

中古住宅流通における住宅金融公庫の影響

The Effect of the Housing Loan Corporation on the Market of existing houses

原野啓\*, 瀬下博之\*\*

\*公益財団法人日本住宅総合センター主任研究員  
東京大学空間情報科学研究センター客員研究員

E-mail: harano@hrf.or.jp

\*\*専修大学商学部教授

E-mail: seshimo@senshu-u.jp

—概要—

日本の中古住宅流通市場が低迷している原因として、従来は情報の非対称性だけが指摘されていた。しかし、戦後の住宅政策は新築住宅の建設・取引を重視してきたため、その方針が住宅流通を歪めてきた可能性がある。本研究では、戦後の住宅金融で中心的な役割を担ってきた住宅金融公庫（現住宅金融支援機構）による融資が、中古住宅流通にどのような影響を及ぼしてきたのか、統計データと融資制度の整理を行うとともに、理論的・実証的な分析を行った。分析の結果、住宅金融公庫の融資基準は、新築住宅よりも中古住宅のほうが厳しく、これが中古住宅の選択確率を低下させていたことが明らかになった。不況期には景気対策として新築住宅の取引が望まれるが、融資基準に差をつけることは、住宅流通市場を歪めることを示唆している。

## 1. はじめに

日本の中古住宅流通市場は欧米と比べて低迷しているといわれている。従来、中古住宅市場のこうした現状の説明には、情報の非対称性による市場の失敗が原因として挙げられてきた。実際、情報の非対称性に注目して、中古住宅市場を実証的に分析した先行研究でも日本の中古住宅市場に情報の非対称性の問題があることが示されている。(原野ほか(2012)、原野・瀬下(2014)等参照)。そのため、住宅政策においても、情報の非対称性を緩和・解消することを目的として、さまざまな対策が実施されてきた。

しかし、情報の非対称性の問題は日本だけではなく、欧米の中古住宅にも存在するため、この点だけに原因を限定して議論することは適切ではないかもしれない。むしろ、戦後の住宅政策が新築住宅の取引を優遇してきた経緯を考えると、そのような住宅政策が、住宅流通市場にもたらした歪みについても検証しておく必要があるだろう。

本研究では、そのような政策対応の中で、住宅金融、特に戦後の住宅金融において中心的な役割を担ってきた住宅金融公庫と中古住宅流通との関係について分析する<sup>†</sup>。

住宅金融公庫融資に関する研究としては、バブル崩壊後の住宅金融公庫融資が民間住宅融資を圧迫している可能性について検証している論文として Moriizumi (1996) や吉野(1996)がある。その後、日本の財政事情が厳しくなるにつれて財政投融资の在り方が課題となり、財投融资によって運営されていた住宅金融公庫について研究したものと岩本(2001)、吉野・中田(2002)が挙げられる。これらの論文は、公庫融資が新築住宅融資に傾斜してきた点について議論しているわけではないので、住宅金融公庫と中古住宅流通の関係について検証する論文は本研究が初だと思われる。

### (1). 中古住宅流通量と住宅金融

始めに新築および中古住宅の取引において住宅金融公庫が担ってきた役割を統計データから確認する。なお、以下では住宅金融公庫によって中古住宅向け融資が開始された1976年以降を分析対象としている。

まず、取引全体における新築住宅と中古住宅の割合を、不動産登記の件数を利用して確認する<sup>‡</sup>。新築住宅には「保存登記」の個数を用い、中古住宅には「移転登記」の個数を利

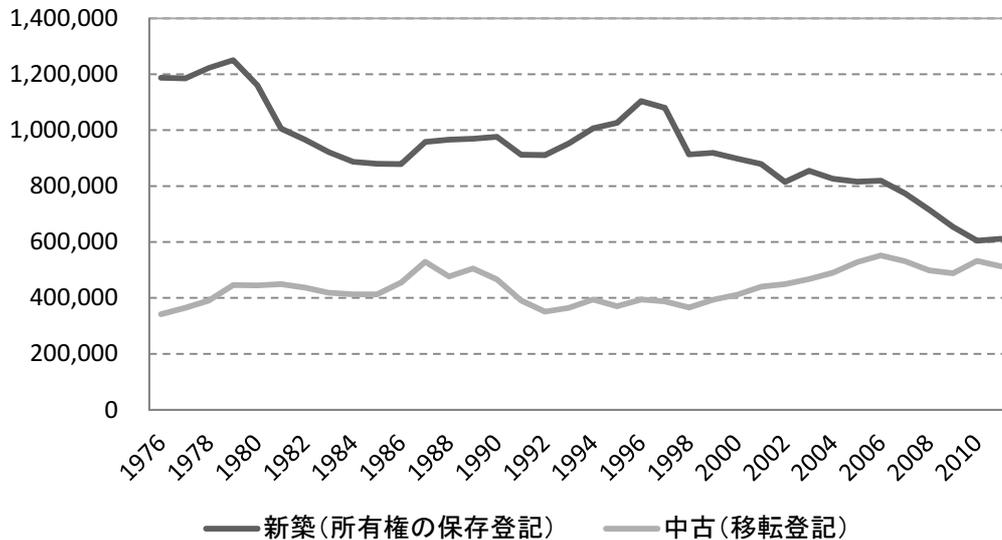
---

<sup>†</sup> 中古住宅流通における住宅金融の影響を検証する場合、住宅金融公庫だけではなく民間金融が及ぼした影響についても検証することが重要だと考えられる。しかし、民間金融機関がどのような中古住宅融資を行っていたかを示す資料はほとんどないため、本研究では民間金融機関の影響については検証を行っていない。民間金融が及ぼした影響について分析することは、今後の重要な課題である。

<sup>‡</sup> 新築住宅の取引件数を把握するだけであれば、着工統計の数値を代理させる方法もあるが、中古住宅の取引件数を把握する際に対応する統計データがない。なお、『住宅土地統計調査』のデータを利用して、取引件数を把握する方法が考えられるが、このデータで把握できる中古住宅の取引件数は、年間の取引件数全体ではなく、「持家として取得した中古住宅」の取引件数であり年間取引とは異なるため、ここでは利用していない。

<sup>§</sup> 不動産登記の個数には、賃貸住宅と給与住宅の棟数、および工場などの登記も含まれているため、実際の住宅流通件数よりも過大な数値となっている。よって、登記のデータは、必ずしも年間住宅取引件数ではない。しかし、そういった建物が全体に含まれる割合は小さく、そのバイアスは新築・中古の両方の住宅取引件数に影響しているため、年間取引件数のトレンドを把握することは可能だと考えられる。

図 1. 新築住宅と中古住宅の年間取引量の比較



出所)『民事・訟務・人権統計年報』

用して、年間取引件数全体を表したものが図 1 である\*\*。1976 年時点では両者の取引件数はおおよそ 3 倍程度の開きがあり、新築住宅の取引量が多かったことが確認できる。しかし、この差は時間の経過とともに縮小しており、直近では両者ともにおおよそ 60 万件程度で推移していることが確認できる†。

次に、新築住宅および中古住宅を持家として購入した取引件数の推移を確認する。これは、住宅金融公庫が持家を購入する個人を主な融資対象としてきたためである。したがって、新築住宅および中古住宅を持家として購入した場合に、住宅金融公庫の住宅ローン融資がどの程度利用されたのかを検討する必要がある。

持家として購入した新築住宅および中古住宅の取引件数を確認するために、『住宅土地統計調査』を用いる。「持家として取引された新築住宅件数」として、当該調査の各年度において「持家」として「新築の住宅を購入」、「新築（建替えを除く）」、および「建て替え」として掲載された住宅数を全て足し合わせたものを利用する‡。また、「持家として取引された中古住宅件数」としては、同調査において「持家として取得した中古住宅」として掲

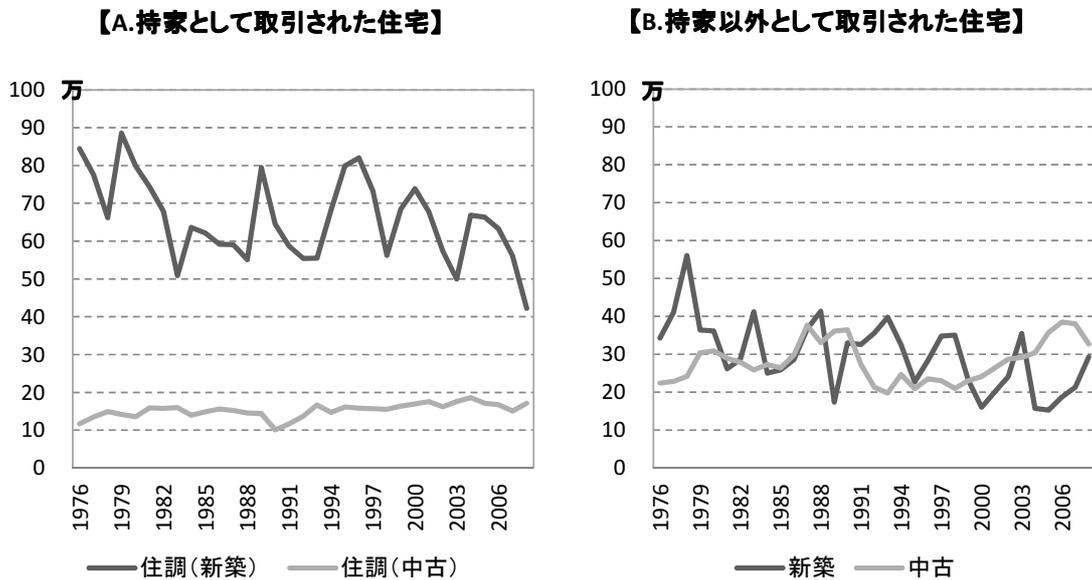
\*\* 正確には、法務省発行の『民事・訟務・人権統計年報』に掲載されている、「建物」の「売買による所有権の移転登記」を既存住宅取引件数として利用している。

