、アメリカでの分析例にならい、日本の住宅ローン市場における長期・固定ローンと短期・変動ローンのいずれかの選択に関して、相互の金利差、金利水準、所得、一次取得者か、職業（給与所得者かどうか）、住宅ローン借入額、住宅取得時の住宅の質に対する選好、住宅取得の時期などといった要因がどの程度影響しているかについて分析を行うこととする。ただし、金利差に関しては、住宅ローン利用者が最終的に利用した住宅ローンの金利は統計上認識できるものの、比較の対象となったもう一つの住宅ローン商品の金利（利用者が短期・変動ローンを選択したときは長期・固定のローンの金利、長期・固定金利のローンを選択したときは短期・変動のローンの金利）は統計上認識できず、統計上現れた金利のみを比較の対象とした場合セレクション・バイアスを生ずることになる[3]。

そこで、２段階ヘックマン推定とプロビット推定を通じてローン選択問題の解明を目指すこととする。

具体的には、第１段階として、長期・固定ローン、短期・変動ローンのローン選択に関して２段階のヘックマン推定を行い、利用者の住宅ローン選択について年齢や所得、住宅の質への需要などの説明変数で推定を行い、同時に、その住宅ローン選択に関わっていると考えられる住宅ローン金利をローン選択に係る説明変数のうちのいくつか要素によって推定することにより、統計に直接現れないもう一つの選択肢であったローンの金利をその説明変数によって推定する。

次に第２段階として、第１段階で推定した選択肢としての金利を元に長期・固定金利と短期・変動金利との金利差を算出し、金利差の説明変数に所

得や通勤時間などの利用者の特性や住宅の形態に係る変数に加えた説明変数で、長期・固定ローン、短期・変動ローンの選択についてプロビット(Probit)推定を行う。ヘックマン推定、プロビット推定、それぞれの推定式は以下のとおりである。

［ヘックマン推定式］ 以下の（２－１）式、（２－２）式を同時推定

$$\Omega = \sum_{j-1}^{n} \alpha_j X_j + U_j (j = s, l) \qquad (2-1)$$

Ω：それぞれの住宅ローン選択を推定。短期・変動ローン選択を推定する場合、Ω＞０ならば短期・変動ローン、Ω＜０ならば長期・固定ローン

α：パラメータ

X：住宅ローンの説明変数。具体には、

①年齢（対数値）、②職業（給与所得者を１、その他を０とする。）、③一次取得者か、即ち、初めて住宅を取得するかどうか（０ならば一次取得者、１ならば以前にも持家を取得した者。ダミー変数）、④将来の所得の見通しが住宅の取得にマイナスの影響をもたらしたかどうか（０ならば影響なし、１は影響あり。ダミー変数）、⑤年収（対数値）、⑥住宅価格（対数値。土地部分を含む。）、⑦居住している住宅を決めるに当たって住宅の質を重視しているかどうか（住宅を決めた理由に住宅の台所・浴室の設備、バリアフリー、高気密・断熱性、住宅の安全性を掲げた者を１、掲げなかった者を０とした。ダミー変数。）、⑧住宅取得年（2002年を１、2003年を０とする）

U^i：定数項(長期・固定ローンは$i=l$、短期・固定ローンは$i=s$)

下記の住宅ローンの金利の推定式を部分標本を前提に推定する。

$$RATE^i = \gamma Y + V^i (i = s, l) \qquad (2-2)$$

$RATE^i$：住宅ローンの金利（長期・固定ローンは$i=l$、短期・固定ローンは$i=s$。ただし、長期・固定金利については$\gamma_1 = \gamma_2 = 0$）

V^i：定数項(長期・固定ローンは$i=l$、短期・固定ローンは$i=s$)

［プロビット推定式］ヘックマン推定で推定された住宅ローン金利を元に金利差を導出し、金利差を説明変数に組み入れた下記の推定式で住宅ローン選択に係るプロビット分析を行う。

$$\Omega = \sum_{j=1}^{n} \beta_j X_j + \gamma\left(RATE^l - RATE^s\right) + W^i \qquad (2-3)$$

プロビット推定におけるパラメータの推定は最尤推定法によるものとし、下記の尤度関数の最大化に対応するパラメータを求めた。また、その推定のためのパッケージソフトとして STATA を使用した。

$$F(x'\beta) = \Phi(x'\beta) \text{（}\Phi\text{は標準正規分布）} \qquad (2-4)$$

$$\ln(L) = \Sigma\, yi \ln F(x'\beta) + \Sigma(1-yi)\ln[1-F(x'\beta)]$$

F：確率変数の分布関数

x：説明変数のベクトル

β：パラメータのベクトル

３．住宅ローン利用者の属性と選択の動向

本分析の対象となるデータは、住宅金融公庫改革が行われた直後の国土交通省が 2003 年度、2004 年度に実施した「住宅市場動向調査」の注文住宅、分譲住宅のデータによっており、記述統計は表３－１のとおりである[4]。

表３－１　記述統計

変数	標本数	平均	標準偏差	最小	最大
短期・変動金利	630	1.983	0.858	0.276	4.249
長期・固定金利	613	2.606	0.940	0.504	4.495
年齢	4359	44.726	12.762	21	93
勤務年数	3677	16.552	10.571	0	60
職業(会社員)*	4372	0.764	0.424	0	1
居住人数	4392	3.531	1.274	1	12
通勤時間(分)	2093	45.382	28.051	0	240
一次取得者か*	4401	0.350	0.477	0	1
前住宅居住期間	1451	25.436	14.340	0	77
所得の見通し**	4058	3.260	0.929	1	5
年収(万円)	3887	711.070	438.276	0	9000
返済額(万円)	3087	123.797	55.753	17	624
取得額(万円)	3720	3399.001	1550.547	300	22400
借入金(万円)	3738	1888.183	1413.523	0	11000
住宅の質***	4416	0.278	0.448	0	1
性能表示利用*	3429	0.227	0.419	0	1
床面積(㎡)	3561	118.099	53.194	15	1188

注　1:*はダミー変数(「一次取得者か」に関しては、一次取得者は0、一次取得者でなければ1、「性能表示利用」は住宅性能表示利用者は1、利用していなければ0)
2:**は所得が住宅の取得に大いにプラスに作用した場合を1、大いにマイナスに作用した場合を5として5段階で評価。
3:***は住宅を決めた理由に、住宅の安全性、バリアフリー等の住宅の質を掲げているかどうかを示す。掲げていれば1、掲げていなければ0。(ダミー変数)

金利水準は、民間金融機関が供給する短期・変動ローンに関しては平均で1.98%であり、長期ローンに関しては平均で2.61%である。調査対象の時期の短期・変動ローンの代表的な商品は、変動型が2.375%、3年固定で2.2%、5年固定で2.8%であるが、キャンペーン時に供給されていたものの中には1%程度までディスカウントされていたものもあり、平均の結果、1.98%の水準になったと考えられる。長期・固定ローンの大部分を占める住宅金融公庫のこの時期のもっとも低い基準金利(当初10年)は2.0%から2.75%の水準を推移しており、そのほかの住宅金融公庫の金利(大型の住宅向けの金利)も2.1%から3.75%の水準であった。また、民間金融機関による10年固定の金利が2.98%から3.75%であり、これらのローンの金利の平均の結果、

2.61%の金利となっていると考えられる。住宅の取得に当たり、所得の見通しがプラスになったか、マイナスになったかを、5段階評価で聞いた（1が大いにプラス、5が大いにマイナス）ところ、平均が3.26となっている。

４．金利差や利用者の属性が影響するローン選択

(1) ヘックマンの2段階推定によるローン選択の要因分析

まず、第1段階として、ヘックマン分析を通じて住宅ローン選択の説明変数を推定するとともに、住宅ローン利用者が直面する選択肢としての長期・固定ローン、短期・変動ローンの金利を推定した（表３－２）。

短期・変動ローンの金利については、職業（給与生活者かどうか）を説明変数として、推定可能である。民間金融機関が供給する短期・変動ローンは、多くの場合、一律の金利で供給されているが、キャンペーンなどの機会に、一定の条件に適合するローン利用者に対して低廉な金利でローンを提供することがある。本分析を見る限り、給与水準が比較的安定していると考えられる給与生活者については、こうした機会を通じて低廉な金利が提供されたのではないかと推測できる。その効果は、給与生活者であるかどうかにつき約0.20%の金利引下げ効果があることになる。また、調査の対象となった2002年と2003年との間では金利水準の若干の変動があり、住宅ローンの金利水準が若干低いことから、2003年の方が約0.18%の金利の低下傾向が認められる[5]。

表３－２　長短金利決定モデル（ヘックマン推定）

	短期・変動ローン	長期・固定ローン	
（金利）*100			
職業（会社員）	-0.204***　(0.114)		
住宅取得年	0.180**　(0.077)		
定数項	1.827***　(0.160)	3.12***　(0.170)	
（短期・変動ローン選択）			
年齢（対数値）	-0.479**　(0.214)		
職業（会社員等）	-0.153　(0.129)		
一次取得者か	0.310***　(0.103)		
所得の見通し	0.199***　(0.077)		
年収（対数値）	-0.196　(0.123)		
住宅価格（対数値）	0.808***　(0.141)		
住宅の質を重視しているか	-0.319***　(0.083)		
住宅取得年	-0.230***　(0.078)		
定数項	-3.317***　(1.260)		
ミルズ値（λ値）	0.321**　(0.192)	-0.667***　(0.212)	
ρ値	0.364	0.627	
σ値	0.009	0.011	
サンプル数	1165	χ2値	18.97

注 1：用語の意義は2（2）の式の変数と同様。
2：長期・固定選択の場合は、その選択を1とする被説明変数によってプロビット推計を行っているため、上記の説明変数の係数は短期・変動ローン選択の係数と符号が丁度逆になる結果となっている（数値は短期・変動ローン選択の場合と同じ）。λ値等は長期・固定ローンの列にも掲げた。
3：*は10％有意、**は5％有意、***は1％有意

一方で、長期・固定ローンについては、職業、住宅取得年を説明変数として推定を行ったが、いずれも有意な結果を得なかった。長期・固定ローンの場合、調査対象年次の2002年、2003年の段階では住宅金融公庫の融資が大部分を占めている。住宅金融公庫の金利は、財政投融資金や公庫の資産担保証券（MBS）発行による調達金利を元に、政策的な判断によって金利設定が行われていると考えられ、職業や住宅取得年を説明変数として金利の推定を行うことは困難であることから、定数による推定を行った。長期・固定ローンの金利水準を説明するとすれば、各月ごとに決定される10年物国債の利回りなどの金利水準などが説明力を持つと考えられるが、本分析の対象とした「住宅市場動向調査」では、サンプルに対応する各月ごとの国債利回りなど

のデータは入手できなかったことから本章ではそうした分析を行うことを断念した。同時に推定した短期・変動の住宅ローン選択の説明変数については、年齢、取得した住宅の質、一次取得者かどうか、所得の見通し、住宅価額、取得年次について有意な結果が得られた。

次に、第２段階として、第１段階で推定された住宅ローン金利と住宅ローン選択の説明変数を元に、プロビット分析を行い、長期・固定ローンと短期・変動ローンの選択にそれぞれの金利の差や説明変数の与える影響を推定した。

プロビット分析を通じて得た短期・変動ローン選択に与えるそれぞれの説明変数が与える影響は表３－３のとおりである。

表３－３　短期・変動ローン選択に関する2段階目のプロビット推定

短期・変動ローン選択の説明変数	説明変数の限界効果	説明変数の係数
金利差（RATEI－RATEs）	24.559*　（14.016）	0.014
年齢（対数値）	－0.148*　（0.084）	3.646
一次取得者か	0.121***（0.040）	0.218
所得の見通し	0.072**　（0.030）	0.485
年収（対数値）	－0.093*　（0.048）	6.486
住宅価格（対数値）	0.330***（0.056）	8.134
住宅の質を重視しているか	－0.130***（0.032）	0.302

注：表に掲げた用語の意義は2（2）の式の変数と同様である。

第２段階におけるプロビット推定の結果（表３－３）は、住宅ローンの選択には、金利差だけではなく、年齢、年収や一次取得者かどうか、住宅の質への選好といった個人の属性、住宅価格なども影響することを示している。

年齢に関しては、年齢が増加するごとに長期・固定ローンを選好する傾向を示し、背景として高齢になることで金利が上昇するリスクに対して回避的になることが考えられる。

はじめて住宅を取得するかどうか（一次取得者）については、長期・固定ローン選択の可能性が高くなる。逆に考えれば、従前持家を有している者はその家を処分するなどローンへの依存が少なく、将来の金利変動のリスクをあまり深刻に考えないことが背景として考えられる。

将来の所得の見通しが住宅の取得に当たってマイナスの影響を受けたと答えた者に関しては、短期・変動ローンを選択する可能性が高くなる。将来の所得の見通しが良くない以上当面の負担が軽い短期・変動ローンへの選択が多くなることによると考えられる。

年収が高い場合には、短期・変動ローンへの選択の可能性が低くなる推計となった。これはアメリカでの実証研究での結果とは相反し、一見逆説的ではあるが、年収の低い層は返済能力に十分な余力がなく、当面の負担が軽い短期・変動ローンを選好する結果ではないかと推察される。住宅の価格が高い場合、短期・変動ローンへの選択可能性が高まる。価格の上昇は多くの資金調達の必要性を生じ、借入限度の制約が大きい当時の住宅金融公庫の融資よりも制約が緩く、当面の金利負担が相対的に軽い短期・変動ローンを選好した結果と考えられる。

住宅の安全性や省エネルギー性能など住宅の質に対する需要が住宅の取得の際の判断の理由にする利用者は、そうでない者に比べ長期・固定ローンを選ぶ可能性が高くなる。利用者自身が長期的な住宅の利用を前提に負担水準も安定的なものを求め、同時に住宅も長期間の利用に耐える良質な住宅を求めているとも考えられるが、一方で、長期・固定金利の住宅ローンである住宅金融公庫融資やフラット 35 が住宅の質について厳格な基準と検査を要求していることも影響している可能性もある。

総じていえば、最近の金利が低い状態で安定している現状の下では、年収が低い、借入れが多いなどの事情から家計の逼迫度が高く、長期的な家計の見通しを持って住宅の取得を行わないか、行うことが困難な層ほど、現在のところ長期・固定ローンに比べ相対的に金利負担の軽い短期・変動ローンを選択していると言える。

(2) 長短の金利差がもたらすローン選択の変化

表３－３で示した各説明変数の住宅ローン選択への影響の推計を踏まえ、長期・固定ローンと短期・変動ローンとの金利差の変化が、実際の住宅ローン選択に全体として如何なる影響を与えるかの推計を試みた。

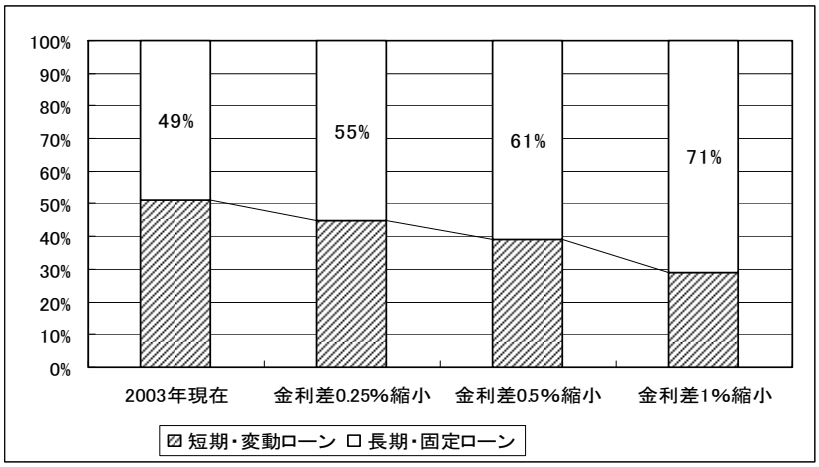
この場合、金利の変化によるローン選択の変化は線形によるとは限らず、

限界効果は一定とは限らない。また、各個人が住宅ローン選択する際には様々な金利差に直面しながらそれぞれローン選択を行っている。

このことから、推計に当たっては、各個人のローン選択に金利差の変化がどのような効果を与えているか計測した上で、それを集計した全体としてのローン選択への影響を推計する必要がある。

そこで、調査時点での住宅ローン選択を前提とし、他の説明変数（年齢や年収など）を不変とした上で、各個人が住宅ローン選択に当たって直面する金利差を変化させて各個人のローン選択確率を予測する。予測値の平均値をもとに金利差の変化の住宅ローン選択への影響を推計した[6]（図３－４）。

図３－４　金利差が縮小した場合のローン選択の推計



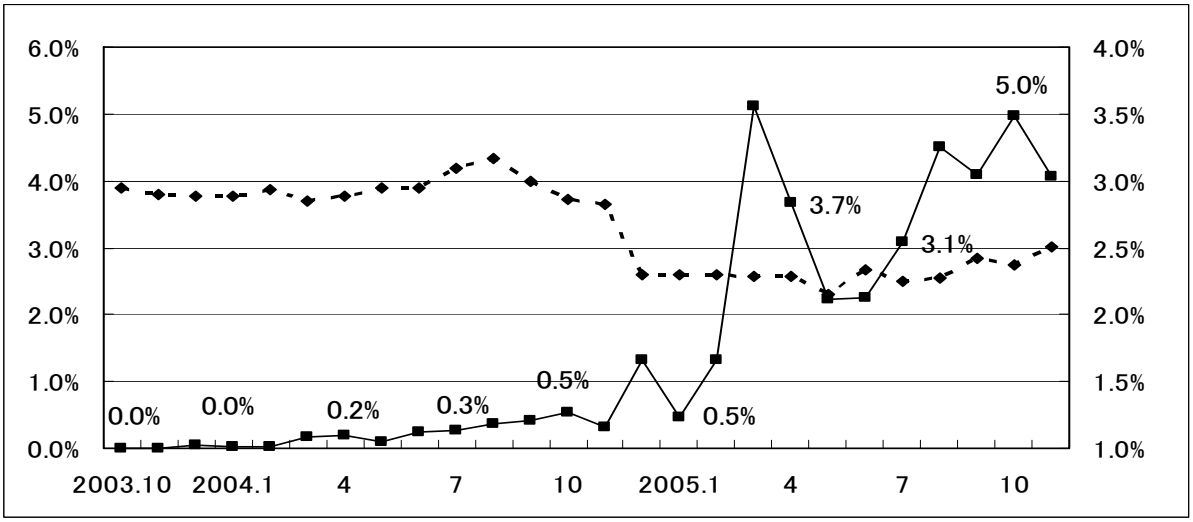
これによれば、2002 年度、2003 年度の「住宅市場動向調査」の調査段階での長期・固定ローン、短期・変動ローンの割合を前提として、両者の 0.25%金利差が縮小すれば長期・固定ローンの選択が過半数を超し、0.5%金利差が縮小すれば約６割超、１%金利差が縮小すれば７割超の利用者が長期・固定ローンを選択することとなる。

この結論は、2004 年末に認められるフラット 35 の金利低下による長期・固定ローンの増加傾向とも整合する。図３－５はフラット 35 の提供金利（点線）と住宅ローン市場の占有率（実線）の推移を示したものである。これによれば、フラット 35 が導入された直後、同制度による住宅ローンは、住宅ローン市場全体に占める割合で１%にも満たないものであったが、フラット

35による提供金利が大幅に低下した2004年末からフラット35の占める割合は上昇し、2006年度の実績でフラット35は新規住宅ローンの4.4%を占めている（住宅金融支援機構調べ）

フラット35の中には現行の民間金融機関の短期・固定型の金利より低い金利のローンもあり、こうしたローンが中心となればより長期・固定ローンへの選択が多くなると考えられる。

図3－5 フラット35の提供金利と住宅ローン市場の占有率



資料：国土交通省
注1：点線は提供金利の最低値（右目盛に対応）。
2：実線は実績を年間に換算したものの2004年度の全体のローン実績に占める割合（左目盛に対応）。

(3) 本分析に関する課題

本章での分析方法は、ローン選択について、2段階ヘックマン推定とプロビット推定を用いて、個人の属性や金利水準がローン選択に与える影響を分析したものであるが、今後ローン選択の決定要因をより詳細に検討する観点からは、更に検討すべき課題がある。

まず、ローン選択に与える要因としては、個人のリスクに対する考え方が大きく影響する。しかも、危険選好を選好するか、回避するかといった態度は、個人の置かれた年齢や経済状態により影響を受ける可能性が高い。そこで、単純なプロビット推計に止まらず、危険回避度を内生変数とする分析が望まれる。この分析は、第4章において行う。

次に、住宅ローン選択の際は、貸付手数料や融資保証料の差異がある上、生命保険などのサービスも付属することが多い。こうした手数料の差異やサービスの有無がローン選択に及ぼす影響も考慮する必要がある。特に、最近民間金融機関はこうした手数料の減額やサービスの付加で多様な商品を積極的に提供しており、このことがローン利用者の意思決定に大きな影響を与える可能性もある[7]。また、本章の推定の対象は、長期・固定ローンを選択するか短期・変動ローンを選択するかという二者択一の離散型変数を推定するものに止まったが、実際には短期・変動ローンの中でも完全な変動金利のものから２年、３年、５年から 10 年までの短期間の金利固定を伴うものがあり、長期・固定ローンの中でも住宅金融公庫融資（あるいはフラット 35）と民間金融機関が供給する長期・固定ローンでは金利を始めとしたサービス内容は異なり、ローン利用者の選好や実際の選択の面においても実際にはより多様である。多次元の離散型変数を推定するためには、多項ロジット分析を行うことが有効であり、この分析は第４章補論３において行う[8]。

さらに、長期の動学的最適化行動の観点からは、利用者が将来の経済情勢の変化に合わせてリスク回避的で費用最小化の行動を図り、適切な返済期間の設定や繰上償還、借り換えを行うことが考えられる。従って、本章の分析対象であるローン選択の推計においても、返済期間の設定や将来の繰上償還、借り換えによるローン選択の変更の可能性を織り込んだ形での分析を行うことが必要となる[9]。この点については第５章で分析を行う。

５．住宅ローン選択が示唆する市場の課題

長期・固定ローン、短期・変動ローンの選択に関しては、まず、それぞれの金利差の変化が影響し、また、住宅ローンの利用者の性向や住宅価格といった利用者が抱える個別の事情も金利差ほどではないにせよ、住宅ローンの選択に影響を与えている。この点、金利の変動や FRM と ARM との金利差が FRM や ARM の選択に大きな影響を与えるとのアメリカにおける期待効用最大化仮説やこれを元にした実証分析にも概ね整合する結果となったと言える。

ただし、分析の対象となった 2002 年、2003 年は大きな金利変動はなく、金利差が広がるもっとも大きな要因は、民間金融機関によるキャンペーン等

の機会をとらえた金利のディスカウントであり、この金利ディスカウントが短期・変動ローンの選択の増加に大きな役割を果たし、その際には、収入の安定した給与取得者がそうした機会を多く利用できたのではないかと推察される[10]。

こうした個人のローン選択の結果、住宅金融公庫改革後の日本における住宅ローン市場では、当面の金利負担が相対的に低い短期・変動ローンが選択される割合が急上昇している。一方で、長期・固定ローンは、フラット 35 のように金利が低く、短期・変動ローンとの金利差が小さいローンに伸びが見られるものの、住宅金融公庫融資の落ち込みを完全にカバーする状況にはなく、結果的に短期・変動ローンの割合がかつてないほどに大きくなっている。こうした傾向は、今後の住宅ローン市場や居住環境に何をもたらすのか。

まず、現状では、住宅ローン市場の中で短期・変動ローンが大きな割合を占め、しかも、短期・変動ローンを選択した利用者の属性を見ると、住宅価額が大きく、多くの借入金割合が必要となると考えられる層ほど直近の金利負担が低い短期・変動ローンを選択していることになる。仮に金融政策が変更されて金利水準が上昇した場合、家計への負担が急上昇し、住宅ローンの負担に耐え切れなくなる可能性のある利用者が相当数存在すること意味する。このことはローン利用者にとって将来の大きなリスクを与えるだけでなく、貸し手にとっても大きな信用リスクとなる。そうしたリスクへの懸念は政策当局の自由度を縛る可能性すらあると考えられる。

また、住宅の質に対するこだわりが強い層が多く長期・固定ローンを選択するという事情がある中で、目下の金利情勢から、住宅の安全性や省エネルギー性能などについて厳格な基準や検査制度を有するフラット 35 などの長期・固定ローンが使われず、そうした基準のない短期・変動ローンばかりが利用されるとすれば、住宅の質の確保・改善が十分担保されなくなることが懸念される。

さらに、住宅ローン市場で短期・固定ローンが極端に多く選ばれた場合、将来の金利負担のリスクから、住宅ローン市場や住宅需要にも影響を及ぼす可能性が考えられる。これはまさに金融市場の変化に住宅ローン市場や住宅市場が影響を受けることを意味する。

以上のように、長期・固定ローンか短期・変動ローンかというローン選択の問題は、単に個人の選好の問題に止まらず、その後の住宅ローン市場の構造や居住のあり方に大きなインパクトを与えるものと言えることから、今後とも、ローン選択の要因とその影響を注視する必要があると言える。以上の観点から、第4章では、金利や危険回避度が住宅ローン選択に与える影響からさらに住宅ローン市場、住宅需要に与える影響を分析する。

注

[1] フラット35の制度の詳細、導入するに至った背景、経緯、制度の詳細は、前章のほか、『住宅ローンの証券化　住宅金融公庫　証券化支援事業の解説』(2003)にも述べられている。

[2] 森泉（2003）は、アメリカにおいて、ローン選択の問題が多様な手法によって分析の対象となっていることを指摘されている。特に、直接観測することが困難なローン利用者が直面したFRMとARMの金利差をどのように算出するかで手法にそれぞれ相違が見られる。Dhillion, et al.(1987)は、金利差とローン選択の関係を分析しているが、FRMとARMの金利差として、長期国債と短期国債の金利差を用いている。Sa-Aadu and Sirman(1995)は、選択されなかった住宅ローンの金利については、契約されたローンの日付けに近い各タイプの住宅ローンの金利をマッチィングさせている。この他、Jones, Miller and Riggiough(1995)は、個票ベースの分析ではなく、時系列分析によって金利の絶対水準の変化や金利差の変化とARMのシェアの変化との関係を分析している。本分析では、「住宅市場動向調査」のサンプルからは国債金利やローンの契約日付けなどを推定することが困難であること、短期・変動金利に関しては借り手の属性や住宅取得年次から推定が可能であること等の事情から後述のとおりセレクション・バイアスを除去する手法によっている。

[3] Heckman(1979)は、労働時間決定のモデルを構築するときに関係する市場賃金を計測するとき、実際の賃金だけでは就業を選択した労働者の賃金しか計測できず、就業を選択しなかった労働者の賃金が観測できないことからそこにセレクション・バイアスが生ずることを指摘した。本章における金利推定の問題も基本的に同様であり、実際に選択された金利だけで、長期・固定金利、短期・変動金利を推定すれば同様にセレクション・バイアスを生ずることとなる。こうしたセレクション・バイアスを修正する方法として、本章では、Greene(2003)において示されている二段階ヘックマン推定の手法によることとした。

[4] このうち、注文住宅は、調査の前年中に全国で住宅を建築し入居した者を対象とし、分譲住宅は前年度中に首都圏・中京圏・近畿圏で住宅を購入して入居した者を

対象としている。利用者の金利はアンケート調査では直接聞いていないが、同調査で得られたローン返済額、総借入金額、償還期間から推計し、異常値を除くことにより分析の対象に加えた。

[5] 住宅金融公庫による融資では、床面積による金利差が存在するが、床面積に関するダミー変数を加えた推定も行ったが、推定された係数は、統計的には有意な値ではなかった。

[6] Amemiya(1985)は、プロビット推定を経て、想定される個別の選択を集計した場合の全体の選択の予測値の分布が以下のような正規分布に近似できることを示している。

$$r = N\left[n^{-1}\sum^{n} Fi,\ n^{-2}\sum^{n} Fi(1-Fi)\right]$$

r：予測値　n：サンプル数

Fi：個別サンプルにおける累積密度関数

本推計は、この式を用いて、金利差の変化(0.25%、0.5%、1%の縮小)がそれぞれの個人のローン選択に与える効果を集計し、金利差の変化が利用者全体のローン選択の確率どの程度の影響を与えるかを推計した。

[7] Hendershott, LaFayette and Haurin(1997)は、融資保険料の変化がFRMとARMのローン選択に与える影響を実証分析している。

[8] LaFayette, Haurin and Hendershott(1995)は、3つのタイプの住宅ローン（「FHA付きFRM」「コンベンショナルローン(FRM)」「ARM」）をネステッド・ロジットモデルで推定している。

[9] Beaslaw, Irvine and Rahman(1996)は、カナダでのモーゲージ市場では借り手はモーゲージの生涯コストを最小化し、リスクを回避しようとして、長い期間（term）と短い期間のアモチゼーション(amortization)を選択する行動を実証している。

[10] 短期・変動金利にディスカウントを行うことはアメリカでも見られる現象である。Philip and Vanderhoff(1991)はローン選択問題にこの金利ディスカウントを織り込んだ分析を行い、その効果が大きいことを強調されている。

第４章　危険回避度･金利変動が住宅ローン市場･住宅需要に与える影響

＜第４章の要旨＞

住宅ローンの利用者の選択行動は、前章で述べたとおり長短の金利差や利用者の属性による影響を受けるが、金利水準の変化や危険回避度の要因も考慮する必要がある。一方で、住宅ローンの市場規模や住宅需要全体にも影響を与えることが予想される。また利用者が借り入れ可能なローンの量は、利用者の返済能力や選択だけでなく、供給者側の信用割当行動によっても制約を受けるのではないか。

本章はこうした仮説の下で住宅ローンの選択関数を住宅需要関数に組み入れたモデルを構築し、金利の変動、危険回避度などによる住宅ローンの選択行動の変化が住宅ローン市場規模や住宅需要にどの程度の影響を受けるかを分析し､併せて供給者の信用割当によるローンへの影響も分析した。

推計の結果、金利の上昇は、将来の金利負担増大への懸念から長期・固定ローンが選好され、１％の金利上昇に対して、住宅需要量は３％程度減少すること、また、職業や勤続年数が短い住宅ローン利用者は金融機関から信用割当を受ける可能性が高くなることが分かった。このことは将来の金融市場の激変が住宅ローン市場や住宅需要に影響を及ぼすことを意味する。金融情勢が変化しても利用者に安定的な負担で選別なくローンを提供するフラット 35 の役割は重要である。

１．危険回避度や金利変動から想定される住宅ローン市場の変化

前章の分析では、住宅ローンの選択は、長期・固定ローンと短期・変動ローンの金利差や個人の属性が要因となっていることがわかり、住宅金融公庫改革後の日本の住宅ローン市場の状況と整合的な結果となった。しかし、今後金融経済情勢が変化していく可能性を考慮すると、金利水準が全体として上昇していく場合、あるいは、下落していく場合に、ローン選択やローン市場がどのように変化するかを見通していく必要がある。

また、将来の金利変動というリスクを抱えた中の意思決定である以上、ローン選択は、危険に対して個人がどのように判断するかという観点も含めた分析が必要となると考える。こうした要素は、従来十分把握しきれていなかったが、最近の行動経済学の発展によって、仮想的な質問を通じて、大竹、筒井(2004)や池田、大竹、筒井(2005)に見られるように、危険回避度や時間選好率についての把握が可能となりつつあり、ローン選択の要因に加える必要がある。

住宅ローン選択のメカニズムを解明した上で問題になるのは、住宅ローン市場や住宅市場、特に、住宅需要に与える影響である。これまでは、長期・固定ローンの住宅金融公庫融資の利用をしている限り金利が上昇しても負担が増加するリスクはなかった。しかし、現在の日本の民間住宅ローン市場は短期・変動ローンが83.3%を占め(国土交通省「民間住宅ローンの実態に関する調査」の2005年度実績)、アメリカの住宅ローン市場では逆に長期・固定ローンが72%(Fannie Mae(2007) “A Statistical Summary of Housing and Mortgage Finance Activities”)を占めているのと比較して異常に高い水準にある。今後金利が上昇した場合には利用者のローン負担を急速に高めることになりかねない。今後、利用者は当初の金利の低さを選択するか、将来の金利が上昇するリスクを回避するかのより難しい選択に直面すること意味し、それが住宅ローン選択や住宅市場に大きな影響を与えることも想定される。

また、住宅ローンを供給する側も、ローンを申し込んできた者の属性やローン選択、負担の水準に直面して融資量を絞り込んだり、融資そのものを断る信用割当を行うことで住宅ローン市場に影響を与えることが考えられる。

そこで、この章では、以下の３つの分析を実施する。

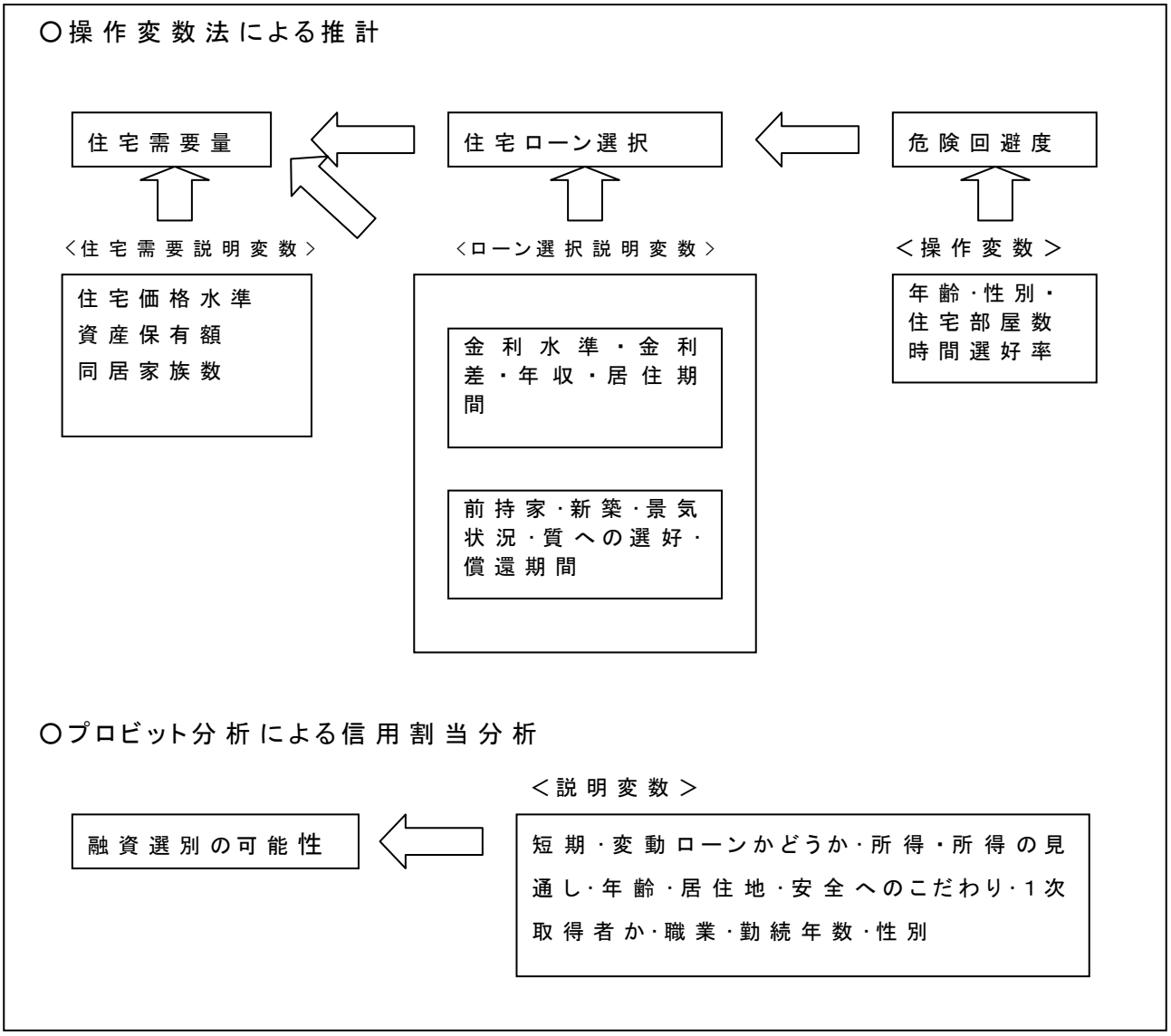
第１に、長期・固定ローンを選択するか、短期・変動ローンを選択するかのローン利用者の判断に関して、金利の水準、危険回避度などの要因がどの程度影響を与えるかどうかについて分析を行う。ここで、住宅ローンの選択行動や選択を行う住宅ローン利用者の危険回避度を始めとした属性を把握するため、インターネットを通じたアンケート調査を実施した。

ただし、危険回避度は、住宅ローン選択の外生的な要因ではなく、個人の年齢、住宅事情、学歴など個人の属性によっても左右される。例えば、短期・変動ローンを選好する者の危険回避度が低かったとしても、その原因はこうした個人の属性による可能性もある。また、短期・変動ローンを選択することによって、次の時点では、よりリスクを選好する可能性もある。さらには、全ての個人について危険回避率が統計データとして把握されているわけではないという測定誤差の問題もある。こうした危険回避率の内生性と測定誤差の問題を解決するために、本研究では、まず、危険回避率に影響を与える要因を分析し、その要因を危険回避率の操作変数として用いて推定された危険回避度と金利の動向や個人の属性が住宅ローン選択にどのような影響を与えるかについて、プロビット分析を通じて明らかにする。

第２に、その金利動向や危険回避度などによって決定される個人の住宅ローン選択は、個人の住宅建設、購入に当たって確保できる資金量に影響するものと考えられ、最終的には、住宅需要量にも影響するものと考えられる。そこで、第１の分析で推定された長期・固定ローンの選択に与える要因を元に、ローン選択の確率を説明変数とする住宅需要を推定し、得られた関数形を元に金利変動が与える住宅需要量への影響を推定するものである。

第３に、民間金融機関が住宅ローンを供給する際に住宅ローン利用者の年齢や職業などの属性によって融資量を抑制したり、融資そのものを断ったりする現象である融資選別の実態と住宅ローン市場への影響について、プロビット分析を用いて検証を行う。

図４－１　個人の危険回避度と金利差はローン選択と住宅需要をどう変化させるか（第４章のアウトライン）



２．住宅ローン選択と住宅需要のモデルと推計方法

(1) 住宅ローン選択のモデルと推計方法

個人が行う住宅ローンの選択の問題については、前章で述べたとおり、アメリカにおいては、80 年代から期待効用最大化仮説による分析モデルが Brueckner(1986)や Alm and Follain(1987)から提示され、FRM と ARM との金利差、金利水準や借り手の属性がローン選択の要因として掲げられており、借り手の属性は危険回避度や将来消費の割引率に反映されている（詳細は補

論１)。この理論に対して多くの実証研究が行われているが、本章においても、ローンの選択に当たって家計の効用を最大化するとの期待効用最大化仮説に立ち、長期・固定ローンと短期・変動ローンの選択についての推定を行う。

この場合、Brueckner(1986)の分析にも示されたとおり、短期・変動ローンは多くの場合、金利水準が長期・固定ローンのそれより低いものの、将来金融情勢の変化により金利が上昇するリスクが存する。ローン利用者は、トレードオフの関係にある当初金利の水準と将来の金利変動リスクに直面しながら将来を含めた効用を最大化するようにローンを選択することになるので、両者の金利差、金利水準のほか、それぞれのローン利用者がリスクを選好するか回避するかを示す危険回避度や予算の制約状況を示す年間所得や資産の保有状況がローン選択に影響する。また、居住が短期間であれば、金利変動リスクも大きくなく、短期・変動ローンに対する選好が強くなることが考えられることから、前の住宅の居住期間、償還期間も、ローン選択に影響することが想定される。

上記に述べた金利水準の状況やそれぞれの家計の属性が及ぼすローン選択への効果を実証分析するため、下記のようなプロビットモデルを用いて推定を行った。この分析では、ローン利用者が短期・変動ローンを選択するときは１、選択しないときは０をとる２値の変数y_1が被説明変数となる。この離散型の変数を説明するためにy_1^*という変数を設定し、相互の金利差、金利水準、所得、一次取得者かどうか、職業、以前の住宅での居住期間、危険回避度などの説明変数による（４－１）式の計算の結果、$y_1^* > 0$であれば短期・変動ローンを選び（$y_1 = 1$）、$y_1^* \leqq 0$であれば長期・固定ローンを選ぶ（$y_1 = 0$）ように設定する。

ただし、危険回避度について次の問題点がある。まず、危険回避度が低いから短期・変動ローンを選択するのか、元々その個人の属性の結果、危険回避度が低くなっているのかを識別できない内生性の問題がある。また、個人の危険回避度が正確に把握されているわけではないという測定誤差の問題もある。

そこで、住宅ローンの選択に影響を与える危険回避度その他の説明変数を特定することで住宅ローン選択に係る関数をプロビット分析により推定し、

危険回避度に影響を与える操作変数を同時推定する。危険回避率を推定する変数としては、上記の説明変数の他に、性別、学歴（大学を卒業しているかどうか)、住宅の部屋数、時間選好率を操作変数として採用した。このうち、性別や学歴は個人の属性、資質に着目した変数が危険回避度に与える影響を計測するものであり、住宅の部屋数は居住環境の善し悪し、余裕の程度が、個人の危険回避度に及ぼす影響を計測するものであり、Newey(1987)やWooldridge(2002)において示されるように以下のような選択関数として表している。

$$y_1^* = y_2\beta + x_1\gamma + u$$
$$y_2 = x_1\pi_1 + x_2\pi_2 + \nu \qquad (4-1)$$

ここで、$y_{1*} \begin{cases} 0 & y_{1}^{*} < 0 \\ 1 & y_{1*} \geqq 0 \end{cases}$

$y_1{}^*$は、ローン選択に係る被説明変数、y_2は内生変数（この場合は危険回避度)、x_1は外生変数、x_2は操作変数となる。uとvとは誤差項、β、γ、π_1、π_2がパラメータとなる。誤差項間の相関の問題は、(４－１）式の誤差項と相関しない操作変数を選ぶことにより回避し、推定パラメータの修正を行っていない。操作変数については、後述のとおり外生性の検定を行った。

(2) 住宅需要のモデルと推定方法

(1)で推定された住宅ローンの選択を元に住宅需要の推定を試みる。住宅需要の関数の基本形は、予算制約の下で、所得の住宅の需要者の効用を最大化しようとすると考えられることから、所得水準、資産の保有状況や家族数が住宅需要の増加関数となるとともに、ローン利用者の資本コストが住宅需要の減少要因となることを前提に以下の関数形が仮定される。

$$Q = f(r, P, INC, PROPERTY, FAMILY) \qquad (4-2)$$

Qは住宅需要量、rは金利水準、Pは単位当たり住宅価格、INCは世帯年収、$PROPERTY$は資産保有額、$FAMILY$は家族数である。さらに、長期・固

定ローンと短期・変動ローンそれぞれについて住宅需要関数を推定し、短期・変動ローンの場合の金利水準は、Brueckner(1989)が定式化したとおり、居住期間や長期・固定ローンとの金利差で推定すると、全体の住宅需要関数は、以下のとおりとなる。(詳細は補論2参照)。

$$\log Q = \alpha + \theta * (1 - F) * \log RTFIX + \mu_0 * F + \mu_1 * F * \log RTADJ + \mu_2 * F * \log(RTDIFF + 1) + \mu_3 * F * TERM + \gamma * \log P + \phi * \log INC + \lambda * \log PROPERTY + \delta * FAMILY$$

(4－3)

F は短期・変動ローンの選択の確率、$RTFIX$ は長期・固定金利、$RTADJ$ は短期・変動金利、$RTDIFF$ は長期・固定ローンと短期・変動ローンとの金利差、$TERM$ は居住期間である。

上記で得られた式を元に住宅需要量を推定する。まず、第1段階で、(1)で述べた操作変数付きプロビット分析により短期・変動ローンの選択を推定する。

第2段階で(4－3)式を元に住宅需要量を推定することになるが、長期・固定ローンの需要、短期・変動ローンそれぞれについて需要関数を推定していることからセレクション・バイアスを生ずる恐れがある。これを除去するために、第1段階のプロビット推定から得られた下記の式により表される累積分布関数の数値を F(短期・変動ローンの選択確率)の予測値として代入して推定する。

$$\Gamma = H(z'\varphi) \qquad (4-4)$$

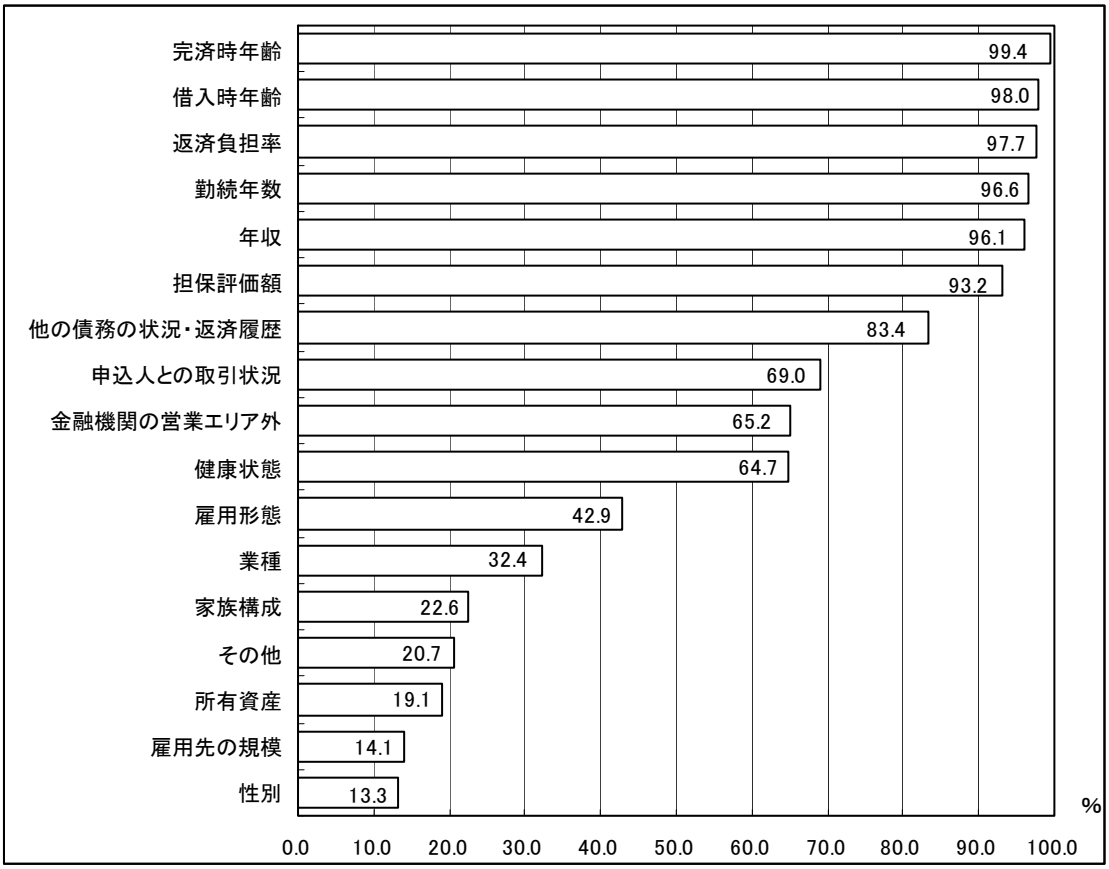
ここで、H は標準正規分布累積関数、z' は第1段階の推定で用いられたローン選択の説明変数、φ は同様に第1段階で推定されたパラメータである。第1段階での説明変数には危険回避度、経済の見通し、前の住宅が持ち家かどうかなどの第2段階にはない識別変数を有している。

(3) 融資選別の要因分析と住宅ローンへの影響

融資選別とは、民間金融機関が住宅ローン利用者の客観的な所得や返済能力のみによって判断することなく、年齢や職業などの個人の属性によって融資の可否や融資量を判断する現象を指す。その実態について定量的に把握し

た調査は乏しい。国土交通省が実施した「平成 18 年度住宅市場動向調査」によれば、図１－２で示したとおり、住宅を建設又は取得するために住宅ローンを利用した者のうち民間金融機関から融資を断られた、あるいは融資量を縮減されたと回答された者は約 17%を占めている。その理由として約半数は年収を掲げているが、その他にも職業や年齢、勤続年数を理由とする融資選別も多くの割合を占めている。また、国土交通省が民間金融機関に対して行った調査でも、融資を行う際に考慮する事項（図４－２）として、所得水準や返済負担率と並んで、勤続年数や業種、雇用先の規模等を掲げているものは多い。

図４－２　民間金融機関が融資を行う際に考慮する事項



資料：国土交通省「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」

ただし、こうした融資への基準、対応が、住宅ローンを受けられるかどうか、融資量が減らされるかどうかについてどの程度の影響を与えているかは

明らかではない。こうした融資選別の実態を分析するため、上記調査で融資選別を受けたかどうかを被説明変数とし、回答者の所得、LTV（住宅価額に占める借入額の割合）、職業、年齢、勤続年数などの個人の属性を説明変数とするプロビット分析を行う。

３．金利上昇がもたらす住宅ローン選択と住宅需要の変化

(1)　分析に用いたデータ

住宅ローンの選択がどのような属性を有する者により行われているかのデータは既存の調査では筆者が承知する限り把握されていない。そこで、住宅金融公庫融資、民間住宅ローンを問わず、住宅ローンを利用した者に対するアンケート調査を行い、利用者の居住する住宅、年収など個人の属性に関する質問のほか、危険回避度、時間選好率に対する予想、住宅の質（性能、環境、利便）を住宅を選ぶ際に最も重視しているかなどについても質問を試みた。調査は 2006 年 1 月に実施し、住宅ローンに関しては 1,230 件の回答を得た[1]。これらのデータの詳細は表４－１のとおりである[2]。

このうち、危険回避率は、Kimball et al.(2005)の手法に準拠し、① 50%の確率で報酬が 30%、50%上昇するか、10%減少するという選択肢と② 5 %必ず報酬が上昇するという選択肢とどちらを選択するかという質問を行い、その情報を元に危険回避率を計測する[3]。

時間選好率については、それぞれの個人に対して、-5%、0%、0.1%、0.5%、1%、2%、6%、10%という金利の下で、100 万円の債務を支払う時期を 1 ヵ月後にするか、13 ヵ月後にするかという質問を行い、そこで得られた情報を元に時間選好率を計測する[4]。

表４－１　記述統計

変数	平均	標準偏差	最小	最大
長期・固定選択	0.5887	0.4923	0	1
住宅価額（万円）	3841.2850	4678.5720	1000	150000
借入金（万円）	2468.6590	1220.7910	0	13500
当初金利（%）	3.2181	1.5087	0	10
年齢	44.0675	9.8327	20	84
世帯所得	805.4080	543.3815	0	10030
新築・中古別	0.8325	0.3736	0	1
床面積	112.7820	115.7507	0	2505
前住宅の居住期間	8.7032	9.3657	0	60
従前住宅が持家か	0.2870	0.4525	0	1
保有資産（万円）	1153.4130	3684.6380	0	78842.9
質へのこだわり	0.4423	0.4969	0	1
景気状況への判断	-8.1438	4.2720	-16.1	0.8
危険回避率	1.1116	0.7885	0.188	1.83
時間選好率	0.0022	0.0385	-0.07	0.1086
性別	0.5496	0.4977	0	1
部屋数	5.1642	3.7524	1	74
同居家族数	2.6195	1.2100	1	7

(2) 住宅ローン選択の推計結果

まず、住宅ローンの選択に関して操作変数を活用した推計を行った。詳細は表４－２のとおりである。操作変数についての外生性テストの検定は棄却され、操作変数法を使用することが採択となった。

短期・変動ローンの選択に関しては、長期・固定ローンの金利水準（二乗値も含め）、短期・変動ローンとの金利差、所得、以前の住宅の居住期間、新築かどうか、景気状況に関していずれも有意な結果を得たほか、操作変数によって推定された危険回避度との関係では負の係数で有意な結果を得ている。このことは、危険回避的でないすなわち、危険選好的な利用者は、金利が変動するリスクを回避するよりは当初の低い金利を選好していることを示しており、個人の傾向が住宅ローンの選択にも大きな影響を与えていることが明らかになった。また、今回の分析の中でも、長期・固定ローンと短期・変動ローンとの金利差や金利水準がローン選択には影響をもたらしており、

Brueckner and Follain(1989)がアメリカの住宅ローン市場に関して行った分析結果と符合し、前章でヘックマン分析によって金利差を推定して行った分析とも整合的である。

表４－２　住宅ローン選択の推計

被説明変数：短期・変動ローンの選択	ローン選択推定		危険回避率推定	
金利差	0.4295***	(0.5710)	0.0507**	(0.0251)
固定金利	-1.6474***	(0.2763)	-0.4233***	(0.1512)
固定金利*2	0.1230***	(0.0381)	0.0535***	(0.0192)
所得	-0.2272**	(0.1055)	-0.0884	(0.0635)
前居住期間	-0.0150***	(0.0056)	-0.0043	(0.0032)
前持家	0.4189***	(0.1172)	0.0739	(0.0677)
新築	-0.5464***	(0.1338)	0.0098	(0.0694)
景気状況	0.0409***	(0.0133)	-0.0006	(0.0071)
質への選好	-0.0485	(0.0920)	-0.0651	(0.0525)
償還期間	-0.0944	(0.1326)	0.0387	(0.0790)
危険回避度	-0.4947**	(0.2499)		
年齢			0.4226***	(0.1380)
性別			-0.2049***	(0.0564)
部屋数			0.2249***	(0.0793)
時間選好率			-2.5224***	(0.6741)
サンプル数	909			
Wald χ^2 値	248.83			

注１：()内は標準偏差を示し、***,**,*は、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。
　２：所得、償還期間、年齢、部屋数は対数値。

(3) 住宅需要量の推計

次に、２(2)に示した式に従って、住宅ローン選択、金利、所得、資産保有が住宅需要に与える影響を推定した。ここで、住宅ローンの返済額の所得に占める割合(返済負担率)が大きい場合には金融機関が融資量を抑制する可能性がある。国土交通省が実施した「民間住宅ローンの実態に関する調査」によれば民間金融機関が返済負担率 25%未満で融資の条件を厳しくする事例は極めて稀である。そこで、返済負担率が 25%未満の場合と 25%を超えるものに分けて推計を行った[5]。詳細は表４－３のとおりである。

表４－３　住宅需要関数の推定(2001～2006)

