

# 建て替え問題による区分所有建物の 資産価値下落に関する実証分析

山崎 福寿\*

日本大学

定行 泰甫

イリノイ大学大学院

老朽化した区分所有建物の建て替えが難航している今日の現状は、区分所有者間の合意形成に多大なコストが生じていることを示唆している。一般的に、区分所有者の多い建物ほど、利害調整が困難である。本稿は、区分所有建物および賃貸専用マンションの家賃、価格データを用いて、建て替えの問題に伴う費用の推計を行った。その結果、区分所有建物の資産価値は、賃貸専用マンションと比較して、区分所有者が増加するほど低く、築年数に伴って減価するスピードも速くなることが分かった。これは、合意形成上の無視できない費用が生じていることを示しており、建て替えの問題に関する一層の研究蓄積と、早急な解決策が望まれる。

## 1. はじめに

住宅サービスの中には、多少のプライバシーを犠牲にすれば、他人と一定の設備を共用することによって、平均費用を下げるができるサービスが存在する。その結果、いくつかの住戸を集集的に建築し、特定のサービスを共有することによって、住宅価格・家賃を低下させることが可能となる。現在広く見られる、数十戸が一棟になった区分所有建物（いわゆる分譲マンション）は、こうした平均費用を低減させる効果を持っていることは言うまでもない。特に都市部では地価が高いために、集合住宅を建設することによって、1戸当たりの費用は低下する。これが集合住宅の存在する理由である<sup>1</sup>。

---

本研究にあたり、瀬下博之教授（専修大学）、原野啓氏（日本住宅総合センター）、山鹿久木教授（関西学院大学）、浅田義久教授（日本大学）、片山東准教授（早稲田大学）、そして、上智大学経済学部セミナー、東京大学での都市経済ワークショップ、日本政策投資銀行設備投資研究所でのセミナー参加者には、貴重な助言を頂いた。また、本誌レフェリーには多くの貴重なコメントを頂いた。ここに感謝の意を表したい。本研究は文部科学省科学研究費（22330099）の補助を受けている。

\*（連絡先住所）〒101-8360 東京都千代田区三崎町1-3-2 日本大学経済学部 TEL/FAX: 03-3219-3454 (E-mail) yamazaki.fukuju@nihon-u.ac.jp

<sup>1</sup> この他にも、クラブ財と呼ばれるサービスは、固定費用が存在するために、各メンバーがそうした費用を会費として負担している。スイミング・クラブやゴルフ、テニス、スポーツジム等もこうしたクラブ財である。集合住宅はこのようなクラブと共通の性格を有している。米国のアパートには、こうしたプールやジムを備えたものが数多く存在する。区分所有建物の共有に関する問題については、瀬下・山崎（2007）を参照。

区分所有建物は、専有部分である住戸と、建物内部の廊下やエレベータ、そして敷地などの共用部分から構成されており、それぞれの住戸の所有者が共用部分について共有持分権を所有している。こうした利点から、1960年代以降、区分所有建物は急速に普及し始め、2010年末までに約580万戸の区分所有建物が建てられた。

しかし、今日に至って老朽化したマンションが増加し、深刻な社会問題となり始めている。特に、81年の建築基準法施行令改正以前に建てられた旧耐震基準の区分所有建物は約100万戸あり、震災時の安全性に関して懸念されている。それにもかかわらず、建て替え工事が完了しているマンションは、11年10月時点で167棟でしかない<sup>2</sup>。

国土交通省(2008)によれば、築30年以上の区分所有建物の住民を対象としたアンケート調査の中で、建て替えが必要(修繕工事では不十分)と感じている住民の割合は5.5%であり、全国規模では約千棟にも及ぶと推定される。さらに、築40年以上に限定した場合、その割合は15.2%にも及んでおり、老朽化マンションの建て替えは、今後より一層深刻になると予想される。特に区分所有建物の住宅全体に占める比重が大きい都市部においては、建物の老朽化がスラム化を進行させ、都市環境が悪化することも大いに懸念される。