† この図は、新築住宅と中古住宅の取引件数が拮抗していることを示しており、国土交通白書などで示されている中古住宅流通シェアとは全く異なる数値となっている。しかし、国土交通白書などで指摘されている流通シェアの数値には問題があり、実際の流通シェアは異なるものだと考えられる。この点は原野(2014)で議論・整理されている。

‡ なお、『住宅土地統計調査』は 5 年に 1 度実施される調査のため、調査年の過去 4 年分については 1 年毎の取引件数が掲載されている。しかし、調査が実施された年の取引件数は、1 月～9 月までの取引件数となっている。そのため、調査年の数値については掲載数値を 4/3 倍したものを利用する。

載

図 2. 所有形態別の住宅取引件数



出典：『住宅・土地統計調査』、『民事・訟務・人権統計年報』

されている住宅数を利用する。

これらのデータを用いて、「持家として取引された」新築住宅と中古住宅の取引件数を表したものが図 2.A.である。図から、新築住宅の数値は年によってばらつきがあるものの、60 万件から 80 万件で推移している。他方、中古住宅の取引件数は 10 万件から 20 万件である。両者の差は、図 1 と同様、時間の経過とともに縮まっている様子が見えるものの、その差は大きく、直近でも数十万件程度の差が生じていることが確認できる。

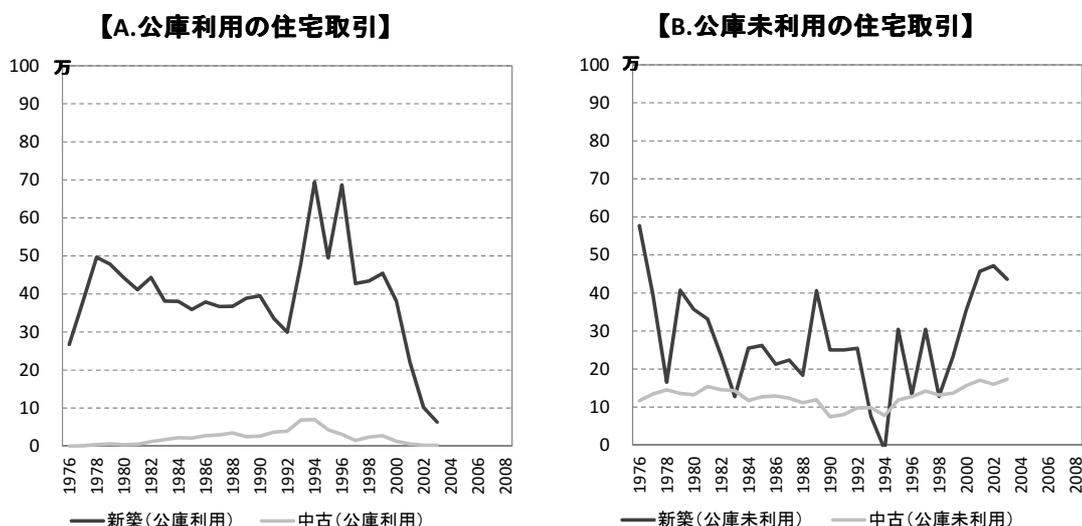
次に、図 1 の年間取引件数から、図 2.A.の持家として取引された住宅の件数を引いたもの、つまり持家以外として取引された年間の住宅件数を図 2.B.に示す。図 2.B.は、図 1・図 2.A.と異なり、新築住宅と中古住宅の取引件数に大きな違いは見られず、この傾向は 1980 年前後から一貫している。これらの住宅は、二次的住宅（別荘など）や借家（民営借家・給与住宅など）として取引された住宅であり、住宅金融公庫の融資を利用することは出来ない住宅となっている。これらの図から、住宅金融公庫融資を利用しなかった場合には、新築住宅と中古住宅の取引件数に大きな差は生じなかった可能性が考えられる。

そこで、図 2.A.に示された持家として取引された住宅件数を、さらに住宅金融公庫融資を利用して取引した住宅件数と、住宅金融公庫融資を利用せずに取引した住宅件数に分けてみる。住宅金融公庫融資を利用して取引した住宅件数は、住宅金融公庫が発行している『住宅金融公庫五十年史』に掲載されている「貸付契約実績」の個人住宅の契約戸数を用いている。

図 3.A.は公庫融資を利用した住宅取引件数を示しており、図 3.B.は公庫融資を利用しな

かった住宅取引件数を示している。ここで、公庫融資を利用しなかった住宅取引件数は、「持

図 3. 公庫利用の有無と住宅取引件数



出典：『住宅・土地統計調査』、『住宅金融公庫年報』

家として取引された住宅件数(図 2.A.)」から「公庫融資を利用した住宅取引件数(図 3.A.)」を差分したものであり、住宅ローンを借りていないか、民間の住宅金融のみを利用して取引されたりした住宅となる。なお、住宅金融公庫は 2004 年に住宅金融支援機構へと組織替えを行っている点、および 2001 年頃から融資件数を大幅に減少させている点に注意が必要である。この点を踏まえてこれらの図を比較すると、公庫融資の利用の有無にかかわらず新築住宅の取引件数が中古住宅の取引件数より多いことが確認できる。ただし、公庫融資を利用した住宅取引(図 3.A.)では、公庫融資を利用しなかった住宅取引(図 3.B.)と比べて、その差が非常に大きなものとなっている。1976 年から 2000 年までの新築住宅と中古住宅の年間取引件数の平均値をそれぞれの住宅取引で比較すると、公庫融資を利用していない取引ではその差が約 2.1 倍であるものの、公庫融資を利用した取引ではその差が約 17.8 倍となっている。以上のことから、持家として取引された住宅では、公庫融資の利用の有無にかかわらず新築住宅の取得割合が高いものの、公庫融資を利用した場合には、その割合が極端に高くなっていることが確認できる。持家住宅の取引において、住宅金融公庫を利用した取引はおよそ 55% (1976 年から 2000 年の平均値) と半分以上を占めているため、中古住宅流通に及ぼした影響は小さくないといえよう。

## 2. 中古住宅流通と住宅金融公庫

前節で確認したように、住宅金融公庫を利用した住宅取引では、新築住宅の取引件数と中古住宅の取引件数には極端な差が生じている。この理由を理解するために、本節では『住宅金融公庫五十年史』および『公庫融資利用者調査報告』をもとに、住宅金融公庫の発足

経緯と概要、その融資件数の推移、および融資基準の変遷について整理・検討する。

## (1). 住宅金融公庫と経済社会状況との関係

新築住宅向け融資が、中古住宅向けよりも多かった理由として、それぞれの融資の開始時期が異なっている点が挙げられる。住宅金融公庫は、戦後の住宅不足に対応するために1950年に設立され、住宅ストックの増加、すなわち個人向け住宅・賃貸住宅の建設・購入を促すことが主要業務となり、発足当初は中古住宅向けの融資が対象外となっていた。中古住宅向けの融資が開始されたのは、半世紀以上遅れた1976年からである。

また、戦後の住宅政策として展開された「住宅建設五箇年計画」の影響も大きい。この長期計画は、昭和41年に「第一期住宅建設五箇年計画」としてスタートし、五年毎に改定されつつ、現在の「住生活基本計画」まで継続的に実施されており、計画された住宅建設の一部を住宅金融公庫が負担することとなっていた<sup>§§</sup>。このように、住宅金融公庫は、長期の住宅政策において新築住宅の建設をバックアップすることが法的に求められていたため、必然的に新築住宅向け融資が大きなものとなっていたのである。

さらに、住宅建設が経済対策として重視されたことで、公庫による新築向け融資が増加した点が挙げられる。オイルショックによる不況対策、プラザ合意後の内需喚起対策、バブル崩壊後の景気対策などがこれに該当する。こうした経済対策は公庫による新築住宅向け融資件数を増加させることで目標達成を目指した。

このように、住宅金融公庫は、住宅政策および経済対策の一環として、新築住宅取引をバックアップすることが求められてきた。その結果として、新築住宅向け融資が極端に多くなったものと考えられる。

## (2). 住宅金融公庫の融資条件と融資基準

次に、住宅金融公庫が、新築住宅と中古住宅で融資基準および条件にどのような差を設けてきたのかを確認する。公庫融資は、「融資を受けることができる者」、「対象となる住宅」および「融資条件」についてさまざまな基準が設定されており、特に「融資条件」の基準は、毎年少しずつ改定されてきた。こうした「融資基準・条件」は、新築住宅向け融資と中古住宅向け融資で一部は別々に設定され、大きな違いがあった。以下、特徴的な違いについて整理する。

まず、それぞれの住宅向け融資が開始された時期は、上述したように、新築住宅が1950年であったのに対して、中古住宅向け融資は1976年からである。また、開始当初の中古住宅向け融資対象物件は共同住宅のみであった<sup>\*\*\*</sup>。1976年時点での新築住宅向け融資が、共同住宅だけではなく、戸建て住宅も融資対象として認めていたことと比べると、中古住宅

---

<sup>§§</sup> 例えば、「第一期住宅建設五箇年計画（昭和41年度～45年度）」では住宅金融公庫が5年間で108万戸の住宅建設を受け持つこととなっていた。

<sup>\*\*\*</sup> 共同住宅にしても、全ての共同住宅が融資対象であったわけではなく、大都市圏で地上階数が6階以上などの基準が設定されていた。ただし、これらの基準は1976年時点における新築の共同住宅に対する融資基準と同様である。

向け融資は極端に限定的であった。中古住宅向け融資において戸建て住宅が対象となるのは、さらに遅れて1983年になってからである<sup>†††</sup>。

また、融資条件においても、中古住宅向け融資が開始された当初から、貸付金利、貸付限度額、償還期間、購入価額などにおいて、新築向け融資とは大きな違いがあった。さらに、中古住宅向け融資では、追加的な融資条件として、表示登記の条件（すなわち、建築後経過年数の条件）も別途設定されていた。こうした融資条件の差は、新築住宅と中古住宅の購入選択に大きな影響を及ぼすと考えられる。以下では、住宅選択に大きな影響を与えると考えられる最大償還期間、築年数、および貸付金利の条件について見ておこう。