	(Ⅰ)		(Ⅱ)		(Ⅲ)	
(1−F)*(1+長期・固定金利)	−18.2985**	(9.2924)	−17.0324*	(9.1763)	9.8100	(36.4281)
F*(1+短期・変動金利)	2.0069	(10.4673)	−2.0314	(10.1912)	−41.0497	(44.1707)
F	−0.9770**	(0.4135)	−0.9147**	(0.4019)	1.3804	(1.8620)
F*(1+金利差)	12.5657*	(7.5689)	11.1874	(7.2355)	−14.8434	(36.8681)
F*前居住期間(対数値)	0.0022	(0.0041)	0.0023	(0.0040)	0.0162	(0.0153)
住宅価格指数(対数値)	−0.7696***	(0.0516)	−0.7853***	(0.0516)	−0.8861***	(0.1468)
所得(対数値)	0.4026***	(0.0515)	0.4633***	(0.0541)	0.7020***	(0.1330)
資産額(対数値)	0.0083	(0.0054)	0.0083	(0.0055)	0.0122	(0.0130)
同居家族数	0.0702***	(0.0169)	0.0489***	(0.0174)	0.0963**	(0.0417)
定数項	12.2407***	(0.7357)	12.0414***	(0.7423)	10.9400***	(2.0360)
N 値	331		284		47	
F 値	36.38		36.83		9.29	
疑似 R^2	0.4911		0.5326		0.6186	

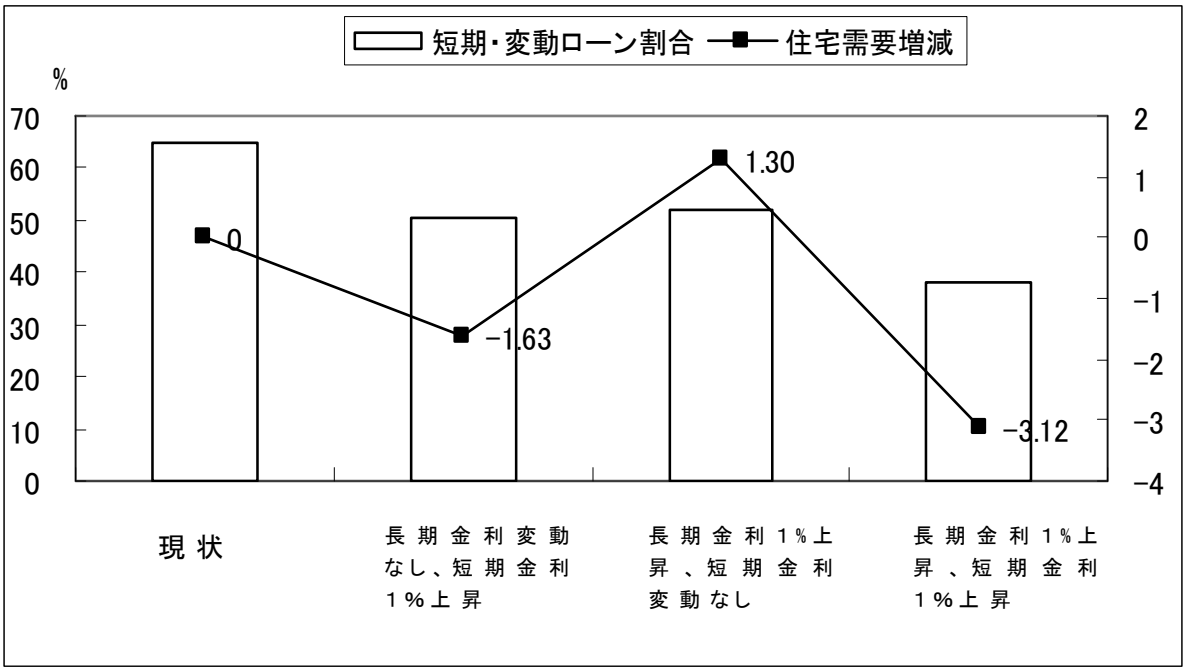
注 1:Ⅰは全体の推定、Ⅱはローン負担率 25%未満、Ⅲはローン負担率 25%以上。
2:()内は標準偏差を示し、***,**,*は、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。
3:F はプロビット分析から推定される短期・変動ローン選択の確率。
4:住宅価格指数は、都道府県地価調査の平均住宅地価格(東京圏・大阪圏・名古屋圏・その他の地域に区分)と建築着工統計から得られた単位面積当たり工事費から算出。

結果的には、Ⅰの全体の推定とⅡのローン負担率 25%未満のものについて推定結果も推定の有意性も大きく異なるものではない。日本の融資量の決定は、返済負担率だけでなく年齢や職業など個人の属性が要因になっていることが多いことが国土交通省の「住宅市場動向調査」などでも現れており、推定結果がアメリカの場合と異なり大きく違わなかったことはそのことが作用していると考えられる。また、２(3)で推定した説明変数のうち、短期・変動ローン選択と住居の移動可能性を除いては有意な関係にあり、当初の関数形での仮説どおり、住宅需要に金利差やローン選択が影響していることが確認できた。これは Brueckner and Follain(1989)のアメリカ市場での検証ともおおむね整合する。

最後に、これまで行った住宅ローン選択の推定式と住宅需要の推定式をもとに、長期・固定ローン、短期・変動金利が変動した場合のローン選択や住宅需要の変化をAmemiya(1985)が示す方法に従って推定した[6]。結果は図４－３のとおりであり、金利が上昇する局面では、それが長期・固定ローンの金利のみの変動でない限り、長期・固定ローンの割合が大きくなり、住宅需

要は抑制的に作用することになる。長期・固定ローン、短期・変動ローンの金利が共に１％上昇した場合、住宅需要は 3.12％縮減するとの結論になる。これは、金利上昇によるローン負担のリスク拡大に対応して、利用者が長期・固定ローンを選好し、住宅需要を抑制することによる。

図４－３ 金利変動による住宅ローン選好と住宅需要の変化



４．信用割当はどのような事情で発生するのか

民間金融機関による信用割当の分析を行うため、前章でも触れた国土交通省が 2003 年度、2004 年度に実施した「住宅市場動向調査」の結果を利用し、民間住宅ローンによる利用者について、信用割当（融資選別）を受けたかどうかを被説明変数とし、所得、LTV（住宅価額に占める借入額の割合）、年齢、職業、勤続年数等の個人の属性を説明変数でプロビット分析による推定をした。結果は表４－４のとおりである。

この調査では、信用割当（融資選別）を受けた場合とは、住宅ローン利用者が民間金融機関に融資の申し込みをして融資を断られたか、あるいは融資量の制限を受けた場合を指している。

この結果からは、所得や LTV の状況から民間金融機関が住宅ローン利用者

の返済能力や担保能力に着目して融資の可否や融資量の制限を行う可能性も大きいものの、融資選別に関しては、年齢、職業が正に係数で、勤続年数が負に有意となっており、これら直接返済能力と関わらない個人の属性も融資判断の要因となっており、民間金融機関に信用割当が存在していることがうかがわれ、供給側のこうした行動も融資量に影響を及ぼす可能性がある。

表４－４　信用割当のプロビット分析

	係数	標準偏差
短期ローンかどうか	0.2593*	0.1360
所得（対数値）	-0.3841**	0.1383
LTV（借入額/住宅価額）	1.0114***	0.2684
所得の見通し	0.0995*	0.0551
年齢（対数値）	0.8964***	0.3414
東京 23 区内かどうか	0.6604***	0.2015
安全へのこだわり	0.0354	0.1090
1次取得者か	0.0750	0.1263
職業（農業・自営業者）	0.4028***	0.1542
勤続年数	-0.0326***	0.0073
性別	-0.0645	0.2842
定数項	-2.784**	1.3716
サンプル数	1076	
LR χ^2 値	86.88	

注：***,**,*は、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

５．金融市場による住宅ローン市場と住宅市場への影響とその課題

本章において行った推計は、今後金利水準が変動した場合の住宅ローン市場の将来の姿を予測するものである。検証の結果、住宅ローン利用者は各個人が危険に対する態度によってローン選択は影響を受け、金利上昇が生じた場合、ローン負担のリスクを回避する動機から長期・固定ローンへの選好が強まること、リスク増大への懸念から住宅需要を抑制させる効果があることが明らかになった。今後、金利が急激に上昇した場合、住宅需要にも負の影響が生ずることが懸念される。その点では、金利の変化に対しても、利用者の負担や住宅需要に大きな影響を与えないセーフティネットともいえるフラ

ット 35 をはじめとする長期・固定ローンのツールは重要である。

また、融資を断ったり、融資量を縮減する信用割当に関しては、所得水準や返済能力ばかりでなく、職業や勤続年数も作用している可能性が高く、現実に信用割当を受ける者は融資量も少なくなることが明らかになった。この点、金融機関が返済能力に着目して融資を断ることはやむを得ないが、年齢や勤続年数など直接には返済能力に関係のない事項で融資を断る融資選別は本人の生活努力、勤労意欲とは関係のないところで選別されることを意味し、新たな格差を生むことが懸念される。そこで、客観的に返済能力があることが明らかな者が融資選別を受けない仕組みが必要と考える。フラット 35 の仕組みでは金融機関が信用リスクを負うことはなく融資選別の懸念がない。フラット 35 は長期・固定ローンを供給する機能を有していることばかりでなく、信用割当を防止する機能も有していることについて積極的に評価すべきと考えられる。

補論１：住宅ローン選択の理論

Brueckner(1986)は、期待効用最大仮説に基づき２つの期間の住宅ローンの需要モデルを構築している。ここで、時点０の金利をi_0、貸出金利をr_0、次の時点１での調達金利をi_1、貸出金利をr_1とし、利ざや（マージン）をm、金利上昇幅の上限（キャップ）をkとすれば、長期･固定ローンはｋ＝０の状態、短期・変動ローンは$k=\infty$の状態と表現できる。また、それぞれの期の所得をそれぞれy_0、y_1、住宅規模をvとし、ϕを２つの期間の割引率、fを金利i_1の確率関数とすれば、ローン利用者の効用は以下の式で表せる。

$$L = u(y_0 - (i_0 + m)v) + \phi\int_0^{i_0+k} u(y_1 - (i_1 + m)v) f di_1 + \phi\int_{i_0+k}^{\infty} u(y_1 - (i_0 + m + k)v) f d_{i1}$$

（補１－１）

上記の式をそれぞれk、mについて偏微分するとそれぞれ負の数値をとり、以下の②式に整理すれば、効用一定の元では、k、mに関する無差別曲線か

ら最適のローン選択を行うことになり、kとmとは、mが上昇すれば、kが下がる代替関係にある。

$$\frac{\partial m}{\partial k} = -\frac{\partial L/\partial k}{\partial L/\partial m} = -\frac{\phi\int_{i_0+k}^{\infty} u'(y_1-(i_0+m+k)v)\,fdi_1}{\left[u'(y_0-(i_0+m)v)+\phi\int_0^{i_0+k} u'(y_1-(i_1+m)v)\,fdi_1+\phi\int_{i_0+k}^{\infty} u'(y_1-(i_0+m+k)v)\,fdi_1\right]} < 0$$

（補１－２）

さらに、上記の式の効用関数を危険回避度一定の指数型効用関数として$u(x)=-e^{-\sigma X}$、$\sigma > 0$とすれば、以下の式に変形できる。

$$\frac{\partial m}{\partial k} = -\left(\int_{i_0+k}^{\infty} fdi_1\right)\Gamma^{-1}$$

$$\Gamma = \phi^{-1}e^{-\sigma(y_0-y_1+kv)} + \int_0^{i_0+k} e^{-\sigma(i_0+k-i_1)v}\,fdi_1 + \int_{i_0+k}^{\infty} fdi_1$$

（補１－３）

（補１－３）式を分析することにより、危険回避度が低いこと（σが低い）や所得上昇の見通し（y_1―y_0）は短期・変動ローンの選好に向かうことを示している。

補論２：住宅ローン選択を元にした住宅需要のモデル

ここでは、以下の（４－２）式を元にBrueckner(1989)の示した方式に準拠しつつ、住宅需要関数を導出する（Qは住宅需要量、rは金利水準、Pは単位当たり住宅価格、$FAMILY$は家族数）。

$$Q = f(r, P, INC, PROPERTY, FAMILY) \qquad （４－２）$$

ここで、長期・固定ローンを利用して住宅を取得しようとする場合の住宅需要量Q_fは、弾力性一定型の需要関数を想定した場合、以下のように示される。

$$Q_f = Ar_f^{\theta}P^{\lambda}INC^{\varphi}PROPERTY^{\kappa}\,exp(\delta FAMILY + u) \qquad （補２－１）$$

次に、短期・変動ローンを利用して住宅を取得する場合の住宅需要量を推

定する際にも、所得、保有資産や家族数に係る弾力性は同じと仮定し、金利と住宅価格に係る弾力性のみ異なるとすれば、短期・変動ローン利用に係る住宅需要関数は以下のとおりとなる。

$$Q_a = AR_a^{\eta} P^{\beta} INC^{\varphi} PROPERTY^{\lambda} \exp(\delta FAMILY + u) \qquad （補２－２）$$

ここで、短期・変動ローンを選択する確率をTYPEとすれば、（補２－１）式と（補２－２）式から住宅需要関数を以下のようになる。

$$Q = Ar_f^{\theta*(1-TYPE)} R_a^{\eta*TYPE} P^{\gamma} INC^{\varphi} PROPERTY^{\lambda} \exp(\delta FAMILY + u) \qquad （補２－３）$$

この式の対数を取ると、以下の式となる。

$$\log Q = \alpha + \theta * (1 - TYPE) * \log r^f + \eta * TYPE * \log R_a + \gamma * \log P + \phi * \log INC + \lambda * \log PROPERTY + \delta * FAMILY + u \qquad （補２－４）$$

このうち、R_aは、短期・変動ローンの最終的な金利水準である。短期・変動ローンの場合、最終的な金利の負担は金融情勢によって金利が変動することから、当初金利だけでは判断できない。長期・固定ローン金利と短期・変動ローンの金利差は、その数値が大きくなれば短期・変動金利を引き上げる見直しが行われる可能性が高くなることから、この金利差は最終的金利負担を説明する変数となる。また、短期・変動ローンの利用者の居住期間が短い場合には金利負担増加の可能性は小さくなり長期間になれば大きくなる。このことから居住継続の可能性(本章の実証分析では前住宅の居住期間を使用)も金利負担に影響を与える変数となる。以上のことから短期・変動ローンの金利負担を推定すると以下のとおりとなる。

$$R_a = Br_a(r_f - r_a + 1)^{\rho} \exp(\pi TERM) \qquad （補２－５）$$

対数形を取るとRaは以下の式になる。

$$\log R_a = \mu_0 + \mu_1 * \log r_a + \mu_2 * \log(r_f - r_a + 1) + \mu_3 * TERM \qquad （補２－６）$$

（補２－４）式と（補２－６）式から以下のような住宅需要関数となる。

$$\log Q = \alpha + \theta * (1 - F) * \log RTFIX + \mu_0 * F + \mu_1 * F * \log RTADJ + \mu_2 * F * \log(RTDIFF + 1) + \mu_3 * F * TERM + \gamma * \log P + \phi * \log INC + \lambda * \log PROPERTY + \delta * FAMILY \qquad （補２－７）$$

F は短期・変動ローンの選択の確率、$RTFIX$ は長期・固定金利、$RTADJ$ は短期・変動金利、$RTDIFF$ は長期・固定ローンと短期・変動ローンとの金利差である。

補論３：多数のローン選択肢からの選択モデルとその実証

第３章及び本章においては、住宅ローンの種類を長期・固定ローンと短期・変動ローンの２種類に大別してきたが、実際は、短期・変動ローンの中にも金利が随時変動する変動ローンと金利の固定期間が２年、３年、５年、10年以内と異なる。また、長期・固定ローンの中にも、住宅金融公庫の直接融資やフラット35の他に、民間金融機関による金利が10年以上固定されたローンがある。これらのローンは、金利の固定期間によって本章で取り扱った金利差や金利変動の住宅ローン選択に対する影響の程度も異なると考えられる。

そこで、多項ロジット分析を用いて、多くの選択肢を有する民間の住宅ローンの選択に対して、長期・固定ローンと短期・変動ローンの金利差と金利水準の変化が与える影響について検証を行った。

多項ロジット分析は、以下の式で推定される。ここで、k は民間の住宅ローンの選択肢を示し、x は説明変数、β はパラメータとなる。

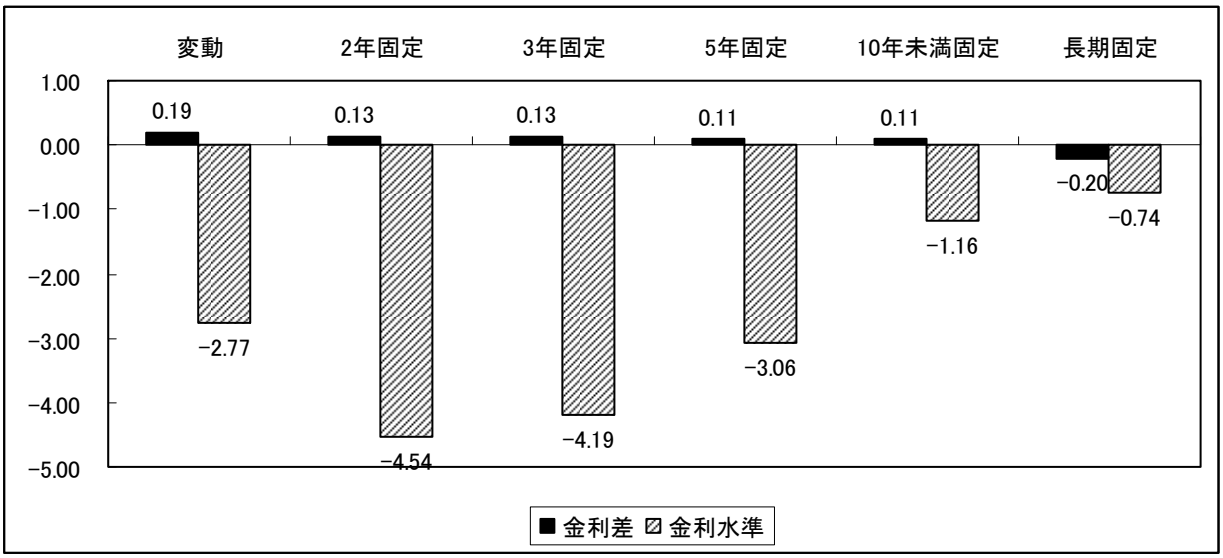
$$Pr(Y_i = k) = \frac{exp\left(\sum_{j=0}^{p} x_{ij}\beta_{jk}\right)}{\sum_{m-1}^{r} exp\left(\sum_{j=0}^{p} x_{ij}\beta_{jm}\right)} \qquad （補３－１）$$

以上の式を元に分析することにより、複数の住宅ローンに影響する説明変数の推定を行うこととする。

民間住宅ローンの選択肢は、①変動ローン(変動)、②２年間金利が固定されたローン(２年固定)、③３年間金利が固定されたローン(３年固定)、④５年間金利が固定されたローン(５年固定)、⑤10年未満金利が固定されたローン(10年未満固定)、⑥10年以上金利が固定されたローン(長期固定)とした。また、説明変数は、本章で取り上げた個人の属性のほか、長期・固定ローンと短期・変動ローンの金利差、短期・変動ローンの金利水準（２乗値を含む）

を用いて、金利の変動、金利水準とローン選択との関係を検証した。対象データは、データ数の多い第５章で行ったインターネット調査の結果を用いた。分析結果は以下の図のとおりである。

図補４―１　金利変動と金利差が民間ローンの選択肢に与える影響



注：係数は公庫融資・フラット35を標準とした係数である。

以上の結果からは、金利差が大きくなるにつれ、金利の固定期間が短いローンに対する選好が増大し、金利水準が上昇するほど、固定期間が長いローンへの選好が増大する関係にあることが分かる。これは、本章で行った長期・短期に二分した結論と整合し、金利が変動か固定期間が短いほど、低金利の局面では長短の金利差が大きくなり短期・変動ローンの選好が強まり、金利上昇局面では、将来の金利負担上昇のリスクは固定期間が短いほど大きくなり長期・固定ローンへの選好が強まることになる関係を表していると考えられる。上記の分析は、ローンの種類を細分化したモデルを示したものであり、最近の住宅ローン市場の実態に適ったローン分析が可能になると考えられる。

注

[1] アンケート調査は、調査会社に登録しているモニターの方の中から年齢構成や職業構成が国勢調査等の 構成に合致するように抽出した 6,717 人に対して、現在

居住している住宅や住み替え意向に関するアンケートをインターネットを通じて行い、インターネットを通じて回答のあった者 4,316 件（回収率 64.3%）のうち、住宅金融公庫融資や民間住宅ローンを問わず住宅ローンを利用して住宅を取得したとの回答を得た 1,230 件を対象とした分析である(誤差率は 50%の認知率で 2.85%)。あらかじめ登録されたモニターからサンプルを抽出してインターネットを操作できる者に対して調査を行ったという点で無作為抽出ではない。

[2] 長期・固定ローン選択(ダミー)は 1 を長期・固定ローンを選択した場合、0 を短期・変動ローンを選択した場合とする。新築・中古の別（ダミー）は新築を 1、中古を 0 とする。前住宅の居住期間はローン利用する以前に住んだ住宅の居住年数を示す。従前住宅が持ち家かどうか（ダミー）は持ち家の場合を 1、それ以外を 0 とする。住宅の質へのこだわり（ダミー）は、住宅の性能、利便、環境を居住を決める場合に重視することがらとして掲げた者は 1、費用や規模を掲げた者を 0 とする。景気状況への判断は旧経済企画庁・内閣府が実施した消費動向調査の暮らし向きの指数の 50（代わらない）との差をそれぞれ対応する年月のサンプルに当てはめている。性別(ﾀﾞﾐｰ)は男性を 1、女性を 0 とした。また、金利差は、実際に利用したローンの金利とそのときに比較の対象となったローンの金利との差であり、後者はローン実行時の年月に対応するローン金利をサンプルに当てはめている。

[3] 危険回避度は、Kimball et al. (2005)で行われた手法に準拠し、質問の回答から、回答者が持ちうる危険回避度の範囲を設定する。例えば、5%確実に報酬が上昇する選択肢と 50%の確率で 50%報酬が上昇するか 10%報酬が減少する選択肢を示されて後者を選んだ回答者は、危険回避度一定型の効用関数を仮定すると、以下の等式で求めるγの値が危険回避度の上限となる。

$$0.5\frac{1.5^{1-\gamma}}{1-\gamma}+0.5\frac{(1-0.1)^{1-\gamma}}{1-\gamma}=\frac{(1+0.05)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

同様の手順で危険回避度の範囲を求め、その逆数を危険許容度とし、その危険許容度が対数正規分布に従うと仮定し、その分布の下で各回答者のカテゴリーについて危険許容度の期待値を求め、その逆数を危険回避度の期待値とした。

[4] 時間選好率は、池田、大竹、筒井(2005)の考え方に準拠し、質問の回答から得られた各個人の時間選好　率の範囲が正規分布に従うと仮定し、その分布の下での各範囲についての時間選好率を求める

[5] アメリカではBrueckner and Follain(1987)が返済負担率 28%以上と 28%未満で同様の分析を行っている。

[6] 金利の変化による個人のローン選択に与える影響と利用者全体の変化を推計する方法は、前章注 6 に示したAmemiya(1985)による方法と同様である。

第５章　住宅ローンのライフサイクルの中での選択とその影響

＜第５章の要旨＞

住宅ローン市場については、ローン実行時だけでなくその後の利用者の借り換え、期限前償還、延滞等の分析することは住宅ローンのライフサイクルを通じた選好状況を解明する上でも、MBSの価格評価を行う上でも重要である。

本章では、米国でも幅広く行われている、比例ハザードモデルを利用して、時系列の変化によって生ずる期限前償還等の事象を、金利水準の変化や利用者の危険回避度、時間選好によって分析した。

分析の結果、金利下落局面では、長期・固定ローンから短期・変動ローンへ、金利上昇局面では、短期・変動ローンから長期・固定ローンへの借り換えが発生し、延滞等に関しては、短期・変動ローンの利用者、時間選好率の高い者に多く見られることが分かった。また、推計によれば１％の金利上昇で15％程度の長期・固定ローンへの借り換えが起こり、10％の年収減で20％程度の延滞等の増加が生ずることがわかった。このように借り入れ後の行動や事象もその時々の金融経済情勢の影響を借り入れ後に長期間に渡って受けることになる。最近の近年のサブプライムローンの問題もまさにこうした住宅ローンの本質に関わる問題であり、有効なセーフティネットの整備が求められる。

１．住宅ローンの借り入れ後の利用者の行動の変化

前章までは、当初の住宅ローンの選択行動とその影響を中心に議論を進めてきたが、ローン借り入れ中の返済行動、具体的には期限どおりの返済を続けるか、期限前償還を行うか、借り換えを行うか、あるいはローンの返済の延滞するか、減免を受けるか、借り入れを断念するかについても個人の属性や金融情勢の影響を受けるところは大きい。特に、直近の日本の住宅ローン市場では、急速に多様な商品が提供され、それとともに、金融情勢の変化にあわせて、ローン利用者の側も、借り換えや新たな借り換えを伴わない期限前償還を行うケースが多く見られるようになっている。最近では、金利の低下傾向に合わせて、住宅金融公庫（2007年4月より独立行政法人住宅金融支援機構に移行）の利用者が相対的に借入金利の低い短期・変動金利の民間住宅ローンに借り換える現象が認められた。また、日本での右肩上がり経済の終焉とその後の経済の停滞に伴い、住宅ローンの返済の延滞や金融機関による減免あるいは融資保証機関による代位弁済のケースが増加していると言われている[1]。

今後、住宅ローン利用者は、自らの居住事情や金利情勢にあわせて、自分の効用が最大になるように住宅ローンの返済の態様や経路を選択していくものと考えられる。こうした住宅ローンの返済の過程のメカニズムを明らかにすることは、住宅ローン債権を保有し、資産と負債のバランスを常に考慮する金融機関にとって重要であり、特に住宅ローン債権を担保とする証券化が進行している現状では、そうした資産担保証券(MBS)の価格付けを決定する要因となる。また、安定的な返済による住宅の取得を実現していく住宅政策の観点からも、家計におけるローン償還のメカニズムの解明は必要である。

日本においては、期限前償還や延滞等に関する実証分析は、住宅ローンを実施する金融機関がそのデータを公表していないためか、ほとんど行われておらず、わずかに、杉村(2003)、一條、森(2006)及び岸本、金、松本(2006)において分析が行われている。

本章では、インターネットを通じて住宅ローン利用者にアンケート調査を行い、金利水準の状況や利用者の危険回避度や時間選好率などの属性が期限前償還、借り換え行動、延滞等に与える影響を分析する。

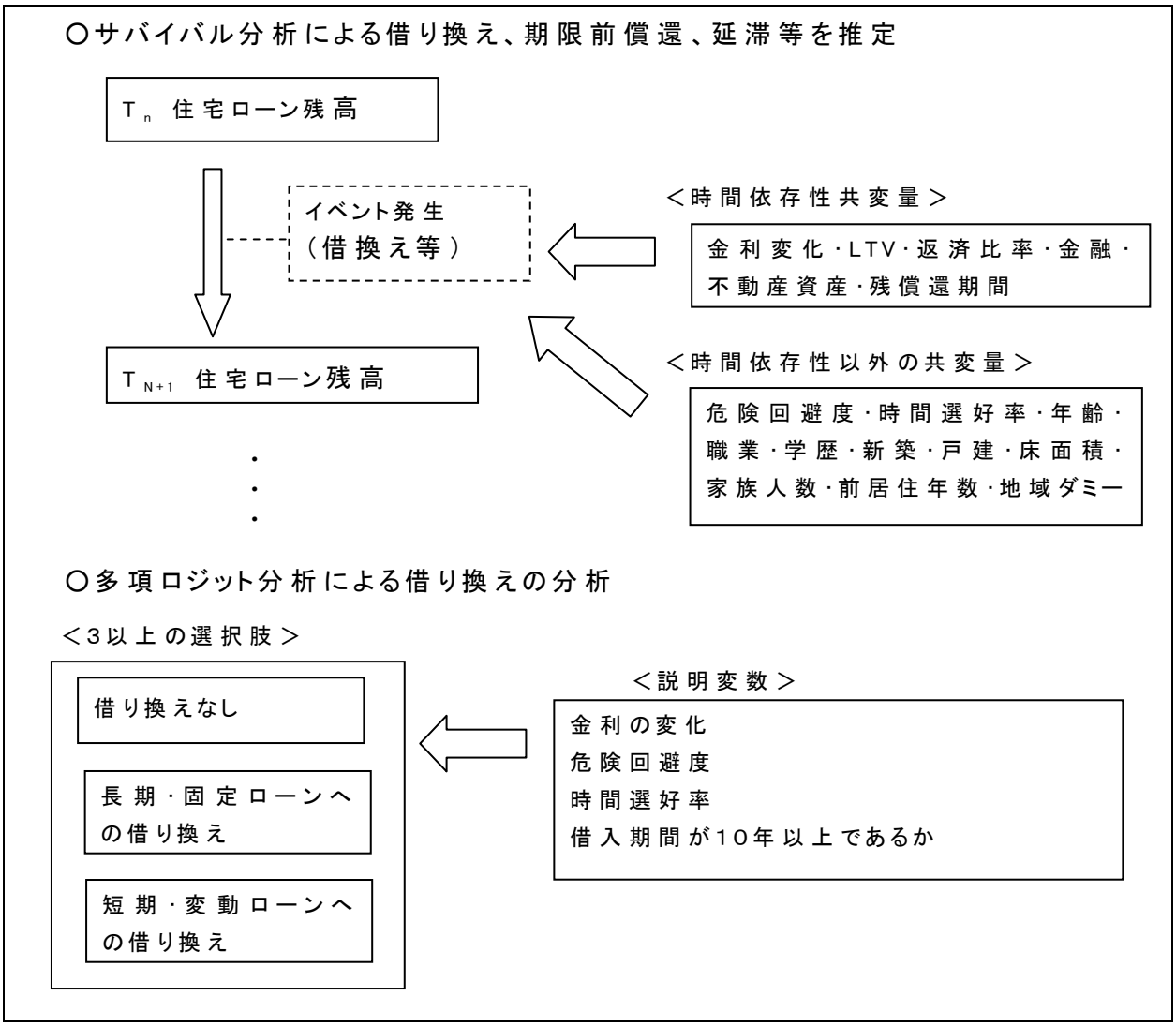
２．借り入れ後の利用者行動のモデルと推計方法

(1) 先行研究

期限前償還等の実証分析に関しては、米国において、MBS の価格決定モデルを通じて推計を行う事例や住宅ローンの個別の償還や返済記録データを用いた比例ハザードモデルの推計事例が多く見られる。

この中では、Green and Shoven(1986)は、金利や担保価値の変化が期限前償還の確率に与える影響を比例ハザードモデルで分析し、Quigley(1987)は、最初から直接期限前償還を推定したものではないが、期限前償還に影響する変数として住宅の移動可能性に着目し、その移動可能性を推計するため、モーゲージの価値や家族数や年齢などの個人の属性を説明変数として比例ハザードモデルを用いて推定している。Schwartz and Torous(1989)は、米国の GNMA による住宅ローンデータを用いて、パラメトリックな比例ハザードモデルを用いた期限前償還の分析を行い、説明変数として当初の金利と借換金利との金利差や季節要因を用いた。Cunningham and Capone(1990)は、固定ローン(FRM)と短期ローン(ARM) について期限前償還とデフォルトの推定を行い、Haskim(1997)は、フレディマック(FLMAC)の住宅ローンに関するデータを元に比例ハザードモデルを用いた期限前償還を推計し、貸出金利、金利の上昇傾向、下降傾向、住宅ローン価値、年収、扶養家族、借入時年齢、地域などを説明変数としている。Calhouna and Deng(2002)は、固定ローンと変動ローンについてオプション理論を前提としたモーゲージの価値(Mortgage Premium Value)、借り入れた年代、年齢、借入額の担保価値に占める割合(LTV)を説明変数として Cox の比例ハザードモデルを用いて分析し、両者の比較を試みた。

図５－１　期限前償還、借り換え、延滞等の推定（第５章のアウトライン）



一方、日本における住宅ローンの期限前償還や延滞等に関する分析は、金融機関が個別の返済データを開示していないこともあり前述のとおりほとんど行われていない。杉村(2003)は、住宅ローンの返済について、「全額繰上返済」、「一部繰上返済」及び「代位弁済」の３つのタイプそれぞれについてモデル化を試みることで、繰上償還とデフォルト双方について、パラメトリックな比例ハザードモデルによる推計を行っている。一條、森(2006)は、1995 年 1 月から 2000 年 6 月までの個別の民間金融機関のデータを元に、期限前償還について Cox の比例ハザードモデルを使って推定している。この中では、適用金利と市場金利の比、残存期間、債務者の年齢、職業などに高い説明力が認められてい

る。岸本、金、松本(2006)は住宅金融公庫融資の集計データを元に全額繰上償還とデフォルトの分析を行った。

これらは、日本における住宅ローンの返済行動を分析した先駆的実証分析であるが、杉村(2003)及び一條、森(2006)の分析は、民間金融機関の住宅ローンのデータに限定されているが、実際の期限前償還は、金利低下傾向の中でその多くが住宅金融公庫のローンから民間金融機関への借り換えの形で行われており、そうした現象に対する分析には十分対応できない。また、住宅ローンの一般的返済期間に比べて分析対象となった返済データの期間が短くなっている点も分析の限界となっている。これに対して、岸本、金、松本(2006)は、全期間にわたって金利が固定している融資（長期・固定ローン）である住宅金融公庫融資の 1996 年以降のデータを対象としているが、個別の住宅ローンデータを分析の対象としておらず、また、変動金利や短期間金利が固定されるローン（短期・固定ローン）が大部分である民間金融機関の住宅ローンの期限前償還との比較対照は困難であった。

本章では、インターネットを活用したアンケート調査を通じて収集した 1985 年から 2006 年までに実行された住宅ローンのデータを対象に、住宅金融公庫融資、民間金融機関のローン双方について、時間に依存して変数が変わっていく時間依存性共変量である当初金利と期限前償還時の金利の比などを説明変数に組み込んだCoxの比例ハザードモデルによる期限前償還と信用リスクの分析を行った。期限前償還については、借り換えを伴うものと伴わないものとは、借り換え先の住宅ローンの金利などの条件に影響される可能性が大きい[2]と考え、区分して分析を行った。従来の分析に加えて、住宅の質への選好や住宅ローン利用者の危険回避度、時間選好率といった傾向も説明変数に加えている。

借り換えの場合については、借り換え前の住宅ローンの条件とその時々の住宅ローンの条件を比較対照しながら、借り換えを行わないか、借り換えを行う場合には、どの住宅ローンに借り換えるかを判断することになり、多くの選択肢から最も効用の大きな選択を行うこととなると考えられる。そこで、当初の住宅ローンからの借り換え行動に関しては、多項ロジット分析を行い、いかなる属性の者が、どのような経路で住宅ローンの選択、借り換えを行っているかの分析を行った。

(2) データ

データはインターネットを通じて住宅ローン利用者を対象に行ったアンケート調査によって得られたサンプルによる。1985 年 1 月から 2006 年 10 月までに借り入れた住宅ローン 4,083 件が対象である[3]。その記述統計とローンタイプごとの標本数は、それぞれ表５－１、表５－２のとおりである。この中で、約半数のローン利用者は、何らかの期限前償還を行っており、また、住宅ローンを延滞し、あるいは減免を受けたことのある者が２％弱いることになる。貸付期間の経過に伴う住宅ローンの残存率と期限前償還の発生率は、それぞれ図５－１及び図５－２のとおりである[4]。借り入れ当初は短期・変動ローンの期限前償還の割合が高いが、途中から公庫融資や民間の長期・固定ローンも期限前償還の割合が大きくなっている。

表５－１　記述統計

変数	平均(割合)	標準偏差	最小	最大
償還期間	26.7110	8.7347	0	35
期限前償還	0.5241	0.4995	0	1
借り換え	0.1881	0.3908	0	1
借り換え以外	0.4401	0.4965	0	1
延滞･減免	0.0186	0.1352	0	1
借入時年齢	36.6598	7.7840	5	74
借入時年収(万円)	765.5814	533.6393	100	12000
借入時資産(万円)	1355.8500	3714.6440	0	20000
家族の人数	3.4230	1.2737	1	8
学歴(大学卒業)	0.5724	0.4948	0	1
通勤時間	43.1702	29.7411	0	240
以前の居住期間	9.6973	10.9555	0	100
時間選好率	0.0305	0.0364	-0.065	0.111
危険回避度	10.2740	7.9153	0.188	16.718
住宅価格	3417.8320	1867.1740	500	0
LTV(負債/資産)	0.6581	0.4055	0.002	8.815
住宅ローン総額	2519.4700	1189.6940	100	12000
返済比率	0.2272	0.1413	0.002	1.789
床面積	124.3669	207.6279	7	900
新築	0.8474	0.3596	0	1
戸建て	0.6676	0.4711	0	1

表５－２　利用した住宅ローンの件数と割合

	件数	割　合
住宅金融公庫	1,764	43.20
フラット 35	65	1.59
民間の変動ローン	572	14.01
民間の2年固定ローン	226	5.54
民間の3年固定ローン	397	9.72
民間の5年固定ローン	205	5.02
民間の 10 年未満固定ローン	120	2.94
民間の 10 年以上固定ローン	293	7.18
民間の全期間固定ローン(10 年未満)	27	0.66
民間の全期間固定ローン(10 年以上)	134	3.28
住宅金融公庫以外の公的融資	110	2.69
その他	170	4.16

図５－１　貸付期間ごとの住宅ローンの残存率の推移

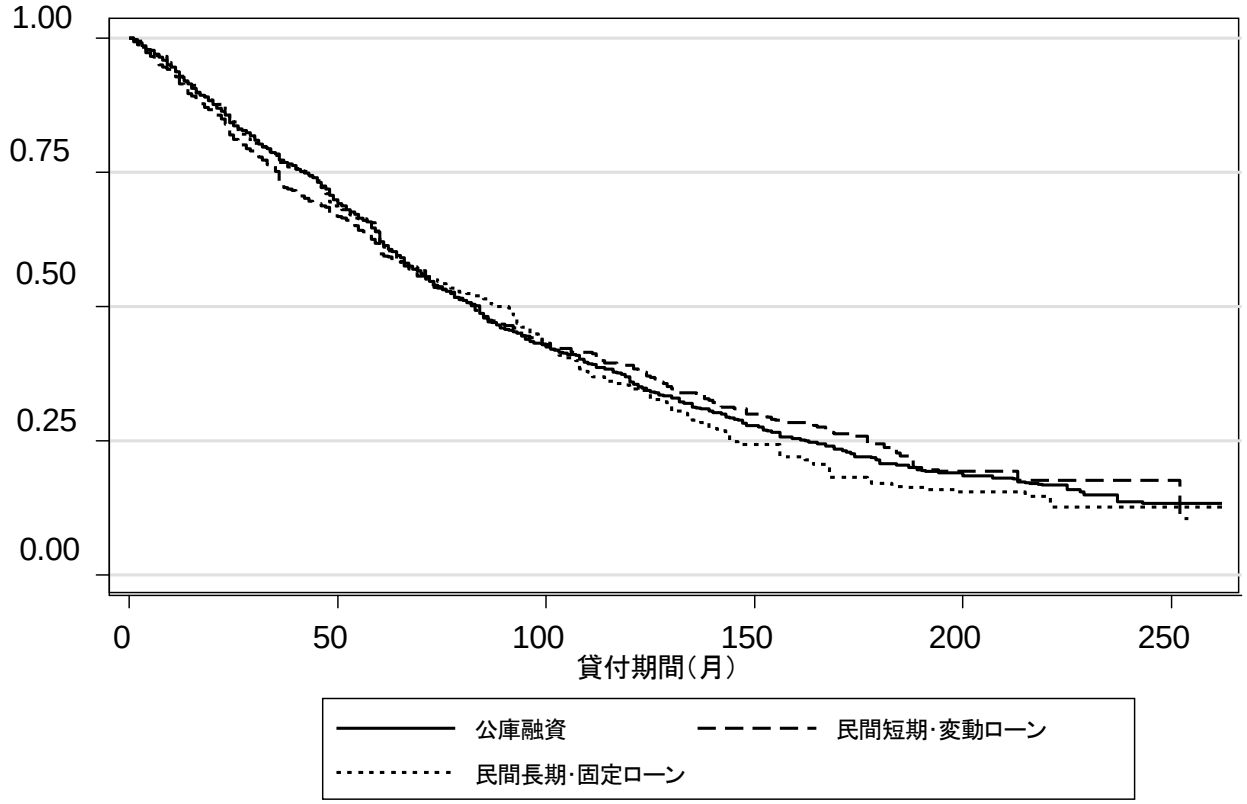
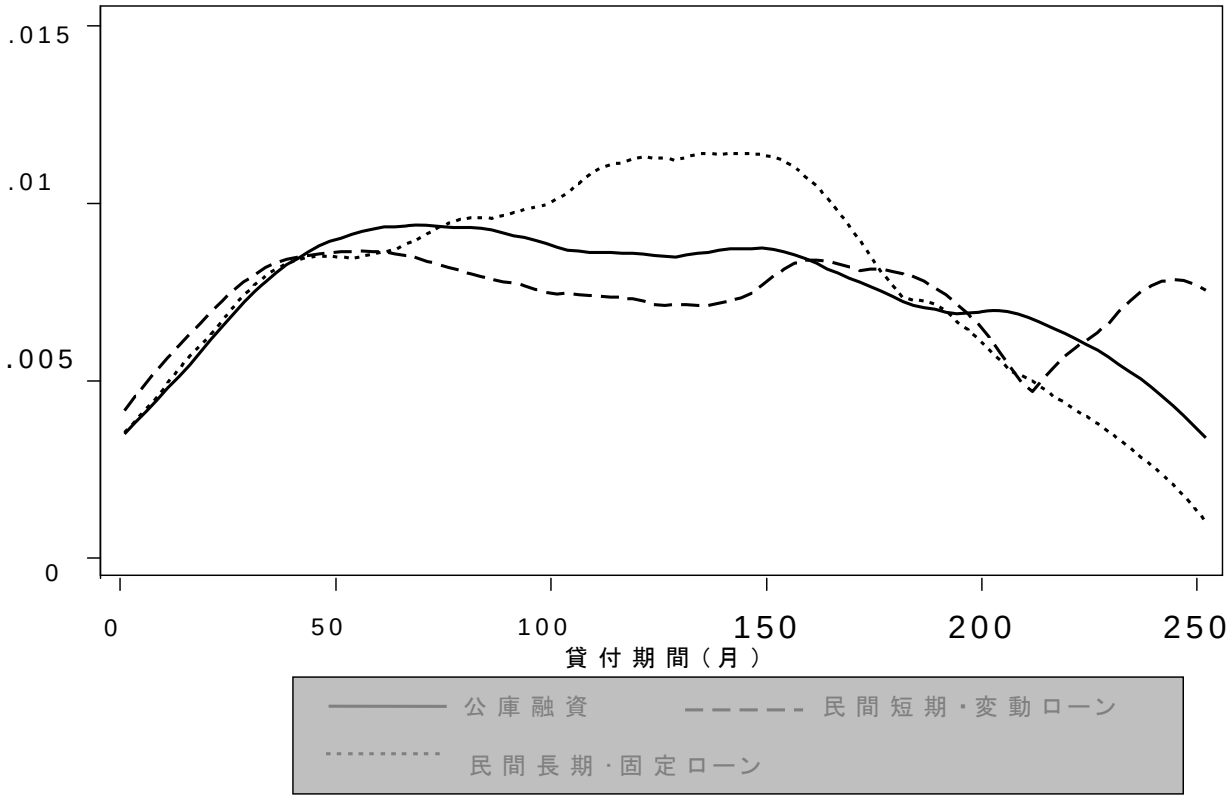


図５－２　貸付期間ごとの期限前償還発生率の推移



(3) 期限前償還、延滞等の推定モデル

住宅ローンの個々の期限前償還や延滞等については、住宅ローンの当初の金利とその後の市場金利との関係やローン利用者の危険回避度、時間選好率の影響を受ける可能性が大きい。そこで、本分析では時間に依存して値が変動する変数の扱いが容易なCoxの比例ハザードモデル[5]を用いた分析を行う。

個々の融資iについて$z_i(t)$を時点tにおける共変量とし、βをパラメータとすると、繰上償還等のイベント[6]が起きるハザード関数は以下の（5－１）式で推定できる。

$$h(t;z_i(t)) = h_0(t)\exp(z_i(t)\beta) \qquad (5-1)$$

ここで$h_0(t)$ははz$_i$(t)が０になったときのハザード関数であり、ベースライン・ハザード関数と呼ばれる。

繰上償還等が起こらず、ローンが生存する可能性を示す、生存関数は、以下の（5－２）式で示される。

$$S(t) = \exp(-\int_0^t h_0(u)\exp(z_i(u)\beta)du) \qquad (5-2)$$

以上の式を元にパラメータを推定することで、繰上償還等にいかなる要素（共変量）が影響しているかが推定できることとなる。

時間の経過と共に変動する時間依存性共変量の候補として、①住宅ローン金利の変化(当初の住宅ローン金利／その時点での変動金利)、②LTV(住宅価格に占める融資額の比率)、③返済比率(年収に占める返済額)、④金融・不動産資産(対数値)、⑤残償還期間を想定する(延滞等はこの他年収が加わる)[7]。

また、時間依存性共変量以外の共変量として、①危険回避度、②時間選好率[8]、③借入時年齢（対数値の２乗)、④職業ダミー（経営者、自営業者)、⑤学歴ダミー(大卒以上・ダミー)、⑥住宅の新築(ダミー)、⑦住宅の戸建・共同(ダミー)、⑧住宅床面積(対数値)、⑨家族人数、⑩前の住宅の居住年数、⑪地域ダミーを設定する。

期限前償還と延滞等については、完全に排他的な事象ではなく、それぞれ影響を与える説明変数が異なることから別々の推定式で推定した。また、借り換えを伴わない期限前償還と借り換えを伴う期限前償還については、確かに同時推定が望ましい面もあるが、双方とも選択される可能性が排除されず、完全に排他的事象とまでは言えないこと、さらには前者が住宅ローンの全部又は一部の解消であり、後者が住宅ローンの内容の変更を意味し、それぞれの行動のもたらす効果、見込まれる時期が異なることから、一條(2006)などの先行研究と同様にそれぞれについて別々の推定を行った。

予測される結果として、借り換えを伴う期限前償還に関しては、金利上昇の下では、金利上昇による負担増のリスクを伴わない長期・固定ローンへの借り換えが選好され、金利低下局面では金利負担減少が見込める短期・変動ローンへの借り換えが選好されることが想定される。金利変動リスクが小さいが相対的に金利が高い長期・固定ローンへの借り換えは、危険回避度の高い者が選好することが予想される。時間選好率は将来の効用よりも現在の効用をどの程度選好するかを示す指標であるが、金利上昇局面では、時間選好

率が高い者の場合には現在の負担増を嫌って長期・固定ローンへの借り換えを回避し、金利低下局面では、現在の負担減のため短期・変動ローンへの借り換えを選好することが予想される。

借り換えを伴わない期限前償還の場合については、短期・変動ローンの場合、金利上昇の元では、金利上昇による負担増大を避けるため、期限前償還が選好され、金利低下の下では、期限前償還の回避が選好されると予想される。長期・固定ローンの場合、現在のローンでも借り換え先の金利変動リスクは負わないが現在借りているローンの金利と手持ち資金を運用することによる利回りとの比較から、金利上昇局面では期限前償還を回避し、金利低下局面では期限前償還を行うことになると考えられる。将来の金利負担や変動リスクを避ける観点から、危険回避度が高い者は期限前償還を選好し、時間選好率の高い者が、金利上昇局面で期限前償還を回避することが予想されることは借り換えの場合と同様である。

延滞や減免は、金融機関は一般的にはデフォルトを貸出に係るリスクとして指すことが多いものの、数ヶ月の延滞等に係る住宅ローン債権についてはリスク債権と扱われ、延滞や減免も貸出に係るリスクとして取り扱われることから、本研究では延滞等をハザードモデルの適用対象として分析した[9]。ハザードモデルを延滞等に適用した場合、年収が負の方向で反応し、危険回避度が低い者や時間選好率が高い者が延滞等を生じやすいことが予測される。

(4) 多項ロジット分析による借り換えの経路の推定

住宅ローンの借り換えに関する選択に関しては、①借り換えを行わず現在のローンを借り続ける、②借り換えを行い、民間金融機関の短期・変動ローンに借り換える、③借り換えを行い、民間金融機関の長期・固定ローンに借り換えるという３通りの選択肢がある。これらの選択肢を被説明変数として推定する方法として、以下の（５－３）式によって表される多項ロジット分析を選択する。ここで、k はそれぞれの借り換えに関する選択肢を示し、x は説明変数、β はパラメータとなる。

$$Pr(Y_i = k) = \frac{exp\left(\sum_{j=0}^{p} x_{ij}\beta_{jk}\right)}{\sum_{m-1}^{r} exp\left(\sum_{j=0}^{p} x_{ij}\beta_{jm}\right)} \qquad (5-3)$$

以上の式を元に分析することにより、複数の借り換え行動に影響する説明変数の推定を行うこととする。ここでは、借り換えを行わず現在のローンを借り続けることの選択肢を基準として推定するものとする。説明変数の候補としては、比例ハザードモデルと同様に、住宅ローン金利の変化(住宅ローン金利／借り換えの時点での変動金利)、危険回避度などを設定するとともに、段階金利制を採用していた住宅金融公庫の融資の影響を考慮して、借入期間が 10 年超であるかどうか（ダミー。借り換え前のローンが住宅金融公庫の場合、段階金利制によって金利が上昇する。）を変数に加えた。

借り換えの経路に関して予測できる結果を考察すると、日本の場合、長期・固定ローンの大部分を占める住宅金融公庫融資や住宅金融公庫改革後に導入された民間金融機関と連携した証券化による長期・固定ローン(フラット 35)への借り換えは認められておらず、借り換えが起こりうる局面は、民間ローンへの借り換えのみである。従って、借り換えの起こりうる経路としては、金利の下落局面において、金利負担の軽減を図るために長期・固定ローンから短期・変動ローンへの借り換えが起こることが考えられる。その際には危険回避度の低い（危険選好率）が高い者ほど金利変動リスクを有する短期・変動ローンに借り換える可能性が高くなる。一方で、金利の上昇局面においては、金利負担を抑制するため、公庫融資から民間の短期・変動ローンへの借り換えは通常起こりづらいが、公庫融資は 11 年目から金利を引き上げる段階金利制を取っており、その金利上昇リスクを避けるために相対的に金利負担の軽い短期・変動ローンに借り換える可能性がある。また、民間の短期・変動ローンから民間の長期・固定ローンに借り換える可能性がある。

３．期限前償還、借り換え、返済の経路と金利、年収の変動による効果

比例ハザードモデルを用いた推計の結果、期限前償還や延滞等に対して、主要な説明変数は表５－３に掲げた符号での影響を与えていることがわかった。それぞれの詳細は別表５－１～５－３のとおりである。

表５－３　期限前償還、延滞等に影響する主要な指標の影響

	借り換えなし		借り換えあり		延滞等
	公庫	民間	公庫	民間	
金利下落	＋	－	＋	－	
金利上昇	－	＋	－	＋	
LTV	－	－	－	－	＋
返済比率	－	＋	－	－	＋
資産	＋	＋	＋	－	－
他借金比率	－	－	＋	－	＋
危険回避度	－	＋	－	＋	－
時間選好度	－	－	－	－	＋
残償還期間	－	－	＋	－	－
自営業者	－	－	－	－	＋
学歴	＋	－	＋	＋	＋
長期					－
年収					－

(1) 期限前償還の推計

まず、借り換えを伴う期限前償還の場合、仮説において推定したとおり、金利変動の影響を強く受けていることがわかった。住宅金融公庫融資を始めとする長期・固定ローン利用者は、金利上昇局面で借り換えを回避（長期・固定ローンを選好）し、金利低下局面で借り換え（短期・変動ローンを選好）を行う。短期・変動ローン利用者は、金利上昇局面で借り換え（長期・固定ローンを選好）を選好し、金利低下局面で借り換えを回避（短期・変動ローンを選好）する。

借り換えを伴わない場合にも、現在のローンの金利変動リスクと保有資産の運用利回りとの関係から同様の行動形態を取ることが確認できた。危険回避度の大きい長期・固定ローン利用者が、借り換えの有無にかかわらず期限前償還を回避し、短期・変動ローン利用者が期限前償還を行うこと、時間選好率が高い利用者が、金利上昇時に長期・固定ローンへの借り換えや期限前償還を回避することは仮説のとおりである。

このほかの説明変数の影響に関しては、LTV あるいは返済比率が低いもの

ほど借り換えによる期限前償還が行われている。また、資産保有が大きい者や他の借入金の比率が低いほど借り換えなしの期限前償還が認められる。前者に関しては、LTVや返済比率が低いほど、借り換え先での審査も容易となること、後者に関しては、家計に余裕がある方が期限前償還が円滑に行われることを示している。年齢は正の方向の係数を示すことが多く、年齢が大きくなるほど、退職金などまとまった資金の入金が望め期限前償還の可能性は大きくなる。前の住宅の居住期間は、借り換えを伴わない場合は正の係数を示し、借り換えを伴う場合は負の係数を示すことが多い。居住期間は移動可能性を示す代理変数であり、居住期間の長い者ほど期限前償還を回避するということは、移動可能性の高い者は、早期に償還を済ませて、住み替えを行う志向があることを示している。学歴では大学卒業者の方が期限前償還を選好しやすい傾向を示している。期限前償還等の知識がこれらの行動を促している可能性がある。職業では自営業者は期限前償還を行いづらく、給与生活者は期限前償還を行いやすい。期限前償還を行うには安定的な収入が必要であることが背景にあると推察される。

(2) 延滞等の推計

延滞等の推計に関しては、1月以上の住宅ローンの延滞、減免が生ずるローン債権に該当するかどうかを被説明変数として推計を行った。延滞等に関しては、経済情勢が大きな要因となっており、年間所得の成長率が低いほど発生しやすい。また、LTVや返済比率は高いほど、他の借入金の割合が大きければ延滞等は発生しやすく、家計の余裕の程度が延滞等に影響していると考えられる。また、延滞等はリスクの要素が大きな要因であり、金利変動リスクにさらされる短期・変動ローンの方が、長期・固定ローンより延滞等は発生しやすい。時間選好率が高い者、あるいは、危険選好的な者は延滞等を発生しやすい。