円滑な建て替えが妨げられている実態は、区分所有建物における住民同士の合意形成上の問題に起因している。そもそも、多様な利害・選好を持つ住民同士が、マンションの共有部分に関する合意形成を図ること自体、時間的にも精神的にも多大な労力を必要とする。一般的に、区分所有者が多いほど合意形成は困難になる。さらに、日本の区分所有法は<sup>3</sup>、区分所有建物を建て替える際や大規模な修繕を実施する際に、反対者を排除しにくい仕組みになっており、建て替えの遅れを助長する大きな原因と考えられている。

以下では、建て替えについての合意形成に伴って生じる建て替えの遅れや費用の増加を、建て替え問題と定義する。そして本稿では、建て替え問題に伴って、日本における区分所有建物の資産価値がどの程度低下しているかについて、実証的に検証する。

本研究の第1の特徴は、建て替え問題に関する影響を分析するために、区分所有建物と賃貸専用マンションの家賃および価格関数をそれぞれ推計し、比較した点にある。賃貸専用マンションは、不動産業者やREIT(不動産投資信託)など、本質的に単独の所有者によって管理、運営されているため、建て替えに関する意思決定を比較的自由に行うことができる。両マンションの価格関数を比較することによって、建て替え問題に伴う

<sup>2</sup> 国土交通省ホームページ『マンションに関する統計・データ等』。  
<http://www.mlit.go.jp/jutakukentiku/house/torikumi/manseidata.htm>

<sup>3</sup> 正式には、「建物の区分所有等に関する法律」。

影響の抽出を試みた。第2の特徴は、一般的に所有者数の多い区分所有建物ほど、合意形成が難しい点を考慮して、説明変数に一棟内の総戸数を用いた点である。

まず、区分所有建物と賃貸専用マンションの家賃関数を推計し比較したところ、区分所有建物の家賃は賃貸専用マンションの家賃に比べて、総戸数が増加するほど低くなっていることが確認された。つまり、区分所有者が多いほど、区分所有建物共有部分の効率的なメンテナンスが妨げられ、住宅サービスが低下している。これは区分所有建物における合意形成上の問題により、修繕やメンテナンスが過少になっている可能性を示唆している。

次に、価格関数を推計したところ、一棟内の総戸数の係数に関して有意な差が観察された。賃貸マンションの資産価値は総戸数から有意な影響を受けないのに対して、区分所有建物の資産価値は、マンションの総戸数が増えると有意に低下することが分かった。これにより、日本の区分所有建物では、合意形成上の問題のために、効率的な建て替えや修繕を実施できず、資産価値が低くなっていることが明らかとなった。

第2節では、簡単な開発モデルを説明したうえで、建て替え問題の実証分析についての戦略を明らかにし、第3節と第4節で、実証モデルとその推計結果を示したい。第5節では結論と残された問題について議論する。

## 2. 建て替えモデルと代理変数

### 2.1. 建て替え問題とマンション価格および家賃との関係について

ここでは、建て替えのタイミングや建て替えに伴う費用が、マンションの価格や家賃とどのような関係があるかについて検討する<sup>4</sup>。

最適な建て替えは、建物が生み出す家賃収益からメンテナンス費用や建て替え関連費用を控除した<sup>5</sup>、将来収益の割引現在価値が最大となるように実施されるべきである。最適な建て替え時点では、建て替えをもう1期遅らせることによって発生する費用と便益が等しくなっていなければならない。建て替えが1期遅れると、建て替えによる建物価値の純増分から発生する利子を失うことになる。他方、建て替えをもう1期遅らせることによる便益は家賃である。つまり、現在の家賃が、建て替えを遅らせることによって発生する費用に等しくなるまで低下した時点で、建て替えを実施するのが最適である。

しかし、区分所有建物においては、集合的な意思決定を必要とすることや区分所有法

<sup>4</sup> 詳細なモデルは補論1を参照のこと。

<sup>5</sup> 建て替え関連費用には、物理的な解体および建設費用のみでなく、建て替え工事の際の仮住居費や移転費用、そして建て替え協議や交渉に費やされる時間費用・精神的苦痛も含まれている。

の問題のために、最適な建て替えの実施は困難であると思われる。このモデルを用いると、建て替えが最適なタイミングから遅れるほどマンション価格は低くなり、また、合意形成のためのコストおよび建て替え反対者との交渉費用が大きいほど、マンション価格は低下する。さらに、建て替えが遅れるほど、あるいは、建て替え関連費用が高くなるほど、マンション価格の低下率が大きくなることも確認できる。