表1は、最大償還期間とその償還期間に対応する建築後年数の基準を、住宅の種類別に時系列で示したものである<sup>†††</sup>。表1から、一戸建て・マンションの両方において、中古住宅の最大償還期間が新築住宅より短くなっていることが確認できる。一戸建ての中古住宅では、築年数の違いによって最大償還期間も異なっており、築年数が古いものほど最大償還期間が短くなっている。こうした条件は、1990年代の後半ごろから徐々に緩和されてきたものの、公庫による住宅融資が終了するまで継続していた。なお、住宅金融公庫は、収入に関する条件として「月収が毎月の返済額の5倍以上であること」を設定していたため、最大償還期間が短くなることは、その分だけ借入可能額が減少してしまうことを意味している。

さらに、表1に示されている中古住宅の築年数基準では、この基準以外の中古住宅はそもそも融資対象外となっていた点に注意が必要である。例えば、戸建ての中古住宅向け融資が開始された1983年では、建築後の年数が3年から7年までの住宅だけが融資対象となっていた。つまり、建築後2年以内の住宅、および建築後8年以上経過している住宅は融資対象外となっていた。また、中古マンションに対する築年数の基準は、一戸建てより緩いものの、やはり基準を超えてしまうと融資対象外であった。こうした建築後年数の基準も、年を追うごとに徐々に緩和されていたものの、多くの住宅ストックが公庫融資の対象外であったことが分かる。

次に、新築住宅融資と中古住宅融資における通常融資額に対する貸付金利の違いを、図4に示している。ただし、公庫融資の金利は、貸付金の内容、所得水準、住宅の面積等によって異なっているため、ここでは公庫融資の大部分を占めている高額所得者以外かつ高額住宅購入者以外の購入者で、当初10年間、標準住宅A（中古住宅は特定中古以外<sup>\$\$\$</sup>）の住

---

<sup>†††</sup> ただし、全ての戸建て住宅が融資対象となった訳ではない。敷地面積や築年数などの細かい基準が設定されており、あくまでも1983年から融資対象として戸建て住宅が含まれるようになったという事である。  
<sup>†††</sup> なお、表に掲載されているのは、優良中古住宅、リ・ユースプラス住宅、リフレッシュ住宅以外の標準的な中古住宅に関する最大償還期間である。優良中古住宅などでは、表とは異なる基準が設けられていた。

<sup>\$\$\$</sup> 標準住宅Aとは、70㎡以上125㎡以下の住宅をさしている。また、特定中古とは、地上階数3階以上の耐火構造または高性能準耐火構造の共同住宅のうち、築年数が10年以下であり、床面積が50㎡以上95㎡以下の住宅を指している。

宅における金利の推移を示している\*\*\*\*。図4から、中古住宅の貸付金利は、新築住宅よりも1996年まで相対的に高くなっていったことが確認できる。金利が高くなれば、当然毎月の返

表1. 最大償還期間および対応する築年数

	一戸建(木造)			マンション				
	新築	中古		新築	中古			
	一般	築浅	それ以外	一般	築浅	それ以外		
1976	18	/	/	/	20 (5~10)			
1977								
1978								
1979								
1980								
1981								
1982	25			35	20 (3~10)			
1983								
1984					20 (3~4)	15 (5~7)	20 (3~11)	
1985					20 (4~5)	15 (5~8)	20 (3~12)	
1986					20 (3~5)	15 (6~9)	20 (3~13)	
1987							20 (3~14)	
1988							20 (3~15)	
1989							20 ( ~15)	
1990							20 ( ~17)	
1991							25 ( ~10)   20 ( ~17)	
1992							※特定中古のみ	
1993					20 ( ~5)			20 ( ~17)
1994			20 ( ~17)					
1995			20 ( ~20)					
1996			20 ( ~25)					
1997			20 ( ~20)					
1998			20 ( ~25)					
1999			20 ( ~25)					
2000	35			20 ( ~15)   15 (16~25)				
2001		20 ( ~15)	15 (16~20)	20 ( ~15)   15 (16~25)				
2002		25 ( ~20)	20 (21~ )	25 ( ~20)   20 (21~25)				
2003		25 ( ~21)	20 (22~ )	25 ( ~21)   20 (22~25)				
2004		25 ( ~21)	20 (22~ )	25 ( ~21)   20 (22~25)				

※1.数値は最大償還期間を表す。また、括弧内の数値は対応する築年数を表す。  
 ※2.一戸建てでは、新築住宅において2000年度から、中古住宅において2001年度から、「木造」という基準が無くなり、耐火構造か否かという基準が導入されている。表の値は、耐火・高性能耐火以外の場合について掲載している。基準を満たしている場合は、最大償還期間がさらに長くなる。  
 ※3.中古マンションの特定中古とは、床面積50㎡以上95㎡以下の住宅を指している。  
 ※4.1999年より「1981年5月31日以前の住宅は、耐震評価基準に適合していること」という条件が追加されている。

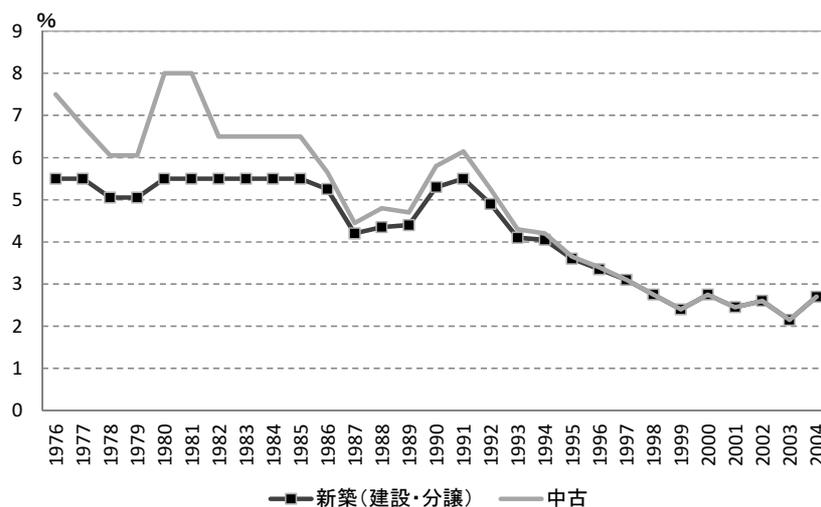
済額は高くなる。

これらの融資基準から言えることは、公庫融資を利用して中古住宅を購入すると、貸付金利が高くなり支払い額が増えるにもかかわらず償還期間は短くしなくてはならない、ということである。また、すでに述べたように、融資条件の一つとして「月収が毎月の返済額の5倍以上」という融資基準が存在しており、これは実質的に毎月の返済額に上限を設

\*\*\*\* この条件では、戸建とマンションでの適用金利は同じである。

定していたことになる。そのため、新築に比較して高い借入金利は、利払い額の上昇によって月々の元本返済部分を減らすことになり、金利負担に加えて、借入可能額が新築に比較して大幅に少なくなるという形で、中古住宅の購入を一層不利に扱っていたことになる。

図 4. 貸付金利



出典：『住宅金融公庫年報』「貸付条件一覧表」を用いて筆者作成

以上のように、住宅金融公庫における中古住宅向け融資は、新築住宅向け融資に比べて相対的に厳しい融資基準が課されていたことが確認できた。年度を追うごとに、徐々にそれらの基準は緩和されてきたが、最大償還期間の差や築年数の要件は最後まで残されていた。

以上見てきたような融資基準の違いは、中古住宅向け融資において借入可能額が実質的に低く設定されていたことを示しており、こうした融資基準の違いは、中古住宅の購入に不利に働いた可能性が考えられる。そのため、以下では、こうした融資基準の違いが、実際の住宅選択に対してどのような影響をおよぼすのか、理論的、実証的に分析する。

### 3. 動学的居住選択モデル

#### (1). 家計の目的関数

家計は無限期間生き、長期的な視野に立って、消費計画と各期に居住する住宅サービスを選択する。ここで家計の  $t$  期における効用  $u_t$  は、その期における消費  $c_t$  と居住する住宅サービスの水準  $h_t$  に依存するとする。

$$u_t = u_t(c_t, h_t) \quad (1)$$

家計は(1)式で与えられる各期の効用関数の将来にわたる割引現在価値の流列の和を最大にするように、消費水準と住宅サービスの種類及び水準を選択する。すなわち、家計の目

的関数は以下の(2)式のように与えられる。

$$\max \sum_t \beta^{t-1} u_t(c_t, h_t) \quad (2)$$

ここで $\beta \leq 1$ は家計の主観的な割引因子を表している。

## (2). 住宅サービスの種類の選択

本稿では、住宅サービスを明示的に3種類に分けて分析する<sup>†††</sup>。1つは毎期家賃を払って居住する「賃貸住宅サービス」であり、残りの2つは家計自身が住宅を購入して居住する「持ち家サービス」である。持家サービスについて、家計はさらに「新築住宅」と「既存住宅（中古住宅）」の2種類から選択できる。ここで $t$ 期における賃貸住宅サービスの水準を $h_t^L$ 、新築住宅の持ち家サービスの水準を $h_t^N$ 、既存住宅（中古住宅）の水準を $h_t^U$ で表す。家計は各期にこれら3種類の住宅サービスのいずれかを選択して居住する。