(3) 借り換えの経路に関する推計

借り換えの経路について、複数の選択肢が示されている中で、如何なる要因によって選択されているかを分析するため、多項ロジット分析を通じて、

金利の上昇局面と金利の下落局面に分け、主として金利変動や危険回避度、住宅金融公庫融資に係る借入期間(10年超かどうか)と借り換え行動との関係を分析した[10]。結果は表５－４のとおりである。

基本的な方向性としては、想定したとおり、金利低下の局面の場合には、金利低下に反応して、長期・固定ローンである公庫融資から民間の短期・変動ローンへの借り換えが起こりやすく、危険回避度が低い（危険選好度が高い）者は、借り換えを行いやすい。一方、金利低下によって民間・短期ローンを借り続けた方が金利負担は軽いことから、借り換えは起こりにくいが、危険回避度が高い者は、短期・変動ローンの下では将来の金利上昇リスクを懸念して借り換えを行う可能性が高いと考えられる。この場合、借り換え先が短期固定ローンであっても２、３年は金利が固定されることから危険回避度が高い者は借り換えを選好する傾向が強い。

金利上昇の局面の場合には、金利負担の上昇を避けるために、長期・固定ローンである公庫融資から短期・変動ローンへの借り換えは起こりにくい。しかし、住宅金融公庫の融資は 11 年目以降金利が上昇する段階金利制を採っていることからその金利上昇による負担増を避けるため借り換えを行う可能性はあり、危険回避的な者がそうした行動を取っていると考えられる。借入から10年超かどうかのダミー変数に関して正の係数を示していることは、この推測を裏付けるものと考えられる。一方、金利上昇による負担を抑制するために、短期・変動ローンから長期・固定ローンへの借り換えは起こりやすく、危険回避度の高い者ほど借り換えによって金利変動リスクを回避していると考えられる。

表５－４　借り換えの経路の推定結果

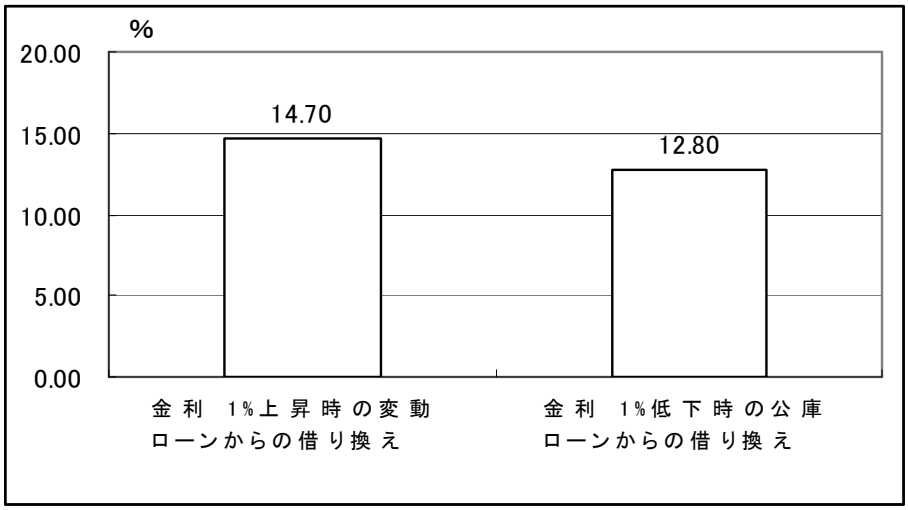
金利の傾向		下落の場合		上昇の場合	
借り換え前のローン		公庫	民間	公庫	民間
短期への借り換え	金利変動	＋	－	－	－
	危険回避度	－	＋	＋	＋
	借入10年超	－		＋	
長期への借り換え	金利変動	＋	－	＋	＋
	危険回避度	－	－	－	＋
	借入10年超	－		－	

(4) 金利や年収の変化による期限前償還、借り換え、延滞等への影響

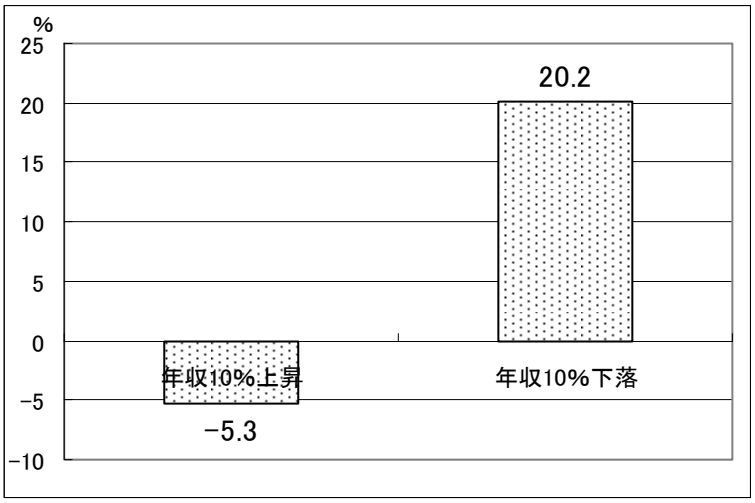
(3)で行われた期限前償還、延滞等、借り換えの経路の推計によって、これらの返済の変化には、金利の変動やローン利用者の年収、危険回避度の状況が大きな影響を与えていることがわかった[11]。それでは、金利水準や年収が変化した場合、期限前償還や延滞等はどの程度生ずるであろうか。比例ハザードモデルでの分析を踏まえて、金利変動や年収の変化がどの程度、期限前償還や延滞等に影響を及ぼすかを推計した。結果は図５－３のとおりであり、これによれば、金利が１％上昇した場合でも10％強程度の借り換え需要増が見られることがわかる。延滞に関しても、年収10％の下落は20％程度の延滞等の増加が見られることがわかった。

図５－３　金利、年収の変化が与える影響

①　借り換え



② 延滞等



４．住宅ローンのセーフティネットの必要性

以上の分析は、最近の住宅ローン市場の傾向と極めて整合的な結果となっている。特に 2000 年代に入って、金利水準が低下するにつれて、長期・固定ローンである住宅金融公庫融資から短期・変動ローンが大部分を占める民間金融機関のローンへの借り換えが劇的に増加していったと見られている。現在日本の金利水準は、比較的低い水準で推移してきており、そのためか初期の住宅ローンの支払負担の低い短期・変動金利の住宅ローンの選択が極めて多くなっており、現在は８割を超えている。

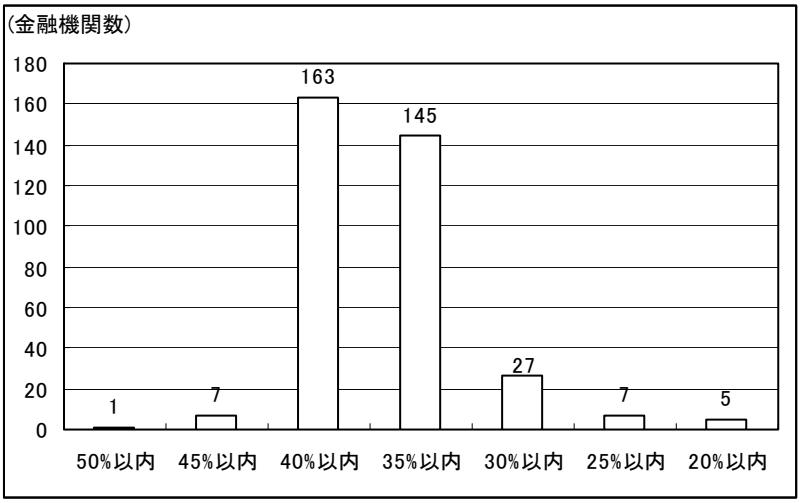
しかし、直近では、金利上昇の可能性が議論に上りつつあり、上記の推計に従うならば、今後金利水準が上昇した場合には、金利変動のリスクを避けるために、借り換えによる期限前償還の需要が大幅に増加していくことが見込まれる。ただし、日本の金融市場の場合、住宅金融公庫の融資においても、フラット 35 と呼ばれる住宅金融公庫と民間金融機関とが提携した長期・固定ローンにおいても、短期・変動ローンからの借り換えは認められていない。金利上昇の中で、住宅ローン利用者の急激な負担増のリスクを緩和できる何らかの対応が必要になっていくのではないか。

また、延滞等による信用リスクは、経済が右肩上がりで収入も年齢を重ねるにつれてある程度収入が上がっている時期にはそれほど大きくなかったが、経済が停滞した、90 年代後半から急速に悪化したと言われており、推計に示

されたとおり、収入水準の変化が信用リスクに大きな影響を与えている。現在は比較的経済状態が良好であると言われており、多少所得水準が低くても、初期負担の軽い短期・変動ローンを利用することで住宅取得を可能にするケースが多く見られるが、返済期間が長期にわたる住宅ローンの特性から、将来金利が急上昇し、あるいは経済状態が現在よりも悪化することも想定され、その場合には信用リスクの急増も危惧される。日本における民間住宅ローンの貸付基準は、例えば、返済額の所得に占める割合である返済負担率は、国土交通省の行った調査によれば図５－４が示すとおり大部分が 40%以内（アメリカのサブプライムローンは 50%以上）であり、アメリカのサブプライムローンのような極端な事態は現在のところは想定しがいが、当初の信用リスクの予測がその後の経済情勢の変化によって変化することはしばしば見られるところである。したがって、現在までの返済データから、信用リスクの的確な把握と適切なスコアリングの形成が必要ではないだろうか。

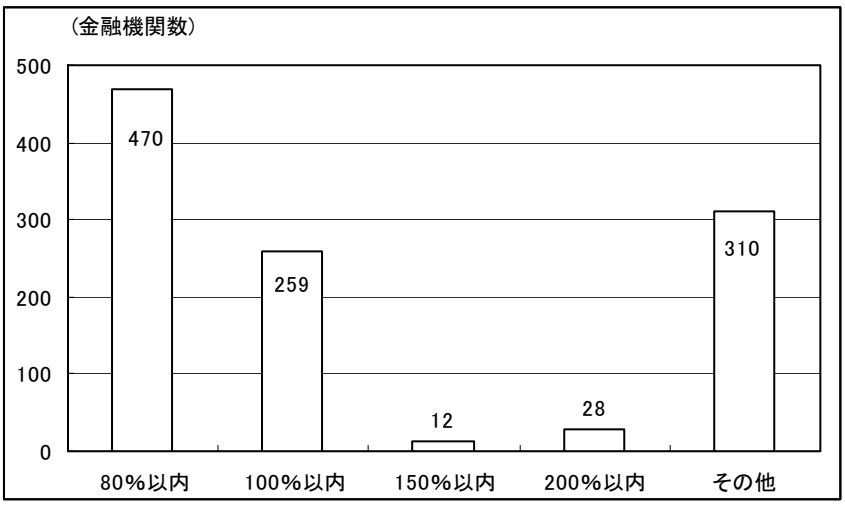
アメリカにおいては、FICO のようなスコアリングがあり、住宅ローンの信用リスクを測る尺度が一応存在する。一方で、日本ではスコアリングを利用して住宅ローンを審査している割合自体が図５－５に示すように少ない。第３章で述べたとおり、所得水準や返済割合以外の要素も含めて審査を行っており、そうした点も含めて信用リスクの管理が行われていると見ることもできるが、一方で、返済額の所得に占める割合であるの返済負担率の基準も、図５－４に示した状況であり、返済負担率を年収 400 万円未満で 30%、400 万円以上で 35%（フラット 35 の返済額については 25%以内）と定めているフラット 35 の基準より緩やかなものもある。担保評価額に占める借入額の割合(LTV)についても 80%以内と定めているフラット 35 の基準よりも大きくサブプライムと同様の高い割合を設定している例もある。また、日本では、万一返済不能に陥った場合、その担保となる土地住宅の売却あるいは競落により回収できる金額は中古の住宅・不動産の流動性が十分でないため、第 2 章注６に述べた才田(2003)の研究に見られるように住宅ローン債権額と比べ十分でないと言われており、住宅ローンの信用リスクの対応に課題を残している。

図５－４　日本の金融機関の返済負担率の基準



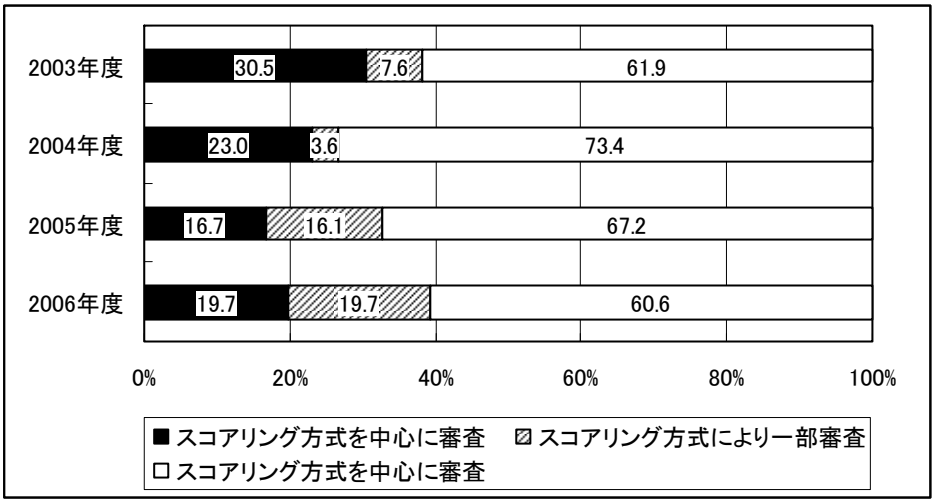
資料：国土交通省「平成18年度民間住宅ローンの実態に関する調査」
注：所得水準によって差異を設けている場合は最大の返済負担率のものを採った。

図５－５　金融機関の借入金の担保評価額に占める割合の上限



資料：国土交通省「平成18年度民間住宅ローンの実態に関する調査」
注：所得水準によって差異を設けている場合は最大の返済負担率のものを採った。

図５－６　スコアリングを利用して住宅ローンを審査しているか否か



資料：国土交通省「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」
注：サンプル数は 2003 年度 1173 件、2004 年度 1385 件、2005 年度 1264 件、2006 年度 1387 件

日本の住宅ローン市場は、近年急速に多様化と競争の活発化が見られている分野であるが、返済データの本格的な分析が十分に行われているとは言い難い。しかし、期限前償還や延滞等のリスクは住宅ローンでは不可避に生ずるイベントであり、MBS 市場の充実のためにも、その分析と対策が必要な分野であると言える。

特に、信用リスクに関しては、アメリカのサブプライムローンのように意図せざる金融情勢の変化が顕在化した場合には市場の混乱と住宅市場への影響が懸念される。第１章に述べたように、アメリカでは、サブプライムローンにについて、ファニーメイなどの GSE による債権の買い取りや返済困難者対策の拡充が検討されている。日本においても、住宅ローン市場においてリスク管理の体制が整備されていることが必要である。また、信用リスクが極端な形で顕在化することを予防するためにも、ローン利用者への消費者教育、比較的信用リスクに厳格な基準を設けている住宅金融支援機構によるフラット 35 の堅持とその制度の充実、あるいは不測の場合の返済困難者対策などのセーフティ・ネットの整備が必要と考える。

別表５－１　期限前償還（借換えによるもの）

	公庫	民間変動	民間短期	民間長期
当初金利／現在の金利	0.0911***	−0.3934***	−1.0879***	−0.4239***
	(0.0133)	(0.0415)	(0.0647)	(0.0347)
LTV（借入金／住宅価額）	−0.0275**	−0.0170	−1.0756***	0.0733**
	(0.0142)	(0.0261)	(0.0602)	(0.0327)
返済比率（返済額／年収）	−0.3338***	−0.5246***	−0.0194	−0.8824***
	(0.0781)	(0.1960)	(0.1932)	(0.1467)
資産（対数値）	0.3397***	−0.2851***	−0.0070	−0.2800***
	(0.0229)	(0.0440)	(0.0513)	(0.0414)
他の借入金／支出	0.0660	0.0439	−2.5090***	0.9298***
	(0.1018)	(0.2457)	(0.2338)	(0.1899)
危険回避率	−0.0171***	0.0151***	0.0058**	−0.0071***
	(0.0012)	(0.0028)	(0.0025)	(0.0025)
時間選好率	−0.2827	−5.6016***	−4.2259***	−4.1786***
	(0.2735)	(0.6922)	(0.5552)	(0.5811)
残償還期間（対数値）	0.7685***	0.0098	−0.2888***	0.2979***
	(0.0443)	(0.0685)	(0.0441)	(0.0546)
借入時年齢（対数値）	−0.0855***	0.0119	−0.0800***	0.1047***
	(0.0071)	(0.0179)	(0.0164)	(0.0140)
職業ダミー（経営者）	−0.5783***	−0.3146***	−0.6085***	−0.4951***
	(0.0573)	(0.0936)	(0.1620)	(0.1017)
職業ダミー（自営業者）	−0.8415***	−0.5139***	−1.6050***	−0.4791***
	(0.0517)	(0.0906)	(0.1352)	(0.0930)
学歴ダミー（大学卒）	0.0571***	0.4572***	0.0885***	−0.2038***
	(0.0209)	(0.0516)	(0.0430)	(0.0427)
新築ダミー	0.1222**	0.5136***	0.4720***	0.7124***
	(0.0481)	(0.0619)	(0.0555)	(0.0613)
戸建てダミー	−0.1637***	−0.6395***	−0.7004***	−0.5615***
	(0.0272)	(0.0585)	(0.0504)	(0.0498)
住宅面積（対数値）	0.0689***	0.2206***	0.1157**	0.2178***
	(0.0226)	(0.0502)	(0.0458)	(0.0401)
家族人数（対数値）	0.3593***	1.2256***	0.2190***	0.3458***
	(0.0255)	(0.0698)	(0.0510)	(0.0540)
前居住期間	−0.0035***	−0.0104***	0.0036	−0.0266***
	(0.0010)	(0.0025)	(0.0023)	(0.0023)
総観察件数	4373169	1364721	1017540	1057049
総サンプル数	43110	14782	19204	11781
打ち切り件数	10617	2289	3073	2900
χ^2	2600.39	1495.63	2058.86	1442.69

注：( )内は標準偏差を、***,**,*は、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

別表５－２　期限前返済率（借換えを伴わないもの）

	公庫	民間変動	民間短期	民間長期
当初金利/現在の金利	0.1434***	-0.0571***	-0.2067***	-0.0692***
	(0.0084)	(0.0195)	(0.0314)	(0.0206)
LTV(借入金/住宅価額)	-0.1110***	-0.1510***	-0.4583***	-0.0767***
	(0.0084)	(0.0195)	(0.0306)	(0.0193)
返済比率(返済額/年収)	-0.3725***	0.2562***	0.4691***	-0.5397***
	(0.0553)	(0.0881)	(0.0983)	(0.0916)
資産(対数値)	0.2469***	-0.1485***	0.0078	0.1168***
	(0.0151)	(0.0252)	(0.0299)	(0.0271)
他の借入金/支出	-2.9484***	-1.7355***	-2.6894***	-1.5219***
	(0.0923)	(0.1568)	(0.1558)	(0.1588)
危険回避率	-0.0056***	0.0183***	0.0060***	-0.0010
	(0.0009)	(0.0017)	(0.0016)	(0.0019)
時間選好率	-4.0575***	-5.3605***	-6.1710***	-1.4766***
	(0.1974)	(0.3810)	(0.3782)	(0.4248)
残償還期間(対数値)	-0.3478***	-0.0812**	-0.3611***	-0.3657***
	(0.0213)	(0.0364)	(0.0232)	(0.0346)
借入時年齢(対数値)	0.0325***	0.0602***	-0.0608***	0.0362***
	(0.0049)	(0.0101)	(0.0105)	(0.0093)
職業ダミー(経営者)	-0.3296***	0.3531***	-0.5333***	-0.2828***
	(0.0368)	(0.0521)	(0.0885)	(0.0655)
職業ダミー(自営業者)	-0.3909***	-0.4420***	-0.5702***	-0.1522**
	(0.0326)	(0.0500)	(0.0640)	(0.0682)
学歴ダミー(大学卒)	0.1576***	0.2188***	-0.0125	0.0649**
	(0.0148)	(0.0292)	(0.0274)	(0.0316)
新築ダミー	0.3311***	0.1747***	0.2655***	0.1346***
	(0.0300)	(0.0328)	(0.0374)	(0.0406)
戸建てダミー	-0.2824***	0.0256	0.1962***	-0.1336***
	(0.0181)	(0.0354)	(0.0343)	(0.0386)
住宅面積(対数値)	-0.1178***	-0.1632***	0.1944***	-0.1672***
	(0.0175)	(0.0297)	(0.0293)	(0.0316)
家族人数(対数値)	-0.0794***	-0.3240***	-0.5038***	-0.1129***
	(0.0167)	(0.0297)	(0.0309)	(0.0342)
前居住期間	0.0005	-0.0006	0.0128***	0.0155***
	(0.0006)	(0.0012)	(0.0014)	(0.0010)
総観察件数	3516720	1149104	896516	807033
総サンプル数	42983	14796	19206	11681
打ち切り件数	21708	6291	6409	5258
χ^2	4857.33	1863.51	2486.98	1101.79

注：()内は標準偏差を、***,**,*は、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

別表５－３　延滞等の状況

	係数
長期固定ローンダミー	-0.3020*** (0.0522)
借入時年齢（対数値）	0.3502*** (0.1227)
年収（対数値）	-0.9219*** (0.0632)
残償還期間	-0.3976*** (0.0693)
LTV(借入金/住宅価額)	0.2861*** (0.0385)
返済比率(返済額/年収)	0.5577*** (0.1331)
住宅・不動産資産(対数値)	-0.2561*** (0.0524)
他の借入金/支出	3.2574*** (0.1711)
戸建て(ダミー)	-0.4938*** (0.0631)
新築(ダミー)	-0.2363*** (0.0656)
床面積(ダミー)	0.5510*** (0.0488)
家族の人数(ダミー)	0.0241 (0.0528)
学歴ダミー(大学卒)	0.1737*** (0.0517)
職業ダミー(経営者)	-0.0249*** (0.1142)
職業ダミー(自営業者)	0.9925*** (0.0573)
時間選好率	7.8150*** (0.6025)
危険回避率	-0.0233*** (0.0030)
総観察件数	9506499
総サンプル数	95586
打ち切り件数	1753
χ^2	1925.72

注：括弧内は標準偏差

注

1 住宅金融公庫のリスク管理債権(３ヶ月以上の延滞債権など)の比率は01年1.31%から05年に2.27%に増加している。

2 借り換えは多くの場合、手続きの煩雑さやコストを避けるために全額繰上返済とすることが多い。一方借り換えを伴わない場合は、退職金の取得や相続などまとまった資金の取得がない限り一部繰上返済が多く見られる。杉村(2003)が「全額繰上返済」「一部繰上返済」を分けて分析した理由もこうした返済要因に着目したものと考えられる。本分析では、返済の要因に着目し、全額か一部かではなく、借り換えを伴うかどうかについて分析を行った。

3 アンケート調査は、調査会社に登録しているモニターの方（属性に関する情報については、http://research.goo.ne.jp/segment/consumer.html）に対して、居住に関するアンケートをインターネットを通じて行い、インターネットを通じて

回答のあった者 16,348 件のうち、1985 年以降に住宅金融公庫融資や民間住宅ローンを問わず住宅ローン（100 万円未満の極小のものなどを除く。）を利用して住宅を取得したとの回答を得た 4,083 件を対象とした分析である。あらかじめ登録されたモニターからサンプルを抽出してインターネットを操作できる者に対して調査を行ったという点で無作為抽出ではない。

[4] 住宅ローンの残存率については、Kaplain and Meier(1958)の曲線に拠った。

[5] Coxの比例ハザードモデルはCox and Oakes(1984)など当初は医療統計学の分析で発展が図られたセミパラメトリ ックな分析手法であり、本分析のように複数の時間依存性共変量を扱う際に多く利用される。

[6] 一條、森(2006)の分析に準拠して、100 万円のイベントを一件と算定して、借入額の規模によるウェイト付けを行っている。

[7] 住宅価格は現在及び取得当時の価格とその間の地価の変化を元に推計し、不動産・金融資産の価額、年収は現在と取得当時の額を元に按分推計した。また、1999 年の住宅ローン控除制度の改革の結果、ローン控除額が大幅に増額されたことから改革後に設定されたローンについては、税制の特典を受けやすくするためにローン残高を高いままにして期限前償還を利用しなくなる効果が識別できるかどうかを検定するため、借り入れ年次が 99 年より前かそれ以降かをダミー変数として組み込み検証を行ったが、むしろ 99 年以降のローン利用者は、期限前償還を積極的に利用する傾向が認められた。この背景としては直近のローン利用者は期限前償還の制度に対する認識が進み、より積極的に期限前償還を行う傾向にあると考えられる。また、この変数を加えることで他の変数の推定値に影響を与えるものではなかった。

[8] 危険回避度と時間選好率の算出方法は、第 4 章の危険回避度と時間選好率の算出方法と同様である。

[9] デフォルト自体の分析に関しては、今回のアンケートではサンプル数の限定もあって代位弁済の回答数が少ないことから、直接の分析は行わなかった。山下、川口(2003)は延滞の発生をデフォルトとみなして企業の信用リスクについてハザードモデルを用いて分析している。

[10] 多項ロジット分析を実施するに当たり、任意の 2 つの選択対象の選択確率の比（オッズ比）は、他の選択対象の存在に影響されないとのIIA（Independence of Irrelevant Alternatives）のとの仮説を検証する必要がある。本分析においては、多項ロジット分析のIIAを検証するために、Hausman and MacFadden(1984)が定式化したHausmanテスト、Small and Hsiano(1985)が定式化したSmall-Hsiao テストをそれぞれ適用したところ、いずれの借り換えの選択肢についても仮説を認容する結果となった。

[11] 本研究の分析では、借り換えを伴わない期限前償還、借り換えを伴う期限前償還、延滞等はそれぞれ別々の推定式に基づいて推定を行ったが、元より同じ家計の

選択行動であり、統一的なモデルによる分析が今後の課題である。

第Ⅱ部　不動産証券化市場における行動分析

第６章　不動産証券化市場におけるリスクと行動形態

＜第６章の要旨＞

1995 年制定された資産の流動化に関する法律、2000 年制定された投資法人及び投資信託に関する法律が制定されて以来、不動産証券化は急速に進展しつつあり、その中でも、SPC(特別目的会社)、REIT(不動産投資信託)、不動産特定共同事業によるものが大きな割合を占めている。

不動産証券化は、投資家にとっては新たな投資の選択肢を提示するものであり、従来個性が強く、投資単位の大きかった住宅・不動産について小口化、流動化の道を開いたものでありが、従来の投資対象とは異なるリスクの形態となっており、投資家がこの商品に対してどのような判断で投資を行っているかのその投資行動の解明が必要である。

また、不動産証券化商品の中で、既に 40 以上の銘柄が取引されている REIT に関して、どのような運用が行われた投資法人が高い収益を上げられるかの分析が必要である。

１．不動産証券化市場の枠組とその発展

不動産証券化は、近年急速に拡大しつつある。国土交通省が「不動産の証券化実態調査」によれば 2006 年度に証券化された資産は約 7.8 兆円に及んでいる。不動産の証券化とは、不動産あるいはその信託受益権を保有する特別目的会社、投資法人等がその不動産等の収益を裏付けとして証券を発行することを通じて資金を調達する新しい金融の形態である。

不動産証券化は、アメリカのREITやドイツのオープンエンド型ファンドなど海外でも多くの事例が見られるところである[1]が、日本においては、不動産投資といえば従来は実物の不動産投資が多かった。これに対して、95 年に「不動産特定共同事業法」、98 年の「資産の流動化に関する法律」、2000 年に「投資法人及び投資信託に関する法律」が制定され、制度の基盤が整えられてきた。

その形態は、多種多様であるが、その中でも

①特別目的会社(SPC)が不動産やその信託受益権を担保にして債券を発行する形態

②REIT と呼ばれる証券を発行する投資法人(REITs)が不動産に投資を行う形態

③不特定多数の者が共同出資を行い、不動産への投資を行う不動産特定共同事業

の実績が多く、前述の調査の中でも全体の半数近くを占めている。

こうした特別法によらないものでも、通常の株式会社が専ら不動産投資を行い、その株式や債券を発行するものなど私募のプライベートファンドが不動産投資を行うものもある。不動産証券化の主たる類型と概念図はそれぞれ表６－１と図６－１～６－３のとおりである。

表６－１　不動産証券化の主たる類型

	SPC	REIT	不動産共同事業
事業体	特定目的会社	投資法人	匿名組合･任意組合
証券化の形態	不動産を特定目的会社に譲渡して小口化された資金調達を行う(資産流動型)	複数の投資家から資金を集めて不動産投資を行い収益を投資家に分配(資産運用型)	組合という共同出資の形態で不動産売買･賃貸事業を実施
発行される証券	優先出資証券 特定社債等	投資証券(上場) 投資法人債	―
課税上の取扱い	配当の損金算入(90%超配当要件)	配当の損金算入(90%超配当要件)	直接投資家への課税
特徴	対象不動産が特定	不動産の入れ替えは自由。投資信託委託業者に運用を委託できる。	有価証券の規定なし
根拠法令	資産の流動化に関する法律(1998 年施行)	投資法人及び投資信託に関する法律(2000 年施行)	不動産特定共同事業法(1995 年施行)

注：不動産証券化のスキームでは、この他に、資産の流動化に関する法律による特定目的信託、投資法人及び投資信託に関する法律による投資信託などがある。

図６－１　ＳＰＣを活用した不動産証券化のスキーム

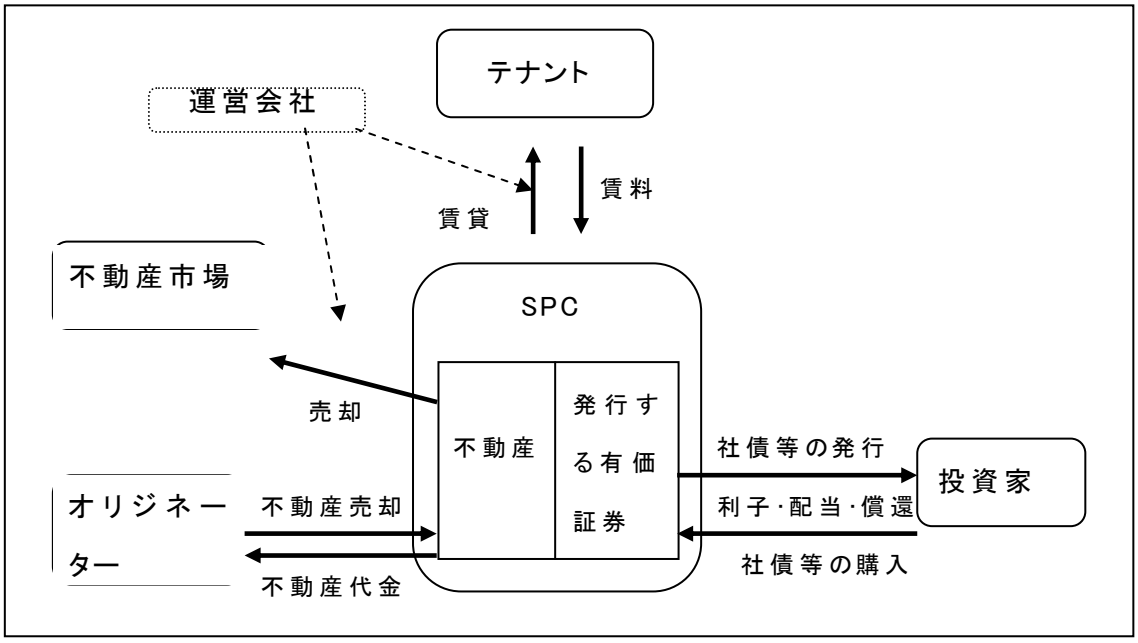


図６－２　REIT を活用した不動産証券化のスキーム

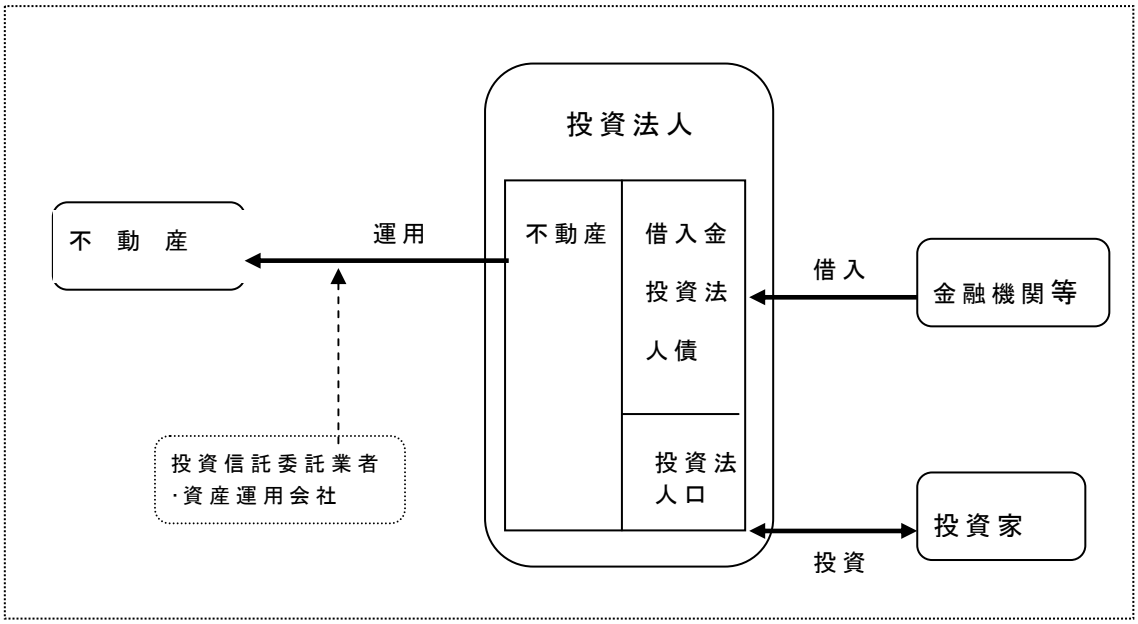
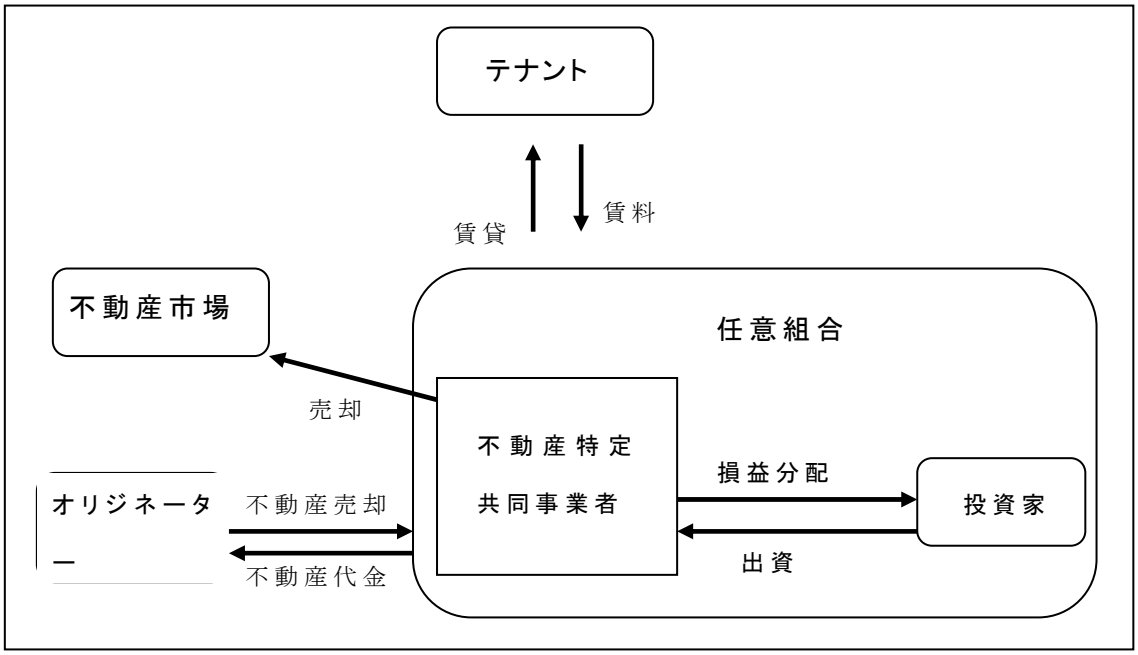


図６－３　不動産特定共同事業（任意組合）を活用した不動産証券化のスキーム



不動産証券化市場においては、元々の不動産を譲渡するオリジネーター、不動産やその信託受益権の運用を行う運用会社などの資産運用者、発行された不動産証券化商品に投資を行う投資家が市場への参加者であり、それぞれの主体がいかなる動機の下で行動を決定しているかについての実証的な分析は、日本においてはあまり行われていない。しかし、海外においては、既にREIT などの資産運用形態や投資家の行動形態について多くの先行研究が行われており、その分析の必要性は大きいと言える。

２．不動産証券化市場の効果

こうした不動産証券化商品は、投資先の不動産（オフィス、賃貸マンション、商業施設等）が生み出すインカムゲイン（家賃や保証料による収入）やキャピタルゲイン(不動産の売買による利益)がその収益の元になっており、その点では実物不動産と変わらない。

ただし、倒産隔離、税制の整備による二重課税の回避、証券化による小口化、流動化の仕組みによって、投資家は、基本的に対象不動産のみのリスクとリターンの影響を受ける仕組みになっていると言われている。

この結果、投資を行う投資家、証券化を行う側のそれぞれについて以下のような効果が見込まれる。

まず、不動産証券化の元となる不動産を保有していたオリジネーターは、不動産を処分して、キャッシュを得ることにより、自らの財務の健全化を図ることや現在の業務とは別勘定の元でフィービジネスを中心とした証券化業務への関与を行うことが可能となる。

投資家の側面から見れば、その投資単位が小口化されていること、証券化によって流通が容易になれば流動性が上昇することによって、リスク分散を図ったポートフォリオ投資を行うことが容易になるという効果がある。

また、証券化を行う投資法人、特別目的会社、あるいはこれらを運営する運営会社は、資金の調達のためには、発行する証券が市場で消化され、流通させる必要があり、そのためには、高い財務に対する評価、格付けを必要とする。この点、市場からの外部コントロールが働いていると言える。また、外部コントロールの存在は、高いリターンを誘導する効果を有することが想

定される。

こうした結果を契機に、都市開発・整備における資金調達のための新しい手段となり、投資家にとっても新たなポートファリオの役割を負うことが期待される。

３．不動産証券化のリスクと課題

不動産証券化は、前述のとおり、小口化と流動化によって不動産に特有のリスクを分散化し、あるいは流通の際のコストやリスクを縮減する効果も見られるものの、本質的には不動産への投資に起因するリスクや証券化に伴うリスクもあり、投資家はそれらのリスクとリターンとを前提に投資判断を行うことになる。

投資法人の投資家向けの説明資料等を総合すると、不動産証券化に伴うリスクとしては、表６－２の事項が掲げられることが通常である。

表６－２　不動産証券化(REIT を活用した場合)に伴うリスク

賃料リスク・空室リスク	不動産の市況による需給、経済動向などが原因で、賃料の値下げ、空室率の上昇により、賃貸事業の収益が減少し、事業の採算が悪化するリスク。
委託リスク・事務リスク	事務の過誤や運用成績（委託した場合を含む）によってコストの上昇や事業収入の減少を招くリスク
金利変動リスク	金利の上昇による資金調達のコストの上昇や公社債などの金利上昇による不動産証券化商品の価格下落のリスク
流動性リスク	流通性の限界から、不動産証券化商品を売却して資金を確保することが困難になるリスク
法制リスク	不動産に関する制度が変わることで不動産の効率的な運用が困難になり、事業収入が減少するリスク
災害リスク	大地震や火災などの損害によって賃料収入などが減少又はなくなるリスク

４．不動産証券化市場に参加する主体の行動形態の整理

以上の不動産証券化市場の効果と課題を踏まえて、この市場に参加する主体となるオリジネーター、投資家、運用主体はそれぞれ表６－３に掲げる事項を念頭に行動することになる。

表６－３　不動産証券化市場の主体とその行動形態

主　体	行　動　形　態
①オリジネーター	不動産のオフバランスによる財務の健全化 業務の多角化
②投資家	従来の金融資産とは異なるリスクとリターン→ポートフォリオの新たな形態→リスク分散
③運用主体	財務内容が専ら不動産の収益に依拠→財務内容や格付けが資金調達の条件を規定→外部コントロール効果

(1) オリジネーターの行動形態

オリジネーターに関しては、不動産証券化のために不動産を譲渡した会社の担当者に対してインターネットを利用したアンケートを実施し、不動産証券化に関与した動機を聴取した。結果は図６－４のとおりであり、資産をオフバランス化して財務の健全化を図ったり、業務の多角化を図ることが不動産証券化の大きな動機になっていることが分かる。反面、現在保有している不動産について証券化を行わない理由を尋ねた結果が図６－５であり、リターンが高く内部で保有した方が良いという判断や証券化のノウハウ、経験が不十分という点が大きな利用となっている。

図６－４　不動産証券化に関与した理由（n=121）

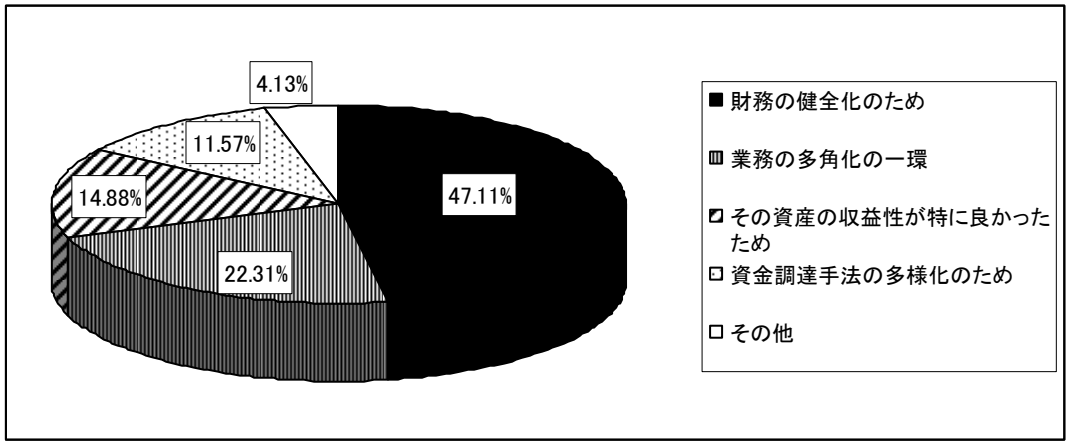
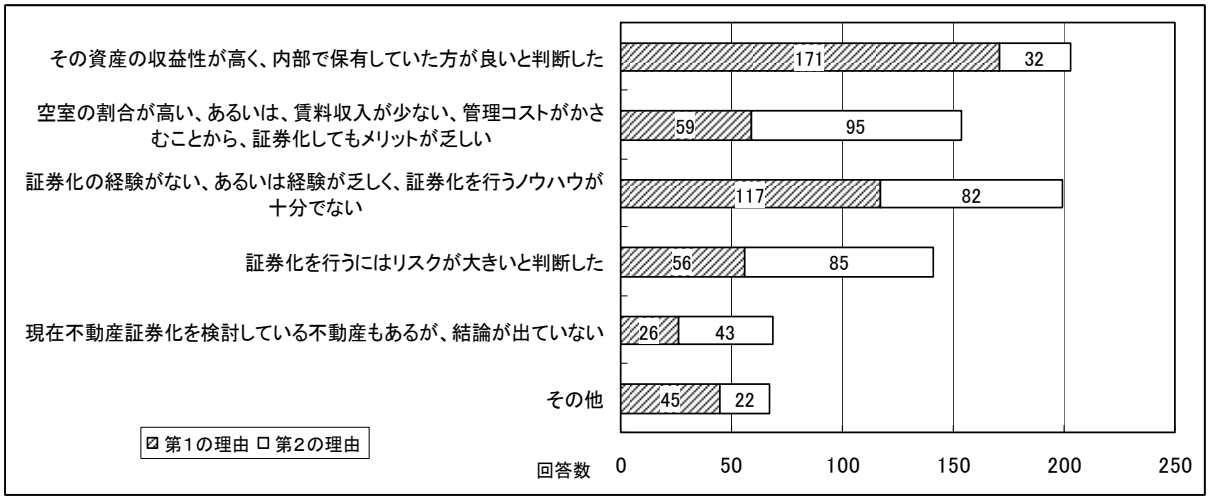


図６－５　保有している不動産を証券化しない理由（N=474）



(2) 投資家の行動形態

投資家の行動形態は、川口(2001)が示すとおり、限られた保有資産の中で、それぞれ異なるリターンとリスクを有する複数の投資商品の選択肢の中から自らの効用を最大化する選択及び選択量の組み合わせを選択するものと考えられる。Markowitz は、効率的フロンティアを以下の（６－１）式のように整理した（平均・分散モデル）。

$$max \quad \mu_p = \sum_{i=1}^{n} x_i \mu_i \qquad (6-1)$$

ただし、

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} x_i x_j \sigma_{ij}$$

$$\sum_{i=1}^{n} x_i = 1$$

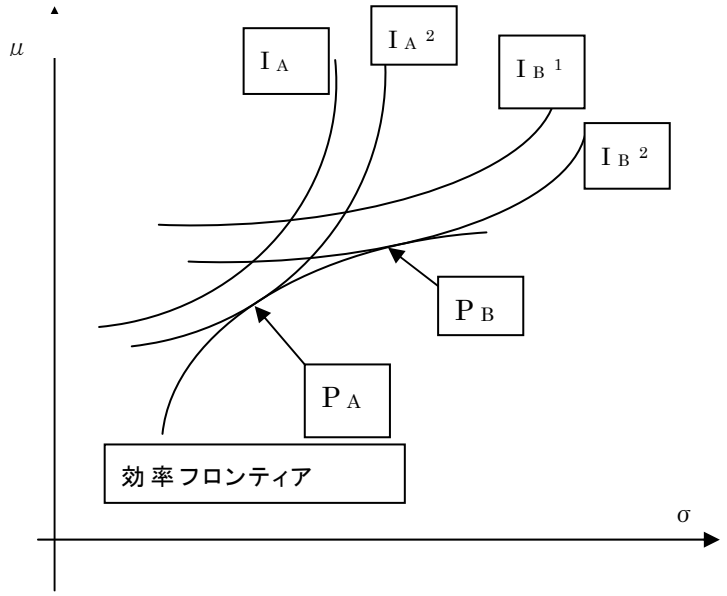
$$x_i \geq 0 (i = 1, \cdots, n)$$

x_i ：資産iの組み入れ比率　　μ_i ：資産iの期待収益率

σ_i ：資産iの分散　　σ_{ij} ：資産iと資産jの共分散

上記（６－１）式を前提に複数の投資先から投資行動を決定するとすれば、効率的な投資行動の組み合わせは、図６－６に示す収益の偏差値（σ）をX軸とし、収益の平均値（μ）をY軸とする図の上で効率フロンディアの曲線になることが知られている。投資家は、効率フロンティア上の無数の組み合わせの中から投資家の効用を最大化するポートフォリオを選択することになる。具体的には、投資先の選択とそれぞれの投資額の決定は、図６－６のように、各投資家の効用関数と効率フロンティアとの接点で決定されることになる。ここで、リスク回避的な投資家AはP$_A$点、リスク選好的な投資家BはP$_B$点に対応した投資選択を行うことになる。換言すれば、リスク回避的な投資家はリスクの小さくなるような投資のポートフォリオとなることが予測される。

図６－６　効率的フロンティアと投資家の効用関数



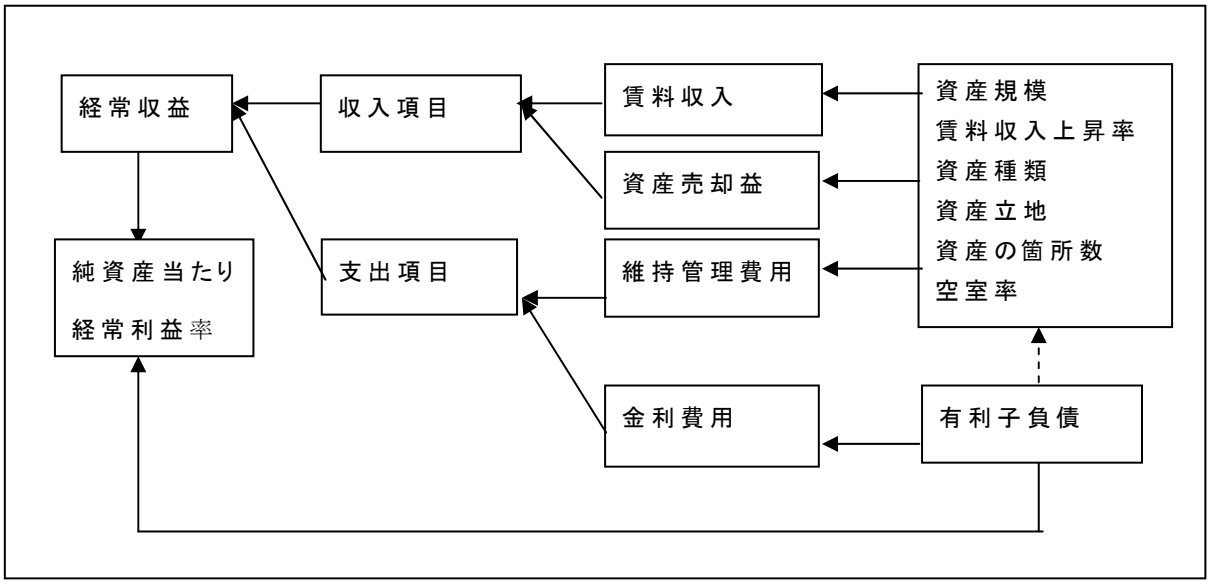
上記のような予測が、現実の投資行動にどの程度適合しているかどうかについては第７章の中で記述する。

(3) 発行体の運用主体の行動形態

不動産証券の発行体は、資産流動化に関する法律による SPC や REIT などが想定される。これらの発行体の運用主体は、出資、資金調達、投資するポートフォリオの検討、投資額の決定、保有資産の賃貸、管理、売却等を行うことになる。

REIT を例に取り上げた場合、以下の図６－７に示す要素が発行体の収益に影響を及ぼす要因としては以下のものが考えられる。

図６－７　REIT の経常収益に影響を与えると考えられる事項



上記の事項から見るとある要因が収益を押し上げる要因となると同時に、費用を増大させる要因ともなりうる関係にあることが分かる。例えば、資産規模あるいはその規模の増大は、賃料収入や売却益の増大につながるように見えるが、一方で費用の増大にもつながるので一概に収益の改善に寄与するとは限らない。また、有利子負債の割合が大きいことは、金利費用を増大させる要因になりうる。ただし、純資産に対する経常利益の割合を算出する場合、分母である純資産の割合を下げることになり、借り入れ金利の利率が低

い日本の金融市場の現状では、いわゆるレバレッジ効果によって、経常利益率（ROE）は高くなる可能性が大きい。また、有利子負債が大きくなることは、現在及び将来の大きな金利負担への懸念を大きくして、内部の経営合理化努力を促す側面も否定できない。

REIT の運営主体の行動形態を分析する場合、こうした収益に影響を与える要因の内生性を考慮したモデルの構築と実証が必要であり、その分析の詳細は第８章の中で明らかにする。

注

[1] 海外において行われているREITなどの不動産証券化の実態については、Mullaney(1998)の著作、不動産証券化協会(2007)が取りまとめた報告書等に詳しく述べられている。

第７章　不動産証券化市場の投資家の選択と動機

＜第７章の要旨＞

不動産証券化市場で供給されるREITなどの不動産証券化商品は、公社債や株式とリターンやリスクの内容も異なり、投資家は、その選択や投資量の判断をどのような動機で行うかに関して、制度発足後時日も浅くこれまで十分な実証研究が行われてこなかった。

しかし、不動産証券化市場の特徴の一つである流動性を生かすのであれば、その投資行動の解明は必要不可欠であり、本章では、トービット、プロビットを用いた個人投資家、機関投資家の実証分析を行った。

分析の結果、公社債等の投資者よりも危険選好的な投資家がよりREITなどの不動産証券化商品に投資する傾向が顕著であること、また、機関投資家の場合、リスク分散の観点も、投資の大きな動機となっていることが分かった。不動産証券化市場の発展のためには、投資家のこうした投資実態を明らかにし、その動機から市場を発展させるためのインセンティブを検討していくことが必要である。

１．不動産証券化商品への投資動向

前章でも述べたように、不動産証券化商品は、通常の金融資産や投資用不動産とは収益の内容やリスクの内容が異なると考えられる。こうした不動産証券化商品に関して、個人投資家や機関投資家がどのような動機でどのような投資を行うのか、またその投資行動は、通常の株式や債券、投資用不動産とどのように異なるのかという点については、まだ制度が発足してあまり年数を経過していないためか、実証的な解明は十分進められていない。

個人の投資家に関して言えば、不動産証券化商品をはじめとして、多様な収益率とリスクを有する金融・不動産資産に対してどのような投資行動を行うかは、伝統的なポートフォリオ理論（平均－分散アプローチ）に従うならば、期待収益率とリスクの組み合わせに関する家計の効用の無差別曲線と危険資産と安全資産との可能な組み合わせによる市場機会曲線との接点により定まるとされている。牧、古川、渡辺、河、伊藤(1991)は家計の効用関数に影響を与える要因として、①リスク選好度、②貯蓄目的・貯蓄目標額、③各金融資産の収益性、リスクへの主観的評価、④各金融資産の収益性への主観的評価への修正要因を挙げているが、①は個人がリスクに対してどの位回避的であるか（危険回避度）、②はどの位将来よりも現在の効用を優先させるか（時間選好率）によって把握可能であり、これらが観測できれば投資行動への分析も可能となる。

ところが、危険回避度や時間選好率については、直接個人に対してこうした属性を確認することは極めて困難であったため、本人の年齢や職業などの代理変数で把握することが多かった。しかし、第４章でも述べたように、近年の行動経済学の成果により、個人に対して仮想的な質問をすることにより危険回避度や時間選好率について把握することが可能となりつつある。そこで、まず、本研究では、インターネットを活用したアンケート調査によって、個人の属性、資産状況の調査と併せて、危険回避度、時間選好率を行い、それらが投資行動に与える影響を検証することとする。

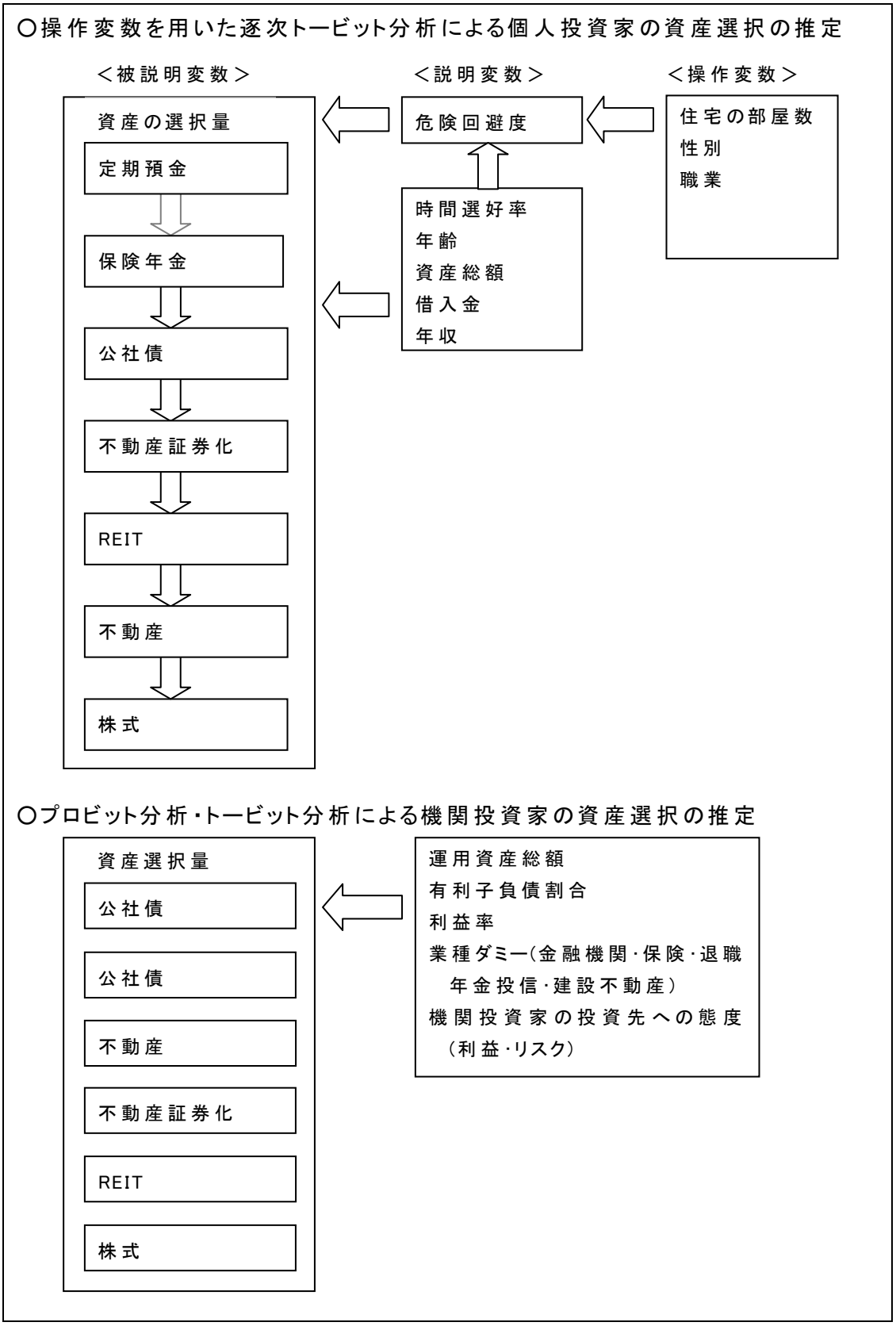
ここでも、第４章の場合と同様に、危険回避度は、金融・不動産資産の保有額や選択の際の外生的な要因ではない。すなわち、危険回避度自体が、経済状況や個人の置かれた様々な状況、例えば、個人の年齢、資産保有状況、

住宅事情、性別、職業によっても左右されると考えられる[1]。すなわち、REITを保有する者の危険回避度が低い、すなわち危険選好的であったとしても、REIT を保有していることの原因がその個人が元来危険選好的であるがゆえとは限らず、むしろその個人の置かれている環境に左右されている可能性も否定できない。こうした個人を取り巻く環境の変化の結果、ある時点でREIT自体を保有するとの資産選択を行った際に、同時にこうした環境の影響で、その個人の危険回避度が低く、危険選好的に観測されている可能性も否定できない。さらに、全ての個人について危険回避率が統計データとして把握されているわけではないという測定誤差の問題もある。こうした危険回避率の内生性と測定誤差の存在は、単にトービット分析やプロビット分析で危険回避率が資産の保有額や選択に与える影響を推定すると、推定される危険回避率の係数にバイアスを発生させる。推定バイアスを解消するためには、操作変数法による推定を行うことが必要である。

そこで、本章では、個人の不動産証券化商品への投資行動を他の資産と対比して明らかにするため、アンケート調査で得た情報を元に、まず、危険回避率に影響を与える要因を分析し、その要因を危険回避率の操作変数として用いて推定された危険回避度と時間選好率や個人の属性が金融・不動産資産の保有額や選択にどのような影響を与えるかを明らかにするものである。

次に、機関投資家の投資行動については、多様なリスクとリターンを有する投資先の中からポートフォリオ投資を行う CAPM 理論が有力であり、個人投資家の場合と異なり、リスク回避の程度だけでなくリスク分散の判断が大きな要素となることが想定される。反面、個人投資家の投資先決定に見られるような逐次決定トービット推定は適切とはいえない。そこで、機関投資家の投資担当者に対するアンケート調査を元に、その担当者の収益の見通し、リスクの小ささ、リスク分散に対する評価や機関の運用資産、負債その他の属性が不動産証券化商品の保有額にどのような影響を与えるかを明らかにするものである。

図７－１　個人投資家・機関投資家の金融・不動産の投資行動の分析



そこで、本章では、個人の不動産証券化商品への投資行動を他の資産と対

比して明らかにするため、アンケート調査で得た情報を元に、まず、危険回避率に影響を与える要因を分析し、その要因を危険回避率の操作変数として用いて推定された危険回避度と時間選好率や個人の属性が金融・不動産資産の保有額や選択にどのような影響を与えるかを明らかにするものである。

次に、機関投資家の投資行動については、多様なリスクとリターンを有する投資先の中からポートフォリオ投資を行う CAPM 理論が有力であり、個人投資家の場合と異なり、リスク回避の程度だけでなくリスク分散の判断が大きな要素となることが想定される。反面、個人投資家の投資先決定に見られるような逐次決定トービット推定は適切とはいえない。そこで、機関投資家の投資担当者に対するアンケート調査を元に、その担当者の収益の見通し、リスクの小ささ、リスク分散に対する評価や機関の運用資産、負債その他の属性が不動産証券化商品の保有額にどのような影響を与えるかを明らかにするものである。

２．個人投資家の投資行動の分析

(1) 家計の資産選択に関するアンケート調査

不動産証券化市場に関する分析を行うためには、REIT をはじめとする不動産証券化商品をどのような属性を有する家計が保有しているかについての情報が必要となるが、既存の調査では筆者が承知する限り、こうした情報は十分把握されていない。そこで、本分析を行うに当たり、インターネットを活用したアンケート調査を行い、定期預貯金、保険･年金、公社債、不動産証券化商品、REIT、投資用不動産、株式の保有状況とそうした資産を保有する者の年齢、住宅ローン額、年収、資産総額などの個人の属性に関する質問のほか､危険回避度や時間選好率を推計するための仮想的な質問を試みている。アンケート調査は、あらかじめ調査会社に登録されたモニターの中から抽出されたサンプルに対してインターネットを通じて調査票を発送する方法で 2007 年 3 月に実施し、2,690 件(回収率 62.5%)の回答を得ている。これらのデータの記述統計は表 7 － 1 のとおりである。

表７－１　データの記述統計

変　　数	平均	標準偏差	最小	最大
性別（男性の割合）	55.91	0.50	0	1
年齢	43.96	11.75	21	85
職業（自営業者等）	17.73	0.38	0	1
年収	726.10	562.01	0	18000
住宅ローン残高	564.03	1244.30	0	32000
住宅の部屋数	4.73	3.87	1	80
資産総額	1362.28	3234.96	0	90000
預貯金	593.19	2102.04	0	90000
定期預貯金	339.22	799.71	0	10000
保険・年金	276.50	816.85	0	15000
公社債	69.95	447.17	0	12000
不動産証券化商品	9.67	161.09	0	5000
REIT	14.80	173.54	0	6000
投資用不動産	143.17	1365.72	0	50000
株式	255.00	872.45	0	12000
時間選好率	0.025	0.035	−0.065	0.111
危険回避度	10.639	7.843	0.188	16.718

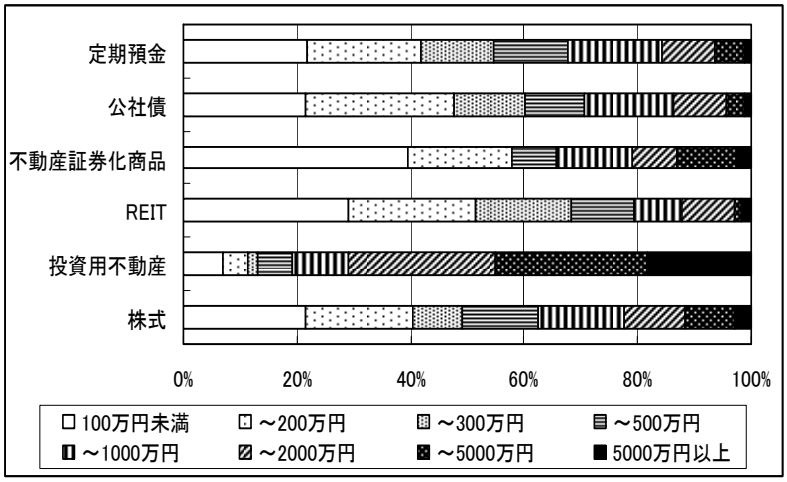
注１：性別、職業は％、資産総額や各資産の単位は万円。
注２：職業は、自営業、経営者、農業従事者等の割合。

資産総額の中に占める割合は、預貯金が全体の半分近く(43.5%)を占め、保険・年金(20.3%)、株式(18.7%)、投資用不動産(10.5%)が続く。また、各資産の投資規模の分布は図７－２のとおりであり、株式、不動産の投資規模が大きいのに対し、REITや不動産証券化商品は小さく、個人にとって手頃な投資対象となっている[2]。

(2)　資産保有額等の推計に関する先行研究

個人が行う金融・不動産資産への投資は、それぞれの資産のリスクとリターンとに直面する投資家が、その個人にとって最も効用が大きくなる組み合わせを選択して決定する。その個人の効用に影響する要因は、危険回避度、時間選好率、各資産の収益性、リスクに対する評価ないしはそれらを代理する指標であり、従来からこれらの指標によって投資行動を推定するためのいくつかの分析が行われている。個人の資産の保有額の決定を推定することに

図７－２　各資産の投資規模の分布(件数による割合)



ついての実証研究を行う場合には、保有額は負の値を選択することは出来ないことからトービット分析を行うことが有効と考えられる[3]。

Amemiya, Saito and Shimono(1993)は、日本経済新聞社が 1984 年に東京都の 2,757 件の家計を対象に実施した金融資産の保有状況についての調査をもとに、①銀行預金、②利子収入を主目的とする長期債券、③キャピタルゲインを主目的とする資産に分類し、各資産の保有状況が負にならない元でそれぞれの家計の効用が最大になるような選択がなされているとの前提から、トービット分析を用いて検証している。説明変数として、年収、金融資産の保有総額、年齢、教育、持ち家かどうか、住居地域、扶養人数、勤務先を用いている。

橘木、谷川(1990)は、1985 年の NEEDS－RADAR（日経金融行動調査）を元に 13 種類の金融資産について、①どの資産を保有するかどうかと②保有額の決定という決定が個別に行われるとの前提で、タイプⅡ型のトービット分析を行った。すなわち、①の段階では、それぞれの資産を保有するかどうかの推定をプロビット分析で行い、②の段階では、①で保有すると判断された家計について Heckman の二段階推定を用いたトービットモデルによる分析を行った。

牧他(1991)は、1988 年に郵政研究所が実施した「家計における金融資産に関する調査」で得られたデータをもとに、橘木、谷川(1990)と同様の分析で

あるタイプⅡのトービットモデル分析、逐次決定トービットモデルによる分析とプロビット分析を行っている。これは、金融資産を①預貯金グループ、②生命保険グループ、③有価証券グループ、④株式の４つに分け、家計が保有額を逐次決定してゆく前提で分析を行った[4]。

本稿においては、これまでの研究の対象になっていなかった不動産証券化商品を含めた金融・不動産資産について分析を行うものであり、それぞれの資産の保有額の推定については牧他(1991)の分析例に従い逐次決定トービットモデルを用いた分析を、保有するかどうかの選択についてはプロビット分析を行うこととした[5]。

ただし、これらの資産への投資に大きな影響を及ぼすと考えられる危険回避度は、外生的に定まるものではなく、個人の性別、職業、置かれている境遇、資産の保有状況などにも左右されることから、分析の際にはその内生性を考慮する必要がある。そこで、本分析においては、アンケート調査によって得られた個人の属性データと資産への投資状況を基に、まず、危険回避率に影響を与える要因を分析し、従来の分析では利用しなかった操作変数として用いることで、危険回避率、時間選好率やその他の個人の有する属性が金融資産の保有額や選択にどのような影響を与えるかについて検証した。

(3) 分析モデル

個人投資家の投資行動を分析するため、牧他(1991)が提示した逐次トービットモデルとプロビットモデルに従って分析を行う。

まず、トービット分析に関しては、牧他(1991)の研究で逐次決定される資産の推定はリスクの低い資産からリスクの高い資産の順序で決定されるとの仮定に立って分析していると考えられることから、本研究においても、その先行研究に従い、預貯金、保険･年金、公社債、不動産証券化商品、REIT、不動産、株式の順番に逐次決定トービット推定を行った[6]。

被説明変数は、個人投資家が保有する７つのカテゴリーの資産の保有額であり、本分析では、カテゴリーを①定期預金、郵便貯金（定期預貯金）、②生命保険、個人年金（保険･年金）、③国債、公社債（公社債）、④REIT 以外の不動産証券化商品（不動産証券化商品）、⑤REIT、⑥投資用不動産（不動産）、

⑦株式とした。各資産に係る保有額は、負の値をとることが出来ない数値であり、i 番目の資産についての保有額は、以下のような関数として表すことができる。

$$w_{1i}^{*} = w_{2i}\lambda + z_{1i}\mu + \varepsilon_i \qquad (7-1)$$
$$w_{2i} = z_{1i}\theta_1 + z_{2i}\theta_2 + \sigma_i$$

w_{1i}は、i番目の資産の保有量を表す変数であるが、下記の式によって表現される。

$$w_{1i} = \begin{cases} 0 & w_{1i}^{*} < 0 \\ w_{1i}^{*} & w_{1i}^{*} \geqq 0 \end{cases} \qquad (7-2)$$

w_{1i}^{*}は、i番目の資産に係る被説明変数、w_{2i}は内生変数（この場合は危険回避度）、z_{1i}は外生変数、z_{2i}は操作変数となる。ε_iとσ_iとは誤差項、λ、μ、θ_1、θ_2がパラメーターとなる[7]。

本分析においては、危険回避度について次の問題点がある。まず、その個人の危険回避度が元来高いからその資産を選択するのか、その個人の置かれた状況や資産保有の結果として危険回避度が高くなっているのかを識別できない内生性の問題がある。また、個人の危険回避度が正確に把握されているわけではない測定誤差の問題もある。そこで、解決する手段として操作変数を用いることとした。

そこで、危険回避率については、①住宅の部屋数、②性別、③職業（自営業者、経営者等かどうか）を識別変数として推定を行った。このうち、住宅の部屋数は居住環境の善し悪し、余裕の程度が、個人の危険回避度に及ぼす影響、性別や職業は個人の属性、資質に着目した変数が危険回避度に与える影響を計測するものである[8]。この結果、これらの変数は、危険回避度に有意に相関し、年収の対数値などの説明変数や説明変数で資産保有の可否を推定した際の誤差項と相関しない独立の変数であることを確認した（別表、ＩＶ分析、危険回避の列を参照）。

プロビット分析もトービット分析と同様の方法で操作変数を用いて推定を行うが、被説明変数は保有額ではなく、その資産の保有を選択するかどうかとなる。また、他の資産の保有額は説明変数とはならない。

(4) 危険回避度と時間選好率

本分析での被説明変数は、それぞれのカテゴリーの資産の保有額となる。説明変数には、①危険回避度、②時間選好率、③年齢、④住宅ローンの借入額（住宅ローン）、⑤年収、⑥金融・不動産資産保有総額（資産総額）を使用しているほか、逐次トービットモデルを適用していることから、それぞれの資産選択に係る推定より前に推定した資産のカテゴリーの保有額を順次説明変数に位置付けた[9]。

危険回避率については、個々人に対して、

i) 50%の確率で報酬が２倍に上昇するか、10%、30%、50%減少するという選択肢と、

ii) ５%必ず報酬が上昇するという選択肢

とどちらを選択するかという質問を行い、そこで得られた情報を元に危険回避率を計測する[10]。

時間選好率については、それぞれの個人に対して、-5%、0%、0.1%、0.5%、1%、2%、6%、10%という金利の下で、100 万円の報酬を受け取る時期を１ヵ月後にするか、13 ヵ月後にするかという質問を行い、そこで得られた情報を元に時間選好率を計測する[11]。

(5) 推定結果とその解釈

本分析では、不動産証券化商品をはじめとする金融・不動産資産の選択に係る保有量に関して、OLS分析と危険回避度の内生性を反映したIV分析を通じて、まず逐次決定トービット推定を行った。その結果は別表のとおりである[12]。

まず、第１段階の推定として、操作変数を住宅の部屋数、性別、職業として危険回避度を推定するとの前提で操作変数の推定を行った。

（第１段階の推定結果）

危険回避度を被説明変数とした第１段階の推定結果について見ると、住宅の部屋数は、居住水準を示す指標として選択し、一定の居住環境を有する者の危険に対する回避度を計測した。この結果、部屋数の多い者ほど危険回避度に対して有意に正となり危険回避的であった。また、性別は男性を１とす

るダミー変数であるが、男性の方が危険回避率に関して負に有意な結果となり、男性の方がより危険選好的と言える。職業は自営業者、企業の経営者、農業従事者等を１とするダミー変数であるが、企業の被用者ではなく独立して事業を営むこうした職業の従事者の方が危険回避度に関して負に有意な結果となっており、危険選好的と言える。このほか時間選好率、資産総額に対して負の係数、年齢に対して正の係数で有意な結果となっている。

次に、第２段階の推定として、被説明変数を７つの資産の選択に係る保有額とし、第１段階で推定された危険回避度とともに、時間選好度、年齢、住宅ローン、年収、資産総額、他の資産の保有額を説明変数として逐次決定トービット分析による推定を行い、危険回避度、時間選好率、個人の資産保有状況がそれぞれの資産選択や資産の保有額に与える影響を検証した。

（第２段階の推定結果）

まず、危険回避度がそれぞれのカテゴリーの資産の選択による保有額に与える影響を推定し、その中で REIT や不動産証券化商品がどのような位置づけになるかを検証した。この結果は図７－３（縞模様の柱部分）に示すとおりであり、定期預金、保険年金と公社債に関して正の係数を示したが、REIT、不動産証券化商品、不動産、株式に関しては負の係数が示している。このことは危険回避度が高い者は、定期預金等を選好し、危険を冒してもリターンの期待できる資産を選好する者は不動産や株式を資産として選択しており、REIT や不動産証券化商品については、不動産や株式と同様に、危険選好者に選択される資産となっている。この結果は、資産の保有動機に安全性を掲げる者が預貯金の保有に強い選好を示し、収益性を掲げる者が株式に強い選好を示す牧他(1991)の分析とも整合する。

時間選好度は、現在の効用をどの程度選好するかの指標であり、そうした者がどのような資産を選好するかを検証したが、定期預金等をはじめとして原則として負の係数を示し、これらは将来の効用を重視していると考えられるが、不動産、株式の保有者は正の係数を示し、現在の効用を重視していると考えられる。

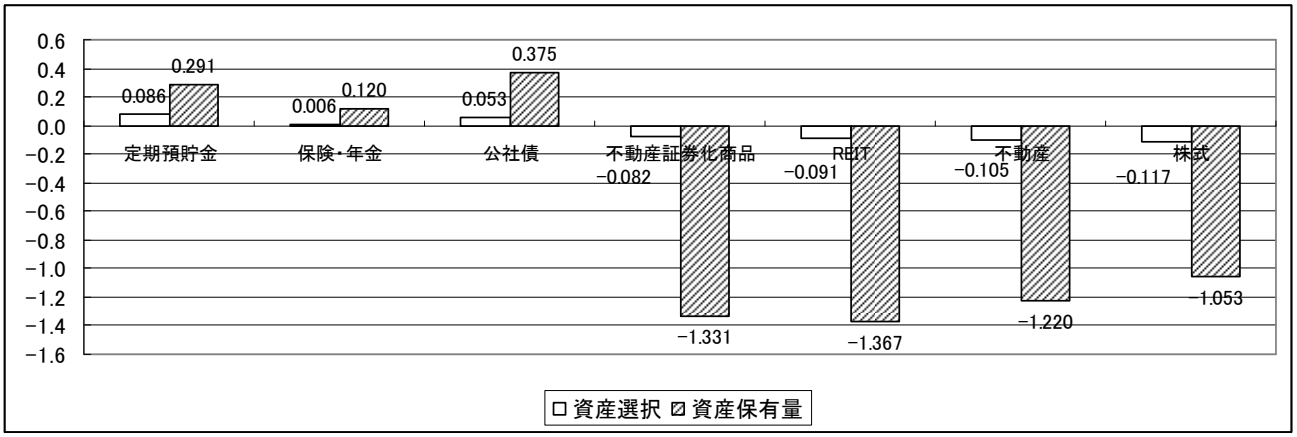
このほか、資産総額の保有量に対しては正の係数、住宅ローンの残高に対しては負の係数を示し、定期預金等の保有額は、多くの場合、よりリスクの

大きな資産の保有額に負の影響を与えていることが認められる。資産総額が投資の保有額に与える影響の程度は、不動産証券化商品や REIT の方が、不動産、株式より小さく、小口化された投資に適していると考えられる。

トービット分析に続いて、プロビット分析を行い、それぞれの資産を保有するかどうかの判断に与える影響を推定したが、結果は基本的にトービット分析と整合的なものとなった。

危険回避度が資産保有の可否に与える影響に関しても図７－3 に示した（白色の柱部分）[13]。投資の可否の判断についても、REITや不動産証券化商品が、危険回避度の高い者に選好される公社債と比べて、危険選好的な者に選好されると考えられる株式や不動産に比べて係数はやや低いものの、ほぼ同様の位置付けの投資対象と考えられる。

図７－3 危険回避度の資産保有量、資産選択への影響



３．機関投資家の投資行動の分析

(1) 機関投資家の投資担当者に対するアンケート調査

機関投資家の投資行動を解明するため、インターネットを通じたアンケート調査を行った。本調査は、2006 年 12 月に機関投資家の投資活動を担当していると回答した者に対してインターネットを通じてアンケートを行い、REIT、不動産証券化商品に関してはスポンサーとなることが多い建設・不動産会社、証券会社を除いた 377 名の結果について分析を行った[14]。

＜機関投資家の業種、投資行動＞

本調査の対象となる機関投資家の業種の数とそれぞれの運用資金総額の割合は以下のとおりであり、運用資金総額による割合では、銀行等の金融機関、保険会社、年金・退職・投資顧問会社で９割前後を占める（表７－２）。

表７－２　投資家の業種別の数ベースと運用資金総額ベースの割合

	機関数	割合（数）	割合（金額）
金融機関	40	10.61%	51.51%
保険会社	21	5.57%	10.43%
年金・退職・投資顧問	15	3.98%	29.44%
その他民間	216	57.29%	5.27%
公益法人	24	6.37%	1.53%
全体	377	－	－

注：「年金・退職・投資顧問」は、厚生年金基金・確定給付企業年金・適格退職年金を運用する団体、投資顧問会社。

＜資金の運用先、望ましい投資割合、予想収益率＞

運用先の投資額の割合を見ると、公社債と株式で全体の約４分の３を占め、REITと不動産証券化商品は合計で２％弱程度である（表７－３）[15]。

表７－３　投資先の投資額と割合

	平均	割合（%）
運用資金総額	1434.07 億円	100%
公社債	692.62 億円	48.30%
株式	334.19 億円	23.30%
不動産	10.48 億円	0.73%
REIT	18.46 億円	1.29%
不動産証券化商品	9.79 億円	0.68%
MBS	41.82 億円	2.92%
その他	326.71 億円	22.78%

注：不動産証券化商品は表７－６～表７—９において「証券化」という。

望ましい投資先の割合とそれぞれの予想収益率は以下のとおりで、REIT、不動産証券化商品への希望は現状を大きく上回り、潜在的な需要が大きい（表７－４）。

表７－４　投資先の現在割合、希望割合、予想利益（単位：%）

	現在	希望	予想利益
公社債	48.30	49.65	2.28
株式	23.30	22.64	4.43
投資用不動産	0.73	1.83	3.79
REIT	1.29	3.35	3.26
証券化	0.68	2.38	3.06
MBS	2.92	4.24	2.77

＜投資の際、個別の銘柄を決定する際に重視事項＞

機関投資家がそれぞれの投資先を決定する際に重視している点を尋ねたところ、全体では、リスクの小ささ[16]、収益性が大きく、公社債への投資者はリスクの小ささに重点を置き、株式への投資者は収益性に重点を置く。REITは収益性をリスクの小ささよりも重視している点で株式に類似するが、一方ではリスク分散という面も、公社債や株式より重視されている（表７－５）。

表７－５　投資先を判断する際に最も重視する事項

	全体	公社債	証券化	不動産	REIT	株式
収益性	35%	33%	50%	42%	48%	39%
リスクの小ささ	38%	39%	21%	28%	20%	33%
リスクの分散	11%	15%	18%	15%	19%	13%
資金安定性	8%	7%	8%	10%	8%	9%
流動性	5%	5%	2%	3%	2%	4%
小口化	1%	0%	1%	0%	1%	1%
情報入手容易	1%	1%	1%	1%	2%	2%

注１：「全体」は全ての投資家に聴取した結果、「公社債」以下はそれぞれの投資先に投資した投資家を対象に聴取した結果を示す。
注２：「資金安定性」は安定的なキャッシュフローが見込まれるかどうか、「情報入手容易」は投資先の情報が容易に入手できるかどうかを示す。

それぞれの投資先において具体的な銘柄を選択する際に重視する点を１（重視していない）から５（非常に重視している）までの相対評価で尋ねたところ、株式はその銘柄の価格変動や利益率を、REIT、不動産証券化商品、不動産は地価、オフィス賃料の変動を重視している（表７－６）。

表７－６ 具体的銘柄を決める際に重視する点

	公社債	証券化	不動産	REIT	株式
価格変動	3.00	2.56	2.89	2.69	3.47
資産規模	3.03	2.61	－	2.70	3.32
負債割合	3.06	2.60	－	2.68	3.36
経常利益	3.05	2.63	－	2.67	3.48
出資企業情報	3.04	2.63	－	2.76	3.42
経済全般情報	3.05	2.58	2.79	2.65	3.22
金融情報	3.09	2.61	2.85	2.67	3.31
地価等の情報	2.61	2.71	3.10	2.82	2.89

注１:「資産規模」、「負債割合」、「経常利益」は証券を発行する企業等の情報、「出資企業情報」は証券発行企業等への出資企業の情報。
注２:表中の数値は1から5までの5段階評価の平均値

(2) 先行研究と分析手法

不動産証券化市場における機関投資家の投資行動について、Ciochetti, Craft and Shilling(2002)は、CAPM 理論を踏まえて、1993 年、98 年におけるアメリカの機関投資家の REIT に対する投資の状況とその決定要因を分析した。ここでは、REIT の保有割合を被説明変数とし、従業員数当たり総資産、現金保有額、小規模株主である割合、年金基金規模と２乗値、業種を説明変数としてトービット分析による推定を行っており、資産規模や年金基金の資産の２乗値などが正の係数で反応している。

先行研究を踏まえて、投資家のREITを始めとする資産選択と資産量を分析する。第１段階は金融・不動産資産の選択に影響を与える機関投資家の資産総額(会社･団体の運用資金総額、運用会社の場合は運用を行っている資金の総額)、負債割合（会社・団体の負債の額、年金基金等の場合は支払準備引当金、未払金)、業種別（金融機関、保険会社)、収益やリスクへの態度等の説明変数を特定することで資産選択に係る関数を推定する。機関投資家が投資する資産を①公社債、②投資用不動産（不動産)、③REIT以外の不動産証券化商品（証券化商品)、④株式、投資信託（株式)、⑤REITの５つのカテゴリーに区分し、このうち、i番目の資産について購入するかどうかの判断は、以下の関数式として表すことができる。y_i^*は、i番目の資産の被説明変数、x_iはi番目の資産に係る外生変数、u_iは誤差項、γはパラメーターとなる。y_iは、i番目の資産の選択を表す変数である。

$$y_i^* = x_i\gamma + u_i \qquad (7-3)$$

$$y_i \begin{cases} 0 & y_i^* \leqq 0 \\ 1 & y_i^* > 0 \end{cases}$$

第２段階は、REITや不動産証券化商品の資産保有量を以下の関数式によって推定する。ここでは、Ciochetti et. al.(2002)の先行研究に従いトービット推定を行った。説明変数はプロビット分析で用いた変数のほか、公社債等の他の資産の保有量である。zは説明変数、w_jは他の資産jの保有量、εは誤差項、σ_j、μはパラメーターとなる。wは０より小さい値をとることはないREIT等の保有量を表す変数である。

$$w^* = z\mu + \sum \sigma_j W_j + \varepsilon \qquad (7-4)$$

$$w = \begin{cases} 0 & w^* \leqq 0 \\ w^* & w^* > 0 \end{cases}$$

(3) 機関投資家の属性と REIT への投資行動

機関投資家の属性が投資行動にどのような影響を与えるかをプロビット、トービット分析を用いて検証した（表７－７、表７－８）。

資産選択の分析からは、多くの場合、有意に、資産総額は正の係数を、有利子負債は負の係数を示し、資産額が多くなり、負債の制約が小さいほど多様な資産への投資の可能性が拡大することが考えられる。

投資担当者が投資先を判断する際に重視する事項との関係では、REIT を選択することは「収益性」に関して公社債と株式の中間的数値で有意となり、「リスクの小ささ」では株式より大きな負の係数を有意に示し、「リスク分散」では有意に正の係数を示した。REIT 等の資産量決定に関する推定においても、他の資産との比較は難しいが、多くの場合、資産総額は正の係数、有利子負債は負の係数、「リスクの小ささ」に関して有意に負の係数を示しており、資産選択の推定と整合的な結果となっている。これらの結果からは、REIT はリターンに関しては公社債と株式の間の中間的存在であり、リスク選好的な投資家に強く選好されていることが推察される。

表７－７　資産選択に関するプロビット分析　　（サンプル数 360）

	公社債.	MBS	不動産	株式	証券化	REIT
運用資金	0.1485	0.1267	0.5459***	0.2304*	0.4375**	0.4720***
	(0.1364)	(0.1494)	(0.1571)	(0.1305)	(0.1709)	(0.1789)
運用資金(2乗	-0.0008	-0.0014	-0.0231***	-0.0077	-0.0147**	-0.0142**
値)	(0.0069)	(0.0059)	(0.0065)	(0.0055)	(0.0068)	(0.0070)
負債割合	-0.6531**	-0.7517**	-0.5207*	0.1338	-0.4868	-0.9361***
	(0.2731)	(0.3218)	(0.2677)	(0.3025)	(0.3026)	(0.3151)
利益率	0.0032		0.0032	0.0037	0.0052	0.0076**
	(0.0034)	(0.0036)	(0.0034)	(0.0041)	(0.0035)	(0.0035)
金融機関	0.5657**		0.6126**	0.3753		0.5797**
	(0.2749)	(0.2270)	(0.2408)	(0.3161)	(0.2297)	(0.2419)
保険会社	1.0318**	0.1779	0.8696***	0.7936	0.2561	0.1200
	(0.4070)	(0.3243)	(0.3273)	(0.5077)	(0.3213)	(0.3299)
退職･年金投資	0.2504	0.5121	0.0903	-0.8884	0.2900	0.2540
顧問	(0.6533)	(0.5947)	(0.5987)	(0.5743)	(0.5879)	(0.6186)
収益性	0.0884	0.1144	0.1834***	0.3014***	0.1371*	0.1970***
	(0.1630)	(0.0751)	(0.0670)	(0.0782)	(0.0742)	(0.0768)
リスクの小ささ	0.1630**	0.0146	-0.0450	-0.1623*	-0.1727**	-0.1929***
	(0.0711)	(0.0769)	(0.0683)	(0.0841)	(0.0733)	(0.0746)
リスク分散	0.3092***	0.1318**	0.2279***	0.2626***	0.1105	0.2309***
	(0.0798)	(0.0833)	(0.0757)	(0.0917)	(0.0817)	(0.0836)
χ^2	70.13	39.76	60.35	51.11	55.43	79.51
疑似R^2	0.1476	0.1064	0.1234	0.1453	0.1400	0.1933

注１:「資産総額」「負債割合」「利益率」は投資を行う企業等の数値であり、「資産総額」は対数値。
注２:「金融機関」「保険会社」は投資を行う企業等の業種を示すダミー変数
注３:「収益性」、「リスクの小ささ」「リスク分散」は投資した企業・団体の投資担当者が投資に当たって重視する点として1番目から3番目まで掲げた場合にその順位に応じて指標化したもの。
注４:括弧内は標準偏差、*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%有意

表７－８　資産量決定に関するトービット分析　　（サンプル数 360）

	公社債	MBS	不動産	株式	証券化	REIT
運用資金	−0.7325***	−0.1435	0.8547***	−0.4121***	1.2824***	0.8347**
	(0.1170)	(0.3761)	(0.2373)	(0.1183)	(0.4216)	(0.3643)
運用資金(2乗	0.0591***	0.0259*	−0.0260***	0.0393***	−0.0343**	−0.0126
値)	(0.0047)	(0.0145)	(0.0094)	(0.0048)	(0.0162)	(0.0138)
負債割合	−0.9210***	−2.1378**	−0.9070**	0.1703	−1.5288**	−3.179***
	(0.2355)	(0.8378)	(0.4148)	(0.2409)	(0.7295)	(0.6703)
利益率	0.0001	0.0144	0.0058	0.0028	0.0098	0.0157**
	(0.0030)	(0.0093)	(0.0050)	(0.0031)	(0.0085)	(0.0072)
金融機関	0.3836*	1.8556***	0.7658**	−0.0508	1.6036***	0.8228*
	(0.1965)	(0.5579)	(0.3275)	(0.2112)	(0.5169)	(0.4513)
保険会社	0.4472*	0.7092	0.4446	0.2458	0.3048	−0.1562
	(0.2508)	(0.8218)	(0.4164)	(0.2701)	(0.7622)	(0.6698)
退職・年金	0.5338	0.8115	0.5410	0.1812	1.0456	0.6957
投資顧問	(0.5100)	(1.4285)	(0.8430)	(0.5261)	(1.3052)	(1.1744)
収益性	0.0667	0.3539*	0.2829***	0.1835***	0.3069*	0.3738**
	(0.0594)	(0.1920)	(0.1018)	(0.0616)	(0.1758)	(0.1546)
リスクの小ささ	0.1842***	0.1330	−0.1045	−0.1136*	−0.3347*	−0.2879*
	(0.0620)	(0.1967)	(0.1022)	(0.0630)	(0.1746)	(0.1521)
リスク分散	0.2497***	0.3007	0.2653**	0.1153*	0.3777**	0.5554***
	(0.0661)	(0.2130)	(0.1122)	(0.0683)	(0.1915)	(0.1674)
定数項	0.8372	−5.1908**	−7.004***	0.2808	−11.8735***	−9.6067***
	(0.7737)	(2.5777)	(1.5487)	(0.7622)	(2.8432)	(2.5089)
σ	1.0765	2.6593	1.6900	1.1820	2.5086	1.6584
χ	493.54	77.23	69.36	377.54	78.28	189.63
疑似 R	0.3657	0.1220	0.0801	0.2654	0.1170	0.2673

注１:用語の意義は表７－7に同じ。
注２:括弧内は標準偏差、*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%有意

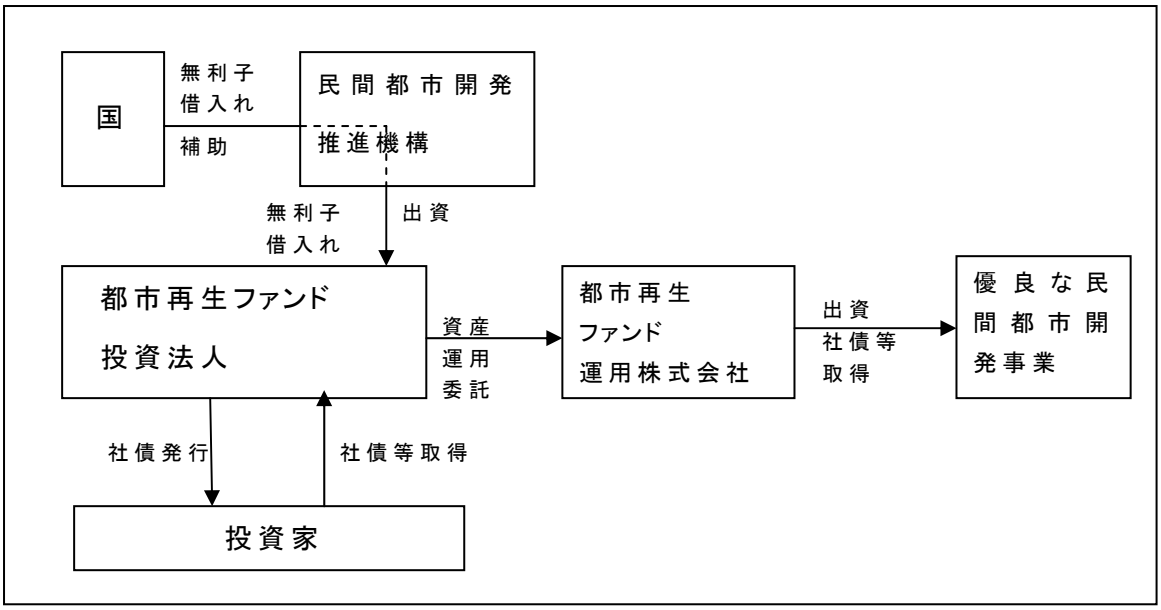
４．推定結果が示す不動産証券化商品とリスクとの関係

以上の分析からは、投資家が資産選択を行う場合にリスクに対する態度が大きな役割を果たしていることは明らかである。具体的には、個人投資家の場合、危険回避度がそれぞれの資産への投資行動に大きな影響を与えることが明らかとなった。個人の危険回避度は、それぞれの個人の資産保有状況やそこで生ずるリスク・リターンの状況にも影響すると考えられ、本分析では、そこで生ずるバイアスを回避するために操作変数を用いた分析を行ったところ整合的な結論を得た。今後、地価や株価の変動による危険回避度の変化がそれぞれの資産の保有状況にも影響していくことが考えられることから、その動学的な影響も分析する必要が認められる。

また、機関投資家の場合、リスクの大きさのほか、リターンへの見通し、リスク分散への評価が資産への投資行動に大きな影響を与えることが明らかとなった。その中でも、REIT や不動産証券化商品は、投資家からは、現時点では通常の債券とは異なり、むしろ不動産や株式と同様にリスクを受容して収益を求める投資家に強く選好されていることが、個人及び機関投資家の投資行動から推察される。この結果、実物不動産への投資は投資単位が大き過ぎると考えつつも、リスクが小さい商品を購入するには物足りない投資家にとっては、投資単位が通常の株式並みに小口化され、リターンが実際の投資不動産の生み出す収益の影響を受ける REIT や不動産証券化商品は新たな投資の選択肢となるとも考えられる。逆に、リスク回避的な投資家にとっては、まだなじみのない投資対象となっている可能性がある。一方で、こうした投資対象に資金が投入されることは、不動産証券化を通じて資金調達を行い、良質な都市整備を行おうとする不動産事業者に新しい資金調達手法を与えることとなるため、リスク選好的な投資家だけでなく、リスク回避的な投資家も含めて広く資金調達を募る必要性は大きい。そこで、国家的な見地から都市再生を図っていくべき事業について、出資や不動産証券化商品の取得について公的主体が支援を行い、信用力の補完を行えば、リスクに対する懸念もある程度払拭され、良質な都市整備事業に対する円滑な資金調達が可能になるのではないか。

2003 年度から国の支援の下で、都市再生ファンド投資法人が優良な民間の都市開発に出資や社債等の取得を行う都市再生ファンド支援事業(図７－４)が実施されているがまさにこうした趣旨に整合的な政策と言える。不動産の証券化が進行して行く中で、都市再生や整備を図っていくことを目指すのであれば、公的主体が自ら整備を行う、あるいは助成を行うという直接的な手法ばかりでなく、都市整備を前提とした資産の証券化の信用補完を行う間接的なアプローチで新しい住宅・不動産金融市場に適応した政策手法を打ち出していくことが必要であると考える。

図７－４　都市再生ファンド支援事業のイメージ



注

[1] 危険回避度が、所得、資産などの影響を受けることは、大竹、筒井(2004)等により明らかにされている。

[2] 調査対象のデータの年齢構成、職業分布は国勢調査等の分布に沿うように抽出した。投資行動の結果は日本銀行の「資金循環統計」と比較しても大きな偏りがないデータとなっている。

[3] 縄田(1992)はトービットモデルの実証研究は家計の金融資産分析にも有効であると指摘されている。

[4] このほか、松浦、白石(2004)は住宅、土地を含めた資産選択の推定を行っている。

[5] 逐次トービットモデルとは別に、連立トービットモデルによる同時決定モデルによる分析も考えられるが、個人投資家の資産選択を対象とするAmemiya et. al.(1993)の分析でモデルの予測精度の分析を行ったところ、逐次決定による分析がより良い精度を示しており、これを踏まえて、本分析では逐次決定トービットモデルを採用したが、今後同時決定モデルについても同様の検証を行う必要がある。

[6] 逐次決定トービットモデルの分析の順序は、牧他(1991)に準拠し、預貯金、保険･年金、公社債、株式の順序とし、不動産や不動産証券化商品は４に掲げたプロビット分析において危険回避度の影響の大きなものから小さいものの順序で推定を行った。これによれば、不動産証券化商品、REIT、不動産、株式の順序となる。

[7] 操作変数法を活用したトービット分析及びプロビット分析の詳細は、

Wooldridge(2002)による。

[8] 推定のrobustnessを検証するため、操作変数の候補として家族の人数、時間選好率、年齢などについて検証を行ったが、危険回避率と相関し、誤差項と相関しない操作変数を他に見出すことは出来なかった。

[9] 説明変数の候補として、危険回避度の他に投資先の資産の購入の容易さや資産の換金性などの動機も投資先の決定には大きく作用していると考えられることから、今回の調査の対象とはしていなかったが、今後の分析では説明変数の候補として考えられる。

[10] 危険回避度は、第３章で用いた方法と同様、Kimball et al. (2005)で行われた手法に準拠し、質問の回答から、回答者の危険回避度の範囲を設定し、危険回避度の逆数を危険許容度とし、その危険許容度が対数正規分布に従うと仮定し、その分布の下で各回答者のカテゴリーについて危険許容度の期待値を求め、その逆数をとって危険回避度の期待値とした。ただし、この危険回避度は絶対的水準を示すものではなく、また、経済情勢等の変化によって変化しうる。

[11] 時間選好率は、第３章で用いた方法と同様、池田、大竹、筒井(2005)の考え方に準拠し、質問の回答から得られた各個人の時間選好率の範囲が正規分布に従うと仮定し、その分布の下での各範囲についての時間選好率を求めた。この他国債のフォワードレート等から求める方法も考えられるが、個々人の性向を把握するため、本文で示した質問から推計する方法を採った。

[12] 外生性のテストは、保険・年金、公社債、不動産証券化商品以外は棄却され、操作変数を使用することが採択された。不採択の推定もOLS分析の結果はIV分析と大きく異ならない。(別表の内生の欄参照)

[13] 操作変数法を活用したプロビット分析では外生性テストの結果、公社債以外が操作変数を使用することが採択された。

[14] この調査は、調査会社に登録された企業・団体に勤務するモニターで、現在金融･不動産の運用に関わっていると事前に回答した843名のサンプルにインターネットを通じて金融・不動産の運用状況や投資行動の考え方について調査し、建設･不動産会社、証券会社を除いた377件(回収率44.7%)の回答を得た。調査結果は日本銀行の「資金循環統計」と比較しても大きな差はなく、偏りがないデータとなっている。

[15] アンケート調査においては、「REIT」は上場されたREITのエクィティ投資、「不動産証券化商品」は、REIT以外のもので、資産の流動化に関する法律による特定目的会社の発行する優先出資証券、特定社債、匿名組合出資、不動産特定共同事業への出資、その他プライベートファンドによる証券への出資も含む商品であることを示している。

[16] 機関投資家が直面するリスクには、REITに限っても、金利変動リスクや証券化に伴う事務リスク、法制リスク、委託リスク、災害リスク、流動性リスク、賃料リ

スクなどが考えられるが、アンケート調査では特に限定せず、機関投資家が直面する損害の可能性全般を指している。

別表　逐次トービット分析の結果 （サンプル数:2633）

	定期預金			保険・年金			公社債			不動産証券化商品		
	OLS	IV		OLS	IV		OLS	IV		OLS	IV	
	保有額	保有額	危険回避	保有額	保有額	危険回避	保有額	保有額	危険回避	保有額	保有額	危険回避
時間選好	−11.677***	−6.243**	−14.221***	1.771	−3.767	−13.422***	−13.731**	−7.741	−13.381***	20.932	−2.420	−13.103***
	(1.668)	(2.507)	(4.371)	(2.823)	(3.523)	(4.413)	(6.679)	(8.319)	(4.408)	(22.537)	(28.093)	(4.406)
年齢	0.071	−1.070***	4.773***	2.703***	2.316***	4.517***	2.144**	1.040	4.601***	4.031	8.236*	4.365***
	(0.225)	(0.386)	(0.637)	(0.389)	(0.560)	(0.669)	(0.902)	(1.280)	(0.668)	(3.214)	(4.512)	(0.673)
借入金	−0.034*	−0.035*	−0.010	0.1324***	0.131***	−0.007	−0.251***	−0.252***	−0.005	−0.105	−0.075	0.002
	(0.017)	(0.021)	(0.045)	(0.028)	(0.029)	(0.045)	(0.069)	(0.070)	(0.045)	(0.245)	(0.254)	(0.046)
年収	−0.160*	0.172	−0.158	0.086	0.095	−0.228	0.090	0.120	−0.214	1.939	1.825	−0.228
	(0.097)	(0.115)	(0.231)	(0.168)	(0.169)	(0.233)	(0.364)	(0.371)	(0.233)	(0.881)	(1.548)	(0.233)
資産額	1.273***	1.326***	−0.199***	1.0738***	1.775***	−0.307***	2.058***	2.186***	−0.339***	1.458**	0.927	−0.358***
	(0.036)	(0.043)	(0.065)	(0.079)	(0.088)	(0.084)	(0.219)	(0.246)	(0.092)	(0.626)	(0.717)	(0.093)
定期預金				−0.135***	−0.156***	0.148**	0.048	0.014	0.151**	−0.465	−0.209	0.145*
				(0.044)	(0.050)	(0.075)	(0.102)	(0.116)	(0.075)	(0.356)	(0.406)	(0.074)
保険年金							0.125	0.100	0.055	−0.129	−0.046	0.048
							(0.082)	(0.087)	(0.063)	(0.295)	(0.312)	(0.064)
公社債										0.768**		0.125
										(0.336)	(0.390)	(0.082)
危険回避	0.016**	0.291***		0.008	0.120		0.053*	0.375		−0.012	−1.311	
	(0.007)	(0.074)		(0.012)	(0.116)		(0.028)	(0.261)		(0.099)	(0.921)	
部屋数			0.638**			0.816***			0.584**			0.713**
			(0.263)			(0.322)			(0.324)			(0.028)
性別			−1.539***			−1.268***			−1.283***			−1.360***
			(0.291)			(0.349)			(0.339)			(0.323)
職業			−1.299***			−1.476***			−1.590***			−1.385***
			(0.373)			(0.418)			(0.418)			(0.417)
χ^2	1310.61			885.48			229.29			19.67		
内生性	chi2(1)=13.95 Prob>chi2=0.0002			chi2(1)=0.94 Prob>chi2=0.3313			chi2(1)=1.55 Prob>chi2=0.2138			chi2(1)=2.02 Prob>chi2=0.1553		

	REIT			不動産			株式		
	OLS	IV		OLS	IV		OLS	IV	
	保有額	保有額	危険回避	保有額	保有額	危険回避	保有額	保有額	危険回避
時間選好	−2.533	−26.800	−13.047***	32.476**	13.869	−13.147***	21.588***	2.267	−14.211***
	(13.231)	(17.504)	(0.552)	(13.611)	(16.996)	(4.407)	(3.431)	(7.112)	(4.396)
年齢	3.516*	7.760***	4.471***	10.733***	14.002***	4.421***	1.497***	5.010***	4.399***
	(1.854)	(2.697)	(0.664)	(2.501)	(3.129)	(0.669)	(0.484)	(1.138)	(0.647)
借入金	−0.304**	−0.284*	0.005	0.567***	0.577***	0.002	−0.031	−0.013	0.010
	(0.149)	(0.162)	(0.046)	(0.149)	(0.158)	(0.046)	(0.036)	(0.058)	(0.045)
年収	1.113	1.036	−0.210	−0.437	−0.582	−0.231	0.155	0.076	−0.098
	(0.825)	(0.891)	(0.233)	(0.735)	(0.786)	(0.233)	(0.196)	(0.301)	(0.231)
資産額	1.822***	1.222***	−0.360***	5.845***	5.356***	−0.364***	1.984***	1.737***	−0.243***
	(0.482)	(0.482)	(0.093)	(0.601)	(0.632)	(0.093)	(0.114)	(0.1628)	(0.077)
定期預金	−0.406**	−0.143	0.147**	−0.976***	−0.767***	0.149**			
	(0.202)	(0.246)	(0.075)	(0.213)	(0.247)	(0.075)			
保険年金	−0.067	0.041	0.049	−0.144	−0.068	0.048	−0.065	−0.009	0.050
	(0.162)	(0.188)	(0.064)	(0.175)	(0.192)	(0.064)	(0.046)	(0.079)	(0.064)
公社債	0.936***	1.141***	0.120	−0.193	−0.035	0.116	0.252***	0.394***	0.130
	(0.183)	(0.237)	(0.083)	(0.203)	(0.236)	(0.084)	(0.056)	(0.107)	(0.084)
証券化	1.238***	1.457***	0.156	0.355	0.524	0.144	0.028	0.165	−0.142
	(0.355)	(0.492)	(0.238)	(0.422)	(0.506)	(0.241)	(0.154)	(0.288)	(0.242)
REIT				0.609**	0.636*	0.049	0.297***	0.311*	0.045
				(0.300)	(0.345)	(0.155)	(0.099)	(0.184)	(0.156)
不動産							−0.028	−0.146	−0.099
							(0.066)	(0.124)	(0.101)
危険回避	−0.001	−1.367**		−0.116*	−1.220**		−0.059***	−1.053***	
	(0.055)	(0.552)		(0.062)	(0.562)		(0.015)	(0.239)	
部屋数			0.560*			0.641**			0.372*
			(0.298)			(0.305)			(0.212)
性別			−1.409***			−1.310***			−1.730***
			(0.308)			(0.323)			(0.305)
職業			−1.400***			−1.516***			−0.413
			(0.395)			(0.399)			(0.291)
χ^2	69.22			123.20			429.18		
内生性	Chi2(1)=6.20 Prob>chi2=0.0128			chi2(1)=3.94 Prob>chi2=0.0471			chi2(1)=40.05 Prob>chi2=0.0000		

注１：年齢、資産総額、各資産、借入金は log（１＋万円単位の数値）で推定。　　注２：*、**、***はそれぞれ 10%有意、５%有意、１%有意
注３：「証券化」は不動産証券化商品、「不動産」は投資用不動産、「危険回避」は危険回避度、「時間選好」は時間選好率、「部屋数」は
　住宅の部屋数(対数値)、「内生性」は危険回避度の外生性を棄却するかどうかの検定。
注４：「保有額」「危険回避」の列はそれぞれ保有額、危険回避度の推定結果。

第８章　REIT の収益性の要因

＜第８章の要旨＞

REIT については、既に 40 以上の銘柄が上場され、投資法人が発行する REIT が活発に取引される結果、日々その価格は変動している。その価格形成の背景となる投資法人の収益性の要因については、これまでデータの蓄積が十分ではなかったが、制度発足後７年を経過し、決算情報の蓄積も進んだことから、ROE を被説明変数とする、パネル操作変数法による分析を行った。

REIT の収支の多くを占める賃貸事業に関しては、保有資産の稼働状況を占める空室率や箇所数が有意な影響を与えており、また有利子負債が大きい REIT は ROE も大きくなることが分かった。

有利子負債の影響については、借入金の調達金利が低い下でのレバレッジ効果も考えられるが、有利子負債の負担が経営の効率化を促す外部コントロール効果が働いている可能性がある。この点、市場での評価を分析するためトービンの Q を用いて分析したところ、有利子負債の大きい REIT は市場での評価も大きくなることが明らかになった。REIT 市場の発展を目指す場合、投資法人を運営する側のインセンティブを刺激する政策が求められる。