上記のような住居サービスの選択を数式で扱いやすくするために、まず住宅サービスの水準 $h_t$ を選択変数 $\alpha_t$ を用いて次式のように表現する。

$$h_t = \alpha_t h_t^O + (1 - \alpha_t) h_t^R \quad (3)$$

ここで $h_t^O$ は持ち家サービスの水準を表しており、以下でさらに新築住宅と既存住宅のいずれかを選択する形で定義しなおす。(3)式の変数 $\alpha_t \in \{0,1\}$ は、持ち家サービスの選択を示す変数であり、家計が $t$ 期に持ち家サービスに居住することを選択した場合には $\alpha_t$ は1の値をとり、持ち家を選択しなかった場合には0の値をとる。右辺第2項の係数 $1 - \alpha_t$ の値は、家計が持ち家を選択したとき（すなわち、 $\alpha_t = 1$ のとき）、結果として賃貸住宅を選択しなかったこと（すなわち $1 - \alpha_t = 0$ ）を示し、逆に持ち家を選択しなかったとき（ $\alpha_t = 0$ のとき）、結果として賃貸住宅を選択したこと（すなわち $1 - \alpha_t = 1$ ）を示すことになる。

$\alpha_t = 1$ となる家計、すなわち、 $t$ 期に持ち家サービスを購入して居住することを選択する家計は、同時に新築住宅か既存住宅を選択することになる。この持ち家サービス間の選択については、選択変数 $x_t$ を用いて以下のように表現する。

$$h_t^O = x_t h_t^N + (1 - x_t) h_t^U \quad (4)$$

この(4)式の中の変数 $x_t \in \{0,1\}$ は、新築住宅の持ち家の選択を示す変数であり、家計が $t$ 期に新築の持ち家住宅サービスに居住することを選択した場合には $x_t = 1$ の値をとり、新築の持ち家を選択しなかった、すなわち既存住宅（中古住宅）の持ち家を選択した場合には $x_t = 0$ となる（すなわち $1 - x_t = 1$ となる）。

以上をまとめると家計の住宅サービスの選択は、以下のように書ける。

$$h_t = \alpha_t \left( x_t h_t^N + (1 - x_t) h_t^U \right) + (1 - \alpha_t) h_t^R \quad (5)$$

<sup>†††</sup> 持家と借家の住宅選択 (tenure choice) に関する議論としては、Henderson and Ioannides(1983)、Ioannides(1987)などを参照。

次に新築住宅サービスと既存住宅サービスの単位あたり価格を、それぞれ $p_t^N$ 、 $p_t^U$ と表す。 $t$ 期において $h_t^N$ の水準の新築住宅の持ち家を選択した家計、すなわち $\alpha_t = 1$ かつ $x_t = 1$ の家計の住宅サービス購入価額は、このとき $p_t^N h_t^N$ となる。この新築住宅サービスは每期 $\delta^N$ の減耗率で減耗するとしよう。すなわち $t+1$ 期における新築住宅サービスの水準は $(1 - \delta^N)h_t^N$ となる。他方、 $t$ 期に $h_t^U$ の水準の既存住宅（中古住宅）の持ち家住宅を選択した家計、すなわち、 $\alpha_t = 1$ かつ $x_t = 0$ の家計の住宅サービス購入価額は $p_t^U h_t^U$ となる。この既存住宅は每期 $\delta^U$ の減耗率で減耗し、 $t+1$ 期における既存住宅サービスの水準は $(1 - \delta^U)h_t^U$ となる。

これに対して $\alpha_t = 0$ を選択した家計は、賃貸住宅サービスを購入することになる。この賃貸住宅サービスの $t$ 期の市場家賃を単位あたり $\rho_t$ で表すと、 $t$ 期に $h_t^R$ の水準の賃貸住宅サービスを選択した家計の家賃支払額は $\rho_t h_t^R$ となる。

### (3). 家計の予算制約

家計の予算制約を説明しよう。各家計は各期 $t$ に $y_t$ の労働所得を得ており、その所得や $t$ 期に保有する資産などから $c_t$ を消費する。また、前期（すなわち、 $t-1$ 期）に住宅を購入しなければ、その残りの貯蓄は金融資産の購入に充てられるとする、家計は、その購入した金融資産 $w_{t-1}$ に対して、その収益率 $r_{t-1}$ に応じて利息や配当収入などの資産所得を得る。その結果 $t$ 期初には $(1 + r_{t-1})w_{t-1}$ の資産を保有する。

持ち家の実物資産としての側面に着目すると、前期（ $t-1$ 期）に持ち家を選択した（すなわち、 $\alpha_{t-1} = 1$ の）家計は、その持ち家サービスが新築住宅ならば、 $t$ 期のはじめにおける住宅サービスの水準は、 $(1 - \delta^N)h_{t-1}^N$ で、既存住宅の場合のそれは $(1 - \delta^U)h_{t-1}^U$ となっており、家計はこの住宅サービスを $t$ 期のはじめに、価格 $p_t^U$ ですべて売却することから収入を得ることもできる。

家計は、前期に持ち家住宅を購入した場合には、その際のローンを一端全額返済し、その上で再びあらためて持ち家サービス（ $h_t^N$ あるいは $h_t^U$ ）を単位価格 $p_t^N$ あるいは $p_t^U$ で買い替えたり、家賃 $\rho_t$ を支払って賃貸住宅に住み替えたりするとして、予算制約を定式化する。言うまでもなく、前期（ $t-1$ 期）に持ち家を選択した（すなわち $\alpha_{t-1} = 1$ の）家計は、そのままその住宅に住み続けることもできる。ここでの定式化は、数式的に持ち家住宅の買い替えと、このような継続的な住宅保有を統一して表現するためのものであり、前期から保有する持ち家に住み続ける場合でも、家計は $t$ 期のはじめに保有する住宅を単位価格 $p_t^U$ で一端売却し、あらためて既存住宅サービス $h_t^U$ を単位価格 $p_t^U$ で買う（あるいは買い戻す）ものとして表現する###。

ここで、前期（ $t-1$ 期）における新築住宅と既存住宅を購入する際の借入れ額をそれぞれ $L_{t-1}^N$ 、 $L_{t-1}^U$ とし、それぞれの借入金利を $i_{t-1}^N$ と $i_{t-1}^U$ とする。

### もちろんここでは、税制の歪みを議論することが目的ではないため、単純化のために不動産取引税や譲渡所得性を含めた一切の税制は存在しないものと仮定する。譲渡所得税の議論については、Kanemoto (1996), Yamazaki(1996)などを参照。

家計は  $t$  期の収入から前期に借り入れた住宅ローンを返済し、その残りからその  $t$  期における消費水準  $c_t$  と住宅サービスの水準  $h_t$  および、住宅を購入しない場合には金融資産の水準  $w_t$ 、住宅を購入する場合にはその自己資金（頭金）  $s_t$  の水準をそれぞれ選択する。すなわち、家計の  $t$  期における住宅購入分以外の予算制約式は以下のように書ける。

$$\begin{aligned} y_t + (1 - \alpha_{t-1})(1 + r_{t-1})w_{t-1} + \alpha_{t-1} \{ x_{t-1}(1 - \delta^N) p_t^U h_{t-1}^N + (1 - x_{t-1})(1 - \delta^U) p_t^U h_{t-1}^U \} \\ = c_t + \alpha_t s_t + (1 - \alpha_t) w_t + (1 - \alpha_t) p_t h_t^R + \alpha_{t-1} \{ x_{t-1}(1 + i_{t-1}^N) L_{t-1}^N + (1 - x_{t-1})(1 + i_{t-1}^U) L_{t-1}^U \} \end{aligned} \quad (6)$$

ここで上式左辺は家計の  $t$  期における収入の内訳を示している。第 1 項は  $t$  期の労働所得、第 2 項は前期 ( $t-1$  期) に（持ち家を購入しない結果として）保有した金融資産の  $t$  期における配当や利息収入を加えた残高である。住宅を購入しなければ  $1 - \alpha_{t-1} = 1$  で金融資産を保有することになる、住宅を購入すると  $1 - \alpha_{t-1} = 0$  となり、金融資産は保有しなくなる。第 3 項は前期 ( $t-1$  期) に持ち家を所有していた家計（すなわち  $\alpha_{t-1} = 1$  の家計）の持ち家住宅の売却収入である。

右辺は支出の内訳を示しており、第 1 項は  $t$  期の消費、第 2 項は住宅を購入する場合の自己資金（頭金）の水準、第 3 項は住宅を購入しない場合の金融資産の購入額、第 4 項は  $t$  期に賃貸住宅を借りた場合の（ $\alpha_t = 0$  の時の）家賃の支出を表し、第 5 項は前期に借り入れた住宅ローンの返済額である。

ただし、ここでは  $t$  期における住宅購入については上記の予算制約には明示的には含まれていない。この住宅購入の予算制約は次項で説明する。

#### (4). 住宅ローンの借り入れ

次に、持ち家の購入とその際の住宅ローンの借り入れの関係を説明しよう。家計は(6)式左辺の収入に基づいて消費水準を決め、賃貸住宅に住まない場合には残りを住宅購入のための自己資金（頭金）  $s_t$  に充当し、住宅ローンによる借り入れも含めて住宅を購入する。住宅ローンを用いて住宅を購入する家計は、金融資産は購入せず、すべて住宅購入のための自己資金に用いると仮定されているから、 $t$  期に住宅ローンを借り入れて、持ち家を購入する家計についての予算制約として次式が成立する。

$$\alpha_t \{ x_t p_t^N h_t^N + (1 - x_t) p_t^U h_t^U \} = \alpha_t \{ x_t L_t^N + (1 - x_t) L_t^U \} + \alpha_t s_t \quad (7)$$