１．REIT の収益性に影響を与える要素

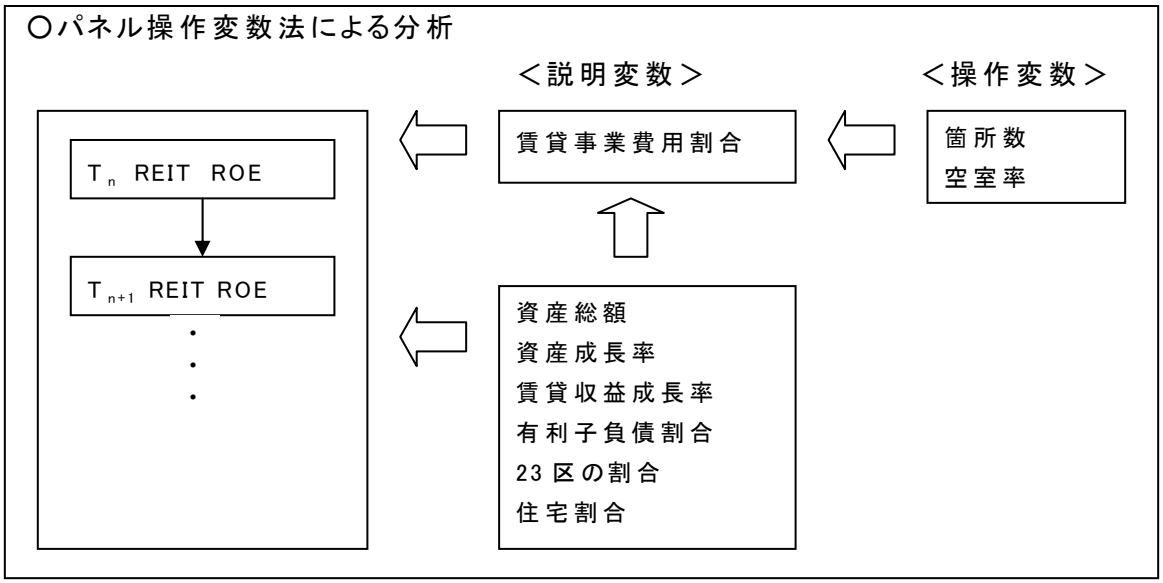
不動産証券化市場は、近年急速に拡大しているが、その中でも、不動産等への投資を行う投資法人が発行する証券である REIT は、既に 40 以上の銘柄が上場され、魅力ある物件に投資し高収益を上げる REIT には投資が集中し、資金調達が円滑に行われることから、優良な都市整備の呼び水的役割も期待される。

REIT の場合、投資先の不動産の家賃や売買による利益等がその収益の元になっており、通常の金融資産や投資用不動産とは収益の内容やリスクの内容が異なり、財務構造の面では、多くの有利子負債が存在する場合、負債に対する利払いや償還を確保することが必要になり、モラルハザードを防ぎ、企業のガバナンス機能にプラスの効果をもたらす可能性がある。また、経営の効率性には投資法人が保有する不動産の箇所数や空室率などが作用しているようにも想定される。その REIT という証券を発行する主体は投資法人であるが、その法人自体は、証券を発行する際の担保となる資産を保有するに止まり、実際に保有する資産の維持管理、資産の投資先や投資額の決定を行うのは、投資法人から委託を受ける運用会社である。その運用会社の運用の巧拙がその REIT の収益の結果に大きく反映されているとも言える。

それでは、REIT の投資法人がどのような財務構造や不動産への投資方針を採った場合に高い収益を上げているかという実証分析は、日本では制度が発足してから時日が浅く筆者が知る限り十分進められていない。しかし、既に多くの REIT 銘柄が市場に上場されデータの蓄積も豊富なアメリカにおいては、OLS 分析による REIT の発行体の収益性分析や機関投資家の投資行動分析が行われている。

本章においては、REIT の投資法人の決算報告を元に収益率に影響する要素を推定するため、資産規模、有利子負債割合、投資不動産の属性などを説明変数とし、費用割合の内生性等に着目した操作変数法（IV）によるパネル分析を行うものである。

図８－１　REIT の投資法人の収益性分析（第８章のアウトライン）



２．有利子負債がもたらすレバレッジと外部コントロール効果

REITの収益性（ここでは投資法人の財務上の収益、その中でも純資産収益率(ROE)を指す）に関する分析[1]は、アメリカでは既に多くの銘柄が取引所に上場されていることもあり、OLSによる分析が行われている。Ambrose, Highfield and Linneman(2005)は、アメリカの 187 のREIT銘柄について 90 年から 2001 年までの約 1500 件のデータを用いてROEに対するREITの資産総額、有利子負債、資産の種類等との関係をOLSで分析し、REITのROEの改善には資産規模の拡大やUPREITという税制上の特例の利用が影響を与えていると結論付けた。

また、REITに固有の議論ではないが、McConnell and Servaes(1990)は、負債とトービンのQ((株式の市場価値＋有利子負債)／(総資産の財市場での価値))との関係を分析することを通じて、有利子負債による負担の存在が企業のガバナンス機能にプラスの影響を与えていることを指摘し、小佐野(2001),Osano(2007)は、社債等の発行による資本市場からの資金調達の下では借り手の信用能力を投資家が個別に十分見極めることができず、平均的信用能力(信用格付け等)に応じた調達金利となることが指摘されている。REITに当てはめて考察すれば、投資法人債の発行を通じてメインバンクではなく金融市場から資金調達を行うことから、決算情報や信用格付け等が資金調達

能力に大きな影響を与えることになり、この資金調達の構造が投資法人に経営合理化を促すとともに、有利子負債の負担の存在は投資法人のガバナンス機能の改善を促し、こうした外部コントロール効果はROEに正の相関をもたらす可能性が高い。この点、近年一般的には調達金利がREITの投資法人が保有する不動産の運用利回りを下回ることが多いので、借入金の割合が大きいほどレバレッジ効果によってROEが大きくなる効果が大きいと考えられるが、同時に、これらの「負債を通じた規律づけ」によるROEの改善の効果も想定される[2]。

これらの先行研究の成果を踏まえ、日本のREITの収益性の分析を行う。ここでは、被説明変数をREITの決算報告に示された経常収益率（R、営業損益と営業外損益から成る経常利益の純資産に占める割合、ROEと同じ概念。）とし、説明変数（Xi）に①REITの総資産額（対数値と対数値の２乗）、②有利子負債割合、③資産増加率、④賃貸事業収益増加率、⑤東京 23 区資産割合が 50%以上かどうか、⑥住宅物件が 50%以上かどうか、⑦賃貸事業費用割合(賃貸事業の収益に対する費用の割合)としてそれぞれの説明変数が与える影響をパネルデータ分析[3]によって行う。ここで、賃貸事業費用割合は外生変数ではなく、空室率等の資産運用状況によって費用割合が高いのか、その法人の資産規模や資産の種類などの属性の結果によって費用割合が高いのかを識別できない内生性の問題と費用と収益との関係を常に正確に識別できない測定誤差の問題点があり、これを解決するため資産当たりの箇所数、空室率を操作変数として使用した。

$$R = y_{it}\beta + x_{1it}\gamma + u_i + v_{it}$$
$$y_{it} = x_{1it}\pi_1 + x_{2it}\pi_2 + \varepsilon_i$$

y_{it}は内生変数（賃貸事業費用割合）、x_{1it}は外生変数、x_{2it}はi番目の資産に係る操作変数となる。u_iとv_{it}とは誤差項、β、γ、π_1、π_2がパラメーターとなる。

３．投資法人の現況とその特徴

REIT の収益性分析は、以下の投資法人の決算情報（表８－１）を元にしている(38 銘柄、161 件)。対象資産の種類ごとの割合は図８－２のとおりで

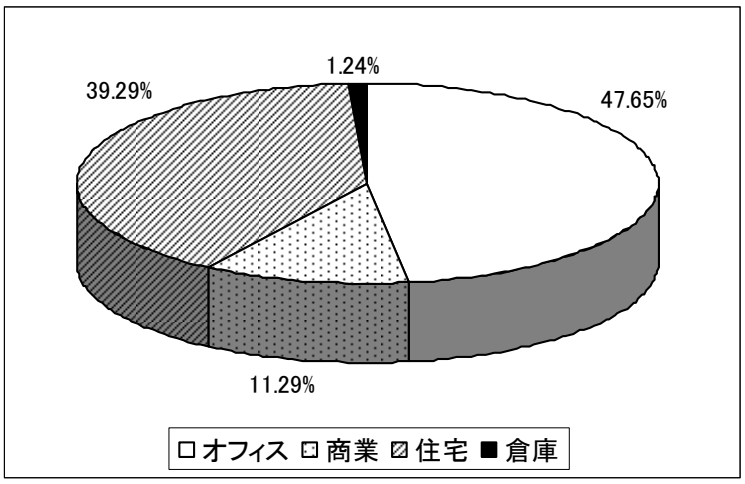
あり、オフィスの棟数が５割近くを占め、賃貸住宅が４割程度で続いている。

表８－１　投資法人の決算情報

変　　数	平　均	標準偏差	最　小	最　大
資産総額	151951	117206	8484	634117
出資総額	77856	58790	6896	346446
純資産比率	53.16	9.07	33.8	0.936
有利子負債割合	40.18	13.15	0	59.4
営業収益	5653.62	4462.88	311	25894
営業利益	2689.32	1970.63	154	11685
経常利益	2249.06	1705.56	92	9851
純資産当期利益	5.68	1.18	0.90	9.20
総資産当期利益	3.06	0.68	0.70	5.30
賃貸事業利益率	5.16	1.03	2.10	8.80
棟数	29.47	20.46	4	109
東京 23 区の棟数	17.58	15.60	0	84
経過決算期	3.64	4.68	0	16
稼働率	96.85	2.54	89.5	100

注：総額等の単位は百万円、比率の単位は%。2001 年 12 月から 2007 年 3 月までの決算を1法人1期を1件として集計。表８―２も同様。

図８－２　対象資産の割合



４．推計結果が示す収益性の要因

(1) REIT の収益性

日本の REIT を発行する投資法人について、資産規模、種類、賃貸事業費用割合が経常収益率に与える影響を推定するため操作変数法によるパネル分析を実施した。ここでは Hausman 検定の結果、ランダム推定に従って推定を行い、表８－２の結果を得た。

表８－２　経常利益率に影響する事項

	OLS	IV(Fixed)		IV(Random)	
	利益率	利益率 第２段階	費用割合 第１段階	利益率 第２段階	費用割合 第１段階
資産総額	1.656	13.766***	0.546***	-5.321	0.112
	(2.275)	(4.727)	(0.156)	(3.605)	(0.078)
資産総額(2乗値)	-0.068	-0.560***	-0.019***	0.237	-0.010
	(0.098)	(0.194)	(0.007)	(0.157)	(0.003)
資産成長率	0.014***	0.011***	-0.000001	0.017***	0.0001
	(0.004)	(0.004)	(0.0002)	(0.004)	(0.0002)
賃貸収益成長率	0.002	0.003	-0.0001	-0.002	-0.0001
	(0.002)	(0.002)	(0.0001)	(0.002)	(0.0001)
有利子負債割合	2.923***	3.604***	0.128***	3.408***	0.132***
	(0.808)	(1.246)	(0.041)	(0.882)	(0.052)
東京 23 区割合	-0.267	-0.522	-0.019	-0.368	-0.016
	(0.240)	(0.339)	(0.012)	(0.265)	(0.016)
住宅割合	-0.860***	-0.819**	0.003	-0.918***	0.012
	(0.239)	(0.378)	(0.015)	(0.241)	(0.018)
定数項	-3.656	-72.719***	-3.251***	38.032*	0.430***
	(13.193)	(27.349)	(0.925)	(21.312)	(0.062)
賃貸事業費用割合	-3.433**	-13.230***		-7.476**	
	(1.477)	(6.338)		(3.369)	
箇所数割合			-0.025***	Within	-0.023***
			(0.006)	Between	-0.004
空室率			0.490***	Within	0.634**
			(0.210)	Between	0.693***
Wald χ^2	49.14	10438.16		45.00	
決定係数　Within	0.2240	0.1558		0.1506	
Between	0.2134	0.0460		0.2665	
Overall	0.2553	0.1088		0.2413	
F テスト	－	F＝18.89　Prob＞F＝0.0000			
Hausman テスト	－	χ^2＝1.88　Prob＞χ^2＝0.9845			

注１:資産総額は対数値、東京 23 区割合･住宅割合は 50%以上のダミー変数、箇所数割合は資産総額（対数値)に対する箇所数の割合

注２:（　）内は標準偏差。*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%有意を示す。

注３:F テストは OLS 推定を帰無仮説として棄却された。

注４:Hausman はランダム推定を帰無仮説とするが棄却されなかった。

資産総額については、資産規模の成長率は正に有意となったが、資産規模自体は有意な結果とならなかった。これはアメリカについて Ambrose et. al.(2005)が行った分析とは必ずしも整合的ではなく、規模の経済は十分には働いていない。また、McConnell et. al.(1990)が予測したとおり、有利子負債率が高い投資法人ほど、利益率が高い結果となった。これは、近年の低金利傾向でレバレッジ効果によって経常収益率が高くなった当然の結果とも考えられるが、同時に有利子負債による外部コントロールや経営状況を反映した資金調達による投資法人の経営改善の効果も留意する必要がある。

ちなみに、有利子負債による外部コントロール効果を実証するためには、McConnell et. al.(1990)が行ったように投資法人の資産に対する株式市場での投資家の評価水準を示す指標であるトービンの Q((株式の市場価値＋有利子負債)／(総資産の財市場での価値))に有利子負債が有意に影響を与えているかどうかで検証する方法がある。この方法を通じて、有利子負債の存在が投資法人の純資産の価値以上に経営の改善に寄与しているかを検証できることになる。パネルデータ分析を用いて実際に推計したところ、表８－3 が示すとおり、有意に正の影響を与えていることが分かった。

表８－3 トービンの Q への有利子負債等の影響

	係数（Random）	
資産総額	-0.4063***	(0.1552)
資産総額(2 乗値)	0.0167**	(0.0066)
資産成長率	-0.0001	(0.0002)
賃貸収益成長率	0.0003***	(0.0001)
有利子負債割合	0.0869*	(0.0521)
東京 23 区割合	-0.0300*	(0.0155)
住宅割合	-0.0145	(0.0160)
費用割合	-0.0067	(0.0959)
定数項	3.4518***	(0.9029)
Wald χ^2	21.34	
決定係数 Within	0.1142	
Between	0.1277	
Overall	0.0982	
F テスト	F＝7.61 Prob＞F＝0.0000	
Hausman テスト	χ^2＝5.00 Prob＞χ^2＝0.7578	

注１:資産総額は対数値、東京 23 区割合･住宅割合は 50%以上のダミー変数、箇所数割合は資産総額

（対数値）に対する箇所数の割合
注２：（　）内は標準偏差。*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%有意を示す。
注３：F テストは OLS 推定を帰無仮説として棄却された。
注４：Hausman はランダム推定を帰無仮説とするが棄却されなかった
注５：本分析では、トービンの Q と相関しない識別変数を見つけることができなかったので、操作変数法を用いず通常のパネルデータ分析を行った。

一方、賃貸事業の収益に対する費用の割合（賃貸事業費用割合）は、経常収益率との関係で見ると有意に負の係数を示し、賃貸事業費用割合が低い法人ほど REIT としての経常収益率も高い。費用割合に与える影響としては、箇所数の割合が負の係数で、空室率が正の係数で有意であり、多くの投資先の確保と高い稼働率が賃貸事業の経営効率の改善に寄与している。賃貸事業費用割合が高い場合でも、その内生性から例えば資産規模の拡大が費用割合の増大と経常収益率の改善に同時に寄与する可能性もあるが、本分析では、操作変数で推定した結果、賃貸事業の費用割合が低いことが投資法人の経常収益率の上昇に影響することが示されている。

５．今後の投資法人の方向性

以上の REIT の収益性の分析からは、いくつかの成果と今後の課題がうかがわれる。

第１に、資産規模の成長率、高い有利子負債、賃貸事業の効率性が経常収益率の改善に有意に結びついていることがわかった。これに対して、規模の経済が日本においては必ずしも収益の拡大には結び付いていない。この点、アメリカでは、ファンドの統合や UPREIT によって、規模の拡大とそれによる収益拡大が図られてきており、日本の今後の REIT においても、同様のことが成り立つのかどうか、財務構造や事業の効率性と収益性とがどのように関係するのかについて分析を続けていく必要がある。

第２に、有利子負債がに関しては、かなり強い収益性改善効果が認められ、その背景には日本の金融市場における特異な低金利構造によるレバレッジ効果と内部のガバナンス効果が働いているのではないかというのが本分析の結論である。ただし、いずれの要因がどの程度働いているかの識別は出来ず、この点が今後の課題である。高金利になれば、今度は金利負担が大きくなり、

投資法人の収益にはむしろ良くない影響を及ぼすことになる。この点、アメリカの REIT 市場について分析した Ambrose et. al. (2005)の分析では、有利子負債の割合は ROE を引き上げる効果を否定している。また、投資法人の決算状況を投資家向けに報告する会議でも、有利子負債の割合を一定以下に抑制する方針がしばしば示されており、収益性以外の経理の健全性を目指した結果と言える。

第 3 に、投資先の資産の種別に関して言えば、住宅よりはオフィス関係の REIT が相対的により大きな収益率が期待できることを示している。資産の立地に関しては、東京 23 区内に立地する資産が大きな割合を占めることが収益性に影響するかどうかを検証したが有意な結果とならなかった。近年、REIT の投資法人が積極的に東京都心部の物件を購入していることが言われ、そうした物件は将来の値上がりによる収益性の改善への期待の下に取得されている可能性が高いが、一方で取得自体でかなり高額になること、また地価の上昇によるキャピタルゲインは将来のもので現在直ちに得られるものではないためか、資産の立地状況が収益性に反映される結果とはなっていない。

第 4 に、今回の収益性は、あくまで投資法人の収益性の分析であり、投資家にとっての収益性を直ちに意味しない。投資法人が二重課税を回避するためには収益の 90%以上を配当することが必要であり、その点では、投資法人の収益と投資家の収益は大きくは異ならない。しかし、一方で、REITは、市場に上場されている商品であり、資産が将来値上がりする期待からREITを購入し、利益を上げる投資家もいると考えられる。そうした投資家の収益と投資法人の属性との分析、あるいは、投資家が直面するリスクとの関係も分析を行っていることが必要であり、そうした分析が進めば、投資家からの出資が得やすいREITの経営の方向性が明らかになるであろう[4]。

今回の分析では、制度創設後 7 年経過した REIT の収益性を投資法人の属性の側面から分析した。未だデータの蓄積は十分とは言えないが、こうした収益性の分析は、単に未知の分野である REIT の経営行動を分析する上で有益なだけでなく、良好な都市開発・整備を行う場合に必要な条件を探る上でも有益である。REIT 自体が最初から都市開発の過程として関与することは想定しがたいが、例えば、投資法人が、低コストで良好な資産の管理や運用

を行うことで高い収益を生めば、その実績はさらなる REIT への投資を生み、保有資産の充実、拡大につながっていく正のサイクルを辿ることが期待できる。同様のサイクルを不動産証券化に求めるのであれば、REIT の経営からも示唆を受けることが多いのではないか。そうした観点から、REIT の経営を見た場合、今回の分析で特徴的なことは、投資法人の運用会社へのガバナンスの重要性である。REIT の投資者は収益にのみ関心があり、また制度上も REIT の資産運用は運用会社に委託されるので投資法人の経営に参加するわけではなく、そのままでは情報の非対称性の中で、値上がりする REIT が購入されるという以上の方法で効率的な REIT 経営が確保される保証はない。そこで、運用会社に、合理的な資産運用、資産の管理運営、資産の適正評価など安いコストで高い収益を望める適正な運用を促すためには、内部の運用に対する外部のガバナンスが必要である。今回の分析で明らかになった有利子負債による外部ガバナンスはそのための一例であるが、この他にも、経営情報の公開、ディスクロージャー、IR の充実も外部ガバナンスの手法として有効ではないか。こうした外部ガバナンスを活用した経営の効率化が最終的には収益性の向上、資産価値の上昇というシナリオにつながるものと考えられる。

注

[1] この分析は投資法人の経常収益率(ROE)の構造を分析するものであり投資家にとっての金融市場での投資収益を直接の分析の対象とするものではないが、税法上の取扱いから実際上REITの経常収益の大部分が投資家に配当される点などから、その関連性は強く、その金融商品の性格を分析する上で有益である。

[2] 柳川(2006)は、証券化について、従来の「相対型金融」と対比される「市場型金融」として、その特徴を指摘されている。

[3] 最初にJ-REITの決算が出された 2001 年 6 月～12 月を 1 期とし、順次半年ごとに 2 期、3 期とし、各期の途中で決算期を迎えたものは、その前後の期間の決算データを期間の長さで加重平均したものをパネルデータとして構成した。

[4] 本分析では、そうした分析までは行えなかったが、Ambrose et. al. (2005)では、REIT の価格の変化や β 値を被説明変数とする分析を行っている。

第Ⅲ部　住宅・不動産の評価方法の新たな方向性

第９章　生活性能は住宅・不動産の評価に影響を与えるか

＜第９章の要旨＞

住宅・不動産金融市場が発展する中で、住宅・不動産の価格の適正な評価が重要性を増大させている。住宅ローン市場では担保価値の源泉であり、不動産証券化市場では収益性判断を行う上で重要な指標となりうるからである。

住宅・不動産の価値の評価においては、これまで地積や立地、あるいは法的規制などの物理的な要素が大きな位置を占めてきたが、住宅に関して言えば、犯罪に対する安全性や教育水準、地震時の防災性などの生活性能が新たな評価の要素として必要である。

また、所得水準など類似の属性を有する者が居住する傾向が強いこと（セグリゲーション）を踏まえ、特性空間ごとの住宅地の評価も必要となっている。

１．住宅・不動産の評価と住宅・不動産金融市場との関係

住宅・不動産の実物の取引、投資活動だけでなく、住宅・不動産金融市場においても、実物不動産の適正な評価は、不可欠の要素である。

不動産証券化市場の場合、その発行する証券の信用は、その裏付けとなる不動産の価値とその収益力に依拠している。このため、例えば、REIT の投資法人の場合、その取得の際には、デューデリジェンスを通じて鑑定評価を行い、かつ、その取得し、保有する不動産の評価方法、評価価格について決算報告等を通じてディスクロージャーしている。

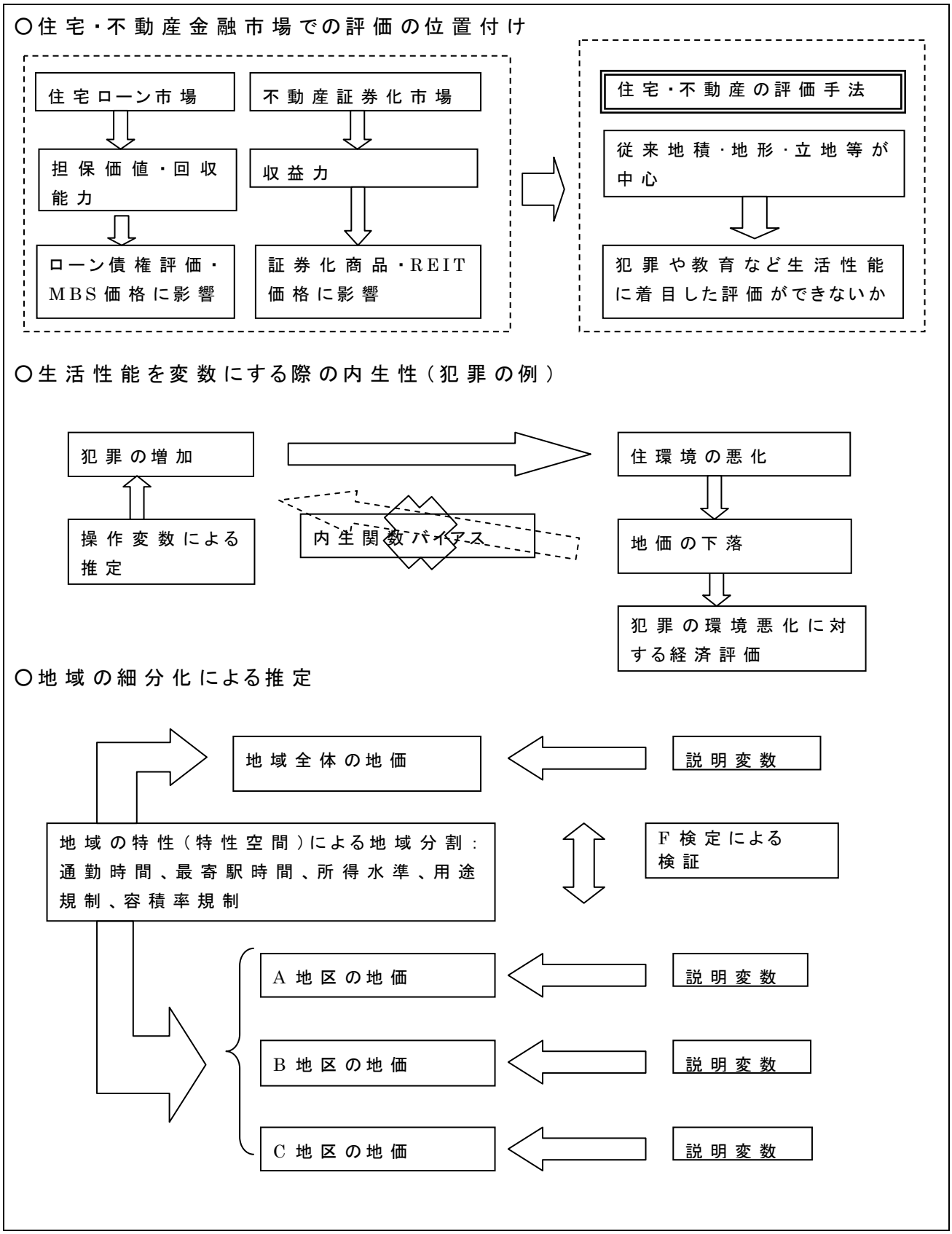
住宅ローン市場の観点からは、民間金融機関の住宅ローンの利用者が返済不能になった場合、通常加入している融資保証会社が住宅ローンの債務を代位弁済し、利用者に対してローン残額の支払いを請求する。利用者が支払いできなければ、担保となっている不動産を処分し（競売又は任意売却）、ローン債権の回収を図ることとなる。融資保証会社の代位弁済の財源は、保証料と不動産の処分によって支弁される。不動産が過大に評価されれば、融資保証会社は、十分なローン債権の回収を図ることができず、最悪の場合、保証機関の破綻や信用リスクを負担する金融機関への損失となる。

フラット 35 の場合、貸付けの際に抵当権を設定される住宅と敷地の価値が貸し付けた住宅ローンの残高に比較して過大な評価でなければ住宅金融支援機構は保証料相当分を住宅ローンの金利相当分から徴収するので、貸し倒れが多少出現しても､信用リスクの見通しを誤らなければ､損失は生じない。しかし、日本の不動産取引においては、中古住宅、その中でも競売や任意売却で取引される物件は新築の住宅に比べ極端に廉価に取引されることが多く、物件の事前の評価が過大であれば損失を被るリスクとなる。

不動産の過大な評価によって影響を受けるのは、信用リスクが顕在化することによる金融機関への損害だけでなく、住宅ローン債権を担保とする資産担保証券の信用力にも影響を与える。担保割れのリスクに対する手当が何もなされていなければ、資産担保証券の信用は失われ、価格の下落を招くことになる

住宅金融公庫廃止後の住宅金融支援機構が発行する MBS の場合、信用リスクは住宅ローン債権を買い取る住宅金融支援機構が負い、実際の回収業務

図９－１　生活性能を踏まえた住宅・不動産の評価（第９章のアウトライン）



は原則貸付けを行う金融機関が行う。ただし、返済不能が発生した時点で、その返済不能の債権は健全な債権に刺し変わるスキームとなっており、信用リスクに対するそうした措置も含めて住宅金融支援機構の発行するMBSは格付け機関から高い格付けを得ている。

フラット35以外の民間金融機関が発行するMBSのスキームは多種多様である。住宅ローンが返済不能となった時の手当は、融資保証機関が行うことになるが、その信用リスクの低いものを取り出して担保債権にするか、高いものを取り出すかによっても、MBSの信用力は大きく異なる。また、担保債権をいくつかの段階にトランシェ分けして複数の格付けの債券が発行されるケースもある。

MBSに投資する投資家にとっては、信用リスクが顕在化したときの担保不動産の価格の評価も含めて、適正なものかどうかを注視する必要がある。特に問題なのは、リスクの量が大きいか小さいかではなく、当初の不動産の評価が、事後的に判明した流通価格に比べて予想外に過大であるかどうか、また、貸し付けている住宅ローンや保証料の水準に対して過小でないかどうかが重要であると考えられる。

２．不動産の評価の手法の類型

不動産の評価手法に関しては、国土審議会土地政策分科会での意見を踏まえて、国土交通省が定める不動産鑑定基準などで、以下のような方法論が認められ、現実に行われている。

(1) 原価法：価格時点における対象不動産の再調達原価を求め、この再調達原価について減価修正を行って対象不動産の試算価格を求める手法。

(2) 取引価格比較法：多数の取引事例を収集して適切な事例の選択を行い、これらに係る取引価格に必要に応じて事情補正及び時点修正を行い、かつ、地域要因の比較及び個別的要因の比較を行って求められた価格を比較考量し、これによって対象不動産の試算価格を求める手法

(3) 収益還元法：対象不動産が将来生み出すであろうと期待される純収益の現在価値の総和を求めることにより対象不動産の試算価格を求める手法一（以下「直接還元法」という。）と、連続する複数の期間に発生する純収益

及び復帰価格を、その発生時期に応じて現在価値に割り引き、それぞれを合計する方法（Discounted Cash Flow 法（以下「ＤＣＦ法」という。））がある

①直接還元法：一期間の純収益を還元利回りによって還元する方法

$$P=\frac{a}{R}$$

Ｐ：求める不動産の収益価格

ａ：一期間の純収益

Ｒ：還元利回り

②ＤＣＦ(Discounted Cash Flow)法

$$P=\sum_{k=1}^{n}\frac{a_k}{(1+Y)^k}+\frac{P_R}{(1+Y)^n}$$

Ｐ　：求める不動産の収益価格

a_n：毎期の純収益

Ｙ　：割引率

ｎ　：保有期間（売却を想定しない場合には分析期間。以下同じ。）

P_R：復帰価格(保有期間の満了時点における対象不動産の価格をいい、基本的には次の式により表される。

$$P_R=\frac{a_{n+1}}{R_n}$$

a_{n+1}：ｎ＋１期の純収益

R_n　：保有期間の満了時点における還元利回り（最終還元利回り）

不動産証券化市場に関しても、不動産の評価は、REIT を発行する投資法人は、多くの場合、ＤＣＦ法と呼ばれる不動産評価方式を用いて評価を行っている。これは、家賃や売却（購入）価格など不動産が生み出す収益を元に不動産の現在価値に割り戻すことにより算出する手法であり、周辺の類似する物件の価格との比較で不動産の評価を行う類地価格比準法に比べれば、現実の収益力、投資額に対する収益率などに関心を持つ投資家からすれば、この評価方法は保有する不動産の価値が適正に評価できる方法とも考えられる。

ただし、その収益力の元となる家賃や不動産価格がどのような要因によって決定されていくのかという構造的な要因が直ちに把握できる訳ではない。

３．評価の手法についての新たな課題

家賃や不動産価格の多くの部分を占める地価の価格形成メカニズムについて、どのような要因が大きく影響しているかについては、経済学においては、ヘドニックアプローチによる分析が進められてきた。地価や家賃に関しては、都市圏中心部までの距離や住宅の広さなどが大きな要因となっている。例えば首都圏の地価関数を推定する場合、東京駅からの電車の経過時間、最寄り駅までの距離、容積率、土地利用規制などが説明変数として取り上げられることが多い。しかし、これに加えて、住宅地の地価や家賃に関しては、居住者は、例えば、地震等が発生した時の安全性、犯罪に対する安全性、近くに教育水準の高い小学校が存するなど、自らが居住する上での効用を予算制約の下で最大化しようとするものであり、そうした居住性能が地価や家賃に影響するところが大きいものと推察される。

国土交通省が 2003 年に実施した住宅需要実態調査においては、住環境で特に不満と感じている点として「治安、犯罪発生の防止(45.9%)」「火災・地震・水害などに対する安全(42.4%)」「子供の遊び場・公園など(39.8%)」などが掲げられており、治安、防災などに対する関心の高さがうかがわれる。

こうした居住性能に着目した実証研究としては、防災に関しては、山鹿・中川・斉藤(2002)が行った耐震危険度と家賃についての研究が見られるところである。しかし、犯罪や教育についてはまだ研究が行われていない。

また、不動産の価値の判断を行う実務においても、犯罪に対する安全性や教育水準の高さについては、国土交通省の定める「不動産鑑定評価基準」の例示の中に出ていないこともあり、不動産の価格評価の考え方の中に十分明確に織り込まれているとは言えない。アメリカのUSPAP（The Uniform Standards of Professional Appraisal Practice：統一不動産評価基準）と呼ばれる不動産鑑定の基準では不動産の経済的要素、環境的要素をすべて盛り込んで判断することが示されており、アメリカ不動産鑑定協会編(1995)の同基準の解説によれば「宅地の環境を分析する際は、評価対象地と隣接不動産

との間にある相互関係に焦点がある。隣接不動産によって引き起こされる危険又はニューサンスの影響を考慮すべきである。とりわけ安全面の事柄が重要である。例えば、従業員と顧客の安全、居住者と訪問者の安全、学校へ行き帰りする子供達の安全である。」といった記述が見られる。実務の世界では、ヘドニックアプローチの中に犯罪発生率を織り込んで地価の推定を行っている事例が見受けられる[1]。また、欧米においては、70年代、80年代から、犯罪や教育水準がもたらす住宅･不動産の価額への影響に関する分析が進められてきており[2]、日本においても同様の研究を進める時期に来ていると言える。

例えば、犯罪に対する安全性に関しては、面積当たり、世帯当たりの犯罪発生件数が地価や家賃に影響を与える説明変数として考えられる。ただし、犯罪発生件数自体が内生変数である場合、犯罪発生率が高く、地域で地価が高いからといっても、別の要因、例えば所得の高い階層が多いことが、犯罪発生件数の増加と地価の高さの双方に作用している可能性がある。また、全ての犯罪が必ずしも統計データとして把握されていないという測定誤差の問題もある。こうした犯罪発生率の内生性と測定誤差の存在について操作変数法を活用することが考えられる。教育の問題においても同様に内生性の問題が生ずることが考えられる。

そこで、生活性能が住宅・不動産の価格に与える影響を検証するため、第10章では犯罪と地価・家賃、第12章では、教育と家賃との関係について、操作変数法等を活用して検証を行うこととする。

４．サブマーケットとセグリゲーション

生活性能と住宅･不動産の価格との関係を検証する場合に、どの範囲の地域を同じ市場（サブマーケット：submarket）として取り扱い、サブマーケットごとの住宅・不動産の属性や住宅性能と地価や家賃との関係を分析した方がより精密な分析に資することが考えられる。特に、海外においては、所得水準など類似の属性を有する者が特定の地域に居住し、それぞれの地域ごとに独自の市場を形成する状況(セグリゲーション:Segregation)が生じており、Goodman and Thibodeau(1998)においては、郵便番号や国勢調査による区域割

りを類似の属性を有する地域に分類分けして推定を行っている。日本においては、田中・浅見によればこうした地域による住み分けがアメリカほどには進んでいないとの指摘もあり、むしろ住宅の立地や属性のよる特性空間ごとに説明変数の係数が異なる地域の細分化が進行しているという。そこで、第11章では特性空間ごとの地価関数の相違を、犯罪の地価に対する影響を例に分析する。

別添　不動産鑑定基準（抄）

第３章　不動産の価格を形成する要因

第１節　一般的要因

一般的要因とは、一般経済社会における不動産のあり方及びその価格の水準に影響を与える要因をいう。それは、自然的要因、社会的要因、経済的要因及び行政的要因に大別される。

一般的要因の主なものを例示すれば、次のとおりである。

Ⅰ　略

Ⅱ　社会的要因

１．人口の状態

２．家族構成及び世帯分離の状態

３．都市形成及び公共施設の整備の状態

４．教育及び社会福祉の状態

５．不動産の取引及び使用収益の慣行

６．建築様式等の状態

７．情報化の進展の状態

８．生活様式等の状態

Ⅲ・Ⅳ　略

第２節　地域要因

地域要因とは、一般的要因の相関結合によって規模、構成の内容、機能等にわたる各地域の特性を形成し、その地域に属する不動産の価格の形成に全般的な影響を与える要因をいう。

Ⅰ　宅地地域

１．住宅地域

住宅地域の地域要因の主なものを例示すれば、次のとおりである。

（１）日照、温度、湿度、風向等の気象の状態

（２）街路の幅員、構造等の状態

（３）都心との距離及び交通施設の状態

（４）商業施設の配置の状態

（５）上下水道、ガス等の供給・処理施設の状態

（６）情報通信基盤の整備の状態

（７）公共施設、公益的施設等の配置の状態

（８）汚水処理場等の嫌悪施設等の有無

（９）洪水、地すべり等の災害の発生の危険性

（10）騒音、大気の汚染、土壌汚染等の公害の発生の程度

（11）各画地の面積、配置及び利用の状態

（12）住宅、生垣、街路修景等の街並みの状態

（13）眺望、景観等の自然的環境の良否

（14）土地利用に関する計画及び規制の状態

注

1 ニューヨーク市は固定資産税評価をヘドニック・アプローチを用いて検証し、その変数の一つに犯　罪発生率を用いて検証しているという。(2001 年 11 月 13 日ニューヨーク市財務局Jack Eichenbaum氏の講演より)

2 犯罪が住宅・不動産価格に与える影響に関してはThaler(1978)を嚆矢とし、また学校での教育水準に関しては学校でのテストスコアと住宅・不動産価格との関係についてDubin and Goodman(1982)がヘドニック･アプローチを行って以降、多くの先行研究事例がある。

第 10 章　犯罪発生の地価･家賃への影響

＜第 10 章の要旨＞

最近の犯罪発生件数の増加や検挙率の低下を背景として、都市の居住者の犯罪に対する安全への関心が高まりつつある。このことは、居住環境の重要な要素として犯罪からの安全性が強く意識されたため、治安の状況が地価に影響する可能性がある。こうした犯罪と地価との関係を明らかにすることは、犯罪に対する安全性の経済的価値を明らかにし、都市政策の中での防犯対策の評価に際しても重要な役割を有する。

ただし、犯罪の発生が地価の外生的要因ではないため、OLS 推定はバイアスを生ずる可能性がある。そこで本章では、操作変数法を採用して、東京 23 区を対象に、交番の配置、所得水準、道路面積などの操作変数を用いて地域ごとの犯罪発生率を推定し、その推定値をもとに犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響を推定した。

こうして犯罪発生率から地価への因果関係を明らかにした。推定結果によれば、平均的な地域の場合、侵入窃盗が 10%増えるごとに住宅地の地価が約 1.7～1.8%下落する。また、犯罪発生を防止するためには、交番のような監視可能な施設・活動や見通しの効く都市環境も効果的であると考えられる。

１．犯罪発生は地域への評価を下げるのか

本章では、前章で掲げた生活性能を踏まえた住宅・不動産の評価手法の一つの事例として分析する。

近年、日本の都市の居住者の犯罪に対する安全への関心は高まりつつある。その背景としては、現実の犯罪発生数が増加し、検挙率が低下していることがある[1]。この結果、これまで日本においては比較的良好と考えられてきた都市の治安が失われてきたのではないかという不安感が強くなり、都市の中で居住環境の重要な要素として犯罪に対する安全性を強く意識するようになったと考えられる[2]。

したがって、都市の居住者が居住場所を選択するに当たって、その地域が犯罪に対して安全であるかどうかを厳しく見極めているということが考えられ、犯罪への安全性がその地域の土地の利用価値の要素のひとつとなり、当該地域の土地需要を通じて地価に影響を与えている可能性がある。そうした犯罪と地価との関係を明らかにすることは、犯罪に対する安全性の経済的価値を明らかにするものであり、都市政策の中での防犯対策の評価に際しても重要な役割を有すると考えられる。

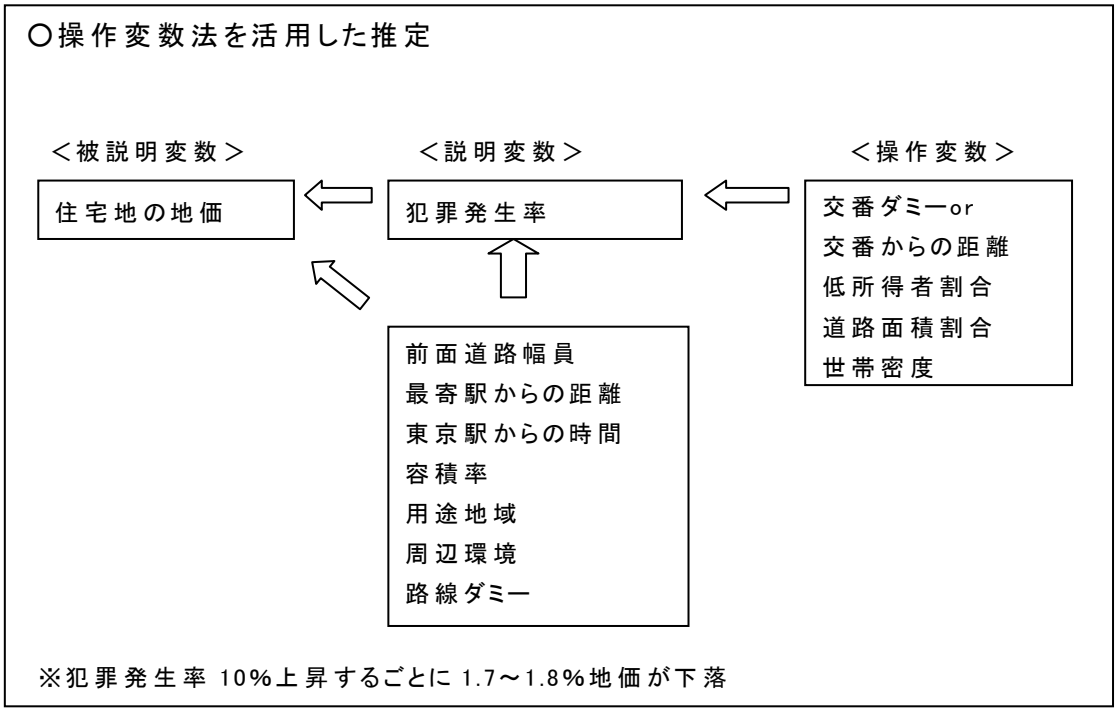
ところが、地価と犯罪の関係についての実証的な研究は、後述のように海外においてはいくつかの研究がみられるものの、日本においては、研究事例はほとんど見られなかった。この中で、平岡(2005)は、ヘドニック・アプローチによる大阪府における犯罪が地価に与える影響についての分析を最小２乗法（OLS）を用いて試みており、その結果犯罪の発生は地価に有意な影響を与えないことを示している[3]。

犯罪が地価に与える影響を分析する上で重要な問題は、犯罪の発生が地価の外生的要因ではないことである。つまり、犯罪の発生は、地域の様々な属性、例えば、地価水準や住民の所得水準、交番など防犯のための施設の存在、駅からの近接性、市街地環境などの要因にも影響されると考えられる[4]。例えば、犯罪が多発している地域の地価が低いからといって、それが犯罪の多さに起因しているとは限らず、むしろ、低い所得水準や住環境が悪いことによって地価が低いことが同時に犯罪発生率を高めている可能性も否定できない。逆に、利便性の高い地域では地価が高く、高所得者が多く居住している

ことが多く、その結果犯罪発生率も高くなることも十分考えられる。さらには、全ての犯罪が必ずしも統計データとして把握されていないという測定誤差の問題もある。こうした犯罪発生率の内生性と測定誤差の存在は、OLS を用いて犯罪発生率が地価に与える影響を推定すると、推定される犯罪発生率の係数にバイアスを発生させる。そこで本稿では OLS による推定バイアスを解消するために操作変数法を用いた分析を行っている。

本章では、地域ごとの犯罪発生率に与える要因を分析し、その要因を犯罪発生率の操作変数として用いることで、犯罪発生率から地価への因果関係を明らかにする[5]。

図 10－1 犯罪発生率が地価に与える影響分析（第 10 章のアウトライン）



２．犯罪発生を要因に織り込んだ地価関数モデル

(1) 先行研究と分析の方針

都市の中の地域の様々な要素（都市の中心部からの距離、駅からの距離、市街地の環境、建物の属性等）を説明変数として地価や家賃を推定するヘドニック・アプローチは、既に日本においても広範に行われているが、その中

で、地域ごとの犯罪発生率を説明変数に使用している事例は先述のように少ない。

海外においては、ニューヨーク・ロチェスターにおける住宅価格について、財産犯（窃盗犯などの財産に向けられた犯罪）の数が及ぼす影響を分析したThaler(1978)が、この分野の嚆矢（こうし）である。Thaler(1978)は、住宅価格を、土地利用形態、公共施設からの近接性や部屋数に加えて、人口当たりの財産犯の数で説明するモデルを推定し、財産犯の数が住宅価格に対し有意に負の影響を与えることを示している。また、Hellman and Naroff(1979)は、Muth(1969)の理論に従って都心からの距離、世帯所得水準、人口千人当たりの犯罪数を説明変数にしてボストンにおける持ち家の住宅価格を推定し、犯罪数が住宅価格に 5%の有意水準で負の影響を与えていると結論づけている。Lynch and Rasmussen(2001)は、フロリダ州ジャクソンビルにおける住宅売却価格を住宅に関する指標（広さや部屋数など）、地域の属性（人種や年齢ごとの人口、所得水準）、犯罪（暴力犯、財産犯）の損害額、犯罪件数を説明変数にしてヘドニック分析を試みている。その結果、人口当たりの犯罪数の住宅価格に対する影響は、暴力犯では負の係数で有意であったが、財産犯では有意な影響をもたなかった。また、暴力犯と財産犯の損害額、高犯罪地域を住宅価格の説明変数にしたところ、すべての指標について犯罪が住宅価格に負の有意な影響をもつことが確認されている。以上の分析においては、犯罪そのものがどのような地域環境のもとで起きているのかといった分析や、それと犯罪と住宅価格との関係の同時推定は行われていない。

一方、犯罪発生率が住宅価格に与える影響に加えて、どのような地域で犯罪が発生するのかを分析したものとしては、Bowes and Ihlanfeldt(2001)がある。彼らは、1 エーカー当たりの犯罪数が、住宅の価格に対して有意に負の影響をもたらすこと、そして犯罪発生率が所得水準の低い者の割合の高さ、駅からの近接性、商業、工業の雇用の割合の大きさなどと正の相関をもっていることを示した。しかし、彼らの分析は住宅価格の要因の推定と犯罪の要因の推定を行ってはいるが、犯罪発生率の内生性を考慮した分析ではない。

これに対して、Gibbons(2004)は、ロンドンの住宅価格関数の説明変数として、住宅の仕様を示す指標（部屋数、床面積、階数、建築年数）、地域の属

性を示す指標（建物密度、世帯数密度、人口密度、都市の中心部(Soho 地区)までの距離、最寄りの地下鉄駅までの距離、区役所までの距離、最寄りの緑地までの距離、最寄りの警察署までの距離）のほか、100 メートル平方当たりの住宅への犯罪被害を採用し、推定を行うとともに、犯罪被害について犯罪発生率と酒場からの距離を操作変数として用いた操作変数法による分析を行っている。その結果、犯罪被害の住宅価格への影響が認められ、10%の犯罪の増加は 1.5%の資産価値の下落につながることが明らかにされている。

このほか、Linden and Rockoff(2006)は、ミーガン法の施行による犯罪者の所在情報が開示されることにより、犯罪者の近隣の住宅価格が低下したことを実証的に明らかにした。つまり、犯罪者の居住が安全に対する脅威と捉えられるため、その地域の資産価値が低下するのである。

以上の先行研究を踏まえて、本章では、住宅地の地価の説明変数として、犯罪発生率を加えて、当該犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響をヘドニック価格関数として住宅地の地価関数を推定するとともに、その際犯罪発生率の内生性を根拠として操作変数を用いる。また、近年警視庁が東京都の詳細な地域ごとの犯罪情報をホームページに公開し、町丁目ごとの犯罪件数が明らかになっており、町丁目ごとの詳細情報に対応した分析が可能となりつつある。また、日本の都市の犯罪分析に当たっては、交番の存在など外国の都市とは異なる地域の事情が作用している可能性がある。そこで、本研究は、東京 23 区を対象に、住宅地の地価を地域の属性に係る情報と犯罪件数のデータを用いて分析を行った。

(2)　データ

被説明変数である住宅地の地価に関するデータには、2005 年 1 月 1 日現在の地価公示を用いている。本分析では、東京 23 区内の地価公示のデータのうち、住宅地に係るものを対象とした。

説明変数には①前面道路の幅員、②最寄り駅からの距離、③東京駅からの時間距離 [6]、④指定容積率、⑤用途地域に関するダミー変数、⑥周辺環境に関するダミー変数、⑦路線に関するダミー変数のほか、⑧警視庁からのデータ提供を受けた東京 23 区内の町丁目ごとの犯罪発生件数を面積(ha)や世帯

数(百世帯)で除した数値である犯罪発生率を採用している。東京駅からの時間距離については、「Yahoo!路線情報」により計算した。周辺環境に関するダミー変数は、地価公示の地点の情報の中で示されている「周辺地利用現況」の記述の中で「混在」、「整然」という文言が入っているかどうかを示すダミー変数を作成し、その地点の周辺環境の状況を示す代理変数として用いた。路線に関するダミー変数は最寄りの駅がそれぞれ、JR 中央線、JR 山手線、京王線、小田急線、西武線、東武線、東横線のいずれかの路線に属しているかどうかを示すダミー変数である。

犯罪発生件数に関しては、警視庁が東京都全域に対して、各町丁目ごと、犯罪の種別ごとに犯罪発生件数を把握しており、同庁のホームページで、その犯罪発生の件数の頻度の状況を犯罪の種別ごとに色分けにし、地図で公開することによって、防犯対策に活用している。本研究では、この町丁目ベースの 04 年におけるデータを用いて分析を行った。また、今回使用した犯罪発生件数のデータは、住宅地の地価に影響を及ぼす可能性のある犯罪として、侵入窃盗（空き巣、忍び込み、居空きなど住宅の内部で起きる窃盗）と非侵入窃盗（車上荒らし、スリ、ひったくりなど戸外で起きる窃盗）を抽出して用いた。さらに、これらのデータは町丁目別であるため、町丁目ごとの面積や世帯数の大小による数字の不均衡を是正するため、面積当たり、世帯数当たりの数値を犯罪発生率として算出した上で上記の被説明変数、説明変数のデータとの照合を行い、統合したデータとした[7]。

犯罪発生率を被説明変数としたモデルを推定するための説明変数としては、上記の説明変数の他に、①町丁目内の交番の存否（交番ダミー）、②交番からの距離（交番距離）、③町丁目内の世帯総数の中に占める年収 300 万円未満の世帯数[8]の割合（低所得者割合）、④町丁目の面積全体に占める道路面積の割合（道路割合）、⑤町丁目内の住宅敷地面積当たりの世帯数（世帯密度）[9]を操作変数として採用した[10]。このうち、交番ダミーや交番距離については、東京都の公報を元に交番の位置を特定し、距離は GIS（地理情報システム）を操作するソフトウエアである ArcGIS を用いて地図上に示された座標の差から交番と町丁目の中心点との距離を計測することで算出した（別図参照）。これらの変数の説明と記述統計を表 10－１、表 10－２で報告している。

表 10－1 使用するデータの説明

変数		内容
住宅地の地価(円/㎡)		公示地価(対数値)
説明変数	前面道路の幅員(m)	住宅地に面する道路の幅員(対数値)
	駅からの距離(m)	住宅地から最寄りの鉄道駅までの距離(対数値)
	東京駅からの時間距離(分)	東京駅までの鉄道による所要時間
	容積率(%)	建物の延床面積の敷地に対する割合
	用途地域(ダミー変数)	都市計画法に規定する低層住居専用地域、中高層住居専用地域に該当すれば1、しなければ0
	周辺環境(ダミー変数)	住宅地の地価の評価の際に周辺状況の中にそれぞ
	路線(ダミー変数)	最寄り駅が属する路線に該当すれば1、しなければ0
	犯罪発生率(件数/ha、件数/百世帯)	警視庁が認知している町丁目ごとの犯罪発生件数/ha 又は犯罪発生件数/百世帯
操作変数	交番ダミー	交番が存在すれば1、しなければ0
	交番距離(m)	最も近接する交番からの距離(対数値)
	低所得者割合	年収 300 万円未満の世帯の割合
	道路面積割合	道路面積の割合
	世帯密度	世帯数/住宅敷地面積(世帯/ha)

表 10－2 データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
住宅地の地価 (円/㎡)	440268.6	203161.1	148000	2300000
前面道路の幅員 (m)	5.5148	2.2588	2	30
駅からの距離 (m)	818.4435	571.3388	90	4100
東京駅からの所要時間距離 (分)	34.4382	8.7756	12	52
指定容積率 (%)	189.8372	82.0857	80	500
侵入窃盗 (件)	6.4649	4.8863	0	28
非侵入窃盗 (件)	14.0071	13.7170	0	182
侵入窃盗の犯罪発生率 (件/ha)	0.7083	0.5892	0	8.5106
非侵入窃盗の犯罪発生率 (件/ha)	0.6611	0.6165	0	9.6310
侵入窃盗の犯罪発生率 (件/百世帯)	0.4292	0.3120	0	3.5503
非侵入窃盗の犯罪発生率 (件/百世帯)	1.0475	1.4493	0	25.3968
丁目当たり交番の存否	0.2340	0.4236	0	1
交番からの距離 (m)	399.2983	192.4672	32.6024	1674.2130
年収 300 万円以下の世帯割合	0.2824	0.0842	0.0128	0.5932
道路面積割合	0.1836	0.0468	0.0397	0.4209
世帯数/住宅敷地面積(世帯/ha)	173.8065	72.3907	31.3601	632.1158
町丁目の面積 (㎡)	21.9410	8.6436	3.0000	70.0000
町丁目の住宅面積 (㎡)	9.7525	4.3011	0.4030	27.1746

注:犯罪件数(件/ha)は、侵入窃盗は住宅敷地面積 1ha 当たり、非侵入窃盗は総面積 1ha 当たりで計算した。

(3)　推定モデルの特定化

本研究では、住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率その他の説明変数を特定することで住宅地の地価関数を推定し、同時に操作変数を用いて犯罪発生率を推定する。

住宅地の地価は、その地点に係る属性情報（前面道路の広さ、用途地域、周辺環境への評価、容積率、東京駅からの所要時間、路線）や地域での犯罪件数を元に、一般的には以下のようなヘドニック価格関数として表すことができる。

$$P_i = h(x_{1i}, x_{2i,}, \cdots x_{ni}, \mathrm{crime}_i) \qquad (10-1)$$

P_iは、i地点の住宅地の地価、$x_{1i,}$ $x_{1i,}$・・・x_{1i}はその地点における n 種類の属性情報、$crime_i$はその地点の属する地域での犯罪発生率（1ha 当たりの犯罪件数又は百世帯当たりの犯罪件数）を表す。本稿では、(1)式を(2)式のように特定化する。

$$ln P_i = \alpha + \sum_{k=1}^{n} \beta_k x_{ki} + \gamma\, \mathrm{crime}_i + \varepsilon_i \qquad (10-2)$$

ε_iは誤差項、αは定数項、β_k、γはパラメーターである。i点を含む地域での犯罪発生率が住宅地の地価を下落させるのであれば、γは負となる。
ここで問題が生ずるのが、地点に係る情報は完全には観察されず、観察されない情報は、すべて誤差項に入り、それぞれの地域の犯罪発生率と相関する可能性があるという点である。すなわち、犯罪が多いからその地域の住宅地の地価が低いのか、元々その地域の属性のために住宅地の地価が低いのかを識別出来ない。

この問題を解決する手段として操作変数法を用いることが考えられる。この場合、地域における犯罪発生率を説明し、住宅地の地価を説明する推定式（(10－2)式）の誤差項 ε_i とは相関しない適切な操作変数を見つけ出すことが必要となる。

$$\mathrm{crime}_i = \lambda + \sum_{j=1}^{l} \pi_j z_{ji} + \sum_{k=1}^{n} \mu_k x_{ki} + \nu_i \qquad (10-3)$$
$$\mathrm{Cov}(z, \varepsilon) = 0$$

(10－3)式の z_{ji} が操作変数である。犯罪発生率に影響を及ぼしうる操作変数としては、前述のとおり、交番ダミー、交番距離、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度を採用した。このうち、交番ダミーと交番距離は交番が犯罪の発生をどの程度抑止しているかを検証するものであり、交互にその影響を検証する。地域の中に交番があり、しかも近距離にあれば一般的には警察の警戒も行き届きやすく、警戒が行き届いている地域の中では、犯罪を起こすことをためらう効果も期待できることから、犯罪の発生率に関して、交番ダミーについては負、交番距離については正の係数を示すことが仮説として想定される。

また、低所得者割合に関しては、世帯年収が低い場合、防犯対策に十分なコストを支払う余裕がなく、その結果住宅も防犯に対する配慮が相対的に薄いものになりやすく、犯罪発生率が高くなることが仮説として想定される。そこで、当該世帯数が多くなることによる窃盗被害の危険度の変化を検証する。

道路面積割合に関しては、幹線道路のような広範な道路に面している地域の場合、幹線道路から一歩内側に入った住宅地内で犯罪が行われる可能性が高くなることが仮説として想定されることから[11]、道路面積割合の増大による窃盗被害の危険度の変化を検証する。

世帯密度に関しては、世帯が密集する市街地では十分な見通しが利かず、死角が多くなることで犯罪の危険性が増大することが仮説として考えられることから、住宅敷地の中の世帯数を世帯の密集度を示す指標として用いて、密集市街地での窃盗被害の危険度を検証する。

３．推定結果が示す犯罪発生の地価への負の影響

本稿では、東京 23 区内の住宅地の地価に関して、操作変数法の手法を用いて分析した。その際には、以下のように、操作変数の候補を入れ替え、犯罪のカテゴリー別分析も併せて行った。また、操作変数法による推定にあたっては、内生性と過剰識別性のテストを行った[12]。結果を表 10－３で示している。ただし推定結果の詳細は別表 10－1 から別表 10－4 を参照されたい。

表 10－3 操作変数法による分析の結果

		犯罪発生率との関係(第1段階の推定)					住宅地の地価との関係(第2段階の推定)	内生性のテスト	過剰識別性のテスト
		交番ダミー	交番距離	低所得者割合	道路面積割合	世帯密度			
面積当たり	侵入窃盗	－		＋	＋	＋	－	採択	採択
			＋	＋*	***	***	***	採択	採択
	非侵入窃盗	＋*		＋	＋		－	採択	採択
			－		***		**	採択	棄却
世帯当たり	侵入窃盗	－		＋	＋		－	棄却	採択
			＋*		***		**	採択	採択
	非侵入窃盗	＋		－	＋		－	棄却	棄却
			＋	**	*			採択	棄却

注：＋－は係数の正負、***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。

(1) 操作変数法による分析－面積当たり犯罪発生件数を推定した場合

操作変数を交番ダミー、交番距離[13]、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度[14]として、ha 当たりの犯罪件数を推定するとの前提の下で操作変数法による分析を行った。

（第１段階の推定結果）

犯罪発生件数を被説明変数とした第一段階の推定結果について表 10－3 でまとめている。犯罪の種類が侵入窃盗である場合、交番ダミーが負の係数、交番距離は正の係数で推定され、我々の仮説と整合的な結果となった。これに対し、非侵入窃盗は交番ダミーが正の係数、交番距離は負の係数と反対の結果を示した。すなわち、交番が多いところ、あるいは交番が近くにあるところで非侵入窃盗の犯罪が多く発生しているということになる。しかし、非侵入窃盗は「スリ」、「ひったくり」など住宅の居住者ばかりでなく商業地の歩行者に向けられた犯罪件数も多く、そうした犯罪が多い繁華街に対応して交番が置かれていると解釈することができるのではないだろうか。

次に、世帯年収の分布が犯罪発生率に与える影響を検証した。その結果、低所得者割合については正の係数を示し、特に、侵入窃盗に関しては 10%水準ではあるが有意に推定されており、世帯年収が相対的に低い層が多い地域

は犯罪発生率が高いことを示された。道路面積割合に関する推定では、犯罪の発生に関して、正の係数で有意となっており、仮説のとおり、面積の広い幹線道路に面した地域で犯罪発生率が高くなることを裏付けている。反面、市街地が整然としていると評価された地域（ダミー変数）に関しては、有意な結果ではないが、犯罪件数は負の係数を示しており、住宅地の中での整然とした道路を整備することは犯罪予防という点からも有効であると考えられる[15]。住宅の密集度を説明する指標として世帯密度を使用して犯罪発生率に与える影響を推定した結果、1%水準で有意に正を示しており、仮説のとおり、住宅密集市街地では侵入窃盗が多く発生していることが示された。

この他、地価関数を推定する際にも用いている変数の中では、駅からの距離が犯罪の発生に対して負の係数で有意になっており、鉄道駅に近接した地域では犯罪が発生しやすいことを示している。また、住宅地の地価を評価する際に記述される周辺環境について用途が混在しているとされた地域では正の係数で弱い有意性が示されており、用途が混在した地域では犯罪が発生しやすいことを示している。

（第 2 段階の推定結果）

以上の操作変数を用いて、犯罪発生率が住宅地の地価公示に与える影響を推定したところ、侵入窃盗、非侵入窃盗の面積当たりの犯罪件数は、いずれも負の係数で有意となった。すなわち、侵入窃盗、非侵入窃盗が多い住宅地においては、住宅地の地価を押し下げる効果があることが示されている。ただし、データの制約のため、操作変数の有意性が認められなかった変数もあり、特に、非侵入窃盗に関しては仮説どおりの係数を示さなかったため、今後より詳細なデータによる検証が必要になると考える。

(2)　操作変数法による分析－世帯当たり犯罪発生件数を推定した場合

百世帯当たりの犯罪発生件数について、同様の操作変数法による分析を行った。侵入窃盗に関しては、面積当たりで推定した場合と同様の符号の係数を示し、交番距離、道路面積割合に関しては有意な結果を得ている。また、犯罪発生率がもたらす住宅地の地価への影響についても面積当たりの推定と

同様に、負の係数で有意な結果を得ており、犯罪発生率が住宅地の地価を押し下げる効果をもたらしていることを示している。

これに対して、非侵入窃盗に関しては、交番距離が正の係数を、低所得者割合が負の係数を示しており、面積当たりでの推定と比べて整合的でない結果を得た。また、犯罪発生率がもたらす住宅地の地価への影響に関しても負の係数を示しており面積当たりの推定と整合するものの有意な結果とはならなかった。非侵入窃盗は、住戸の外で発生し、前述のとおり、住宅地の歩行者ばかりでなく商業地の歩行者にも向けられた犯罪が多く含まれていることが理由として考えられる。

世帯当たりの推定もおおむね面積当たりの推定と同様の結果であるが、一部に推定された係数値が有意でなかったり、仮説に反する符号に推定されたりした。単位面積当たりの土地の価格を推定するという観点からは、面積当たりの犯罪発生件数を元に推定を行った方がより有効な分析ではないかと考えられる。

(3) 今後の分析の課題

以上の分析は、犯罪発生率が住宅地の地価に負の影響を与えていることを明らかにするものであるが、分析の手法については、さらに検討する課題が残されている。

第 1 に、データの制約と説明変数の設定の妥当性である。本分析で用いた地価のデータは、国土交通省が公表する地価公示のデータであり、実際に取引されている土地の価格そのものではないので、その時点での土地価格の実勢を完全に反映している保証はない。警視庁が提供している犯罪情報も、町丁目ごとの犯罪件数であり、地点ごとの情報である公示地価やその地点の属性情報と完全な対応がとれているものではない。交番の距離に関しても、それぞれの町丁目の中心点から交番までの距離を計測して変数にしたものであり、住宅地の地価のサンプル地点からの距離を測ったものではない。これは、犯罪発生率の集計単位が町丁目全体であったため、それを説明するための説明変数として集計単位をそろえた結果であったが、そのことがかえって厳密な推定を行うことを難しくしてしまったと考えられる。1 つの町丁目にせい

ぜい 1 つ程度のサンプルしかない住宅地の地価公示データを用いたことも、分析の限界となっている。また、住宅地の地価に影響を与えうる要素としては、耐震性や住環境の要素も考えられ、これらの要素も説明変数に組み込んだ推定が必要と考えられる。

第２には、操作変数法の結果である。侵入窃盗に関する推定では、外生性のテストも過剰識別性のテストも帰無仮説を棄却する結果となったが、非侵入窃盗は多くの場合、帰無仮説を棄却できなかった。先にも述べたとおり、侵入窃盗は住宅に対して直接に向けられた犯罪であり、犯罪発生率の影響が土地の価格に直結するのに対し、非侵入窃盗は、住宅街の中で発生することも想定されるものの、繁華街や路上で起きることも想定され、これらを明確に区分するデータはないことから、住宅地の地価との関連はより薄いものとなっている。

また、操作変数の中でも、道路面積割合や世帯密度については多くの場合有意性が認められるが、交番距離や低所得者割合については、犯罪の発生率に対して弱い有意性に止まっていることが多く、弱相関な操作変数になっている。これは先に述べたデータの制約に加え、交番からの距離に関しては、設置される地域自体が、駅前や繁華街など犯罪発生率が高い地域であり、犯罪対策がより必要な地域であることが考えられる。即ち、交番を設置するという安全対策が行われたために犯罪発生を抑える効果と、犯罪発生が多いために交番を設置したということが相互に打ち消しあっている可能性が大きい。侵入窃盗の場合は前者の影響が大きく、繁華街などでの路上窃盗が多い非侵入窃盗の場合は後者の影響が大きいと考えられることから、推定された係数が侵入窃盗か非侵入窃盗かで符号が入れ替わる結果となり、しかも多くの場合有意性が低くなったと考えられる。また、年収 300 万円以下の世帯割合についても、常に係数が正の符号を示したものの有意性が低い結果となっており、更に推定結果を検証する必要があると言える[16]。

犯罪の発生密度に影響を及ぼす指標としてより適切な操作変数があるかどうかという観点からは、海外では Lynch and Rasmussen(2001)、Bowes and Ihlanfeldt(2001)や Gibbons(2004)にもあるように、本分析で取り上げた変数以外に、その地域での失業率や空き家率、年齢分布などの指標も用いられて

いる。本分析では、データの制約もあり、そうした変数を操作変数の候補として盛り込むことが出来なかったが、犯罪の発生の背景には多様なものがあり、多様な社会経済的指標をさらに検討していくことが必要である。
最後に、今回の分析は、クロスセクション分析によって生ずる犯罪発生率がもたらす土地の価格に与える影響を分析してものであるが、単年度のみの分析では犯罪発生率の土地の価格への影響をより過大に評価する懸念がある。地価公示と犯罪発生件数を複数年にわたって収集し、パネルデータ分析を行い、より厳密な分析を行う可能性も考えられる。警視庁は町丁目ごとの犯罪情報を 02 年から集計しており、02 年と 04 年の公示地価と犯罪発生率の情報を使用することは可能である。しかし、説明変数に使用した地点ごとの土地の属性に係る情報は 02 年のデータと 04 年のデータとの間ではほとんど差異はなく、また、操作変数の対象となる交番ダミー、交番距離、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度の情報は年度ごとの情報がないか、ほとんど変更のない情報であるため、内生性を踏まえた分析が出来ず、二時点のみのデータによるパネル分析の枠組みでは十分信頼性のある分析を行うことができなかった。

先のクロスセクションによる分析では同一地価の変動について推計したものではないので、十分信頼性のある推計とは言えず、今後の課題として、年度ごとの情報を蓄積していくことにより、パネル分析を行っていくことが必要である。

上記のような課題を踏まえて、次節及び次章以降では、説明変数が弱相関である場合のバイアスが小さいと考えられる部分情報最尤法(LIML)や時系列の変化を踏まえたパネル操作変数法による分析を行うこととした。

４．犯罪発生の家賃への影響

本研究では、住宅向けの侵入窃盗に限定して分析を行っており、前節ではそれらの犯罪発生率と地価との関係をみた。本節では、賃貸住宅の家賃との関係を簡単にみてみる。(10－2)式の被説明変数が、賃貸物件の家賃のミクロデータになる。この個票データは、リクルート(2005)より 2005 年に採取したものを用いている。対象物件は、東京都に立地している民営の賃貸住宅で、

アパートとして掲載されている物件である[17]。

家賃に影響を与えると考えられる属性変数のデータとして、リクルート(2005)から物件の最寄り駅までの徒歩の所要時間、月額家賃（管理費込み）、床面積、築年数、物件の階数、建物構造のデータを得た。これらに加えて都市計画基本データより、各町丁目ごとの建物種類の割合、公園面積の割合、物件が立地している自治体、最寄り沿線などのデータをマッチングさせ、コントロール変数として採用している。推定モデルは次章でも使用する部分情報最尤法モデル（LIML）を用いた。操作変数としては、町丁目内の交番の数並びに駅の数、道路面積割合を用いている。推定の結果を表 10－４で示している。

表 10－４　アパート１階による家賃関数の推定結果

	家賃関数の推定		犯罪発生率関数の推定	
犯罪発生率	−0.0100**	(0.0048)		
床面積	0.1739***	(0.0012)	0.0625**	(0.0290)
建築年度	0.0514***	(0.0012)	0.0393	(0.0304)
建物階数	0.0447	(0.0306)	−0.0908	(0.7836)
都心までの時間距離	−0.0505***	(0.0032)	−0.0854	(0.0826)
最寄り駅までの時間距離	−0.0321***	(0.0031)	−0.2087***	(0.0754)
建物構造　軽量鉄骨	−0.1103***	(0.0268)	1.0558	(0.6721)
鉄筋コンクリート	0.3484*	(0.1812)	4.3704	(4.6110)
鉄骨	−0.0582	(0.0565)	−4.6292***	(1.3214)
鉄骨鉄筋	−0.0098	(0.2261)	2.3694	(5.7698)
所得階層別世帯数　300 万円未満	0.0002**	(0.0001)	0.0019	(0.0022)
300-500 万円	0.0004***	(0.0002)	0.0172***	(0.0035)
500-700 万円	−0.0014***	(0.0003)	−0.0578***	(0.0053)
700-1000 万円	−0.0001	(0.0002)	0.0009	(0.0056)
1000-1500 万円	0.0003	(0.0004)	−0.0043	(0.0102)
1500 万円超	−0.0003	(0.0005)	−0.0189	(0.0134)
公園面積	0.0034**	(0.0015)	0.1726***	(0.0310)
交番数			−1.0350*	(0.6105)
道路面積割合			37.6656***	(4.6647)
駅の数			0.4876	(0.7880)
定数項	-94.5483***	(4.3613)	456.9085***	(95.0141)
サンプル数	9040		9040	

注：(　)内は標準偏差を、***、**、*はそれぞれ有意水準 1%、5%、10%を示す。

表 10－４で報告している推定結果は、アパートの１階の物件についてである。これによると、家賃と犯罪発生率との負が有意であることがわかった。しかし、同様の推定モデルでマンションの１階について分析を行うと負の関係を得られなかった。さらにアパートの２階での分析を行うと負の関係が弱くなる傾向にある。

操作変数の係数値から、犯罪発生率との関係は、交番数は負、道路面積割合は正、駅の数は正であることがわかった。

さらにアパートの１階については、分析を平均所得階層別、都心までの距離による分類、最寄り駅からの距離による分類にわけて推定を行っている。詳しい結果は報告していないが係数値は犯罪発生率と家賃の負の関係を示している。ただ、有意でない分類区分もあり、今後は地価の分類と整合性を保つようデータを整備し、より詳細に分析していく必要がある。

５．犯罪発生の資産効果と効果的な防犯対策

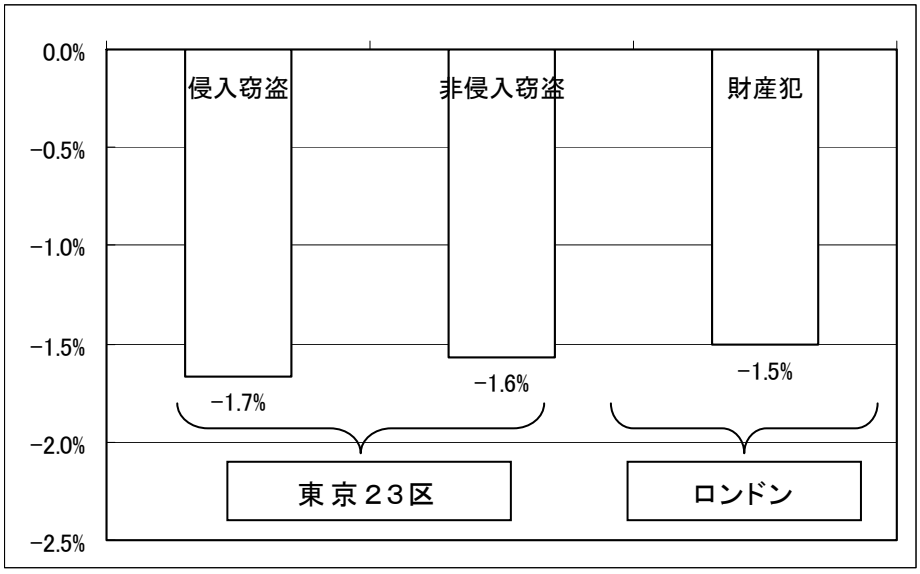
犯罪発生率が地価に与える影響を明らかにするために、犯罪発生率の内生性を考慮して、操作変数法を用いた分析を行った。その結果、面積当たりの犯罪発生は、住宅地の地価におおむね負の影響を与えていることが示された。このことは犯罪の多い地域に存する住宅の資産価値は、犯罪が少ない地域と比べて低いということを意味する。我々の推定結果によれば、平均的な地域の場合、侵入窃盗が 10%増えるごとに住宅地の地価が 1.7%程度下落することが示された（図 10－２）[18]。これは、犯罪のカテゴリーのとらえ方は異なるものの、イギリスのロンドンの財産犯について分析を行った Gibbons(2004)の結論と整合的である。犯罪は居住者にとって大きな脅威であり、資産価値を引き下げる効果をあることは洋の東西を問わない。

経済学的に解釈すれば、犯罪を防止し、安全な地域を確保する警察、司法の機能は「公共財」として位置付けられる。逆に、犯罪によって地域の安全が損なわれている状態は、いわば「負の公共財」が生じている状況であり、失われた安全のコストが地価に反映されていることになる。資産価値の目減りという形で現れる安全性低下のコストは、その地域の居住者全員に及び、そこに住んでいる限りは免れることはできない。

仮に 4000 万円の戸建て住宅で、土地分の値段を半分と見れば、犯罪発生率の上昇による資産価値の目減り効果は 34 万円程度ということになる。換言すれば、犯罪が 10%増えたことで、その地域に住む人は 34 万円ずつコストを払わされていることになる。持ち家だけではなく、貸し家の家賃も下がって資産価値も落ちるであろうし、この地域に居住することを敬遠する人が増えれば、商店街も売上が減ってますますさびれていくかもしれない。今回の分析で示された負の効果は現実の生活ではこうした形で住民にコストを強いることになるであろう。

以上の分析からは、犯罪に対する安全性も、住宅・不動産の評価を形成する重要な要因の一つであり、その正しい評価が、住宅・不動産金融市場の形成、発展にとっては必要な条件の一つであると考えられる。

図 10—2 犯罪発生率が 10%上昇した場合の地価下落の影響の比較



注 1:東京 23 区は面積当たりの犯罪を元に推計した。
2:財産犯は強盗犯を含む概念である。

こうしたコストを回避するにはどうしたら良いかという点に関して言えば、本分析における犯罪発生率とそれに影響を与える要因の分析がより有益である。東京 23 区内で発生する面積当たりの侵入窃盗の犯罪発生件数に関して

は、交番ダミー、交番距離、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度が影響していることが示された。例えば、住戸が密集していたり、工場や商店など用途が混在している地域ほど、窃盗犯罪が多く見られる傾向がある。原因としては、街のなかでの見通しが十分利かず、窃盗犯が忍び込んだり逃げ隠れする死角が多いことが考えられる。

また、年収３００万円未満の低所得者の割合が高い地域でも犯罪の発生率が高くなる傾向が認められる。低所得者の場合、防犯に役に立つような備えを十分に行う経済的な余裕がない「防犯弱者」の側面もあることが背景として考えられる。

日本では、独自の制度である交番が犯罪の予防に大きく貢献してきたといわれるが、交番に近接する地域での犯罪の発生状況はどうだろうか。交番は、犯罪が起こる可能性の高い繁華街などを選んで置かれている可能性もある。そうした要素を踏まえても、交番のある町（丁目）や交番からの距離が近い地域では窃盗犯罪の発生率は低い傾向にある。

先ほどの東京都区内のデータを分析すると、これら４つの地域的な要因について条件が整った場合、ある程度は犯罪発生率が下がることが分かる（図10－３）。それでは、こうした地域的な要因を踏まえ、犯罪を予防する対策をどのように整えればよいのだろうか。

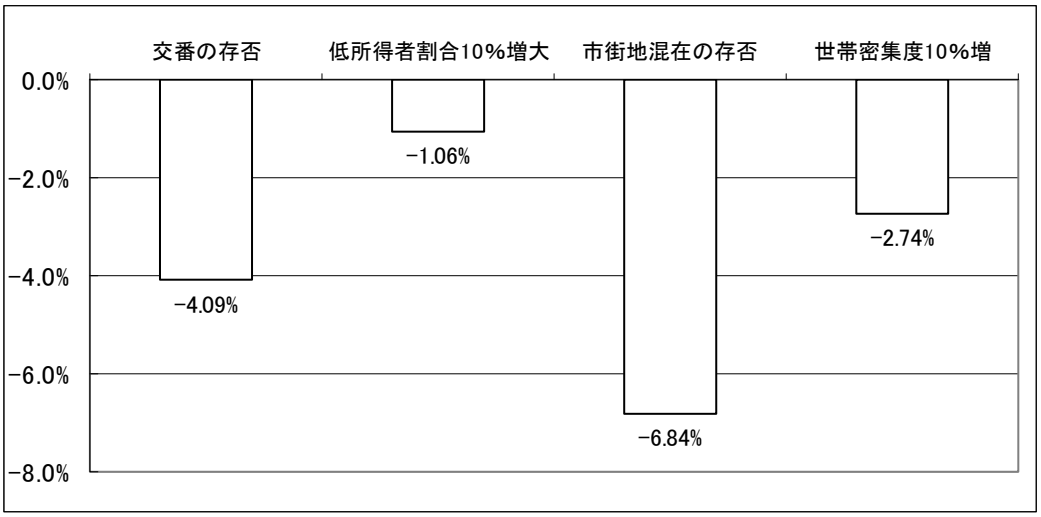
例えば、住宅密集地域や用途混在地域では、街路を拡幅するなど市街地の整備によって、少しでも見通しの効きやすい市街地にしていくことが考えられる。交番の設置が有効であるが、新設するには多くの予算や人員、時間がかかることは否めない。

ただ、最近は地域住民がボランティアで防犯のパトロールや広報を行ったり、防犯拠点として 24 時間営業のコンビニエンスストアなどを活用するといった取り組みがあり、行政による支援を得ている事例もあると聞く。これなら、交番に準じた効果を期待できるのではないか。低所得者や高齢者といった防犯弱者への配慮や注意喚起にも有益であり、新たな公共財ともいえるだろう。

街の防犯性を高めるこれらの対策が、その地域は犯罪に強いという不動産市場での評価を生み、ひいてはその地域の人々の資産価値の目減りや犯罪に

よるコストを回避させることにもつながる。そうであるとすれば、地域の住民がそれぞれの直面する犯罪のコストに見合う費用を出し合ってお互いに地域の防犯対策に努めることも考えられるであろう。

図 10－3 犯罪発生率を抑制する要因



注

1 平成 17 年警察白書によれば、2004 年の刑法犯の認知件数は、2,562,767 件に上り、昭和期の約 2 倍の件数に上っているという。これに対して、検挙率は 26.1%であり、昭和期の約 60%に対して大幅に減少していることが指摘されている。

2 内閣府(2006)によれば、「日本の国や国民について，誇りに思うこと」は何か聞いたところ、「治安の良さ」と答えた者は 18.1%に止まり、93 年に実施した調査で同様の回答が 52.1%に上ったのに比べ大幅に減少している。また、「現在の日本の状況について、悪い方向に向かっていると思うのは、どのような分野か」聞いたところ、「治安」を挙げた者の割合が 38.3%と最も高くなっている。

3 ただし 2000 年の刑法犯認知件数が地価に与える影響の係数は有意ではないが、符号はマイナスで推定されている。

4 伊藤(1982)は、まだ日本の治安が良好であったと考えられる昭和期に都市と犯罪との関わりを分析した先行的な研究であり、都市の構造がもたらす犯罪の要因を分析している。

5 犯罪の発生を地域の様々な属性で説明する試みは、地理情報システム（GIS）の普及などで急速に進展しつつあり、樋村(2003)や財団法人都市防犯センター(2001)にもそ

の手法について紹介されている。

[6] 東京駅からの時間距離は通勤するために必要な時間の代理変数であるが、居住する場所により勤務先が東京駅から離れた場所になることも考えられ、代理変数の信頼性にはなお課題が残る。この他の説明変数にも代理しようとする事項と実際に入手可能なデータの性質が完全に一致するとは限らす、推定の信頼性確保のためになお改善を要する課題が残る。

[7] 住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率を計測する際には、住宅地における犯罪の危険性を示すため、侵入窃盗に関しては住宅に対する窃盗だけを取り出し、住居敷地面積当たりの犯罪件数を算出した。これに対して、非侵入窃盗に関してはその性格上、住宅に対する犯罪のみを取り出すことは困難であることから、町丁目全域の面積当たりの犯罪件数を算出している。

[8] UDS 社資料。同社は公表情報を分析して、地理に関連する数値情報の提供を行う企業であり、国勢調査、住宅統計調査を元に統計解析を行うことで年収階級別世帯数を算出した。

[9] 町丁目全体の面積、道路面積、住宅敷地面積は東京都都市整備局の資料による。

[10] この他、より高い世帯年収の者の割合や世帯当たり平均人員、空地の面積割合などでも検証したが十分有意な結果を出すことが出来なかった。

[11] 川上(1982)は、『都市と犯罪』「第５章　空間と都市犯罪」の中で、侵入窃盗が幹線道路の一区画裏側に密集して立地している木賃アパートに多く発生していることを指摘している。また、海外の犯罪分析においても、Poyner(1983)は、高犯罪地域の方が大通りが多く、逆に低犯罪地域の方は小さな生活道路が多いことを指摘している。

[12] 内生性のテスト：具体的には、操作変数で犯罪発生率を説明する第一段階の推定を行い、第一段階で推定された犯罪発生率と第一段階の推定式の残差項を説明変数に含めて住宅地の地価を説明する回帰分析を行い、第一段階の残差項係数が有意に０と異なるかを t 検定で検証する。結果としては、面積当たりの推定はすべて内生性が採択され、世帯当たりの推定についても、交番からの距離を操作変数としたものについて内生性が採択された。内生性を採択されたものについては、OLS 分析よりは操作変数法による分析を行う方が効率的であるとの結果ということになる。

過剰識別性のテスト：操作変数法による推定（第二段階の推定）により生じた誤差項と操作変数とに相関があるか否かにより過剰識別性のテストを行った。この結果、面積当たりの推定では、交番からの距離を操作変数とする非侵入窃盗を除く全ての推定で、相関が０であるとの仮説が受容されており、操作変数の設定は適正である。世帯当たりの推定でも、侵入窃盗に関しては、仮説が受容されている。なお、 内生性のテストと過剰識別性のテストの手法は Wooldridge(2005)を参照されたい。

[13] 交番ダミーと交番距離は相互に代替的に使用した。

[14] 世帯密度は侵入窃盗の場合のみ使用した。

[15] 小出(2005)は、木造密集地域で延焼危険の高い地域が防犯の観点からは住宅侵入盗が多く発生する場所であり、住宅や道路の改善が防犯にも寄与することを指摘されている。

[16] 有意な結果は得られなかったが、年収が極めて高い世帯も、防犯対策を行う余裕はあるものの、一方で犯罪者に狙われる可能性が高くなる傾向が生ずることが否定できない。分析に用いた年収階級別世帯数についても、国勢調査や住宅統計調査を元に推計した数値でありなお精査を要する。

[17] リクルート(2005)では、マンションを「対火構造でできた共同住宅」、アパートを「準耐火構造でできた共同住宅」と定めている。

[18] 侵入窃盗の住居面積（ha）当たりの件数が、約 0.7 であるので、別表 10－1 の IV(1)の場合：$1-\exp(-0.2407\times0.7\times0.1)\fallingdotseq0.017$、同表の IV(2)の場合：$1-\exp(-0.2639\times0.7\times0.1)\fallingdotseq0.018$

別表10－1　侵入窃盗(ha 当たり)

	ＯＬＳ		ＩＶ（1）				ＩＶ（2）			
	住宅地の地価の推定		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）	
前面道路の幅員	0.1893***	(0.0307)	0.2066***	(0.0394)	0.0238	(0.0612)	0.2079***	(0.0406)	0.0207	(0.0612)
駅からの距離	-0.2617***	(0.0156)	-0.2984***	(0.0187)	-0.0879**	(0.0347)	-0.3020***	(0.0192)	-0.0993***	(0.0354)
東京駅からの時間	-0.0148***	(0.0013)	-0.0156***	(0.0014)	-0.0047	(0.0031)	-0.0157***	(0.0015)	-0.0054*	(0.0031)
容積率	0.0015***	(0.0002)	0.0016***	(0.0002)	-0.0001	(0.0004)	0.0016***	(0.0002)	-0.0001	(0.0004)
低層住専ダミー	0.4193***	(0.0365)	0.4062***	(0.0391)	0.0894	(0.0763)	0.4044***	(0.0399)	0.0826	(0.0765)
中層住専ダミー	0.1906***	(0.0236)	0.2005***	(0.0284)	0.1045**	(0.0523)	0.2009***	(0.0293)	0.0999**	(0.0524)
JR 中央線ダミー	0.1515***	(0.0336)	0.1727***	(0.0393)	0.0846	(0.0849)	0.1747***	(0.0404)	0.0854	(0.0849)
ＪＲ山手線ダミー	0.1190**	(0.0524)	0.0935	(0.0568)	-0.1458	(0.0954)	0.0913	(0.0574)	-0.1405	(0.0954)
京王線ダミー	0.2250***	(0.0239)	0.2244***	(0.0326)	-0.0212	(0.0746)	0.2244***	(0.0340)	-0.0177	(0.0745)
小田急線ダミー	0.3258***	(0.0244)	0.2938***	(0.0285)	-0.0867	(0.0931)	0.2910***	(0.0293)	-0.0801	(0.0930)
西武線ダミー	0.0624***	(0.0225)	0.0901***	(0.0252)	0.1066	(0.0660)	0.0927***	(0.0258)	0.1111*	(0.0660)
東武線ダミー	-0.2024***	(0.0301)	-0.2126***	(0.0356)	-0.0817	(0.0719)	-0.2125***	(0.0367)	-0.0777	(0.0722)
東横線ダミー	0.3177***	(0.0317)	0.2774***	(0.0397)	-0.1693	(0.1277)	0.2739***	(0.0411)	-0.1539	(0.1278)
混在ダミー	0.0083	(0.0165)	0.0317*	(0.0191)	0.0708*	(0.0382)	0.0337*	(0.0195)	0.0701*	(0.0382)
整然ダミー	0.0295	(0.0313)	0.0343	(0.0357)	-0.0297	(0.0987)	0.0346	(0.0365)	-0.0408	(0.0988)
犯罪件数/ha	0.0145	(0.0168)	-0.2407***	(0.0735)			-0.2639***	(0.0770)		
交番ダミー					-0.0418	(0.0425)				
交番距離									0.0644	(0.0391)
低所得者割合					0.3788	(0.2302)			0.3844*	(0.2298)
道路面積割合					2.6455***	(0.4325)			2.6700***	(0.4324)
世帯密度					0.0016***	(0.0004)			0.0016***	(0.0004)
サンプル数	972		972				971			
F 値　R^2	105.49	0.5965	79.84		0.4515		75.88		0.4234	
内生性のテスト	－		F=28.43　Prob＞F=0.0000　（内生性採択）				F=33.41　Prob＞F=0.0000　（内生性採択）			
過剰識別性のテスト	－		χ^2 =1.1593　（過剰識別性でないことを採択）				χ^2 =8.1411　（過剰識別性でないことを採択）			

別表10－2　非侵入窃盗(ha 当たり)

	ＯＬＳ		ＩＶ（1）				ＩＶ（2）			
	住宅地の地価の推定		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）	
前面道路の幅員	0.1915***	(0.0311)	0.1331***	(0.0350)	-0.3070***	(0.0626)	0.1327***	(0.0358)	-0.3091***	(0.0627)
駅からの距離	-0.2633***	(0.0154)	-0.2886***	(0.0195)	-0.0887**	(0.0349)	-0.2886***	(0.0199)	-0.0851**	(0.0358)
東京駅からの時間	-0.0148***	(0.0013)	-0.0158***	(0.0015)	-0.0059*	(0.0032)	-0.0158***	(0.0015)	-0.0054*	(0.0032)
容積率	0.0015***	(0.0002)	0.0017***	(0.0003)	0.0008*	(0.0004)	0.0017***	(0.0003)	0.0008*	(0.0004)
低層住専ダミー	0.4195***	(0.0367)	0.3689***	(0.0438)	-0.1347*	(0.0777)	0.3691***	(0.0449)	-0.1318*	(0.0780)
中層住専ダミー	0.1915***	(0.0237)	0.1766***	(0.0296)	-0.0173	(0.0538)	0.1771***	(0.0300)	-0.0146	(0.0541)
JR 中央線ダミー	0.1522***	(0.0335)	0.1813***	(0.0499)	0.1560*	(0.0871)	0.1816***	(0.0506)	0.1585*	(0.0872)
ＪＲ山手線ダミー	0.1167**	(0.0528)	0.1609**	(0.0697)	0.1650*	(0.0982)	0.1613**	(0.0707)	0.1687*	(0.0985)
京王線ダミー	0.2252***	(0.0240)	0.2141***	(0.0275)	-0.0469	(0.0769)	0.2140***	(0.0276)	-0.0474	(0.0771)
小田急線ダミー	0.3240***	(0.0243)	0.3255***	(0.0271)	0.0557	(0.0961)	0.3254***	(0.0272)	0.0478	(0.0963)
西武線ダミー	0.0640***	(0.0222)	0.0632***	(0.0240)	0.0115	(0.0681)	0.0630***	(0.0240)	0.0093	(0.0682)
東武線ダミー	-0.2039***	(0.0306)	-0.1569***	(0.0385)	0.1491**	(0.0739)	-0.1578***	(0.0395)	0.1440*	(0.0745)
東横線ダミー	0.3156***	(0.0315)	0.3059***	(0.0374)	-0.0378	(0.1318)	0.3056***	(0.0375)	-0.0495	(0.1322)
混在ダミー	0.0095	(0.0164)	0.0142	(0.0181)	0.0228	(0.0389)	0.0146	(0.0181)	0.0235	(0.0390)
整然ダミー	0.0298	(0.0314)	0.0254	(0.0305)	-0.0687	(0.1019)	0.0255	(0.0305)	-0.0612	(0.1023)
犯罪件数/ha	0.0048	(0.0195)	-0.2402**	(0.0993)			-0.2432**	(0.1057)		
交番ダミー					0.0772*	(0.0438)				
交番距離									-0.0360	(0.0404)
低所得者割合					0.1282	(0.2370)			0.1481	(0.2371)
道路面積割合					2.8493***	(0.4240)			2.8413***	(0.4251)
サンプル数	972		972				971			
F 値　R^2	105.74	0.5961	82.26		0.4582		81.77		0.4544	
内生性のテスト	－		F=16.02　Prob＞F=0.0001　（内生性採択）				F=15.57　Prob＞F=0.0001　（内生性採択）			
過剰識別性のテスト	－		χ^2 =5.5357　（過剰識別性でないことを採択）				χ^2 =16.8314　（過剰識別性でないことを棄却）			

別表10－3 侵入窃盗(百世帯当たり)

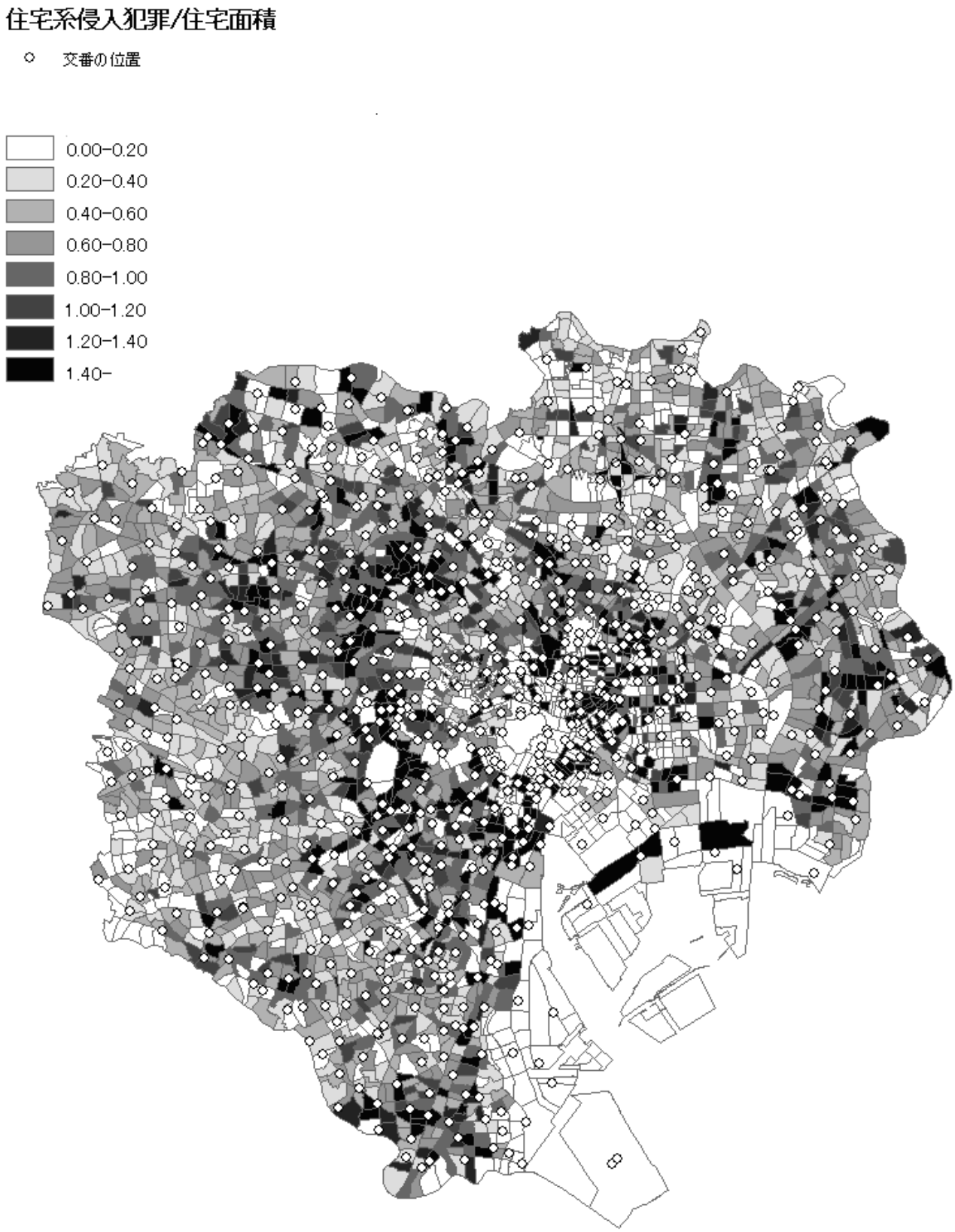
	OLS		IV（1）				IV（2）			
	住宅地の地価の推定		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）	
前面道路の幅員	0.1842***	(0.0307)	0.2878***	(0.0677)	0.0811**	(0.0338)	0.3016***	(0.0705)	0.0791**	(0.0338)
駅からの距離	-0.2629***	(0.0153)	-0.2843***	(0.0250)	-0.0127	(0.0188)	-0.2877***	(0.0278)	-0.0194	(0.0193)
東京駅からの時間	-0.0146***	(0.0013)	-0.0163***	(0.0020)	-0.0018	(0.0017)	-0.0165***	(0.0022)	-0.0022	(0.0017)
容積率	0.0015***	(0.0002)	0.0013***	(0.0004)	-0.0002	(0.0002)	0.0013***	(0.0004)	-0.0002	(0.0002)
低層住専ダミー	0.4102***	(0.0362)	0.5392***	(0.0865)	0.1454***	(0.0419)	0.5558***	(0.0894)	0.1418***	(0.0420)
中層住専ダミー	0.1889***	(0.0236)	0.2468***	(0.0471)	0.0682**	(0.0291)	0.2542***	(0.0495)	0.0660**	(0.0291)
JR 中央線ダミー	0.1548***	(0.0335)	0.1310***	(0.0489)	-0.0124	(0.0470)	0.1280**	(0.0529)	-0.0116	(0.0469)
ＪＲ山手線ダミー	0.1221**	(0.0524)	0.0230	(0.0809)	-0.1025*	(0.0530)	0.0094	(0.0829)	-0.0989*	(0.0530)
京王線ダミー	0.2271***	(0.0238)	0.1801***	(0.0579)	-0.0495	(0.0415)	0.1735***	(0.0631)	-0.0474	(0.0415)
小田急線ダミー	0.3287***	(0.0244)	0.2059***	(0.0736)	-0.1148**	(0.0519)	0.1888**	(0.0771)	-0.1113**	(0.0518)
西武線ダミー	0.0625***	(0.0226)	0.1065**	(0.0416)	0.0418	(0.0367)	0.1129**	(0.0454)	0.0443	(0.0367)
東武線ダミー	-0.2122***	(0.0301)	-0.2264***	(0.0521)	-0.0452	(0.0399)	-0.2282***	(0.0571)	-0.0440	(0.0401)
東横線ダミー	0.3196***	(0.0309)	0.2315**	(0.0977)	-0.0874	(0.0711)	0.2196**	(0.1078)	-0.0789	(0.0712)
混在ダミー	0.0086	(0.0164)	0.0192	(0.0256)	0.0115	(0.0210)	0.0203	(0.0280)	0.0113	(0.0210)
整然ダミー	0.0300	(0.0309)	0.0554	(0.0718)	0.0113	(0.0550)	0.0590	(0.0793)	0.0051	(0.0550)
犯罪件数/百世帯	0.0350	(0.0348)	-0.9887**	(0.4532)			-1.1329**	(0.4471)		
交番ダミー					-0.0198	(0.0236)				
交番距離									0.0373*	(0.0217)
低所得者割合					0.1861	(0.1279)			0.1914	(0.1276)
道路面積割合					0.7779***	(0.2288)			0.7939***	(0.2288)
サンプル数	974		972				971			
F 値　R^2	106.32	0.5971	37.01				31.30			
内生性のテスト	－		F=1.73　Prob＞F=0.1888　(内生性棄却)				F=31.26　Prob＞F=0.0000　(内生性採択)			
過剰識別性のテスト	－		χ^2 =0.2289　(過剰識別性でないことを採択)				χ^2 =1.2180　(過剰識別性でないことを採択)			

別表10－4 非侵入窃盗(百世帯当たり)

	OLS		IV（1）				IV（2）			
	住宅地の地価の推定		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）		住宅地の地価の推定（第２段階の推定）		犯罪件数の推定（第１段階の推定）	
前面道路の幅員	0.1886***	(0.0300)	0.1866***	(0.0372)	-0.1347	(0.1567)	0.1839***	(0.0465)	-0.1403	(0.1568)
駅からの距離	-0.2665***	(0.0153)	-0.2528***	(0.0189)	0.0867	(0.0873)	-0.2417***	(0.0220)	0.0751	(0.0894)
東京駅からの時間	-0.0143***	(0.0013)	-0.0161***	(0.0018)	-0.0184**	(0.0079)	-0.0172***	(0.0022)	-0.0186**	(0.0079)
容積率	0.0014***	(0.0002)	0.0017***	(0.0003)	0.0030***	(0.0011)	0.0020***	(0.0004)	0.0030***	(0.0011)
低層住専ダミー	0.4116***	(0.0359)	0.4288***	(0.0427)	0.1324	(0.1945)	0.4407***	(0.0521)	0.1377	(0.1950)
中層住専ダミー	0.1904***	(0.0233)	0.1931***	(0.0279)	0.0499	(0.1348)	0.1964***	(0.0352)	0.0559	(0.1352)
JR 中央線ダミー	0.1590***	(0.0325)	0.1342***	(0.0412)	-0.1908	(0.2179)	0.1165**	(0.0493)	-0.1849	(0.2179)
ＪＲ山手線ダミー	0.1229**	(0.0512)	0.1019	(0.0638)	-0.1336	(0.2459)	0.0868	(0.0775)	-0.1170	(0.2461)
京王線ダミー	0.2266***	(0.0236)	0.2209***	(0.0272)	-0.0027	(0.1925)	0.2172***	(0.0326)	0.0043	(0.1927)
小田急線ダミー	0.3222***	(0.0246)	0.3330***	(0.0308)	0.2096	(0.2406)	0.3413***	(0.0433)	0.2066	(0.2406)
西武線ダミー	0.0647***	(0.0223)	0.0614***	(0.0231)	0.0349	(0.1704)	0.0587**	(0.0253)	0.0378	(0.1705)
東武線ダミー	-0.2223***	(0.0312)	-0.1700***	(0.0419)	0.4903***	(0.1850)	-0.1420**	(0.0548)	0.4663**	(0.1861)
東横線ダミー	0.3238***	(0.0311)	0.2885***	(0.0432)	-0.3454	(0.3300)	0.2625***	(0.0540)	-0.3399	(0.3305)
混在ダミー	0.0098	(0.0164)	0.0059	(0.0184)	-0.0510	(0.0974)	0.0030	(0.0219)	-0.0471	(0.0974)
整然ダミー	0.0315	(0.0324)	0.0274	(0.0348)	-0.0420	(0.2551)	0.0254	(0.0456)	-0.0483	(0.2556)
犯罪件数/百世帯	0.0202***	(0.0055)	-0.0760	(0.0745)			-0.1480	(0.1068)		
交番ダミー					0.0614	(0.1095)				
交番距離									0.0642	(0.1009)
低所得者割合					-1.3688**	(0.5933)			-1.3215**	(0.5926)
道路面積割合					1.7525*	(1.0613)			1.7888*	(1.0625)
サンプル数	974		972				971			
	106.41	0.6019	84.58		0.4736		62.49		0.2102	
内生性のテスト	－		F=2.65　Prob＞F=0.1040　(内生性棄却)				F=7.72　Prob＞F=0.0056　(内生性採択)			
過剰識別性のテスト	－		χ^2 =16.4922　(過剰識別性でないことを棄却)				χ^2 =16.3008　(過剰識別性でないことを棄却)			

注）別表 10－１～10－４のうち、IV(1)は交番の存否ダミー、年収 300 万円未満世帯の割合、道路面積割合、住宅敷地面積に占める世帯数割合を操作変数とした推計を、IV　(2)は交番からの距離、年収 300 万円未満世帯の割合、道路面積割合、住宅敷地面積に占める世帯数割合を操作変数とした推計である。***、**、*はそれぞれ有意水準1%、5%、10%を示す。()は標準偏差(頑健な推定方法)。内生性のテスト、過剰識別性のテストの詳細は注 12 のとおり。

別図　住宅敷地面積(ha)当たり侵入窃盗件数と交番の位置



第 11 章　特性空間と時系列の変化を踏まえた地価への推計

＜第 11 章の要旨＞

地価・家賃の評価に当たっては、一定時点での説明変数による推定ばかりではなく、時系列の変化を踏まえたパネル分析等の検証が必要である。また、居住者は類似する属性を有する地域にまとまって居住する傾向が強いことから、地域の属性によって細分化された地域である特性空間ごとに説明変数の影響を検証した方が精密な評価が可能な場合が多い。そこで、本章では、犯罪発生の影響を事例として、時系列の変化を踏まえたパネル操作変数法と特性空間による分析を行った。

パネル操作変数法による犯罪発生率の影響の分析においても、基本的には、一定時点で行った操作変数法と整合的な結果となり、その犯罪発生率の地価への影響の程度もほぼ同様の数値となった。

また、特性空間ごとの分析に関しては、一戸建て住宅が多いと考えられる低層住居専用地域や低所得者の割合が小さく、中高額所得者が多いと考えられる地域において犯罪発生率の地価を下落させる効果が大きく、そうした地域での犯罪の影響力が大きいことが分かる。

１．特性空間と時系列の変化の影響を考慮する必要性

前章において取り上げた犯罪発生率と地価については、特性空間と時系列の変化を踏まえた分析が未整理のままである。そこで本章では、これらの問題を引き続き犯罪発生率を例にして分析することとする。

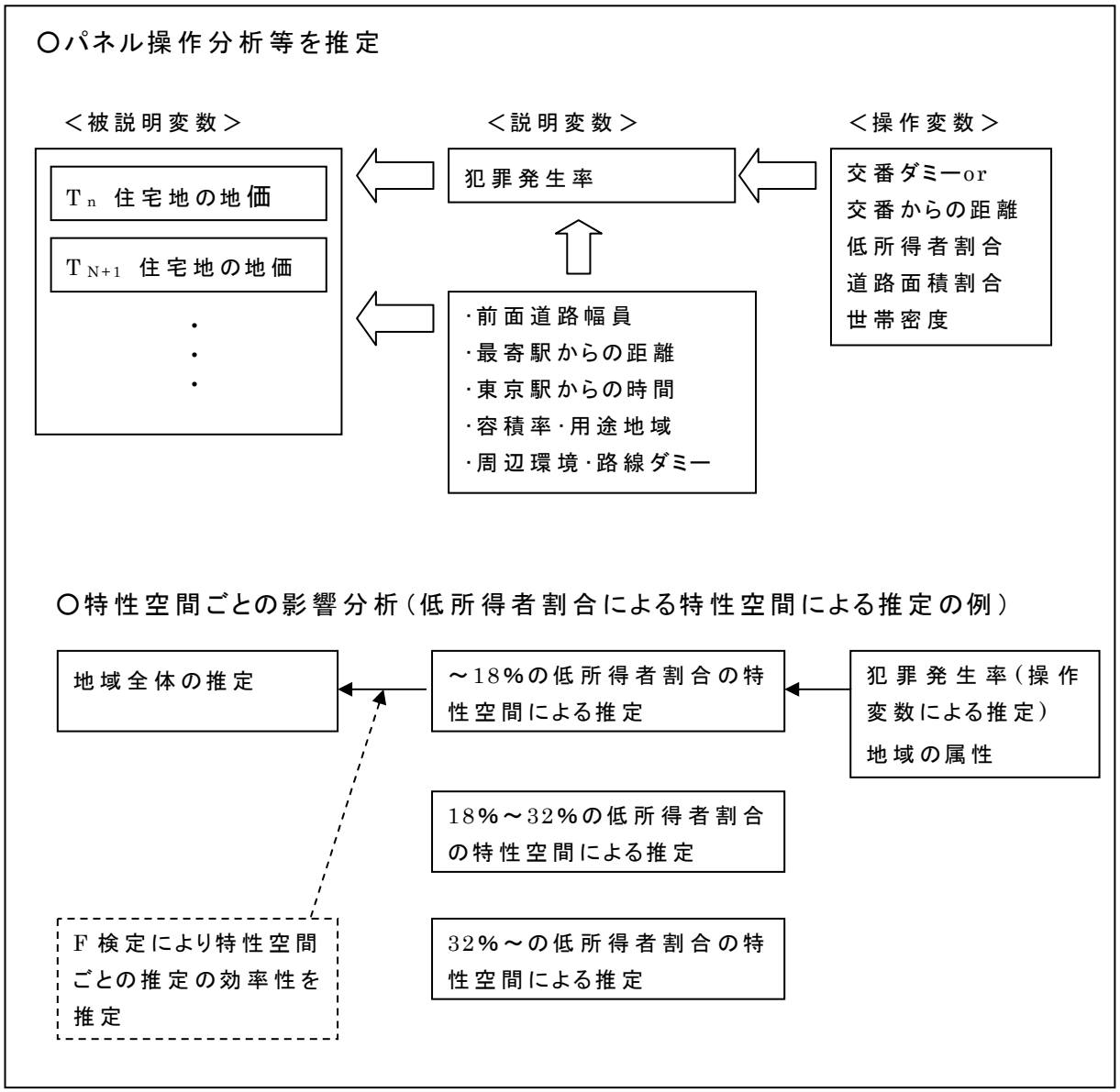
この地価と犯罪との関係の分析を行う際に特に検討を要する点として、前章では、犯罪発生の件数の内生性を踏まえて操作変数法を用いて、2005 年の単年度の住宅地の地価について、その前年の犯罪発生件数を説明変数として推定を行ったが、時系列による変数の変化を踏まえたパネル分析は行われていなかった。しかし、本当は犯罪発生率もその他の属性データも時間的経過によって変化することも推計には織り込む必要がある。また、前章では操作変数が弱相関であることに起因するバイアスについても課題が残った。