ここで、家計は持ち家住宅購入時の借り入れに際して、借り入れ制約に直面する可能性があるとする。新築住宅と既存住宅を購入する際の  $t$  期における借り入れ額をそれぞれ  $L_t^N$ 、 $L_t^U$  とし、その借り入れの上限額をそれぞれ、 $\bar{L}^N$  と  $\bar{L}^U$  とする。この時、各家計が直面する借り入れ制約は、それぞれ次式のように表すことができる。

$$L_t^N \leq \bar{L}^N \quad (8)$$

$$L_t^U \leq \bar{L}^U \quad (9)$$

ここで、本稿では上述の旧住宅金融公庫の融資条件の違いの影響を分析するために、借り入れ期間の上限の違いなどを反映して、 $\bar{L}^N$  や  $\bar{L}^U$  自体が異なっている場合を想定する。すなわち、中古住宅向け融資の上限額が小さくなるとして、 $\bar{L}^U < \bar{L}^N$  と仮定する。

#### (5). 家計の効用最大化問題

以上をまとめると家計の選択問題は以下のようにまとめられる。

$$\begin{aligned}
& \max_{h_t^N, h_t^U, h_t^R, L_t^N, L_t^U, c_t, s_t, \alpha_t, x_t} u_t(c_t, h_t) + \sum_{\tau \geq t} \beta^{\tau-t} u_\tau(c_\tau, h_\tau) \\
& \text{subject to} \\
& y_t + (1 - \alpha_{t-1})(1 + r_{t-1})w_{t-1} + \alpha_{t-1} \{x_{t-1}(1 - \delta^N)p_t^U h_{t-1}^N + (1 - x_{t-1})(1 - \delta^U)p_t^U h_{t-1}^U\} \\
& \quad = c_t + \alpha_t s_t + (1 - \alpha_t)w_t + (1 - \alpha_t)\rho_t h_t^R + \alpha_{t-1} \{x_{t-1}(1 + i_{t-1}^N)L_{t-1}^N + (1 - x_{t-1})(1 + i_{t-1}^U)L_{t-1}^U\} \\
& \alpha_t \{x_t p_t^N h_t^N + (1 - x_t)p_t^U h_t^U\} = \alpha_t \{x_t L_t^N + (1 - x_t)L_t^U\} + \alpha_t s_t \\
& \alpha_t x_t L_t^N \leq \bar{L} \\
& \alpha_t (1 - x_t)L_t^U \leq \bar{L} \\
& \text{where } h_t = \alpha_t \{x_t h_t^N + (1 - x_t)h_t^U\} + (1 - \alpha_t)h_t^R \quad \alpha_t \in \{0, 1\}, x_t \in \{0, 1\}.
\end{aligned}$$

(10)

ここで制約条件の 3 番目と 4 番目の不等式制約は、家計が直面する借り入れ制約を表している。

上記の家計の選択問題を解くために、まず  $t$  期における価値関数  $V_t$  を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}
V_t(w_{t-1}, s_{t-1}, h_{t-1}^N, h_{t-1}^U, h_{t-1}^R, L_{t-1}, \alpha_{t-1}, x_{t-1}) \\
= \max_{c_t, w_t, s_t, h_t^N, h_t^U, h_t^R, \alpha_t, x_t} u_t(c_t, h_t) + \beta V_{t+1}(w_t, s_t, h_t^N, h_t^U, h_t^R, L_t, \alpha_t, x_t)
\end{aligned} \tag{11}$$

このときの問題(10)の最適解は、上の(11)式を(10)式の問題の制約条件の下で最大化することに置き換えて解くことができる。このとき最大化のための一階条件を整理すると以下の各条件式を得る§§§§。

$$c_t : \frac{\partial u_t}{\partial c_t} - \lambda_t = 0 \tag{12}$$

$$h_t^R : (1 - \alpha_t) \left( \frac{\partial u_t(c_t, h_t^R)}{\partial h_t} - \lambda_t \rho_t \right) = 0 \tag{13}$$

$$h_t^N : \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t^N} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta^N) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^N \right\} \alpha_t x_t = 0 \tag{14}$$

§§§§ Appendix1 を参照。

$$h_t^U : \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t^U} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta^U) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^U \right\} \alpha_t (1 - x_t) = 0 \quad (15)$$

$$s_t : \alpha_t (\gamma_t - \lambda_t) = 0 \quad (16)$$

$$w_t : (1 - \alpha_t) (\beta \lambda_{t+1} (1 + r_t) - \lambda_t) = 0 \quad (17)$$

$$L_t^N : \{-\beta \lambda_{t+1} (1 + i_t^N) + \gamma_t - \mu_t^N\} \alpha_t x_t = 0 \quad (18)$$

$$L_t^U : \{-\beta \lambda_{t+1} (1 + i_t^U) + \gamma_t - \mu_t^U\} \alpha_t (1 - x_t) = 0 \quad (19)$$

$$\begin{aligned} x_t : \alpha_t \left[ \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta^N) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^N \right\} h_t^N + \{\gamma_t - \mu_t^N - \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N)\} L_t^N \right] \\ - \alpha_t \left[ \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta^U) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^U \right\} h_t^U + \{\gamma_t - \mu_t^U - \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U)\} L_t^U \right] \leq 0 \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \alpha_t : x_t \left( \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^N \right\} h_t^N + \{\gamma_t - \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N) - \mu_t^N\} L_t^N \right) \\ + (1 - x_t) \left( \left\{ \frac{\partial u_t}{\partial h_t} + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta) p_{t+1}^U - \gamma_t p_t^U \right\} h_t^U + \{\gamma_t - \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U) - \mu_t^U\} L_t^U \right) \\ - \left( \frac{\partial u_t}{\partial h_t} - \lambda_t \rho_t \right) h_t^R + (\gamma_t - \lambda_t) s_t - (\beta \lambda_{t+1} (1 + r_t) - \lambda_t) w_t \leq 0 \end{aligned} \quad (21)$$

$$\mu_t^N \geq 0, \& \bar{L}_t^N - \alpha_t x_t L_t^N \geq 0 \quad \& \quad \mu_t^N \{\bar{L}_t^N - \alpha_t x_t L_t^N\} = 0 \quad (22)$$

$$\mu_t^U \geq 0, \& \bar{L}_t^U - \alpha_t (1 - x_t) L_t^U \geq 0 \quad \& \quad \mu_t^U \{\bar{L}_t^U - \alpha_t (1 - x_t) L_t^U\} = 0 \quad (23)$$

## (6). 家計の住宅サービスとその水準の選択

(12)式と(13)式から、 $\alpha_t = 0$ のとき、すなわち家計が賃貸住宅に住む時、次式が満たされる。

$$\frac{\partial u_t / \partial h_t}{\partial u_t / \partial c_t} = \rho_t \quad (24)$$

すなわち住宅サービスと消費の限界代替率が賃料と等しくなるように賃貸住宅サービスの水準が決まる。

(14)式と(15)式は、 $\alpha_t = 1$ のとき、すなわち持ち家を取得する家計の持ち家住宅サービスの水準を決める条件式である。(14)式は新築住宅、(15)式は既存住宅についての条件である。

いずれの式も第1項は今期の居住からの限界効用であり、第2項と第3項の差は、消費財ではかった持ち家住宅サービスの価値の低下分を示している。ここで、(18)式から、 $\alpha_t = 1$ かつ $x_t = 1$ のとき、すなわち新築住宅サービスを購入する家計については、 $\gamma_t = \beta\lambda_{t+1}(1 + i_t^N) + \mu_t^N$ が成り立ち、(14)式に代入すると、新築住宅の持ち家サービスを購入する家計について、その住宅サービスの水準は次式を満たすように決まる。

$$\frac{\partial u_t}{\partial h_t^N} + \beta\lambda_{t+1}(1 - \delta^N)p_{t+1}^N = \beta\lambda_{t+1}(1 + i_t^N)p_t^N + \mu_t^N p_t^N \quad (25)$$

同様に、 $\alpha_t = 1$ かつ $x_t = 0$ のとき、既存住宅の持ち家サービスを購入する家計について、(15)式と(19)式から、

$$\frac{\partial u_t}{\partial h_t^U} + \beta\lambda_{t+1}(1 - \delta^U)p_{t+1}^U = \beta\lambda_{t+1}(1 + i_t^U)p_t^U + \mu_t^U p_t^U \quad (26)$$

(25)式と(26)式の両式の左辺第一項は、住宅サービスの限界効用であり、第2項は消費財で評価した来期の持ち家の市場価値の割引現在価値を表しており、右辺の第一項は消費財で評価した住宅ローンの返済額の割引現在価値であり、第2項は住宅ローンの借り入れ制約に直面しない家計については0となるが、住宅ローンの借り入れ制約に直面する家計については正となり、借り入れの shadow cost を表している。

ここで借り入れ制約があるときには、すなわち $\mu_t > 0$ のときには、それが持ち家住宅サービスの水準に影響を与えることが分かる。このとき借り入れ制約の shadow cost を反映して、持ち家の購入費用が高まる。このため、借り入れ制約がない場合に比較して（他の条件が同じなら）持ち家住宅サービスの水準を低下させる効果がある。

#### (7). 新築住宅と既存住宅の選択 住宅ローンの借り入れ制約の影響

本稿の分析は、新築住宅と既存住宅（中古住宅）の間の選択は条件(17)式と(18)式に集約される。ここで、前期に賃貸住宅に住み、住宅資産を保有していなければ（すなわち $\alpha_t - 1 = 0$ であれば）、(9)式の予算制約は以下ようになる。

$$x_t p_t^N h_t^N + (1 - x_t) p_t^U h_t^U = x_t L_t^N + (1 - x_t) L_t^U + s_t \quad (27)$$

この(27)式を新築住宅と既存住宅について、それぞれを分けて示すと、次のようになる。

$$p_t^N h_t^N - s_t = L_t^N, \quad p_t^U h_t^U - s_t = L_t^U$$

ここで、Appendix2 で示しているように、以下の命題を得ることができる

#### 命題

住宅ローンの借り入れ条件以外の選択条件、すなわち既存住宅と新築住宅の価格及び減耗率は等しいと仮定する。このとき、 $\bar{L}^U < \bar{L}^N$ ならば、 $i_t^N = i_t^U$ で、かつ中古住宅についての住宅ローンの借り入れ制約が binding（実効的）ではない場合を除いて、家計は新築住宅を選択する。