さらに、特性によって区分された地域ごとの犯罪に対する影響の違いが考えられる。アメリカでは、住宅に対して類似した選好や属性を有する者が特定の地域に集中して居住する傾向が見られ、そうした地理的空間ごとに市場を区分して住宅市場を分析する研究が Goodman and Thibodeau(2003)などによって行われている。これに対して、日本の場合は、空間的な地域による住み分けがアメリカほどには進んでおらず、むしろ、住宅の立地や居住者の所得水準などの特性によって地域が細分化され、その特性によって分類分けした地域、特性空間ごとに異なる住宅地の価格市場が形成されている可能性が高い。田中・浅見(2005)の研究では、賃貸住宅の家賃に焦点をあて、立地状況や用途といった居住の特性によって分類分けされた市場においては、それぞれ異なる家賃関数が成立し、統合された市場での家賃関数よりも説明の精度が高いことを立証している。犯罪と住宅地の地価との関係についても、空間的な地域の区分ではなく、地域の特性によって細分化し、それぞれの特性の程度に応じて分類分けされた地域については、それぞれの地域ごとに犯罪の安全性について高い選好のある地域とそれ以外の効用への選好が高い地域があり、それぞれに異なる住宅地の地価関数が形成されている可能性が高い。

そこで、本研究では、犯罪発生の件数の内生性とその要因の時系列での変化を反映させるため、2002 年と 2004 年の犯罪発生件数のデータを活用し、

部分情報最尤法(LIML)とパネル操作変数法による地価関数の推定を行い、その中での犯罪発生率の地価への影響を分析するとともに、交番の設置などの取り組みが犯罪防止に与える効果の推定を行う。また、地域の特性に応じて細分化された地域である特性空間ごとに異なる地価関数を推定し、細分化された地域ごとの犯罪発生の地価への影響を比較することにより、地域の安全性の要請がどのようなところで強く求められているかを明らかにする。

図11－1　パネル分析と特性空間による住宅地の地価への影響分析（第11章のアウトライン）



２．特性空間や時系列を組み込んだ地価関数モデル

本節では、2003 年と 2005 年の地価公示のデータとそれぞれの前年の住宅に対する窃盗犯罪のデータを使用して、年次をダミー変数とする部分情報最尤法(LIML)とパネル操作変数法により、地価と犯罪との関係を分析する。住宅地の価格の説明変数として、犯罪発生率を加えて、当該犯罪発生率が住宅地価格に与える影響をヘドニック価格関数として住宅地の地価関数を推定するとともに、犯罪発生率に影響を与える変数を同時推定し、時点間の変化を踏まえた犯罪発生と地価との関係を分析する。

東京 23 区の町丁目ごとの犯罪件数を活用して住宅地の価格を地域の属性に係る情報と犯罪件数のデータを用いて分析を行う点は前章と同様である。

(1) データ

被説明変数である住宅地の地価に関するデータには、2003 年と 2005 年の 1 月 1 日現在の地価公示を用いている。本分析では、東京 23 区内の地価公示のデータのうち、住宅地に係るものを対象とした(別表 11－１、別表 11－２)。

説明変数には、①前面道路の幅員、②最寄り駅からの距離、③都心（東京駅）からの時間距離、④指定容積率、⑤用途地域に関するダミー変数、⑥路線に関するダミー変数、⑦建築面積割合、⑧木造共同住宅割合、⑨年次ダミーのほか、⑩警視庁からのデータ提供を受けた東京 23 区内の町丁目ごとの犯罪発生件数を住宅面積や世帯数で当たりの件数にした犯罪発生率を採用している。東京駅からの時間距離については、「Yahoo!路線情報」により計算した。路線に関するダミー変数は最寄りの駅がそれぞれ、JR 中央線、JR 山手線、京王線、小田急線、西武線、東武線、東横線のいずれかの路線に属しているかどうかを示すダミー変数である。

犯罪発生件数に関しては、前章と同様に警視庁が提供する犯罪発生件数のデータを用いるが、時系列の変化を含めて検証するため、町丁目ベースの 2002 年と 2004 年におけるデータを用いて分析を行った。住宅地の価格に影響を及ぼす可能性のある犯罪としては、凶悪犯（殺人、強盗犯、強姦犯など）、侵入窃盗（空き巣、忍び込み、居空きなど住宅の内部で起きる窃盗）、非侵入窃盗（車上荒らし、すり、ひったくりなど戸外で起きる窃盗）などのカテゴリーがあるが、住宅地に対する影響の計測を行うために住宅向けの窃盗犯（空

き巣、忍び込み、居空き、その他の窃盗犯）に限定して抽出した。さらに、これらのデータは町丁目別であるため、町丁目ごとの面積や世帯数の大小による数字の不均衡を是正するため、面積当たり、世帯数当たりの数値を犯罪発生率として算出した上で、上記の被説明変数、説明変数のデータとのマッチングを行った[1]。

犯罪発生率を被説明変数としたモデルを推定するための説明変数としては、上記の説明変数の他に、①町丁目内の交番の存否（交番ダミー）、②交番からの距離（交番距離）、③町丁目内の世帯総数の中に占める年収 300 万円未満の世帯数[2]の割合（低所得者割合）、④町丁目の面積全体に占める道路面積の割合（道路割合）、⑤町丁目内の住宅敷地面積当たりの世帯数（世帯密度）[3]を操作変数として採用した[4]。このうち、交番ダミーや交番距離については、前章と同様に、東京都の公報を元に 2002 年、2004 年時点の交番の位置を特定し、距離はGISソフトウエアであるArcGISを用いて地図上に示された座標の差から交番と町丁目の中心点との距離を計測することで算出した。

(2) 部分情報最尤法(LIML)による推定モデル

本章では、住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率とその他の説明変数を特定することで住宅地の地価関数を推定し、同時に犯罪発生に影響を与える操作変数を決定し、犯罪発生率に与える要因を分析する。

住宅地の地価は、その地点に係る属性情報（前面道路の広さ、用途地域、周辺環境への評価、容積率、東京駅からの所要時間、路線など）や地域での犯罪件数を元に、一般的には以下のようなヘドニック価格関数として表すことができる。

$$P_i = h(x_{1i}, x_{2i,}, \cdots x_{ni}, \mathrm{crime}_i) \qquad (11-1)$$

P_iは、i地点の住宅地価格、$x_{1i}, x_{2i}, \cdots x_{ni}$はその地点におけるn種類の属性情報、$\mathrm{crime}_i$はその地点の属する地域での犯罪発生率（1ha当たりの犯罪件数又は百世帯当たりの犯罪件数）を表す。本稿では、（11－１）式を（11－２）式のように特定化する。

$$\ln P_i = \alpha + \sum_{k=1}^{n} \beta_k x_{ki} + \gamma \, \mathrm{crime}_i + \varepsilon_i \qquad (11-2)$$

ε_i は誤差項、α は定数項、β_k、γ はパラメータである。i点を含む地域での犯罪発生率が住宅地の価格を下落させるのであれば、γは負となる。

この推定の対象には 2003 年と 2005 年の地価公示のデータが含まれる。年次による変化を反映させるため、説明変数には 2003 年を０、2005 年を１とする年次ダミーを加えている。

前章でも指摘したとおり、地点に係る情報は完全には観察されず、観察されない情報は、すべて誤差項に入り、それぞれの地域の犯罪発生率と相関する可能性があるという問題を生ずる。この問題を解決する手段として操作変数を用いることが考えられる。この場合、地域における犯罪発生率を説明し、住宅地の価格を説明する推定式（11－２）式の誤差項ε_iとは相関しない適切な操作変数を見つけ出すことが必要となる。

$$\mathrm{crime}_i = \lambda + \sum_{j-1}^{l} \pi_j z_{ji} + \sum_{k=1}^{n} \mu_k x_{ki} + \nu_i \qquad (11-3)$$
$$\mathrm{Cov}(z, \varepsilon) = 0$$

(11－３)式の z_{ji} が操作変数である。犯罪発生率に影響を及ぼしうる操作変数として、ここでは、前章と同様に交番ダミー、交番距離、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度を採用した。これらの操作変数が犯罪発生率に与える影響として予想される効果は前章での想定と同様である。

説明変数の内生性への対処方法としては操作変数法(2SLS)、部分情報最尤法(LIML)などが考えられる。本研究では、操作変数の弱相関性によるバイアスが小さいと考えられる部分情報最尤法(LIML)を採用し、最小２乗法(OLS)や操作変数法(2SLS)との比較を行った。

(3) パネル操作変数法による推定モデル

本分析では、住宅地の地価に関しては 2003 年と 2005 年の１月１日のデータ、窃盗犯罪に関しては、それぞれの前年における発生件数のデータが存在することから、それぞれ時点間の変数の変化に対応した、パネル操作変数法による分析を行うことにより、より精密な分析が可能となる。この場合、(11

－1)式のヘドニック価格関数の変数を、下記の(11－４)式のように時点 t の添字を加えた変数に改め、モデルの特定化についても、パネル分析を前提にすれば(11－５)式、(11－６)式のとおりに変換した上で推定を行う必要がある。

$$P_{it} = h(x_{1it,} x_{2it,}, \cdots x_{nit}, \mathrm{crime}_{it}) \qquad (11-4)$$

$$\ln P_{it} = \alpha_t + \sum_{k=1}^{n} \beta_{kt} x_{kit} + \gamma\, \mathrm{crime}_{it} + \mu_i + \nu_{it} \qquad (11-5)$$

$$\mathrm{crime}_{it} = \lambda_t + \sum_{j-1}^{l} \pi_{jt} z_{jit} + \sum_{k=1}^{n} \mu_{kt} x_{kit} + \eta_i + \gamma_{it} \qquad (11-6)$$

本分析では、hausman検定の結果、ランダム効果推定を棄却しなかったことから、Baltagi and Chang(2000)によるランダム効果推定を実施した[5]。

(4) 特性空間によって細分化された地域の推定モデル

犯罪と住宅地の地価の分析は東京都区部全域を対象としたものであるが、住宅に対する需要者の属性や選好が異なる地域では、犯罪の発生が地価へ与える影響も異なることが想定される。例えば、最寄りの駅から近接した地域と離れた地域とでは住宅の需要者の選好も異なり、東京都区部全体を単一の住宅市場と扱うことには検討が必要である。以下ではこの点について詳しく分析を行っていく。

アメリカの住宅市場における分析の中で、Goodman and Thibodeau(2003)が、住宅市場のエリアの細分化を行うことは、住宅市場の価格予測の精度を向上させることにつながる、とする結果を出している。この点、アメリカでは住宅について類似した選好を有する者が特定の地域に集中する傾向が強く、地理的空間によって住宅市場を細分化した方が妥当な分析が行える可能性が高い。しかし、日本では、アメリカほどには地域による住み分けが進んでいない[6]。そこで、本分析では、①駅からの距離（～500m、500～800m、800m～）、②最寄り駅から東京駅までの時間（～30 分、30～40 分、40 分～）、③用途規制（低層住居専用地域、中高層住居専用地域、住居地域）、④容積率（～100％、100～200％、200％～）、⑤所得（平均年収 300 万円未満の割合、～18％、18％～32％、32％～）、⑥地域（都心、城北、城東、城南西）の基準

から町丁目ごとの地域を分類分けし、同じ程度の特性の町丁目の地域を同じグループに分類し、それぞれの分類された地域である特性空間ごとに住宅地の地価関数を推定した。さらに、東京都区部全域の推定と比較し、より精密な土地価格の推定となっているかどうかを分析した。

すなわち、東京 23 区全体を一つの市場として地価関数を推定した場合の犯罪の地価に対する影響を示す係数と比べて、こうした特性による地域の細分化を行ってそれぞれの地域の地価関数を推定した場合の係数が有意に異なる数値となっているかどうかを検証するため、以下のＦ検定を行った。Ｆ統計量は以下の式で与えられる。

$$F_{n-p,\sum(ni-vi)} = \frac{SSE_w / n-p}{SSE_s / \sum(n_i - v_i)} \qquad (11-7)$$

SSE_w は細分化をしない推定モデルの誤差平方和、n は東京都区部全域のサンプル数、p は説明変数の数、SSE_s は細分化した推定モデルの誤差平方和、n_i は細分化された地域のサンプル数、v_i は細分化された地域の推定式の説明変数の数とする。

３．推定結果が示す特性空間と時系列の変化の影響

本稿では、侵入窃盗の発生が東京 23 区内の住宅地の価格に与える影響について、部分情報最尤法（地域を細分化した推定を含む。）、パネル操作変数法の手法を用いて分析した。

（1） 部分情報最尤法による分析

操作変数を交番ダミー、低所得者割合、道路面積割合、世帯密度[7]として、面積当たり、世帯当たりの犯罪件数を推定するとの前提の下で部分情報最尤法による分析を行った。推定の結果は別表 11－３のとおりである。その際、その際には、内生性と過剰識別性のテストを行うとともに、Murray(2006)が指摘する操作変数の弱相関性についてStock and Yogo(2005)によるテストを行った[8]。

（第１段階の推定結果）

まず、犯罪発生件数を被説明変数とした第１段階の推定結果については、

犯罪の種類が侵入窃盗である場合、前章の操作変数法の分析と同様、交番ダミーが負の係数で推定され、我々の仮説と整合的な結果となった。

次に、世帯年収の分布が犯罪発生率に与える影響を検証した。その結果、低所得者割合については正の係数を有意に示し、世帯年収が相対的に低い層が多い地域は犯罪発生率が高いことが示された。道路面積割合に関する推定では、犯罪の発生に関して、正の係数で有意となっており、前章の分析同様、面積の広い幹線道路に面した地域で犯罪発生率が高くなることを裏付けている。住宅の密集度を説明する指標として世帯密度を使用して犯罪発生率に与える影響を推定した結果、有意に正を示しており、これも前章の分析同様住宅密集市街地では侵入窃盗が多く発生していることが示された。

この他、地価関数を推定する際にも用いている変数の中では、駅からの距離が犯罪の発生に対して負の係数で有意になっており、鉄道駅に近接した地域では犯罪が発生しやすいことを示している。また、木造共同住宅の割合は正の係数で有意であり、この割合が高く、市街地環境が良好とは言えない地域では犯罪が発生しやすいことを示している。

（第２段階の推定結果）

以上の操作変数を用いて、犯罪発生率が住宅地の地価公示に与える影響を推定したところ、侵入窃盗の犯罪件数は、負の係数で有意となった。すなわち、侵入窃盗が多い住宅地においては、住宅地の地価を押し下げる効果があることが示されている。推定結果によれば、平均的な地域で侵入窃盗が 10%増えるごとに住宅地の地価が 1.7%程度下落することが示されている[9]。OLSによる推定では、犯罪と住宅地の地価との間で有意な関係は認められない。2SLSによる推計では、LIMLによる推計と同様に犯罪は住宅地の地価に有意で負の影響を与えている[10]。

(2) パネル操作変数法による分析

次に、時系列の変化の中での犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響と犯罪発生率に与える要因を検証するため、パネル操作変数法による分析を行った。結果は別表 11－４のとおりである。

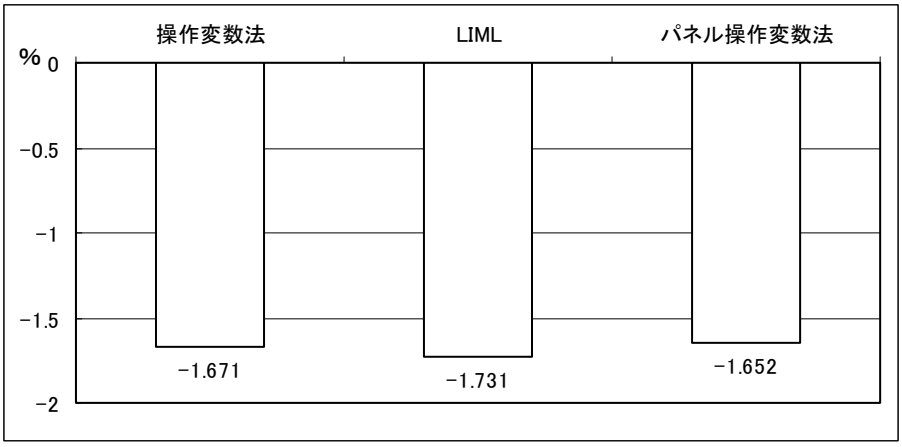
まず犯罪発生率の住宅地の地価に対する影響に関しては、負の影響がある

ことは、部分情報最尤法による推定と変わりがない。犯罪発生率に影響を与えると考えられる操作変数の交番ダミーの変数に関しては、負の変数を示したが有意な結果とはならなかった。負の係数が示されていること自体は、その地域で交番が設置されればされない時点と比べて犯罪発生率を抑制する効果があるということを意味している。ただし、有意とならなかった背景としては、分析期間中に交番の設置、改廃がそれほど頻繁に行われていない、ということを考えることができるであろう。

一方で、交番からの距離の変数に関しては、有意で正の変数を示し、交番の位置の変更によって距離が遠くなるほど、犯罪発生率が抑制されることが示されている。こちらの推定も距離が変化する交番の数は限定的ではあるものの、交番の存否よりも距離の変化の程度は様々であり、有意な結果が認識されたと考えられる。

以上の分析から、交番の存在や近接性は犯罪の発生を抑制する効果があることがわかる。部分情報推定法(LIML)やパネル操作推定法で行った推計は、前章で行った操作変数法(2 SLS)での結論と整合的であり、推計された犯罪発生率の地価に対する影響の数値もほぼ同様である（図 11－２）。

図 11－２ 分析方法ごとの犯罪発生率の地価に対する影響



(3) 特性空間によって細分化された地域ごとの犯罪発生が住宅地の地価に与える影響分析

特性空間によって細分化された地域ごとの影響をみると、それぞれの細分

化された地域の特性の程度によって異なる犯罪発生率の住宅地の地価に対する影響が認められる。結果の詳細は別表 11－５のとおりである。

駅からの距離の程度による細分化した地域ごとの分析では、距離が 500m 未満の地域に比べ、500m 以上、又は 800m 以上の地域は犯罪発生率の住宅地の地価に対する影響が大きい。利便性への選好が強いと考えられる駅から近い繁華街や繁華街に近接した地域に比べ、駅から遠い住宅街では、犯罪への懸念が強く、犯罪の価格への影響も強いと考えられる。

東京駅からの所要時間ごとに細分化した地域ごとの分析では、電車移動に要する時間が 30 分以内の地域ほど、犯罪発生の住宅地の地価への負の影響は大きくなる傾向がある。

用途規制の程度によって細分化した地域の分析では、一戸建て住宅が多い低層住居専用地域では最も犯罪発生率の影響が大きく、マンション、アパートが多い中高層住専や商店街ではその影響は相対的に小さい。犯罪に対する懸念は一戸建て住宅において大きく、マンション・アパートでは相対的に小さいと考えられ、また商店等と混在する地域では利便性に対する選好が安全性のそれよりも大きいと考えられる。

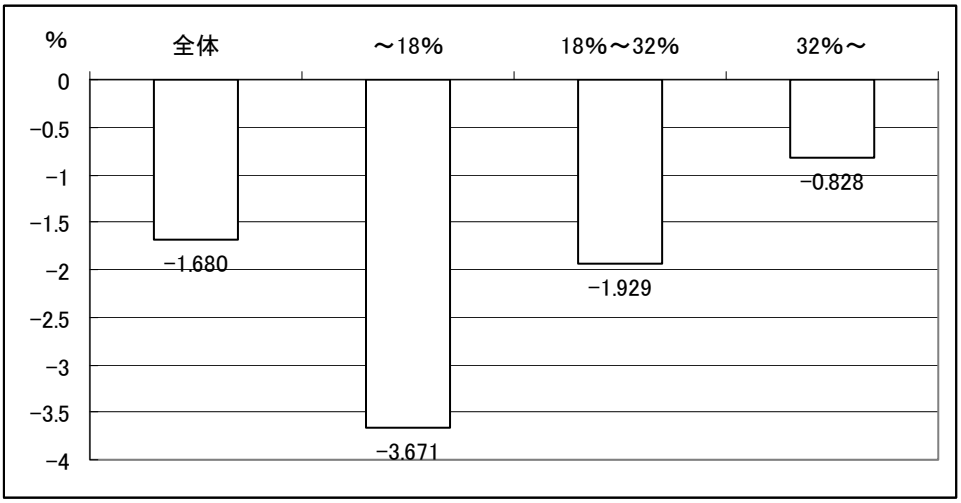
容積率規制の程度によって細分化した地域の分析でも、容積率規制が 100％以下と厳しく一戸建て住宅が多いと考えられる地域では犯罪の住宅地の価格に対する影響は大きく、容積率規制が緩くマンション・アパートが多い地域では影響は小さくなる傾向が見られ、用途規制の分析と整合する。

所得の分布によって分類した地域の分析に関しては、平均年収 300 万円未満世帯の割合が低い地域、即ち、比較的中堅所得者、高所得者の割合が多いと考えられる地域では地価への影響が大きいことがわかり、安全な居住に対する強い選好の多きさがうかがわれる（図 11－３）。

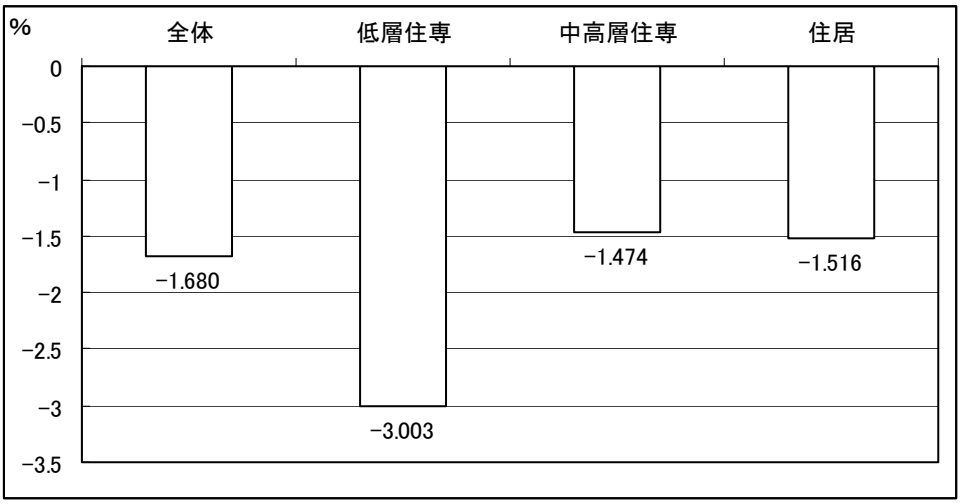
このほか、地域を都心地域、城東、城南西といくつかの区の区域ごとに空間的に区分してそれぞれの地域での犯罪の影響の分析を行ったが、地価と犯罪との関係について十分有意な結果は認められなかった。アメリカの先行研究で行われているように空間的な単位で区分してもその中での地域の特性が多様であり、住宅需要者の選好も多様であることから有意な結果が認められなかったと推察される。

図 11－3 特性空間ごとの犯罪発生率の地価に対する影響の相違

①低所得者割合（世帯所得 300 万円未満の割合）による特性空間の推計



②用途地域による特性空間の推計



４．分析結果が示す日本のセグリゲーションなどの課題

本章では、時点間の条件の変化を踏まえて、犯罪発生率が住宅地の地価に如何なる影響を与えているか、どのような要因が犯罪発生率に影響を与えているかについて、部分情報最尤法とパネル操作変数法を用いて分析した。また、属性が異なる地域を細分化した上で、細分化された地域ごとの犯罪発生率が住宅地の地価に与える影響を分析した。その結果、犯罪発生率は、時

点間の条件の変化を踏まえた場合でも、住宅地の価格に有意に負の影響を与えていることが分かった。ただし、識別変数に用いた交番の存否や位置に関して 2002 年のデータと 2004 年のデータとの間では大きな差異はなく、その他の変数に関しても、二時点間のデータに差異が生じないデータが多く、十分信頼性のある分析を行うことができなかった。今後年度ごとの情報を蓄積していくことにより、より長期間にわたるパネルデータが確保できれば、より精密なパネル分析を行うことができると考えられる。

識別変数に用いた交番の存否や位置に関して2002年のデータと2004年のデータとの間では大きな差異はなく、その他の変数に関しても、二時点間のデータに差異が生じないデータが多く、十分信頼性のある分析を行うことができなかった。今後年度ごとの情報を蓄積していくことにより、より長期間にわたるパネルデータが確保できれば、より精密なパネル分析を行うことができると考えられる。

また、地域の特性、すなわち駅からの距離、用途の規制、容積率、平均年収に関して、それぞれの特性の程度に応じて同じ程度の地域を分類分けして、それぞれの細分化された特性空間ごとに地価関数を推定した場合、犯罪の地価に対する影響は、それぞれの地域空間ごとに異なることがわかった。これに対して、東京 23 区を地理的な位置関係のみに基づいて地理的空間に区分した分析を行った場合には有意な結果は認識されなかった。この理由としては、日本の場合、大規模な地理的空間のまとまりによる明確な住み分けが現在のところそれ程進んでいないことを示している。一方で、地域の特性による地域の細分化である特性空間による分析では有意な結果が見られていることから、住宅地の特性によって、異なる住宅の需要者が異なる住宅への選好を示していることが明らかとなった。例えば、犯罪に対する安全性に関して、一戸建て住宅が多いと考えられる地域の居住者や低所得者が敏感に反応していることなどが分かり、こうした地域の特性に対応した犯罪予防対策を講ずることが重要であると考えられる。

補論　Propensity Score Matching を利用した犯罪の地価に対する影響の検証

前章及び本章で行った操作変数を用いて行った犯罪発生の地価に対する影響の分析は、犯罪発生率の内生性によって生ずるバイアスを修正する上では効果的な手法であるが、操作変数は、被説明変数と無相関である必要があり、無相関な操作変数を見つけ出すことには多大な困難を伴う。

内生性があり、ランダム化されていないデータを取り扱う手法としては、条件付き確率（Propensity Score）を犯罪発生による影響を受けたと考えられる処理群(treatment group)と影響を受けない対照群(control group)に分け、両者をマッチングさせてその差を検証する方法が考えられる。具体的には、処理群に選ばれる確率（本章の場合は犯罪発生率がメジアンを超えた数値となること)をロジット推定によって求め、それを処理群と対照群に分け、さらにその確率を均等な階層に分け、同じ階層に入るもの同士をマッチングさせ、処理効果（ここでは犯罪発生の効果）の平均を求めるものである。Becker and Ichino(2002)は、こうした平均的処理効果（ATT : the Average effect of Treatment on the Treated）を、以下の式で示している。

$$
\begin{aligned}
\tau &\equiv E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1\} \\
&= E\{E\{Y_{1i} - Y_{0i} \mid D_i = 1, p(X_i)\}\} \\
&= E\{E\{Y_{1i} \mid D_i = 1, p(X_i)\} - E\{Y_{0i} \mid D_i = 0, p(X_i)\} \mid D_i = 1\}
\end{aligned}
$$

ここでp_iは、条件付き確率(Propensity Score)である。

$$p(X) \equiv Pr\{D = 1 \mid X\} = E\{D \mid X\}$$

D は処理群が発生するかどうかの事象であり、X は処理群に選ばれる確率を説明する説明変数である。

ここで、処理群にどのような対照群をマッチングさせるかについて、以下のような手法が示されている。

①最近隣マッチング(nearest-neighbor matching)

全ての処理サンプル i に対して$A_i(x) = \{j \mid min_j \| x_i - x_j \|\}$を満たす集合を対象群として選択する。

②カーネル・マッチング(kernel matching)

処理効果の式を以下の式で定義できるような対象群とマッチングを行う。ちなみにGはカーネル関数、Y^cは処理群、Y^Tは対象群の数値となる。

$$\tau = \frac{1}{N^T}\sum_{i\in T}\left\{Y_i^T - \frac{\sum_{J\in C} Y_j^c G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k\in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)}\right\}$$

③層化マッチング（stratification matching）

条件付き確率(propensity score)を均等に層化し、層内で処理群と対象群が同じスコアになるようにした後で、処理効果を推定する。

④半径マッチング（radius matching）

全ての処理サンプル i に対して $A_i(x) = \{P_j \mid \mid\mid p_i - p_j \mid\mid < r\}$を満たす集合を対象群として選択する。これは、条件付き確率の差が半径 r 以内であればマッチングの対象となることを意味する。

犯罪発生の住宅地の地価への影響についてもこの Propensity Score Matching の方式を適用して、操作変数を用いて行った推定の robustness を検証した。この推定法の場合、まず、処理群と対象群に分離する必要があり、この分離の基準は、犯罪発生率（ha 当たりの発生件数）が全体のメジアンより高いかどうかで区分した。その上で、処理群に選ばれる確率を操作変数法で使用した説明変数、操作変数でロジット推定を行い、処理群と対象群との間で、マッチングを行い、平均処理効果の比較をマッチングの手法相互（最近隣マッチング、カーネル・マッチング、層化マッチング、半径マッチング）で比較した。結果は表 11 補―1 のとおりである。

結論的には、犯罪発生率の地価への影響を示す平均処理効果の値（ATT 値）は、すべての手法について負の係数を示し、犯罪発生率は住宅地の地価に対して負の影響を有する点について、操作変数を用いた場合と同様の結論となった。特に、最近隣マッチングの手法では、有意な結論となった。ただし、手法によって数値に大きな差異が生じた。これらの手法のうち、どの手法を採用するのがより妥当であるかについては決定的な方法が知られておらず、マッチングの設定（たとえば、半径マッチングにおける半径の値の設定など）によっても結論に差異が生じうる。今後はこうした手法の設定についてなお

検討を行う必要はあるものの、操作変数を用いた推定を検証し、補強する結論となったと言える。

表 11 補－1 Propensity Score Matching を用いた推定結果

	処理群数	対照群数	ATT 値（平均処理効果）	標準偏差	t 値
最近隣マッチング	921	456	−0.059	0.022	−2.719
カーネルマッチング	921	930	−0.017	0.016	−1.053
層化マッチング	908	943	−0.006	0.019	−0.296
半径マッチング	153	148	−0.007	0.078	−0.095

注：上記の推定に当たって最近隣マッチング、カーネルマッチング、層化マッチング、半径マッチングの標準偏差については Bootstrap による推計を行っている。

注

1 住宅地の地価に影響を与える犯罪発生率を計測する際には、住宅地における犯罪の危険性を示すため、侵入窃盗に関しては住宅に対する窃盗だけを取り出し、住居敷地面積当たりの犯罪件数を算出した。

2 UDS社資料。国勢調査、住宅統計調査を元に統計解析を行うことで年収階級別世帯数を算出した。

3 町丁目全体の面積、道路面積、住宅敷地面積は東京都都市整備局の資料による。

4 この他、より高い世帯年収の者の割合や世帯当たり平均人員、空地の面積割合などでも検証したが十分有意な結果とはなっていない。

5 パネル分析については、固定効果推定ではなく、ランダム効果推定を採用した関係でLIMLによる推定は行っていない。

6 田中・浅見(2005)は、日本においては空間的な地域による住み分けがアメリカほどには進んでいないとの認識の下、物件規模などの物件が有する特性に着目した市場の細分化を試みている。

7 世帯密度は面積当たりの侵入窃盗の推計の場合のみ使用した。

8 内生性のテスト：具体的には、操作変数で犯罪発生率を説明する第 1 段階の推定を行い、第 1 段階で推定された犯罪発生率と第 1 段階の推定式の残差項を説明変数に含めて住宅地の地価を説明する回帰分析を行い、第 1 段階の残差項係数が有意に 0

と異なるかをt検定で検証する。結果は、面積当たりの推定、世帯当たり推定いずれについても、内生性が採択され、OLSの推定値が一致推定量ではないことを示している。

過剰識別性のテスト：操作変数による推定（第２段階の推定）により生じた誤差項と操作変数とに相関があるか否かにより過剰識別の検定を行った。交通存否を操作変数とする推定ではSarganのTestが棄却されていないが、交通距離を操作変数とする推定では棄却されており操作変数の設定に課題を残している。

弱相関のテスト：Stock and Yogo(2005)が提示する方法で、F検定量が有意に弱相関性の仮説を棄却できるかどうかを検定した。いずれの場合も弱相関性を棄却している。

特性空間に対する分析を行った際の内生性、過剰識別性、弱相関性のテストの結果は別表11－５を参照。内生性のテストと過剰識別性のテストの手法はWooldridge(2005)を、弱相関性のテストはStock and Yogo(2005)を参照されたい。

[9] 2005 年の侵入窃盗の住居面積（ha）当たりの件数が、約 0.7 であるので、別表11－２の面積当たりの犯罪発生率の推計の場合：1－exp(－0.2495×0.7×0.1)≒0.017

[10] 2SLSの推計では侵入窃盗の犯罪発生率の住宅地の地価への影響が－0.2420***となっている。

別表 11—1　使用するデータの説明

変　　数		内　　容
住宅地の地価（円/㎡）		公示地価（対数値）
説明変数	前面道路の幅員（m）	住宅地に面する道路の幅員（対数値）
	駅からの距離（m）	住宅地から最寄りの鉄道駅までの距離（対数値）
	東京駅からの時間距離（分）	東京駅までの鉄道による所要時間
	容積率（%）	建物の延床面積の敷地に対する割合
	用途地域（ダミー変数）	都市計画法に規定する低層住居専用地域、中高層住居専用地域に該当すれば1、しなければ0
	路線（ダミー変数）	最寄駅が属する路線に該当すれば1、しなければ0
	建築面積割合	建築面積の敷地面積に対する割合
	木造共同住宅割合	木造共同住宅床面積の住宅床面積に対する割合
	犯罪発生率（件数/ha、件数/百世帯）	警視庁が認知している町丁目ごとの犯罪発生件数/ha 又は犯罪発生件数/百世帯
	年次ダミー	05 年データは 1、03 年データは0
操作変数	交番存否	交番が存在すれば1、しなければ0
	交番距離（m）	最も近接する交番からの距離（対数値）
	低所得者割合	年収 300 万円未満の世帯の割合
	道路面積割合	道路面積の町丁目面積に対する割合
	世帯密度	世帯数/住宅敷地面積（世帯/ha）

別表 11－2　データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
住宅地の地価(円)	440556.1	198994.5	148000	2300000
前面道路の幅員(m)	5.5153	2.2694	2	30
駅からの距離（m）	818.7394	571.9708	90	4100
東京駅からの時間（分）	34.5149	8.7522	12	52
容積率	189.0254	81.0929	80	500
侵入窃盗(件)	7.5726	5.8479	0	45
ha 当たり侵入窃盗(件)	0.3633	0.2744	0	2.5
住宅面積 ha 当たり侵入窃盗(件)	0.8182	0.6517	0	8.8652
百世帯当たり侵入窃盗(件)	0.4939	0.3373	0	2.9586
丁目当たり交番存否	0.2389	0.4265	0	1
交番からの距離(m)	398.3904	184.0043	32.6024	1145.5810
年収 300 万円未満の世帯割合	0.2823	0.0836	0.0128	0.5932
道路面積割合	0.2977	0.1217	0.0797	1.2580
住宅敷地面積当たり世帯数	181.8898	74.6887	34.1800	697.6737
町丁目の面積(ha)	21.9460	8.7295	3	70

町丁目の住宅面積(ha)	9.7550	4.3151	0.4029534	27.17459

別表 11-3 部分情報最尤法(LIML)による推定結果

	住宅地価格の推定		犯罪発生率(面積当たり)推定	
前面道路幅員	0.2001***	(0.0219)	0.0244	(0.0480)
駅からの距離	-0.2810***	(0.0143)	-0.1433***	(0.0278)
東京駅からの時間	-0.0119***	(0.0011)	0.0003	(0.0024)
容積率	0.1369***	(0.0156)	0.0343	(0.0342)
低層住専ダミー	0.3314***	(0.0267)	0.0360	(0.0585)
中層住専ダミー	0.1668***	(0.0184)	0.0801**	(0.0402)
JR 中央線ダミー	0.1915***	(0.0307)	0.1981***	(0.0652)
JR 山手線ダミー	0.1052***	(0.0347)	0.1276*	(0.0751)
京王線ダミー	0.2462***	(0.0268)	0.0237	(0.0583)
小田急線ダミー	0.3028***	(0.0335)	-0.0327	(0.0729)
西武線ダミー	0.1030***	(0.0237)	0.1328***	(0.0504)
東武線ダミー	-0.2138***	(0.0251)	-0.1402**	(0.0549)
東横線ダミー	0.2415***	(0.0459)	-0.0090	(0.0993)
建築面積割合	0.9733***	(0.0992)	0.0805	(0.2154)
木造共同住宅割合	-1.0659***	(0.1564)	1.5941***	(0.3151)
年次ダミー	-0.0487***	(0.0134)	-0.1389***	(0.0271)
定数項	14.3418***	(0.1401)	0.5712082	(0.2984)
犯罪発生率	-0.2495***	(0.0382)		
交番存否			-0.0156	(0.0326)
(交番距離)			0.0171	(0.0306)
低所得者割合			0.4401**	(0.1803)
道路面積割合			2.5825***	(0.3322)
世帯密度			0.0017***	(0.0003)
サンプル数	1851		F値 R^2	133.79 0.996
内生性テスト	39.81	Prob>F=0.0000		
過剰識別性テスト	4.271	Prob>χ^2=0.2337		
弱相関性テスト	37.721	Prob>F=0.0000		

	住宅地価格の推定		犯罪発生率(世帯当たり)の推定	
前面道路幅員	0.3050***	(0.0508)	0.0925***	(0.0267)
駅からの距離	-0.3200***	(0.0319)	-0.0641***	(0.0153)
東京駅からの時間	-0.0132***	(0.0019)	-0.0010	(0.0013)
容積率	0.0866***	(0.0263)	-0.0199	(0.0183)
低層住専ダミー	0.4739***	(0.0550)	0.1187***	(0.0321)
中層住専ダミー	0.2251***	(0.0352)	0.0598***	(0.0223)
JR 中央線ダミー	0.2117***	(0.0536)	0.0636*	(0.0363)
JR 山手線ダミー	0.0783	(0.0580)	-0.0039	(0.0419)
京王線ダミー	0.2582***	(0.0456)	0.0136	(0.0325)
小田急線ダミー	0.2803***	(0.0575)	-0.0354	(0.0407)
西武線ダミー	0.1775***	(0.0494)	0.0887***	(0.0281)
東武線ダミー	-0.2442***	(0.0445)	-0.0688**	(0.0306)
東横線ダミー	0.3014***	(0.0790)	0.0506	(0.0554)
建築面積割合	0.6212***	(0.1847)	-0.2907**	(0.1200)
木造共同住宅割合	-0.7089**	(0.3206)	0.6107***	(0.1758)
年次ダミー	-0.1240***	(0.0367)	-0.0913***	(0.0151)
定数項	14.9754***	(0.3554)	0.6506***	(0.1638)
犯罪発生率	-1.1784***	(0.3288)		
交番存否			-0.0103	(0.0181)
(交番距離)			0.0088	(0.0170)
低所得者割合			0.2682***	(0.1006)
道路面積割合			0.6429***	(0.1759)
サンプル数	1851		F値 R^2	46.84 0.9988
内生性テスト	30.57	Prob>F=0.0000		
過剰識別性テスト	3.282	Prob>χ^2=0.1938		
弱相関性テスト	7.291	Prob>F=0.0000		

注:( )内は標準偏差。***、**、*は、推定された係数がそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。F値は定数項以外の係数が0であるという帰無仮説に基づいた検定統計量。R^2は決定係数。

別表 11－4 パネル操作変数法による推定

（面積当たり犯罪発生率による推定－交番存否を使用）

	住宅地価格の推定		犯罪発生率推定	
前面道路幅員	0.2001***	(0.0253)	0.0121	(0.0377)
駅からの距離	-0.2787***	(0.0164)	-0.0756***	(0.0218)
東京駅からの時間	-0.0119***	(0.0013)	0.0001	(0.0019)
容積率	0.1355***	(0.0180)	0.0198	(0.0268)
低層住専ダミー	0.3329***	(0.0308)	0.0174	(0.0458)
中層住専ダミー	0.1673***	(0.0212)	0.0409	(0.0315)
JR 中央線ダミー	0.1899***	(0.0354)	0.1037**	(0.0511)
JR 山手線ダミー	0.1044***	(0.0401)	0.0662	(0.0589)
京王線ダミー	0.2460***	(0.0310)	0.0125	(0.0457)
小田急線ダミー	0.3038***	(0.0387)	-0.0173	(0.0571)
西武線ダミー	0.1014***	(0.0273)	0.0696*	(0.0395)
東武線ダミー	-0.2126***	(0.0290)	-0.0737*	(0.0430)
東横線ダミー	0.2415***	(0.0531)	-0.0045	(0.0778)
建築面積割合	0.9713***	(0.1147)	0.0418	(0.1688)
木造共同住宅割合	-1.0853***	(0.1790)	0.8436***	(0.2473)
定数項	14.2973***	(0.1601)	-1.0602	(3.4533)
犯罪発生率	-0.2379***	(0.0430)		
交番存否(within)			-0.0026	(0.6444)
交番存否(between)			-0.0072	(0.0256)
年収 300 万円未満割合			0.2302	(0.1413)
道路面積割合			1.3639***	(0.2606)
世帯密度(within)			0.0015	(0.0017)
世帯密度(between)			0.0008***	(0.0002)
サンプル数	1851		Wald χ^2	1712.70

（面積当たり犯罪発生率による推定－交番距離を使用）

	住宅地価格の推定		犯罪発生率推定	
前面道路幅員	0.1975***	(0.0501)	0.0029	(0.0328)
駅からの距離	-0.2627***	(0.0302)	-0.0169	(0.0193)
東京駅からの時間	-0.0121***	(0.0025)	0.00001	(0.0016)
容積率	0.1307***	(0.0349)	0.0042	(0.0233)
低層住専ダミー	0.3474***	(0.0614)	0.0037	(0.0400)
中層住専ダミー	0.1721***	(0.0424)	0.0087	(0.0275)
JR 中央線ダミー	0.1714**	(0.0693)	0.0212	(0.0441)
JR 山手線ダミー	0.0923	(0.0799)	0.0148	(0.0513)
京王線ダミー	0.2421***	(0.0621)	0.0030	(0.0399)
小田急線ダミー	0.3088***	(0.0773)	-0.0037	(0.0498)
西武線ダミー	0.0896*	(0.0539)	0.0157	(0.0344)
東武線ダミー	-0.2080***	(0.0580)	-0.0161	(0.0377)
東横線ダミー	0.2407**	(0.1063)	-0.0010	(0.0680)
建築面積割合	0.9479***	(0.2285)	0.0136	(0.1475)
木造共同住宅割合	-1.1525***	(0.3097)	0.1904	(0.2162)
定数項	14.1604***	(0.3059)		
犯罪発生率	-0.1623***	(0.0536)		
交番距離(within)			1.1843**	(0.5998)
交番距離(between)			0.0018	(0.0210)
年収 300 万円未満割合			0.0506	(0.1228)
道路面積割合			0.3076	(0.2272)
世帯密度(within)			0.0016	(0.0015)
世帯密度(between)			0.0002	(0.0002)
サンプル数	1864		Wald χ^2	427.88

注：( )内は標準偏差。***、**、*は、推定された係数がそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。F値は定数項以外の係数が0であるという帰無仮説に基づいた検定統計量。R^2は決定係数。

別表 11－5 市場を細分化した場合の犯罪発生率が地価に及ぼす影響の変化

全体	駅からの距離	東京駅からの所要時間	用途	容積率	低所得者割合
-0.2495*** n=1851	～500m	～30 分	低層住居専用地域	～100%	～18%
	-0.1906*** n=527	-0.2822*** n=595	-0.4356*** n=778	-0.2691 n=106	-0.5343*** n=258
	500～800m	30 分～40 分	中層住居専用地域	100%～200%	18%～32%
	-0.2295*** n=598	n=706	-0.2122*** N=568	-0.2502*** n=1318	-0.2783*** n=824
	800m～	40 分～	住居地域	200%～	32%～
	-0.2663*** n=726	n=550	-0.2182*** n=505	-0.1581*** n=427	n=769
F 値	1.1626	1.1707	0.9785	1.1657	1.0742
有意	0.0006	0.0003	0.6804	0.0005	0.0617
内生性	○	○（中段以外）	○	○(上段以外)	○
過剰識別性	○(上下段以外)	○（中下段以外）	○（上段以外）	×	○（中段以外）
弱相関性	棄却	棄却	棄却	棄却	棄却

注： ***、**、*は、推定された係数がそれぞれ 1%、5%、10%の水準で有意であることを示す。内生性、過剰識別性、弱相関性のテストの詳細は注８のとおり。内生性の○は外生性が棄却され内生変数であることが採択されたことを、過剰識別性の○は過剰識別であることが棄却されたことを意味する。

第 12 章　教育水準は住宅の評価を変えるのか

＜第 12 章の要旨＞

犯罪や災害に対する安全性だけでなく、教育水準もまた住宅・不動産の評価に影響を与えている。ただし、その評価に当たっては、地域の居住環境が良く地価が高い地域であるがゆえに、学力水準が高い可能性も高く、測定誤差の問題も生ずる。そこで、足立区の学力調査のデータを用いて、操作変数を通じてその地域の学力水準に与える影響を推定し、併せて学力水準が家賃に与える影響について同時推定した。

推定の結果、学力水準が家賃を引き上げる効果がある（2007 年の推計では５％の学力水準の上昇は家賃を 4.8%引き上げる効果）ことが確認され、特に学校選択制度の適用を受けて以降により大きな効果があることがわかった。

これは、学校選択制度で学校区以外の生徒も学力水準の高い地域の学校に入学できるようになったこと、同区の学力調査とその公表によりその学力水準の高い地域の情報が明らかになった効果が大きいと考えられる。その点で、学校選択制度は、学校区外の児童も教育水準の高い学校に入学する機会を与えている点で評価できるが、通学に要する費用の支援などに課題を残している。

１．教育水準の評価方法と家賃への影響を分析する際の課題

最近、日本の教育問題が大きく耳目を集めている。特に、いわゆるゆとり教育推進の中で小中学生を中心に学力が低下したのではないかとの指摘がされ、日本の教育行政のあり方について教育再生会議などの場で活発な議論の対象となっている。その中でも、それぞれの小学校、中学校での教育内容についても一律の対応ではなく、それぞれの学校での創意工夫の取組が重視されるようになり、また学校に通わせる家庭にも学校選択制[1]を導入するなど、学校や教育内容を選ぶ権利を与える方向に進みつつあり、本年６月の教育再生会議の第２次報告の中でも、「学校教育現場の創意工夫」や「学校選択制の導入」が掲げられている。優秀な教育水準を持ち、生徒が優秀な成績を上げる学校については、そうした学校教育が存する地域に大きな効用が存することが考えられ、その地域の家賃や地価の上昇に寄与することが考えられる。特に、学校選択制が導入される前は居住者が学校を選択する余地は限られており、その効果は限定的か、あるいはその学校の存する地域の属性、例えば所得の高い世帯が集中していることなどに左右されている可能性があるが、学校選択制導入後はそうした制約もなく、こうした学校教育の効果が家賃に反映される可能性が大きくなることが考えられる。

これまで、こうした学校教育と家賃や地価の関係に関しては、学校教育による生徒の成績がほとんど公表されてこなかったことから、その把握は極めて困難であった。この点、国際的な動きとしては、OECD において生徒の学習到達度調査(PISA : Programme for International Student Assessment)が 1997 年から３年ごとに実施され、その個票データも含めて公表されている。この中では、15 歳３ヶ月から 16 歳２ヶ月までの生徒(2003 年度では 41 国 25 万 6000 人、日本では 4270 人)を対象に数学、読解力、科学、問題解決についてテストを行うほか、生徒の属性、生徒の両親の属性、所有しているもの、学習動機、学習姿勢について聞いている。この調査では、日本の生徒の学力が低下したのではないかとの指摘に用いられることが多いが、むしろ、テストの成績に生徒のどのような属性、要素が影響を与えているかの分析を行うことが可能となる。ただし、この調査では、学校の立地する地域の場所や立地状況についての質問がなく、家賃や地価との関係を分析するには不十

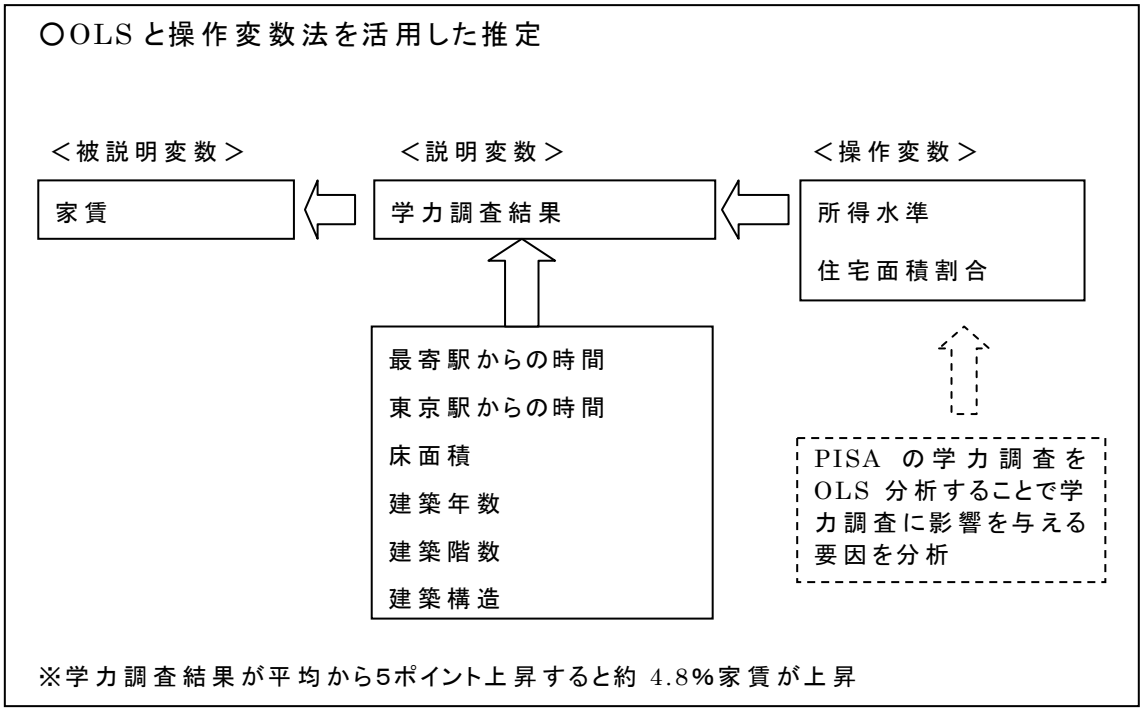
分である。

この点では、東京都では、2002年から各区や市の小中学校において順次学校選択制が導入されてきているほか、本年4月に実施された全国統一の学力テストに先立って、東京都全体の学力テストや区の単位でのテストを実施し、いくつかの区では学校単位の成績を公開している[2]。これを利用すれば、それぞれの学校の成績の状況とその学校の立地する地域の家賃との関係を分析することが可能である。ただし、学校での成績は、その生徒の家族構成や所得水準などに影響を受けている可能性もあり、内生変数となっている可能性が大きい。この場合、利便性の高い地域は、学校の成績を引き上げるとともに、家賃も高くなっている可能性もある。さらには、学校の成績が及ぼす影響について必ずしも統計データとして把握されていないという測定誤差の問題もある。こうした学校の成績の内生性と測定誤差の存在は、OLSを用いて学校の成績が家賃に与える影響を推定すると、推定される学校の成績の係数にバイアスを発生させる。そこで本稿ではOLSによる推定バイアスを解消するために操作変数法を用いた分析を行っている。

そこで、東京 23 区のうち、小学校、中学校の成績を継続的に公表している足立区のデータ[3]を用いて、操作変数法を用いて、近隣学校の成績を推定するとともに、近隣学校の成績を含めた説明変数を使って地域の家賃水準を推定する。さらに、この推定結果の検証するため、学校選択制導入以前と導入以後の小学校のデータを使って推定を行う。

本章では、地域ごとの学校の成績に与える要因を分析し、その要因を学校の成績の操作変数として用いることで、学校の成績から家賃への因果関係を明らかにする。

図12－1 学力水準が家賃に与える影響分析（第12章のアウトライン）



２．教育水準を織り込んだ家賃関数モデル

(1) 先行研究と分析の方針

日本においては、教育の効果を示す学校のテストの成績については、個人情報への配慮や競争をあおるといった批判のためか、情報の公開はほとんど行われず、特に、個人の成績については全く公表されていない。本年４月に実施された全国学力テストについても、そのデータの公表は、市町村単位や学校別のデータの公表を行わない方向である。Yoshida, Kogure and Ushijima(2007)は、足立区のテストのデータを使用して、学校選択制の導入によって公立中学校のレベルについて格差が生じているかどうかの実証分析を行っている。アメリカにおいては、早くから教育の効果についてのデータベースが整備されており、これを元に資産価格への影響についての研究が行われている。この分野では、Dubin and Goodman(1982)がボルチモア市において学校教育が住宅価格に及ぼす影響について初めてヘドニック住宅価格関数を推定した。その後、Hayes and Taylor(1996)は、学校の成績そのものというより、学校教育の成果（学校成績の上昇の効果）が住宅価格に与える影

響について分析した。これに対して、Downes and Zabel(2002)は、単純に学校のテストの成績と住宅価格との関係を分析しており、おおむねその他の研究はこの方法によっている。学校教育の効果と住宅価格とのデータのマッチングに関して Black(1999)は、学校教育の変数を学校区の境界ごとに当てはめて、学校の成績が住宅の価格に与える影響を分析し、親が成績向上のためにいくら余計に支払う意思があるかを推定している。ボストン郊外のいくつかの郡を対象とした分析で５％の成績上昇に対して 2.5%高い住宅を支払う意思が両親にあると推計している。また、Figlio and Maurice(2002)は、州政府が行う学校のレベル分け(Grade Distinction)が住宅価格に与える影響を検証している。Nechyba(2003)は、 バウチャー制度の導入の結果、所得の高い階層の者が私立学校に通わせるインセンチィブを生み出す一方で、所得の低い階層がレベルの低い公立学校に行くことになり、こうした行動が住宅市場のゆがみと地域的な細分化(Segregation)の進行が生ずることを明らかにしている。

以上の先行研究例に基づき、地域に属する学校の成績が家賃に与える影響について、東京都足立区を取り上げ、他の地域属性とあわせて分析する。ただし、学校の成績の内生性を踏まえ、操作変数法を使って学校の成績と地域の家賃を同時推定する。学校の成績については PISA の調査を踏まえて成績に影響を及ぼす変数を仮定する。また、操作変数の効果を検証するため、学校選択制が採用される前に入学した生徒を対象とした 2005 年の学力テストと採用された後に入学した生徒を対象とした 2007 年のテスト双方について検証を行う。