この命題の直感的な理由は簡単である。すなわち、他の条件を等しいとすると、借り入れ制約が厳しいほど、金利が等しいとしても、購入できる住宅サービスの水準が小さくなるために借り入れ制約のシャドーコストが大きくなる。このコストの分だけ、既存住宅の購入は新築住宅の購入に比べて割高になるため、家計は借入金利が等しくても借り入れ制約が実効的(binding)である限り、新築住宅を選択することになる。

この命題から、逆に $i_t^N = i_t^U$ のとき、中古住宅の購入は、その住宅ローンの借り入れ制約が実効的とならない家計について購入が増える傾向がある。 $\bar{L}^U < \bar{L}^N$ の仮定の下で中古住宅の方が新築住宅よりも借り入れ制約が実効的になりやすいことを考えると、自己資金（頭金）を多く使える家計は制約が実効的になりにくく、既存住宅（中古住宅）を選択する傾向が高まると予想される。以下ではこの仮説に基づいて、住宅ローンの住宅選択への影響を実証的に検証する。

#### 4. 実証分析

第2節で述べたように、住宅金融公庫の中古住宅向け融資は実質的に借入可能額が低く設定されていたため、中古住宅のほうが新築住宅よりも借入制約が実効的(binding)になっていたと考えられる。このことから、逆に自己資金（頭金）を多く準備できる家計は、新築住宅よりも中古住宅を選択する確率を上昇させる、という仮説を検証することで理論モデルの確認が可能になる。よって、本節では、自己資金（頭金）が新築住宅と中古住宅の選択に与える影響についてプロビットモデルを用いて推定する。

##### (1). データ

本研究では、『平成13年度 住宅市場動向調査』の「分譲住宅購入者アンケート調査」と「中古住宅購入者アンケート調査」の個票データを利用する。この調査は、国土交通省によって平成13年度（2001年度）より毎年実施されている。調査項目は、「住宅に関すること」、「今回の住宅と直前の住宅の比較」、「世帯について」、「資金調達方法」、および「住宅取得直前の資産状況」などとなっている。

本研究でこの個票データを利用するのは、中古住宅購入者の属性、特に資産状況に関する情報を含んでいるデータの中で、最も古い調査となっているためである。「1.はじめに」で述べたように、住宅金融公庫は2004年に住宅金融支援機構へと組織替えを行っているため、住宅取引に及ぼした影響を観察するためには2001年よりも古いデータを利用することが望ましいと考えられるが、他に利用可能な個票が存在しないため、本研究ではこのデータを利用している。

『平成13年度 住宅市場動向調査』は、平成12年（2000年）に分譲住宅または中古住宅を購入した個人を対象として実施している。また、調査地域は、首都圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、中京圏（岐阜県、愛知県、三重県）、近畿圏（京都府、大阪府、

兵庫県)、および福岡県となっている。当該調査の有効回収数は、「分譲住宅購入者アンケート調査」が 759 件、「中古住宅購入者アンケート調査」が 339 件となっているが、分析では上記データにおいて住宅金融公庫を利用して住宅を購入した個人のデータを用いるため、本研究で利用するサンプル数は、それぞれ 397 件と 44 件となっている。表 2 にデータ全体

表 2. 記述統計 (n=441)

	全体 (n=441)				新築 (n=397)	中古 (n=44)
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	平均値
世帯収入 (万円)	739.07	286.31	50	2000	746.70	670.23
世帯人数 (人)	3.50	1.08	1	7	3.50	3.50
世帯主年齢 (才)	38.85	8.66	23	69	38.60	41.09
延べ床面積 (㎡)	92.84	25.77	40	217	93.44	87.41
集合住宅ダミー (集合住宅=1)	0.59	0.49	0	1	0.60	0.55
自己資金(全額) (万円)	<b>899.31</b>	<b>889.25</b>	<b>0</b>	<b>6000</b>	<b>922.15</b>	<b>693.1818</b>
自己資金(預貯金ほか) (万円)	<b>677.45</b>	<b>698.39</b>	<b>0</b>	<b>3500</b>	<b>689.31</b>	<b>570.4545</b>

の記述統計を示す。

## (2). 分析モデル

実証分析では、自己資金額（頭金）が新築住宅と中古住宅の選択に与える影響について以下のプロビットモデルを用いて推定する。

$$y_i = \alpha + \text{ownfund}_i \beta + \mathbf{x}_{ki}' \boldsymbol{\gamma}_k + \varepsilon_i$$

$y_i$ は、家計*i*の住宅選択ダミー変数（新築住宅であれば 1、それ以外は 0）、 $\text{ownfund}_i$ は家計*i*の自己資金額（頭金）、 $\mathbf{x}_{ki}$ は*k*種類の属性情報を表す。また、 $\alpha$ は定数項、 $\beta$ と $\boldsymbol{\gamma}_k$ はパラメータであり、 $\varepsilon_i$ は誤差項である。なお、属性情報としては、世帯属性として世帯収入、世帯人数を用いる。また、住宅属性として、延べ床面積および集合住宅ダミー（集合住宅であれば 1、それ以外は 0）、および立地ダミー（首都圏ダミー、中京圏ダミー、近畿圏ダミー（それぞれの地域に立地していれば 1、それ以外は 0））を用いる。なお、ここでは、住宅属性として価格や減耗率といった住宅品質に関する説明変数は利用していないが、3 節で導いた命題は、こうした住宅品質に基づく要因はすべて同じと仮定した場合の結果でもある。

理論モデルから、貯蓄額が増加するほど借入制約が緩和し、中古住宅の選択確率が増加することになるため、貯蓄額のパラメータ $\beta$ は負になることが期待される。ただし、実際には、自己資金額（頭金）は住宅価格と相関する可能性がある。日本では、一般的に中古住宅価格よりも新築住宅価格のほうが高いことが知られているが、この関係は新築住宅を購入する家計の自己資金額（頭金）は、中古住宅を購入する家計よりも高くなる可能性を含

んでいる。つまり、自己資金額（頭金）が高いために中古住宅の選択確率が上昇するのか、新築住宅の価格が高いために自己資金額（頭金）が高くなっているのか識別できない。こうした内生性が含まれている場合、推計された $\beta$ は一致性をもたないことが知られている。

そこで、本研究ではこの内生性の影響を考慮して、IVプロビットモデルによる推定も行う。この場合、家計の自己資金額（頭金）を説明し、家計の住宅選択を説明する推定式の誤差項 $\varepsilon_i$ とは相関しない操作変数を利用する必要がある。本研究では、自己資金額（頭金）に対する操作変数として世帯主年齢を採用する。これは、世帯主年齢が上昇すると自己資金額（頭金）が上昇する可能性があり、他方で世帯主年齢と新築・中古の住宅選択は相関しないと考えられるからである。IVプロビットモデルを推計する際には、第1段階として下記の推計をする。

$$\text{ownfund}_i = \lambda + \mathbf{x}'_{ki}\boldsymbol{\pi}_k + \text{age}_i\mu + v_i$$
$$\text{Cov}(\text{age}, \varepsilon) = 0$$

$\text{age}_i$ は家計 $i$ の世帯主の年齢を表す。また、 $\lambda$ は定数項、 $\boldsymbol{\pi}_k$ と $\mu$ はパラメータであり、 $v_i$ は誤差項である。

なお、分析データの自己資金には、贈与金・遺産相続や不動産売却といった本人の所得以外の資金も含まれている。そこで、実証分析では自己資金として、①その総合計額を利用した場合（以下、自己資金（合計額）とする）と、②預貯金、有価証券の売却代金、退職金（以下、自己資金（預貯金等）と記す）だけを利用した場合の、それぞれについて検討する。

### (3). 分析結果

分析データをプロビットモデルにより推定した結果を表3に示す。モデル(i)は、自己資金として自己資金（合計額）を用いた場合の推計結果を示している。その係数は10%水準でプラスに有意となっている。また、モデル(ii)は、自己資金として自己資金（預貯金等）を用いた場合の推計結果であり、その係数は有意ではないもののプラスとなっている。これらの結果は、理論上の想定とは異なっており、内生性の影響が考えられる。

そこで、内生性の可能性を考慮したIVプロビットモデルによる分析結果を、同じく表3に示している。モデル(i)では、自己資金（合計額）の係数が、1%水準でマイナスに有意という結果になっている。また、モデル(ii)でも、自己資金（預貯金等）の係数が、1%水準でマイナスに有意となっている。この結果は、理論モデルと整合的な結果であり、自己資金額が増加すると中古住宅の購入確率が上昇することを示している。

ここで、この分析結果の妥当性について以下の検証を行った。まず、自己資金（合計額）と自己資金（預貯金等）がそれぞれ内生変数であるかどうかについてワルド検定を行ったところ、内生変数であることが示された。さらに、操作変数（世帯主年齢）が、内生変数

であるそれぞれの自己資金に対して **Weak Instruments** である場合には推計結果が信頼を損なうことになるため、それぞれの自己資金の係数が 0 であるという帰無仮説を基に **AR** 検定を行った。検定の結果、帰無仮説は棄却され、**Weak Instruments** とは言えないことが示された。

表 3. 推定結果

		プロビット				IVプロビット			
		(i) 自己資金 (合計額)		(ii) 自己資金 (預貯金等)		(i) 自己資金 (合計額)		(ii) 自己資金 (預貯金等)	
被説明変数	説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
<b>住宅選択</b>	自己資金	0.0002 *	(0.0001)	0.0002	(0.0001)	-0.0010 ***	(0.0002)	-0.0013 ***	(0.0002)
	世帯収入	0.0005	(0.0004)	0.0005	(0.0004)	0.0009 ***	(0.0002)	0.0009 ***	(0.0002)
	世帯人数	-0.0438	(0.0835)	-0.0483	(0.0835)	-0.0931	(0.0573)	-0.1332 **	(0.0556)
	延べ床面積	0.0063	(0.0045)	0.0068	(0.0045)	0.0096 ***	(0.0032)	0.0061 *	(0.0032)
	集合住宅ダミー	0.4101 *	(0.2185)	0.3822 *	(0.2173)	-0.1443	(0.1849)	-0.1982	(0.1802)
	首都圏ダミー	-0.5032 *	(0.2658)	-0.4682 *	(0.2640)	0.2859	(0.2188)	0.2462	(0.2072)
	中京圏ダミー	-0.3634	(0.2376)	-0.3150	(0.2343)	0.3354 *	(0.1876)	0.3070 *	(0.1742)
	近畿圏ダミー	-0.3624	(0.2835)	-0.3247	(0.2817)	0.2865	(0.2135)	0.2758	(0.2029)
	定数項	0.4262	(0.5808)	0.4157	(0.5763)	0.1921	(0.4200)	0.6538	(0.4054)
	<b>自己資金</b>	世帯主年齢	-	-	-	-	14.3115 ***	(4.8080)	9.9190 **
	サンプル数	441		441		441		441	
	LR chi2(8)	14.38		12.41		86.23		125.61	
	Prob > chi2	0.0723		0.1338		0.0000		0.0000	
<b>Wald test of exogeneity</b>									
	chi2(1)	-		-		12.69		11.57	
	Prob > chi2	-		-		0.0004		0.0007	
<b>Weak instrument robust test by AR</b>									
	chi2(1)	-		-		9.05		9.61	
	Prob > chi2	-		-		0.0026		0.0019	

以上の結果、IV プロビットの推定結果は概ね信頼できるものであり、かつ理論モデルとも整合的なことから、自己資金額（頭金）の増加は中古住宅の選択確率を上昇させると考えられる。

自己資金額が増加することによる限界効果を計算したところ、自己資金額が 100 万円増加すると、中古住宅の選択確率が 2.6%~3.5%増加することが確認できた。これは、自己資金額が増加すると借入制約が緩和され、中古住宅の購入確率が上昇したものと考えられる。

この結果は、中古住宅購入時の借り入れ制約が新築住宅と比較して厳しかったことが、中古住宅取引を低迷させる要因となっていたことを示す結果と言える。実際、『住宅金融公庫利用者調査報告』を見ると、公庫融資利用者の平均償還期間は最大償還期間とほぼ一致している。住宅金融公庫は、融資条件の一つとして「毎月のローン返済額の 5 倍以上の月収が必要」という条件を設定していたため、最大償還期間が長くなることは、借入可能額が増加することになり、結果的により価格の高い住宅の購入を可能にしていた。これらの事実より、多くの個人は、借入可能額が増加する住宅ローン、すなわち償還期間が相対的

に長い新築住宅向け融資を選んで、住宅購入をしていたものと考えられる。

なお、本稿の実証分析では、借入金利が等しい期間のデータを用いている。それ以前には中古住宅の借り入れ金利は新築住宅と比較しても高かったことを考えると、借入可能額は中古住宅でより少なく、負担も大きかったことになる。そのため、中古住宅の購入を一層減らす効果があったと推察される。

## 5. まとめ

本研究では、住宅金融公庫の融資制度が中古住宅市場に対してどのような影響を及ぼしてきたのか、統計データと融資制度の整理を行うとともに、理論的・実証的な分析を行った。得られた主な分析結果は、以下のとおりである。

- 持ち家住宅の取引において住宅金融公庫の融資を利用した場合、新築住宅の取引件数が極端に多くなっていた
- 住宅金融公庫による中古住宅向け融資は、新築住宅向け融資に比べて、開始時期が遅く、融資対象となる住宅が限定されており、さらに住宅政策や経済対策をバックアップする対象ではなかった
- 住宅金融公庫の融資基準は、新築住宅よりも中古住宅のほうが厳しく、中古住宅購入時の借入可能額は相対的に低く設定されていた
- 自己資金の増加によって借入制約が緩和すると、中古住宅の選択確率が増加することが、理論的・実証的に示された

以上の分析結果から、住宅金融公庫の融資制度が、持家住宅の取引における新築住宅取引を促し、結果として中古住宅の取引を過小なものにした可能性がある。また、公庫融資は、民間住宅金融に比べて貸付金利が長期にわたって低く設定されていたため、持家住宅における年間取引のうちおよそ 55%（1976 年から 2000 年の平均値）が公庫融資を利用している。この事実を踏まえると、公庫融資が中古住宅流通に及ぼした影響は小さいものではなく、日本の中古住宅流通市場が低迷している重要な原因の一つであった可能性を示唆している。

これまで、日本の中古住宅市場の低迷を議論する際には、情報の非対称性ばかりが注目されてきた。しかし、本研究が明らかにしたように、中古住宅流通には住宅金融公庫による影響が含まれているものと考えられる。金融自由化が進められる以前における、住宅ローンの主要な担い手として住宅金融公庫の役割は大きかったが、その住宅金融公庫の融資において中古住宅取引は、むしろ不利に扱われてきた。したがって、日本の中古住宅流通は、情報の非対称性という市場の失敗による影響と、住宅政策における政府の失敗による影響、という二つの失敗によって現在のような状況に至ったと考えるのが妥当ではないだろうか。

本研究の分析結果は、新築住宅（または中古住宅）といった一方の住宅購入が有利になるような住宅金融は住宅市場を歪める可能性があり、今後の住宅政策ではこうした歪みが生じることがないように配慮が必要であることを示唆している。現在の住宅金融は、民間金融とフラット 35 が主流であり、住宅金融公庫融資はすでに終了しているため、本研究で指摘したような影響は限定的だと考えられる。ただし、フラット 35（住宅金融支援機構（旧住宅金融公庫）が行っている住宅金融は民間金融による住宅融資よりも金利が低いため、利用者にとっては相対的に魅力的な金融商品となっている。）では、中古住宅向け融資における技術基準として「住宅の耐震性」に関する項目を設定しており、「建築確認日が昭和 56 年 6 月 1 日以後であること」または「建築確認日が昭和 56 年 5 月 31 日以前の場合は、耐震評価基準などに適合」していることを基準としている。この基準は、震災時の住宅倒壊による二次被害を減少させることを目的として設定しているため、その点では合理的な基準だと考えられる。しかし、基準に適合していない中古住宅が二次市場で扱われる可能性を狭めていると考えられ、中古住宅流通を促進するという観点からは整合的ではない。したがって、こうした外部不経済をもたらす可能性のある中古住宅であっても、取引後に耐震補強など適切なリフォームを実施することを条件として、そのリフォーム費用を含める形で、フラット 35 といった相対的に有利な住宅ローン商品の利用が可能となるような商品設計が必要である。

また、新築住宅の取引が長期に渡り推進されてきた背景には、戦後の住宅不足の解消だけでなく、バブル崩壊後の景気対策としてそのような取引が望まれてきたことが挙げられる。今後、再び景気後退が生じたならば、過去と同様、景気対策として新築住宅の建設および取引が推進される可能性がある。こうした対策が、景気を刺激し、乗数効果によってマクロ経済にプラスの影響を与える可能性はあると思われるが、同時に中古住宅流通を低迷させることにもなる。これらの影響が、日本経済全体に対して最終的にプラスとマイナスのどちらに影響するのかについては、慎重な検討が必要であり、今後の重要な研究課題である。

## 参考文献

- Ioannides, Y. M. (1987), "Residential mobility and housing tenure choice", *Regional Science and Urban Economics*, 17(2), pp.265-287.
- 岩本康志 (2001) 「日本の財政投融资」『経済研究』第 52 卷, 第 1 号, 2-15 頁
- 国土交通省 (2011) 『国土交通白書 2011』ぎょうせい
- 国土交通省 (2013) 「建築着工統計調査報告 時系列一覧」平成 25 年 4 月 30 日更新  
Homepage([http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/jouhouka/sosei\\_jouhouka\\_tk4\\_000002.html](http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/jouhouka/sosei_jouhouka_tk4_000002.html))
- 住宅金融公庫編 (2000) 『住宅金融公庫五十年史』住宅金融普及協会
- 住宅金融公庫編 『公庫融資利用者調査報告』, 住宅金融普及協会調査部, 1989 - 2004

- 総務省統計局 (2010) 『平成 20 年住宅・土地統計調査報告』日本統計協会. 昭和 53 年 - 平成 20 年
- 法務省 (2012) 『民事・訟務・人権統計年報』. 1973 - 2012
- 原野啓 (2014) 「日本の既存住宅流通量・既存住宅流通シェアに関する一考察」『都市住宅学』第 85 号
- 原野啓・中川雅之・清水千弘・唐渡広志 (2012) 「中古住宅市場における情報の非対称性がリフォーム住宅価格に及ぼす影響」『日本経済研究』No.66、51-71 頁
- 原野啓・瀬下博之 (2014) 「中古住宅取引における品質情報の影響」『日本経済研究』No.71、49-77 頁
- Fukuju Yamazaki. (1996), “The Lock-in Effect of Capital Gains Taxation on Land Use”, *Journal of Urban Economics*, 39(2), pp.216-228
- Henderson, J. V., & Ioannides, Y. M. (1983), “A Model of Housing Tenure Choice”, *The American Economic Review*, 73(1), pp.98-113
- 吉野直行 (1996) 「住宅金融と経済厚生」『季刊 住宅土地経済』No.19、22-31 頁
- 吉野直行・中田真佐男 (2002) 「財政投融资制度改革と地方債市場の今後の在り方」『日本経済研究』No.44、167-187 頁
- Yoko Moriizumi. (1996), “Credit Rationing and Public Housing Loans in Japan”, *Journal of Housing Economics*, 5(3), pp.227-246
- Yoshitugu Kanemoto. (1996), “On the “Lock-In” Effects of Capital Gains Taxation”, *Journal of Urban Economics*, 40(3), pp.303-315