本章では､家賃の説明変数として､賃貸住宅の属性と学校の成績を加えて、当該成績が家賃に与える影響をヘドニック価格関数として家賃関数を推定するとともに、その際学校の成績の内生性を根拠として操作変数を用いる。足立区は毎年小学校、中学校のテストの成績をホームページに公開しており、学校ごとの分析が可能である。この学校の成績は、その学校が属する地域の環境が介在している可能性がある。そこで、本研究では、PISA のデータを用いて前もってテストの成績と生徒の属性について分析を行い、その上で、操作変数法を用いた分析を行った。

(2) データ

被説明変数である家賃に関するデータには、2005年、2007年にリクルート社がホームページで掲載している応募家賃を用いている。

説明変数には①最寄り駅からの時間、②東京駅からの時間、③賃貸住宅の床面積、④賃貸住宅の階数、⑤賃貸住宅の建築年数、⑥賃貸住宅の構造、⑦足立区が公表している小学5年生の4教科平均のテストの成績、⑧年次ダミーを採用している。東京駅からの時間距離については、「Yahoo!路線情報」により計算した。学校の成績に関しては、前述東京都の中でいくつかの区は、定期的にその区の小学生、中学生のテストを実施し、学校別の結果をホームページに公表している。本研究は、学校選択制の導入前と導入後の変化も含めて検証を行うため、2005年と2007年のテストの学校別の結果を使用した。

また、賃貸住宅が立地する地域の学校別の成績を被説明変数としたモデルを推定するための説明変数としては、上記の説明変数の他に、①同地域の町丁目内の平均世帯所得[4]、②敷地面積割合に占める住宅割合を操作変数として採用した。これらの変数の説明と記述統計を表12－1、表12－2で報告している。

表 12－1 使用するデータの説明

変数		内容
家賃（円）		募集家賃（対数値）
説明変数	駅からの距離（m）	住宅地から最寄りの鉄道駅までの距離(対数値)
	東京駅からの時間距	東京駅までの鉄道による所要時間（対数値）
	床面積（m）	賃貸住宅の床面積（対数値）
	建築階数（m）	賃貸住宅の階数
	建築年数	賃貸住宅が建築されてからの年数
	建築構造（ダミー）	建物の構造（軽量鉄骨･鉄筋コンクリート･鉄骨･鉄筋鉄骨）
	学校の成績	区が公表しているテストの国語・算数の平均
操作変数	平均世帯所得	各町丁目ごとの平均世帯所得
	住宅面積割合	敷地面積に占める住宅敷地割合

表１２－２　データの記述統計

変　数	平均	標準偏差	最小	最大
家賃(円)	80584.51	30710.17	23000	949000
駅からの時間(分)	10.71	5.39	1	36
東京駅までの時間(分)	27.31	5.56	12	37
床面積(㎡)	37.50	16.83	2.9	182.57
建築年数(年)	14.12	9.38	0	78
建築階数(階)	4.65	3.37	1	20
軽量鉄骨	0.10	0.30	0	1
鉄筋コンクリート	0.34	0.47	0	1
鉄骨	0.29	0.45	0	1
鉄筋鉄骨	0.05	0.23	0	1
平均世帯所得(万円)	584.47	82.40	0	1503.50
成績(2005 年)	103.21	7.37	82.67	123.30
成績(2007 年)	102.29	7.17	83.40	123.30

注：成績は足立区がそれぞれの年に実施した達成度調査で得られた国語・算数の平均の成績を足立区全体の平均を 100 とした指数で表した。

(3) 推定モデルの特定化

本研究では、家賃に影響を与える学校の成績その他の説明変数を特定することで家賃関数を推定し、同時に操作変数を用いて学校の成績を推定する。

賃貸住宅の家賃は、その地点に係る属性情報（最寄駅からの時間、東京駅からの時間、床面積、建築年数、建築階数、建築物の構造）や地域の属する学校区での学校の成績を元に、一般的には以下のようなヘドニック価格関数として表すことができる。

$$R_i = h(x_{1i}, x_{2i}, \cdots, x_{ni}, Score_i) \qquad (12-1)$$

R_iは、i地点の賃貸住宅の家賃、x_iはその地点におけるn種類の属性情報、$Score_i$はその地点の属する学校区での学校の成績を表す。本稿では、(12－１)式を(12－２)式のように特定化する。

$$ln\, R_i = \alpha + \sum_{k=1}^{n} \beta_k x_{ki} + \gamma Score_i + \varepsilon_i \qquad (12-2)$$

ϵ_iは誤差項、αは定数項、β_k、γはパラメーターである。i点を含む地域での学校成績が家賃を上昇させるのであれば、γは正となる。

ここで問題が生ずるのが、地点に係る情報は完全には観察されず、観察されない情報は、すべて誤差項に入り、それぞれの地域の学校の成績と相関す

る可能性があるという点である。すなわち、学校の成績が良いからその地域の家賃が高いのか、元々その地域の属性のために家賃が高いのかを識別出来ない。この問題を解決する手段として犯罪の場合と同様に操作変数法を用いることが考えられる。この場合、地域における学校の成績を説明し、家賃を説明する推定式(12－２)式の誤差項ϵ_iとは相関しない適切な操作変数を見つけ出すことが必要となる。

$$\begin{aligned} &\mathrm{crime_i} = \lambda + \sum_{j=1}^{l} \pi_j z_{ji} + \sum_{k=1}^{n} \mu_k x_{ki} + \nu_i \\ &\mathrm{Cov}(z, \varepsilon) = 0 \end{aligned} \qquad (12-3)$$

(12－３)式のz_{ji}が操作変数である。学校の成績に影響を及ぼしうる操作変数として、町丁目の平均世帯所得と敷地面積に占める住宅敷地割合を採用した。

このうち、平均世帯所得は、所得の高い裕福な家庭は、子弟に対して教育費用を十分かけることができ、その分だけ学校での成績を向上させる効果が生ずることが予想される。また、敷地面積に占める住宅敷地割合が大きいことは、商業用途や工業用途の割合が相対的に小さく、その分だけ住環境が良好な可能性が高い上に、都心への通勤に頼ることが多い、高学歴かホワイトカラーの両親が多いと考えられ、そのことが比較的子弟の教育に良好な影響を与えることが予想される。これらの点については 2003 年に実施されたPISA（OECD 生徒の学習到達度調査(Programme for International Student Assessment）を通じて得られた日本のデータを通じて検証を行う。

３．推定結果が示す学力調査結果の家賃への影響

(1) PISA 調査

本稿では、まず、PISA 調査を通じて、学校の成績と生徒や両親の属性と教育環境について検証を行った。このことが、前述したように、操作変数の選択にも有益と考えられる。ここでは、それぞれの日本の生徒のテストの成績を被説明変数とし、①生徒が家で所有しているもの、②両親の職業、③両親の学歴、④学校の授業時間を説明変数にして回帰分析を行った。結果は表

12－３のとおりである。

表 12－3 生徒、両親の属性と学校の成績の関係

	係　数	
所有(机)	0.0363***	(0.0110)
所有(部屋)	-0.0455***	(0.0079)
所有(場所)	0.0267***	(0.0058)
所有(ｺﾝﾋﾟｭｰﾀ)	0.0104*	(0.0056)
所有(教育ｿﾌﾄ)	-0.0327***	(0.0080)
所有(ｲﾝﾀｰﾈｯﾄ)	0.0447***	(0.0057)
所有(計算機)	0.0024	(0.0052)
所有(古典)	0.0596***	(0.0058)
所有(詩集)	-0.0004	(0.0063)
所有(美術品)	-0.0139**	(0.0057)
所有(副読本)	0.0118*	(0.0061)
所有(辞書)	0.0811***	(0.0130)
所有(皿洗い)	-0.0241***	(0.0052)
所有(本数)	0.0115***	(0.0017)
母親(ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ熟練)	0.0245***	(0.0078)
母親(ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ未熟)	0.0229***	(0.0066)
父親(ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ熟練)	0.0247***	(0.0071)
父親(ﾎﾜｲﾄｶﾗｰ未熟)	0.0170**	(0.0073)
母親(中卒)	0.1414***	(0.0525)
母親(高卒)	0.1753***	(0.0520)
母親(短大)	0.1857***	(0.0516)
母親(大学)	0.1683***	(0.0511)
母親(院修)	0.1767***	(0.0512)
母親(院博)	0.1718***	(0.0512)
父親(中卒)	0.0924**	(0.0397)
父親(高卒)	0.0789**	(0.0398)
父親(短大)	0.1191***	(0.0396)
父親(大学)	0.1055***	(0.0392)
父親(院修)	0.0709*	(0.0398)
父親(院博)	0.1360***	(0.0392)
授業時間(10分)	0.0005***	(0.00001)
算数時間(10分)	0.0003***	(0.00001)
定数項	5.7220***	(0.0547)
サンプル数	4699	
F値	60.91	Prob＞F＝0.000
調整済みR^2	0.3278	

注:( )内は標準偏差を、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。

家で所有しているものに関しては、本の冊数を始めとして、勉強する場所、机、コンピュータ、インターネットなどが有意に正の係数をしめした。これに対して、勉強部屋や美術品、皿洗い機など勉強に直接結びつかないものや子供の孤立を呼びやすいものは正の係数とならなかった。概して、勉強に役に立つ多くの物をもっている家庭の生徒の成績は良く、その前提としてある程度の所得を有する家庭の子弟の成績は良くなる可能性が高い。

両親の属性に関しては、ホワイトカラーの両親がいる子弟の成績、高学歴の両親がいる子弟の成績の成績は有意に高い結果となった。授業時間に関しては、長い時間を受けた生徒ほど成績が高い結果となっている。

総じて見れば、所得の高い層が多い地域や都心への通勤に頼る世帯が多く、商工業用途が多くない地域では子弟の成績が良くなる傾向が強いと考えられる。そこで、操作変数には、前述のとおり、それぞれの地域の平均世帯所得と敷地面積全体に占める住宅面積の割合を設定することとする。

(2) OLS による分析

操作変数法に先立って、足立区内の賃貸住宅の家賃について、OLS による分析を実施し、学校の成績の家賃に対する影響を検証した。ここでは、操作変数を使用していないので地域の中での両親の所得等の属性の影響を受けている可能性がある（表 12－４）。

OLS 分析では、足立区の学校の成績がその学校区の地域の家賃に正の係数を有意に示していることがわかった。成績の良い生徒が多い学校の地域はその立地に対する評価が高いことになるが、学校の成績がその学校区内の住民の属性（たとえば、その地域の住民の所得が高いなど）に影響を受ける内生性は考慮されていない。2005 年の学校の成績は学校区による制限を受けて入学した小学５年生のテストの成績であり、2007 年の学校テストの成績は学校選択制度が導入された後に入学した小学５年生のテストの成績であるが、両者とも有意に正に地域の家賃に影響を与えており、むしろその影響は強まっているといえる。学校選択制の下では学区外からの入学も可能であり、その意味では、必ずしも学校の成績はその地域の住民の属性の影響ばかりを受け

ているとばかりは言えない。

表 12－4 OLS 分析による学校の成績の家賃に対する影響

被説明変数：家賃（対数値）	係　数．
最寄駅からの時間（分）	−0.0498***　(0.0022)
東京駅からの時間（分）	−0.2569***　(0.0066)
床面積（㎡）	0.5407***　(0.0034)
建築年数（年）	−0.0073***　(0.0002)
建築階数（階）	0.0154***　(0.0006)
軽量鉄骨（ダミー）	−0.0360***　(0.0050)
鉄筋コンクリート（ダミー）	0.0144***　(0.0045)
鉄骨（ダミー）	0.0045　(0.0038)
鉄筋鉄骨（ダミー）	0.0153**　(0.0073)
学校の成績（05 年）	0.0023***　(0.0003)
学校の成績（07 年）	0.0037***　(0.0002)
年次ダミー	−0.1528***　(0.0408)
定数項	10.0895***　(0.0462)
サンプル数	7464
F 値	4951.13
調整済みR^2	0.8884

注：（ ）内は標準偏差を、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。

(3) IV（操作変数法）

次に、足立区内の家賃に関して、操作変数法の手法を用いて、学校の成績がもたらす影響を分析した。結果は表 12－5 のとおりである。

第 1 段階では、学校の成績に対して、地域の住民の平均世帯所得、敷地面積全体に占める住宅面積割合を用いて推定を行った。この推定では、2005 年、2007 年いずれについても平均世帯所得も、住宅面積割合も有意に正の係数を示している。これは、PISA で行った OLS 推定での結果とも整合的である。

表 12－5 操作変数法(IV)を用いた家賃の推定

〈2005 年〉

被説明変数:家賃(対数値)	家賃推定(第 2 段階推定)		学校成績推定(第 1 段階推定)	
床面積	0.5444***	(0.0052)	-0.8539***	(0.2778)
建築年数	-0.0071***	(0.0003)	-0.0562***	(0.0137)
建築階数	0.0123***	(0.0013)	0.0958	(0.0715)
構造(軽量鉄骨)	-0.0339***	(0.0081)	-0.1625	(0.4334)
構造(鉄筋ｺﾝｸﾘｰﾄ)	0.0100	(0.0074)	0.3070	(0.3967)
構造(鉄骨)	0.0107*	(0.0062)	-0.7056**	(0.3256)
構造(鉄骨鉄筋)	0.0130	(0.0130)	-0.2548	(0.6926)
最寄駅距離	-0.0480***	(0.0038)	-1.3491***	(0.1817)
東京駅時分	-0.3052***	(0.0154)	-8.0512***	(0.6458)
定数項	0.7887***	(0.1399)	111.3619***	(2.8913)
学校成績	0.0045***	(0.0009)		
世帯平均所得			0.0350***	(0.0017)
住宅割合			9.0153***	(0.8704)
サンプル数	2690		F 値	1882.66
Uncentered R^2	0.9999			
内生性のテスト	12.434 Prob>F=0.0004		(内生性を採択)	
過剰識別性のテスト	2.348 Prob>χ^2=0.1254		(過剰識別性でないことを採択)	

注：( )内は標準偏差を、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。

〈2007 年〉

被説明変数:家賃(対数値)	家賃推定(第 2 段階推定)		学校成績推定(第 1 段階推定)	
床面積	0.5527***	(0.0050)	-1.9904***	(0.2386)
建築年数	-0.0079***	(0.0002)	0.0876***	(0.0100)
建築階数	0.0180***	(0.0008)	-0.2287***	(0.0384)
構造(軽量鉄骨)	-0.0417***	(0.0068)	0.3502	(0.3450)
構造(鉄筋ｺﾝｸﾘｰﾄ)	0.0023	(0.0064)	2.3310***	(0.3076)
構造(鉄骨)	-0.0026	(0.0051)	1.2114***	(0.2592)
構造(鉄骨鉄筋)	-0.0146	(0.0109)	3.9736***	(0.5104)
最寄駅距離	-0.0319	(0.0037)	-2.0931***	(0.1515)
東京駅時分	-0.2179***	(0.0084)	-0.8175*	(0.4264)
定数項	-0.0635	(0.0945)	94.6122***	(1.9062)
学校成績	0.0094***	(0.0007)		
世帯平均所得			0.0295***	(0.0011)
住宅割合			4.8337***	(0.6974)
サンプル数	4774		F 値	172.97
Uncentered R^2	0.9965			
内生性のテスト	75.373 Prob>F=0.0000		(内生性を採択)	
過剰識別性のテスト	0.140 Prob>χ^2=0.7082		(過剰識別性でないことを採択)	

注：( )内は標準偏差を、***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意を示す。

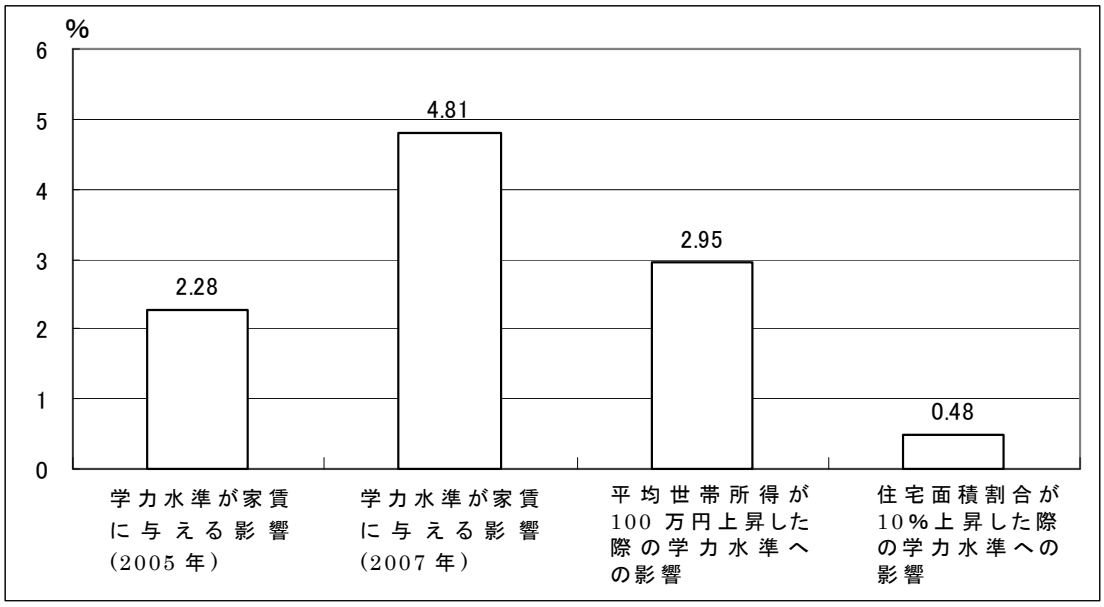
第２段階では、第１段階で操作変数を用いて推定した学校の成績を元に、家賃の推定を行った。2005 年、2007 年いずれの推定においても、有意に正の係数を示し、学校の成績は、操作変数で地域の住民の所得水準や住宅の敷地面積に占める割合をコントロールした後でも、家賃に対して正の係数で影響を与えていることが明らかとなった。また、操作変数法による推定にあたっては、外生性と過剰識別性のテストを行い、いずれのテストも外生変数、過剰識別変数の仮説が棄却され、学校の成績の変数の内生性と操作変数が過剰でないことが受容されている[5]。

また、現実に学校選択制度が導入される以前の 2005 年に比べ、学校選択制度が導入され、すべての区民が良好な学校の成績を得られる便益を享受できる可能性が生じた 2007 年の方が学校の成績が家賃の上昇に与える影響を示す係数が２倍近く上昇していることは、こうした便益がすべての住民に享受できることが可能になり、そうした便益への需要が増大したことが背景として考えられる。

４．教育の地域への便益を拡げるための方策

OLS分析とIV分析の結果、学校の成績が、その地域の住民の属性や土地利用の状況に関わりなく、その地域の家賃を引き上げる効果があることがわかった。推定結果によれば、学校選択制度導入後の５％の成績の評価の上昇は、4.8%の家賃上昇効果が生ずることとなる[6]（図 12－２）。この上昇効果に当たる額の分だけその地域は「教育の便益」を享受できることを意味し、また、この額は同時に教育の効果に対して居住者がどの位金銭的に支払う意思を持っているかを反映しているとも考えられる。こうした分析は、学校選択制度の効果と課題を検討する際にも有効であると考えられる。

図 12－2 学力水準が家賃に与える影響と学力水準に与える要因



学校選択制が導入される以前に入学した児童と導入後に入学した児童とで比較すると、まず学校選択制度が導入される以前、すなわち学校区が固定されている下でも、学校ごとの児童の学力水準はその地域の家賃を引き上げる効果が観察され、「教育の便益」の効果が認められる。

学校選択制度が導入され、学校区が自由化された下では、学校の児童の学力水準が家賃を引き上げる効果は２倍近く大きくなっている。この背景には、第１には、従来の学校区の外に居住する子弟も教育水準の高い学校を選好して入学を希望することから、その地域に居住する需要が増大し、家賃を引き上げる効果が増大したこと、第２には、学力調査の結果が公表されていることから、学力水準の高い学校が明らかとなり、そうした学校への入学希望に拍車をかける効果が生じたことが考えられる。

既に、足立区を含めて東京都内の多くの自治体で学校選択制度が導入されている。この学校選択制度は、いじめ問題などで児童が学校を選ぶ権利を確保すること、学校間の競争によって教育の質を上げることを想定している。反面この制度は、学校間の教育の格差を生むのではないかとの批判も寄せられているが、Yoshida et. al.(2007)が足立区の学校選択制度について行った実証研究によれば、そうした格差は学校選択制度導入後においても生じてい

ない。また、学校選択制度は、本研究によって明らかにされた「教育の便益」を学校区の外の住民にも享受する機会を与えているということができる。その点では、むしろ「教育の便益」を享受する機会の均等を与えているとも考えられる。

ただし、この制度にはまだ課題が残されている。一つには、学校外からそうした教育の便益を享受できる学校に通学する際には、通学時間もかかり、通学のための電車やバス等の費用がかかる可能性が高い。機会の均等のためには、そうした通学費用に対する補助が必要となるであろう。

もう一つは、学校選択制度と併せて実施されている学力調査の公開の効果である。学力調査結果の公開は地域の居住者に「教育の便益」がどの地域で享受できるかの情報を提供する効果を有し、便益を享受する機会の均等をもたらすのに役立っているとも考えられるが、情報の公開によって教育の便益を受けられる地域に居住する需要を拡大させ、家賃をさらに引き上げる効果を生む可能性は否定できない。

以上のように、教育の便益に影響された家賃は、地域の住民の教育に関する効用の程度を反映しており、学校選択制度を始めとする教育制度の制度設計を検討する上で参考にすべきであると言える。

注

[1] 学校選択制は、文部科学省の定義では、「学校選択制」は、就学校の指定に当たり、就学すべき学校について、あらかじめ保護者の意見を聴取するものとしている。自由に学校を選択できる自由選択制からブロック選択制、特定地域選択制など様々な形態がある。また、必ず選択した学校に行ける訳ではなく、学校の収容能力等から抽選等によることが多い。文部科学省が 2005 年に実施した調査によれば、全国で学校選択制を導入した自治体は、小学校で 227 自治体、8.8%、中学校で 161 自治体、11.1%となっている。

[2] 東京都では品川区で 2000 年に小学校で学校選択制度を導入してから、順次導入が進み、2007 年現在小学校で 14 区 6 市、中学校で 19 区 8 市で導入されている。

[3] テストのデータは足立区教育委員会が 2005 年と 2007 年に区立学校の児童を対象に実施した「足立区学力向上に関する総合調査」の小学 5 年生の国語と算数の成績を対象にしている。

[4] UDS社資料。

[5] 内生性のテストと過剰識別性のテストの検定方法は、第 10 章と同様である。

[6] IV分析の場合、$\exp(0.0094\times100\times0.05)-1\fallingdotseq0.048$

終章　新しい住宅･不動産金融市場の将来像と政策の方向性

＜終章の要旨＞

住宅・不動産金融市場は、急速に発展し、投資家にとっては住宅・不動産の生み出す収益を小口化・流動化した新たな投資対象を生み出し、都市や住宅を整備し、取得する側にとっては、その過程で生ずるリスクを分散し、円滑な資金調達を可能とする役割が期待されている。

一方で、この市場は金融経済情勢の大きな影響を受ける可能性があり、住宅ローンの利用者や投資家は、利益とリスクとの間で難しい判断に迫られ、金融経済情勢の激変は、住宅ローンの負担を急増させたり、良質な都市の整備を困難にしたりする可能性がある。

このため、リスクを正確にローン利用者に説明する消費者教育、証券化を円滑に行うようにするための制度インフラの整備、金融情勢の激変を緩和するフラット 35 のようなセーフティネットの整備、外部ガバナンスを促すディスクロージャー、資産評価の適正化が求められる。

１．住宅・不動産金融市場に期待される点

本論文では実証分析を中心に、住宅・不動産金融市場の経済分析を行った。これまで述べたように、この市場は急速に成長しつつある。このことは、都市、住宅にとってどのような変化が考えられるであろうか。

第１に、住宅を取得し、都市を整備する側に、円滑な資金調達の道を開くことになる。住宅の取得や都市の開発整備には多くのリスクを伴い、そのための資金の確保は、情報の非対称性もあって困難が大きい。ただし、こうしたリスクが証券化を通じて小口化、流動化されれば、必要な資金を調達することが可能となる。例えば、公共性の強い事業の場合、良質な都市開発を行うほど、資金調達が容易になることから、良好な住宅都市環境整備へのインセンティブにつながることも期待できる。住宅の取得に関して言えば、MBSの発行によって長期・固定金利の資金の調達と長期・固定ローンの安定的な供給が可能となる。長期・固定ローンは住宅取得者に安定的な負担で確実に住宅を取得する道を開くものである。

第２に、投資家にとって、新たな資産の選択肢を提示することになる。従来、地価の上昇や土地の生み出す利得に対する投資対象が実物不動産以外になかったために、土地住宅に対する保有志向が過剰なまでに強かったとも言える。元来、不動産投資市場については、小口化されていないこととそれぞれ個別の事情があることが投資対象としての大きなネックとなっており、不動産証券化や住宅ローン債権を証券化した MBS はその課題を解決する手段として期待されている。REIT や MBS などの新たな投資対象が生まれることで、必ずしも実物不動産にこだわることなく、実物不動産に匹敵する利得を得ることが可能となり、しかも、その小口化や流動化は、住宅・不動産への過剰な保有志向がもたらす住宅土地市場の歪みを修正する余地が生まれるとも考えられる。

２．住宅・金融不動産市場の将来に向けた課題

こうしたメリットを生み出す一方で、住宅・不動産金融市場の将来については、以下のような課題も残る。

住宅・不動産金融市場は、一つは住宅ローン市場、もう一つは不動産証券

化市場であり、これまでの分析からは、金融情勢の影響を色濃く反映したものになっている。

住宅ローン市場に関しては、現在の日本の市場は、民間ローンの 80%近くが短期・変動ローンであることなどアメリカと比較しても短期・変動ローンが非常に高い水準にある。一方で、実証研究からは、ローン選択や期限前償還の選択に関し、長期金利と短期金利との金利差、金利水準やあるいは利用者の危険回避度が大きく影響することが示されている。このことは現在のところ短期・変動ローンを選択している者が将来的に金利が急上昇した場合には負担の急増に直面し、借り入れを行おうとする者はローン選択を変更し、また、ローン負担の上昇への懸念から住宅需要が抑制される可能性がある。このように、住宅ローン市場では、金融市場の変化によって家計への大きな負担増などの影響がもたらされる可能性があり、しかもその影響は、従来のような住宅金融公庫融資のような政策的な金利による融資制度がなくなった現在、直接的な影響となる可能性がある。

不動産証券化市場については、投資家の側からは、ポートフォリオの選択肢の一つとして認識され、危険回避度が低い（危険選好的な）投資家は、REIT や不動産証券化商品を預貯金や債券より選択することが実証分析から示された。また、REIT を発行する投資法人が収益を上げ、市場から評価されるための重要な要素としては、空室率が低いという資産運用管理の効率性のほかに、有利子負債割合が高いことが、借入金の利払い、償還を行うだけの売り上げを確保しなければならないという内部規律が働き、収益を上げる要素となることも分かった。これらのことは、不動産証券化市場も金融動向の大きな影響を受けることを意味する。すなわち、経済情勢が好調で、不動産が生み出す収益も高い段階では、REIT や不動産証券化商品の評価も上がり、投資家も投資しやすくなり、証券を発行する側も資金調達が容易になり、さらなる不動産投資や都市整備に向かうというプラスのスパイラルに向かいやすい。これに対して、一旦経済情勢が悪化した場合には、逆の流れが生まれ、資金の流れが一気に止まってしまうリスクが考えられる。この場合、REIT や不動産証券化商品が負のスパイラルを緩和する方向ではなく加速することが懸念される。

負のスパイラルを拡大させないためにも、資産評価に対してより冷静な評価の観点が必要であり、そのためにも、資産の形状や立地に止まらない、居住や業務遂行上の性能に着目した観点が必要である。本論文ではその一例として、犯罪や教育と住宅地の地価の評価との関係を分析したが、本来は、その他にも、医療福祉や景観などあらゆる性能に対する評価が必要である。性能も含めた資産の客観的な評価は、投資市場における投機的な評価や市場行動を抑制する方策となる。

以上のような課題に対応した住宅・不動産金融市場の政策的な方向性を策について、次節以降分析を行う。

図終－1　住宅･不動産金融市場の将来像に関する課題とその対応

＜分析の結果＞		＜問題の所在＞		＜解決への提言＞
○住宅ローン市場				
･フラット 35 の進展 ･短期･変動ローンの高い割合	⇨	･金融情勢変化が大きな負担増となるリスク	⇨	･消費者教育 ･フラット 35 の制度の充実 ･証券化を円滑に行う制度インフラ
○不動産証券化市場				
･危険選好的投資家が選好 ･外部コントロールが経営効率化に必要	⇨	･リスクの高さが投資層確保への課題 ･ガバナンスを高めるための仕組みが必要	⇨	･良好な都市開発整備に対する信用補完 ･不動産評価の厳格化とディスクロージャーを通じた外部ガバナンス
○住宅･不動産の評価				
･犯罪やセグリゲーションなど性能面の評価が必要	⇨	･現状の評価では十分反映されず	⇨	･性能面も含めた住宅･不動産評価の適正化

３．住宅・不動産金融市場に対する政策的含意

(1) 住宅ローン市場がもたらすリスクに対する対応

住宅ローン市場における金利変動のリスクや信用リスクが顕在化した場合、利用者にとっては負担の急増、返済困難、最悪の場合には住宅を失う危険を生ずる。それだけに、住宅ローンの選択は各利用者にとって重要であるが、それぞれの利用者は住宅ローンのリスクや金融に関する知識は乏しいことが多く、そのために選択を誤る可能性もある。アメリカのサブプライムローンの危機も、こうした住宅ローンに関する情報と知識の不足に負うところが多い。こうした情報の不足を埋めるため、住宅ローンに関する消費者教育が必要である。

次に必要なのは、金利上昇時にも、利用者の選択肢に自由度を与え、負担の急増を招かないセーフティネットを確保することであり、その意味でフラット 35 の役割は重要であり、政府は責任をもってこの制度を堅持し、充実を図るべきである。現在の日本の住宅ローン市場の場合、既述のように、フラット 35 に代表される長期・固定ローンと民間金融機関が主として供給する短期・変動ローンがある。利用者としては、比較的金利水準が高いか、上昇時には長期・固定ローンを選択し、金利が低下したときには、当初の金利負担の軽い短期・変動ローンに借り換えることが多い。しかし、逆の選択肢を取ることはできない。即ち、フラット 35 は借り換えの商品を供給していないため、金利が上昇した場合に、短期・変動ローンから長期・固定ローンに借り換える方法は限定されている。民間金融機関が供給するフラット３５以外の長期・固定ローンに借り換えるという手段もあるが、これらの供給量は金利リスクもあり限定されている上、給与生活者などにのみ低金利で供給されることもあり、十分需要に対応できるとは言えず、この場合の対応が課題となる。

さらに、証券化支援制度による長期・固定ローンの供給自体にも問題が残されている。フラット 35 の資金調達は住宅金融支援が発行する MBS の発行によることになるが、金利水準の上昇につれて、発行条件が厳しくなる可能性が強く、結果的に調達金利が高騰する可能性も大きい。その場合にも、効率的な証券発行のための仕組みが求められる。しかし、現在の日本の MBS 市場に関しては、アメリカほどの市場の規模にはなっておらず、流通市場も十分成長しているとは言えない。また、MBS の市場を成長させるための制度

の枠組み、制度インフラも十分とは言えない。例えば、アメリカでは、自己信託制度を活用した住宅ローンの信託受益権がそのまま有価証券として取引されており、さらに、市場で取引されやすいように CMO(Colateralized Mortgage Obligation)と呼ばれる２次商品を組成して市場に流通している。日本の場合、自己信託制度はようやく認められたが、CMO の組成は、資産の流動化に関する法律による SPC の組成に時間がかかりすぎることなどから円滑に行われておらず、複雑な仕組みを有する MBS は保有されたままで流通することが乏しいといわれている。

こうした証券化支援制度の課題に対応するためには、MBS に係る CMO の発行を簡単に行えるようにするための制度インフラを整備する必要があると考えられる。

(2) 不動産証券化市場と資産評価に係る課題に対する対応

REIT を含めた不動産証券化商品への投資は危険選好的な投資家がより多くの投資を行うことが明らかになったが、このことは、デット型の証券化商品も含めた推計結果であり、危険回避的な投資家も含めた幅広い投資を得ることになお課題を残している。特に、都市の中でも木造密集市街地の解消によって防災性の向上に寄与する公共性の強い都市開発・整備で不動産証券化の手法を活用しようとする場合、そのリスクの高さから資金調達が円滑に行われない場合には、メザニンと呼ばれるミドルリターン・ミドルリスクの証券を公的主体が保有することで一定の信用補完措置を講ずることがプロジェクトのリスクの程度に見通しを与え、公共性の高い事業の促進策として有効と考えられる。

また、REIT の収益性は、有利子負債に見られるように外部コントロール効果による働きが大きいとの結果が得られたが、このことは不動産証券化一般にも適用できる事象と考えられる。投資家にとっては、事業内容や不動産の実際の収益性については証券発行体の運用を行う会社と比べて情報量に差があり、情報の非対称性が放置された場合、収益性に見合った十分な投資が行われない可能性がある。この課題に対処するためには、取得する不動産の情報などのディスクロージャーと資産評価の適正化により一層重点を置く必

要がある。ディスクロージャーについては、投資家保護の観点からこれまでも強く主張され、現に保有資産の評価結果や客観的な属性情報、評価方法などは示されてきたが、投資家保護はもとより、外部コントロールによる経営の効率化の効果にも着目することが必要であり、単に資産評価の客観的指標や手法を示すだけでなく、資産の今後の収益性について構造的な変化も含めて投資家に説明を尽くす必要があり、そうした対応こそがより大きな収益につながる可能性があると考えられる。

資産評価の適正化に関しては、従来のような建物の形態、立地、周辺環境ばかりでなく、犯罪や災害に対する安全性や教育など居住する上での性能面にも着目した評価が重要になるであろう。また、今後、地域の用途属性や駅からの距離帯などによる特性空間ごとに居住する者の属性やその地域の価格などが共通の特徴を有することになり、一種のサブマーケットとして機能することが予想されることから、そうした構造の変化にも目を向ける必要がある。

参考文献

（序章）

八田達夫（1997）「住宅市場と公共政策」『住宅の経済学』日本経済新聞社

岩田規久男（1977）「土地と住宅の経済学」日本経済新聞社

金本良嗣（1997）「都市経済学」東洋経済新報社

刈屋武昭(2003)「不動産金融工学とは何か」東洋経済新報社

川口有一郎(2001)「不動産金融工学」清文社

国土交通省（2007）「不動産の証券化に関する実態調査」

森泉陽子(2003)「住宅ローン分析の現状」『ジャレフジャーナル 2003　不動産金融工学と不動産市場の活性化』27-64

山崎福寿(1999)「土地と住宅市場の経済分析」東京大学出版会

（第１章）

Fannie Mae(2007) "A Statistical Summary of Housing and Mortgage Activities"

井村進哉（2002）「現代アメリカの住宅金融システム」東京大学出版会

海外住宅金融研究会編（2000）「欧米の住宅政策と住宅金融」住宅金融普及協会

建設省建設政策研究センター(1993)「高齢者住宅整備による介護費用軽減効果」PRCNOTE 第４号

国土交通省（2007）「平成 18 年度住宅市場動向調査」

国土交通省（2007）「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」

国土交通省国土交通政策研究所（2003）「我が国における近年の住宅市場の実態と住宅ローン貸出市場におけるモーゲージ・カンパニーのビジネスモデルに関する研究論文」

住宅金融公庫（2006）「住宅ローンに関する顧客アンケート調査」

住宅金融制度研究会編、国土交通省監修（2003）「住宅ローンの証券化　住宅金融公庫　証券化支援事業の解説」住宅金融普及協会

日本銀行（2007）「証券化市場の動向調査」

Stiglitz J. E. (2000) "Economics of the Public Sector"

（第２章）

Calem, S. C., K. Gillen and S. Wachter (2004) "The Neighborhood Distribution of Subprime Mortgage Lending", Journal of Real Estate Economics, 29, 394-410

Capozza, D. R. and T. A. Thompson (2006) "Subprime Transitions: Lingering or Maligering in Default?", Journal of Real Estate Financial Economics,33, 241-258

Courchane, M. J. , B. J. Surette and M. J. Zorn (2004) "Subprime Borrower: Mortgage Transitions and Outcomes", Journal of Real Estate Economics, 29, 365-392

Elliehausen, G. and M. E. Staten (2004) "Regulation of Subprime Mortgage Products: An Analysis of North Carolina's Predatory Lending Law" Journal of Real Estate Economics, 29, 411-433

HUD（2002）"Subprime Markets, the Role of GSEs, and Risk-Based Pricing"

Inside Mortgage Finance Publication(2007) "Mortgage Originations by Product: 2001-2006"

Mortgage Bankers Association(2007) "Mortgage Origination Survey 2006"

Mortgage Bankers Association(2007) "National Delinquency Survey"

Mortgage Bankers Association(2007) “Subprime Mortgage Origination Survey 2006”
OFHEO(2007) “Mortgage Markets and The Enterprises In 2006”
才田友美(2003)「競売不動産からみた首都圏地価の動向」Working Paper Series, 日本銀行調査統計局

（第３章）

Alm, J. R. and J. R. Follain(1987) “Consumer Demand for Adjustable Rate Mortgage, ” Housing Finance Review, 6, 1-16
Amemiya, T(1985) “Advanced Econometrics” p285-286
Breslaw, J., I. Irvine and A. Rahman(1996), “Instrument Choice: The Demand for Mortgage in Canada,” Journal of Urban Economics, 39, p282-302
Brueckner, J. K. (1986) “The Pricing of Interest Rate Caps and Consumer Choice in the Market for Adjustable-Rate Mortgages,” Housing Finance Review, 5, 119-136
Brueckner, J. and J. R. Follain(1988) “The Rise and Fall of the ARM: An Econometric Analysis of Mortgage Choice” Review of Economics and Statistics, 10, p93-102
Dhillion, U. S, Shilling, J. D and Sirmans, C. F(1987) “Choosing Between Fixed and Adjustable Rate Mortgage” Journal of Money, Credit and Banking,19 p260-267
Greene, W. H.(2003) “Econometric Analysis” 5th ed. Ch22 p780-790
Hendershott, P. H. and W. C. LaFayette and D.R. Haurin(1995) “Debt Usage and Mortgage Choice: The FHA-Conventional Decision,” Journal of Urban Economics, 41, p202-217
James J. Heckman(1979) “Sample Selectipn Bias as a Specification Error” Econometrica 47-1,p153-162
Jones, S. T., N. G. Miller and Riggiough(1995) “Residential Mortgage Choice: Does the Supply Side Matter?” Journal of Housing Economics, 4, p71-90
住宅金融制度研究会編、国土交通省監修(2003)『住宅ローンの証券化　住宅金融公庫　証券化支援事業の解説』住宅金融普及協会
国土交通省（2004、2005）「平成 15 年度・平成 16 年度住宅市場動向調査」
国土交通省（2007）「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」
沓澤隆司、水谷徳子(2006)「住宅金融公庫改革後の住宅ローン市場の動向と利用者の選択」『都市住宅学』vol.53, p98-107
LaFayette, W. C., D.R. Haurin and P. H. Hendershott(1995) “Endogenous Mortgage Choice, Borrowing Constraint and Tenure Decision,” NBER Working Paper, No.5074
森泉陽子(2003)「住宅ローン分析の現状」刈屋武昭、藤田昌久編『不動産金融工学と不動産市場の活性化』p27-66
Philip and Vanderhoff (1991) “Adjustable-Virsus Fixed-Rate Mortgage Choice: The Role of Initial Rate Discounts”, Journal of Real Estate Research, 6, p39-51
Sa-Aadu, J. and J. Shilling(1995) “Differentiated Contract, Heterogeneous Borrowers, and the Mortgage Choice Decision” Journal of Money, Credit and Banking, 27, 498-510

（第４章）

Alm, J. R. and J. R. Follain(1987) “Consumer Demand for Adjustable Rate Mortgage, ” Housing Finance Review, 6, 1-16
Amemiya, T(1985) “Advanced Econometrics” p285-286

Brueckner, J. K. (1986) "The Pricing of Interest Rate Caps and Consumer Choice in the Market for Adjustable-Rate Mortgages," Housing Finance Review, 5, 119-136

Brueckner, J. and J. R. Follain(1988) "The Rise and Fall of the ARM: An Econometric Analysis of Mortgage Choice" Review of Economics and Statistics, 10, p93-102

Brueckner, J. and J. R. Follain(1989) "ARMs and the Demand for Housing," Regional Science and Urban Economics, 19, p163-187

Fannie Mae(2007) "A Statistical Summary of Housing and Mortgage Activities"

池田新介・大竹文雄・筒井義郎(2005)「時間割引率：経済実験とアンケートによる分析」ISER Discussion Paper No.638

Kimball, Miles S., Claudia R. Sahm. and Matthew D. Shapiro. (2005). "Using survey-based risk tolerance", unpublished, Michigan University

沓澤隆司・水谷徳子(2006)「住宅金融公庫改革後の住宅ローン市場の動向と利用者の選択」『都市住宅学』vol.53, p98-107

沓澤隆司（2007）「住宅ローン選択と住宅需要の推定：危険回避度と金利の影響」『日本不動産学会誌』vol80, 94-103

国土交通省（2007）「平成 18 年度住宅市場動向調査」

国土交通省（2007）「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」

森泉陽子(2003)「住宅ローン分析の現状」刈屋武昭、藤田昌久編『不動産金融工学と不動産市場の活性化』p27-66

Newey, W. K.(1987) "Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables" , Journal of Econometrics 36 p231-250

大竹文雄・筒井義郎(2004)「危険回避度の計測：阪大 2004.3 実験」mimemo

Wooldridge, J. M.(2002) "Econometric Analysis of Cross section and Panel Data" Chap.15, 16, The MIT Press, Cambridge

（第５章）

Calhoun, C. A., Deng, Y. (2002) "A Dynamic Analysis of Fixed- and Adjustable-Rate Mortgage Terminations" Journal of Real Estate Finance and Economics 24,9-33

Cox, D. R. and Oaks (1984) "Analysis of Survival Data"

Cunningham, D. F., Capone, C. A.(1990) "The Relative Termination Experience of Adjustable to Fixed-Rate Mortgage" The Journal of Finance 45,1687-1703

Green, J. and Shoven, B. (1986) "The effects of Interest Rates on Mortgage Prepayment" Journal of Money, Credit and Banking

Haskim, S. R.(1997) "Autonomous and Financial Mortgage Prepayment" Journal of Real Estate Research 13,1-16

Hausman, J. and McFadden, D.(1984) "Specification Tests for the Multinominal Logit Model" Econometrica 52,1219-1240

池田新介・大竹文雄・筒井義郎(2005)「時間割引率：経済実験とアンケートによる分析」ISER Discussion Paper No.638

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」ジャレフジャーナル 2006『不動産金融工学の展開』221-246

Kaplain, E. L. & P. Meier(1958) "Nonparametric estimation from incomplete observations" Journal of the American Statistical Association 53, 457-481

Kimball, Miles S., Claudia R. Sahm. and Matthew D. Shapiro. (2005). "Using survey-based risk tolerance", unpublished, Michigan University.

岸本直樹・金ヨン晋・松本眞理(2006)「「住宅金融公庫償還履歴データ」を使った全額繰上償還とデフォルトの分析」『住

宅・金融フォーラム第２号』
沓澤隆司（2007）「住宅ローンの期限前償還、借り換え行動、延滞の分析」『都市住宅学』vol.58,66-75
国土交通省（2007）「平成 18 年度民間住宅ローンの実態に関する調査」
森泉陽子(2003)「住宅ローン分析の現状」『ジャレフジャーナル 2003　不動産金融工学と不動産市場の活性化』27-64
大竹文雄・筒井義郎(2004)「危険回避度の計測：阪大 2004.3 実験」mimemo
Quigley, J. M.(1987) "Interest Rate Valuations, Mortgage Prepayments and Household Mobility" The Review of Economics and Statistics 69,636-643
才田友美(2003)「競売不動産からみた首都圏地価の動向」Working Paper Series, 日本銀行調査統計局
Small, K. A. and Hsiao, C. (1985) "Multinominal Logit Specofication Tests" International Economic Review, 26-3, 619-627
Swartz, E. S. and Torous W. S.(1989) "Prepayment and the Valuation of Mortgage- Backed Securities" Journal of Finance 44(2), 375-292
杉村徹(2003)「住宅ローンのプリペイメント・モデルと実証分析：返済タイプ別モデル」ジャフィージャーナル 2003『金融工学と資本市場の計量分析』115-148
山下智志・川口昇(2003)「大規模データベースを用いた信用リスク計測の問題点と対策（変数選択とデータ量の関係）」金融庁金融研究研修センターディスカッションペーパー

（第６章）
川口有一郎(2001)「不動産金融工学」(清文社)
国土交通省(2006)「不動産の証券化に実態調査」
Markovitz(1952) "Portfolio Selection" Journal of Finance 7, 77-91
Mullaney　J. A.(1998)　"REITs：building profits with real estate investment trusts"
不動産証券化協会(2007)「不動産証券化ハンドブック」

（第７章）
Amemiya, T., M. Saito, and K. Shimono(1993) "A Study of Household Investment Pattern in Japan: An Application of Generalized Tobit Model", The Economic Studies of Quarterly 44-1, 13-28
Ciochetti, B. A., Craft T. M. and Shilling J. D. (2002) "Institutional Investor's Preference for REIT Stocks" Journal of Real Estate Economics 30-4,567-593
池田新介・大竹文雄・筒井義郎(2005)「時間割引率：経済実験とｱﾝｹｰﾄによる分析」ISER Discussion Paper No.638
Kimball, Miles S., Claudia R. Sahm. and Matthew D. Shapiro.(2005) "Using survey-based risk tolerance", unpublished, Michigan University.
沓澤隆司(2007)「不動産証券化市場における個人の危険回避度と投資行動」『住宅土地経済』No67（掲載予定）
沓澤隆司(2007)「REIT 市場の収益性と投資家の行動に関する分析」『都市住宅学』vol.59,39-44
牧厚志・古川彰・渡辺信一・河信行・伊藤潔(1991)「家計における金融資産選択行動－Tobit Model による金融資産選択モデル」郵政研究レビュー, No1, 55-118
松浦克己・白石小百合(2004)「資産選択と日本経済」第７章、東洋経済新報社
縄田和満(1992)「ﾄｰﾋﾞｯﾄ･ﾓﾃﾞﾙの金融資産分析への応用について」フィナンシャル・レビュー23, 29-47
大竹文雄・筒井義郎(2004)「危険回避度の計測：阪大 2004.3 実験」mimemo
橘木俊昭・谷川寧彦(1990)「家計の資産選択－資産保有パターンの計量分析」ﾌｧｲﾅﾝｽ研究　no12, 1-20

Wooldridge, J. M.(2002) ”Econometric Analysis of Cross section and Panel Data” Chap.15, 16, The MIT Press, Cambridge

（第８章）

Ambrose, B. R., M. J. Highfield and P. D. Linneman (2005) “Real Estate and Economies of Scale: The Case of REITs” Journal of Real Estate Economics 33-2, 323-350

Ciochetti, B. A., Craft T. M. and Shilling J. D. (2002) “Institutional Investor’s Preference for REIT Stocks” Journal of Real Estate Economics 30-4,567-593

沓澤隆司(2007)「REIT 市場の収益性と投資家の行動に関する分析」『都市住宅学』vol.59,39-44

McCnonell, J. J. and H.Servaes (1990) “Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value” Journal of Financial Economics 27 p595-612

小佐野広(2001)「コーポレート・ガバナンスの経済学」第４章、日本経済新聞社

Osano, H (2007) “Monitoring, Liquidation, and Security Design under Securitization” Behavioral Economic Workshop and Contract Theory Workshop

柳川範之(2006)「法と企業行動の経済分析」第８章、日本経済新聞社

（第９章）

Dubin, R. A. and A. C. Goodman(1982) “Valuation of Education and Crime Neighborhood Characteristics Through Hedonic Housing Prices” Population and Environment 5(3) 166-

Goodman, A. C. and Ｔ. G. Thibodeau (2003) “Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy” Journal of Housing Economics, 12, 181-201

国土交通省(2002)「不動産鑑定評価基準」

国土交通省(2003)「住宅需要実態調査」

山鹿久木・中川雅之・斉藤誠(2002a)「地震危険度と地価形成：東京都の事例」『応用地域学研究』no7,pp.51-62

山鹿久木・中川雅之・斉藤誠(2002b)「地震危険度と家賃：耐震対策のための政策インプリケーション」『日本経済研究』no46,pp1-21

Thaler, R. (1978) “A note on the value of crime control: Evidence from the property Market,” Journal of Urban Economics 5, 137-145.

The Appraisal Foundation(1995) ”The appraisal of real estate”

The Appraisal Foundation(2006) “The Uniform Standards of Professional Appraisal Practise”

（第 10 章）

川上恵二郎(1982)「空間と都市犯罪」、伊藤滋編『都市と犯罪』第 5 章

警察庁(2005)『平成 17 年警察白書』

小出治(2005)「都市の防犯性能を高める」『ベース設計資料 vol.125』

国土交通省(2005)『平成 17 年度地価公示』

財団法人都市防犯センター (2001)『2001CPTED ワークショップ－犯罪地理情報システムを活用した防犯対策』、JUSRI レポート no.15

田中麻理・浅見泰司(2005)「不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築」『季刊　住宅土地経済』2005 年春季号

東京都都市計画局(2002)『東京の土地利用（平成１３年東京都区部）』
内閣府（2006）『社会意識に関する世論調査』
樋村恭一編(2003)『都市の防犯　工学・心理学からのアプローチ』、小出治監修
平岡透（2005)「犯罪発生に関する経済的評価の試み―ヘドニック・アプローチによる分析の可能性―」『同志社政策学研究』6(1)
Bowes, D. R and Ihlanfeldt (2001)"Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values," Journal of Urban Economics 50, 1-25.
Gibbons, S. (2004)　"The costs of urban property crime" The Economic Journal 114, F441-F463.
Goodman, A. C. and Ｔ. G. Thibodeau (2003) "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy" Journal of Housing Economics, 12, 181-201
Hellman, D A. and Naroff, J. L. (1979) "The impact of crime on urban residential property values," Urban Studies 16, 105-112.
沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪発生の地域的要因と地価の影響に関する分析」『日本経済研究』56,70-91
Linden,L. and Rockoff, J. Ｅ. (2006) "There Goes the Neighborhood? Estimates of the Impact of Crime Risk on Property Values From Megan's Laws," Working Paper, Columbia Business School.
Lynch, A. K. and Rasmussen, D. W. (2001) "Measuring the impact of crime on house prices," Applied Economics 33,1981-1989
Muth, R. F.(1969) Cities and Housing, Chap.2 & 3, 17-69
Poyner, B. (1983) Design against Crime: Beyond Defensible Space, Butterworth-Heinemann.
Thaler, R. (1978)　"A note on the value of crime control: Evidence from the property Market," Journal of Urban Economics 5, 137-145.
Wooldridge, J. M.(2005) Introductory Econometrics: A Modern Approach, South-Western Pub.

（第 11 章）

沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪発生の地域的要因と地価の影響に関する分析」『日本経済研究』56,70-91
沓澤隆司・山鹿久木・水谷徳子・大竹文雄(2007)「犯罪と地価・家賃」『住宅土地経済』66,12-21
小出治(2005)「都市の防犯性能を高める」『ベース設計資料 vol.125』
田中麻理/・浅見泰司(2005)「不動産物件の特性に基づいた住宅市場細分化モデルの構築」『季刊　住宅土地経済』56,12-19
東京都都市計画局(2002)『東京の土地利用（平成１３年東京都区部）』『第５回地域危険度測定調査結果』
樋村恭一(2003)『都市の防犯工学・心理学からのアプローチ』、小出治監修
Baltagi, B.H. and Y. Chang(2000) "Simultaneous equations with incomplete panels" Econometric Theory 16, 269-279
Bowes, D. R and Ihlanfeldt (2001)"Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values," Journal of Urban Economics 50, 1-25.
Gibbons, S. (2004)　"The costs of urban property crime" The Economic Journal 114, F441-F463.
Goodman, A. C. and Ｔ. G. Thibodeau (2003) "Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy" Journal of Housing Economics, 12, 181-201
Hellman, D A. and Naroff, J. L. (1979) "The impact of crime on urban residential property values," Urban Studies 16, 105-112.

Linden,L. and Rockoff, J. E. (2006) "There Goes the Neighborhood? Estimates of the Impact of Crime Risk on Property Values From Megan's Laws," Working Paper, Columbia Business School.

Lynch, A. K. and Rasmussen, D. W. (2001) "Measuring the impact of crime on house prices," Applied Economics 33,1981-1989

Poyner, B. (1983) Design against Crime: Beyond Defensible Space, Butterworth-Heinemann.

Thaler, R. (1978) "A note on the value of crime control: Evidence from the property Market," Journal of Urban Economics 5, 137-145.

Murray, M. P.(2006) "Avoiding invalid instruments and coping with weak instruments", Journal of Economic Perspective 20-4

リクルート(2005,2007) ISIZE 住宅情報ホームページ(http://www.isize.com)

Stock, J. H., Wright, J. H. and Yogo, M.(2005) "Testing for weak instruments in IV Regression" in Identification and Inference for Economic Models : A Festchshafts in Honor of Thomas Rothenberg Donald W. K., Andrews and James H. Stock, eds. Cambridge University Press pp.80-108

Wooldridge, J. M.(2005) Introductory Econometrics: A Modern Approach, South-Western Pub.

（第 12 章）

Black, S. E. (1999) "Do better school matter? Parental valuation of elementary education" The Quarterly Journal of Economics 577-599

Dubin, R. A. and A. C. Goodman(1982) "Valuation of Education and Crime Neighborhood Characteristics Through Hedonic Housing Prices" Population and Environment 5(3) 166-

Downes T. A. and J. E. Zabel (2002) "The impact of school characteristics on house price: Chicago 1987-1991" Journal of Urban Economics

Figlio, D. N. and Maurice, E. L.(2002) "What's in a Grade? School Report cards and House Price" American Economic Review 94-3

Hayes, K. J. and L L. Taylor(1996) "Neighborhood School characteristics: What signals quality to homebuyers?" Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review 3 2-9

Nechyba, T(2003) "School finance, spatial income segregation, and the nature of communities" Journal of Urban Economics 54 pp61-88

ＯＥＣＤ(2003) "Programme for International Student Assessment"

Yoshida, A, Kogure, K and Ushijima, K "School Choise and Student Sorting: Evidence from Adachi City in Japan" ISER Discussion Paper