## Appendix1

(11)式を(10)式の問題の制約条件の下で、最大化のための一階条件は以下ようになる。

$$c_t : \frac{\partial u_t}{\partial c_t} - \lambda_t = 0 \quad (\text{A1})$$

$$h_t^R : (1 - \alpha_t) \left( \frac{\partial u_t(c_t, h_t^R)}{\partial h_t} - \lambda_t \rho_t \right) = 0 \quad (\text{A2})$$

$$h_t^N : \frac{\partial u_t}{\partial h_t^N} \alpha_t x_t + \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial h_t^N} - \gamma_t \alpha_t x_t p_t^N = 0 \quad (\text{A3})$$

$$h_t^U : \frac{\partial u_t}{\partial h_t^U} \alpha_t (1 - x_t) + \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial h_t^U} - \gamma_t \alpha_t (1 - x_t) p_t^U = 0 \quad (\text{A4})$$

$$s_t : -\alpha_t \lambda_t + \alpha_t \gamma_t = 0 \quad (\text{A5})$$

$$w_t : \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial w_t} - (1 - \alpha_t) \lambda_t = 0 \quad (\text{A6})$$

$$L_t^N : \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial L_t^N} + \alpha_t x_t \gamma_t - \alpha_t x_t \mu_t^N = 0 \quad (\text{A7})$$

$$L_t^U : \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial L_t^U} + \alpha_t (1 - x_t) \gamma_t - \alpha_t (1 - x_t) \mu_t^U = 0 \quad (\text{A8})$$

$$\begin{aligned} \alpha_t : & \frac{\partial u_t}{\partial h_t} (x_t h_t^N + (1 - x_t) h_t^U) - \frac{\partial u_t}{\partial h_t} h_t^R + \lambda_t \rho_t h_t^R - \lambda_t s_t + \lambda_t w_t \\ & + \gamma_t \{ \{ x_t L_t^N + (1 - x_t) L_t^U \} + s_t - \{ x_t p_t^N h_t^N + (1 - x_t) p_t^U h_t^U \} \} \\ & - \mu_t^N x_t L_t^N - \mu_t^U (1 - x_t) L_t^U + \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial \alpha_t} = 0 \end{aligned} \quad (\text{A9})$$

$$\begin{aligned} x_t : & \alpha_t \frac{\partial u_t}{\partial h_t} (h_t^N - h_t^U) + \gamma_t \alpha_t \{ \{ L_t^N - L_t^U \} - \{ p_t^N h_t^N - p_t^U h_t^U \} \} \\ & - \alpha_t \{ \mu_t^N L_t^N - \mu_t^U L_t^U \} + \beta \frac{\partial V_{t+1}}{\partial x_t} = 0 \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

$$\mu_t^N \geq 0, \& \bar{L}_t^N - \alpha_t x_t L_t^N \geq 0 \quad \& \quad \mu_t^N \{ \bar{L}_t^N - \alpha_t x_t L_t^N \} = 0 \quad (\text{A11})$$

$$\mu_t^U \geq 0, \& \bar{L}_t^U - \alpha_t (1 - x_t) L_t^U \geq 0 \quad \& \quad \mu_t^U \{ \bar{L}_t^U - \alpha_t (1 - x_t) L_t^U \} = 0 \quad (\text{A12})$$

ここで

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial w_t} = (1 - \alpha_t) \lambda_{t+1} (1 + r_t) \quad (\text{A13})$$

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial h_t^N} = \lambda_{t+1} \alpha_t x_t (1 - \delta^N) p_{t+1}^N \quad (\text{A14})$$

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial h_t^U} = \lambda_{t+1} \alpha_t (1 - x_t) (1 - \delta^U) p_{t+1}^U \quad (\text{A15})$$

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial L_t^N} = -\alpha_t x_t \lambda_{t+1} (1 + i_t^N) \quad (\text{A16})$$

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial L_t^U} = -\alpha_t (1 - x_t) \lambda_{t+1} (1 + i_t^U) \quad (\text{A17})$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial \alpha_t} = & -(1 + r_t) \lambda_{t+1} w_{t+1} + \lambda_{t+1} \{ x_t (1 - \delta) p_{t+1}^N h_t^N + (1 - x_t) (1 - \delta) p_{t+1}^U h_t^U \} \\ & - \lambda_{t+1} \{ (1 + i_t^N) x_t L_t^N + (1 + i_t^U) (1 - x_t) L_t^U \} \end{aligned} \quad (\text{A18})$$

$$\frac{\partial V_{t+1}}{\partial x_t} = \lambda_{t+1} \alpha_t \{ (1 - \delta^N) p_{t+1}^N h_t^N - (1 - \delta^U) p_{t+1}^U h_t^U \} - \alpha_t \gamma_{t+1} \{ (1 + i_t^N) L_t^N - (1 + i_t^U) L_t^U \} \quad (\text{A19})$$

これらを整理すると、本文中の(12)式から(23)式までを得る。

## Appendix2

**命題** 住宅ローンの借り入れ条件以外の選択条件、すなわち既存住宅と新築住宅の価格及び減耗率は等しいと仮定する。このとき、 $\bar{L}^U < \bar{L}^N$ ならば、 $i_t^N = i_t^U$  でかつ中古住宅についての住宅ローンの借り入れ制約が **binding** (実効的) ではない場合を除いては、家計は新築住宅を選択する。

**証明**：住宅ローンの借り入れ条件以外の選択条件、すなわち既存住宅と新築住宅の価格及び減耗率は等しいと仮定する。このとき  $\bar{L}^U < \bar{L}^N$  ならば、新築住宅の借り入れ制約が **binding** (実効的) なとき、既存住宅は常に実効的である。従って以下の(i)から(iii)までのケースに分けて考えることができる。

(i) 住宅ローンの借り入れ制約が両方で **binding** ではない時、 $\mu_t^N = \mu_t^U = 0$  より、(18)、(19)式は以下ようになる。

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N) + \gamma_t \leq 0 \quad (\text{B1})$$

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U) + \gamma_t \leq 0 \quad (\text{B2})$$

(a)  $i_t^U > i_t^N$  の時、(B1)式左辺が 0 ならば(B2)式の左辺は厳密に負。従って(18)式より  $x_t = 1$ 。すなわち新築住宅を購入する。

(b)  $i_t^U = i_t^N$  の時、(i)と(B2)の左辺は一致する。よって、新築住宅と既存住宅のローンの選択は無差別となる。

(ii) 住宅ローンの借り入れ制約が、中古住宅の購入に対してのみ **binding** の時、(18)式と(19)式は、それぞれ以下ようになる。

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N) + \gamma_t \leq 0 \quad (\text{B3})$$

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U) + \gamma_t - \mu_t^U \leq 0 \quad (\text{B4})$$

よって  $i_t^U \geq i_t^N$  の時、 $\mu_t^U > 0$  に注意すると、(B3)式の左辺=0 のとき(B4)式の左辺は厳密に負。従って、 $x_t = 1$  すなわち新築住宅のみ選択される。

(iii) 住宅ローンの借り入れ制約が両方で **binding** の時、(18)式と(19)式はそれぞれ以下のようになる。

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N) + \gamma_t - \mu_t^N \leq 0 \quad (\text{B5})$$

$$-\beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U) + \gamma_t - \mu_t^U \leq 0 \quad (\text{B6})$$

このとき、 $\bar{L}^U < \bar{L}^N$  の仮定の下で、借り入れ制約にともなう住宅サービスの購入水準は、既存住宅の方が、借入可能額が小さいから、新築住宅が大きく既存住宅は小さくなる。すなわち、この購入する住宅サービスの水準を新築住宅と既存住宅でそれぞれ、 $h_t^{N*}, h_t^{U*}$  と表すと、 $h_t^{U*} < h_t^{N*}$  となる。そのため、 $(\partial U / \partial h_t^N) \Big|_{h_t^N = h_t^{N*}} < (\partial U / \partial h_t^U) \Big|_{h_t^U = h_t^{U*}}$  である。

ここで  $x_t = 1$  のとき、(14)式を 0 で満たす  $\gamma_t = \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^N) + \mu_t^N$  を  $\gamma_t^N$  とし、 $x_t = 0$  のとき、(15)式を 0 で満たす  $\gamma_t = \beta \gamma_{t+1} (1 + i_t^U) + \mu_t^U$  を  $\gamma_t^U$  とすると、 $(\partial U / \partial h_t^N) \Big|_{h_t^N = h_t^{N*}} < (\partial U / \partial h_t^U) \Big|_{h_t^U = h_t^{U*}}$  であるから、住宅の価格や減耗率に違いがなければ  $\gamma_t^N < \gamma_t^U$ 、すなわち、 $\mu_t^N + \beta \gamma_{t+1} i_t^N < \mu_t^U + \beta \gamma_{t+1} i_t^U$  であることが分かる。

言い換えると  $\mu_t^N < \mu_t^U + \beta \gamma_{t+1} (i_t^U - i_t^N)$  であり、借り入れ制約の **shadow cost** は、ローン金利に差がなくても新築の方が小さいことがわかる。ここで  $i_t^U \geq i_t^N$  の時、(B5)左辺が 0 ならば

$\mu_t^N + \beta\gamma_{t+1}i_t^N < \mu_t^U + \beta\gamma_{t+1}i_t^U$  の条件の下で (B6)の左辺は厳密に負。従って  $x_t = 1$ 、すなわち、新築住宅を購入する。

以上をまとめると、住宅ローンの借り入れ条件以外の選択条件、すなわち既存住宅と新築住宅の価格及び減耗率は等しいとき (i)-(b)のケース以外では家計は新築住宅を選択する。このことは命題の内容を意味する。 **Q.E.D**