他方、マンションの家賃は、将来の期待とは独立に、現時点における賃貸住宅の需要と供給により決定される<sup>6</sup>。マンションの所有者とは異なり、借家人は建て替え問題に配慮する必要がなく、賃貸市場で供給される区分所有建物や賃貸専用マンション、あるいは戸建て住宅の中で、住宅サービスの質と家賃をもとに自分の生活スタイルに見合った物件を選ぶ<sup>7</sup>。つまり、区分所有建物の家賃は建て替え問題とは独立に住宅サービスの質で決定され、建て替え問題の有無は、価格の形成にのみ影響を及ぼす。

ただし、区分所有建物では、合意形成上の問題によって効率的な修繕およびメンテナンスが実施できていないかもしれない。もしそのような影響が無視できない程度であれば、区分所有建物の家賃は、合意形成上の問題を伴わない賃貸専用マンションと比較して低くなるはずである。

## 2.2 建て替え問題の実証分析と代理変数

本稿では、建て替え問題に関する利害調整の困難さを示す代理変数として、マンション棟内における総戸数（住戸数）を用いる。Olson(1965)などが指摘するように、一般的に集団メンバー数が多いほど合意形成が困難になることは、理論的・経験的に明らかである。区分所有建物に関しても、Hansmann(1991)やBazel and Sass(1990)が指摘するように、区分所有者数が多いほど修繕や建て替えについての合意形成は難しいと考えられる。

West and Morris (2003)では、95年に起きた阪神淡路大震災における区分所有建物の復旧に関する研究で、マンション棟内の総戸数と建て替えが行われるまでの日数との間に、正の相関を見出ししている。また、米野(2004)は、日本で建て替えが実施された33

---

<sup>6</sup> 住宅の家賃と価格の関係は、企業の株式配当と株価のそれに等しく、企業が適切な資本投資や人的投資を行わなければ、高い収益を保つことはできないのと同様に、マンションも適切な修復や建て替えを行わなければ、質の高い住宅サービスを供給し続けることはできない。

<sup>7</sup> もちろん、建て替えが既に決定されている借家を選択する際には、借家人は将来転居しなければならないので、家賃は相対的に割り引かれたものになるであろう。その点では、建て替えが確実である場合には、家賃は建て替え問題に依存している。しかし、日本では借家法による借家人保護があるために、建て替え決議後ほとんどかくとしても、決議以前に結んだ借家契約では、将来の決議によって借家権を停止することはできない。従って、日本では借家人も将来の建て替えに伴う退去を心配する必要は無く、借家を選択することが可能である。その結果、日本では、家賃は将来の建て替え決議から影響を受けることはない。

事例に関する合意形成プロセスを研究している。その中で、各事例の総戸数と合意形成に費やした年数を記録しており、両変数の間に 0.46 の相関係数が確認される。

建て替え決議による合意に至るまでの時間に加えて、建て替え協議に費やされる時間費用や労力、また、建て替え建設工事における一世帯当たりの仮住居費に関しても、マンション棟内の総戸数が多いほど増加すると考えられる。マンション内で合意形成を図る際に、顔見知りの数世帯で話し合いをするよりも、見慣れない多数の住民の意思を確認し調整することの方が、時間的または精神的な費用を含めて、多額のコストが生じることは容易に想像できる。さらに、世帯数が多い場合、建設工事が大規模化・長期化するため、仮住居費も高くなる。

ただし、総戸数は建て替え問題に関する純粋な代理変数ではなく、住宅サービスの品質をも反映している可能性がある。そのような場合、単純な OLS で推計された価格関数における総戸数の係数は、建て替え問題と住宅サービスの質に関する影響を識別できない。そこで、両者の影響を識別するため、初めに家賃関数を推計し、次に家賃の推計値を用いて価格関数を推計することで、住宅サービスの質が家賃に及ぼす影響をコントロールする。そのうえで、第 3.3 節で説明するように、区分所有建物および賃貸マンションの価格関数を推計し、建て替え問題に起因する純粋な影響を抽出する。

### 3. 推計モデル

消費者は、賃貸住宅・持家のいずれかを選んで居住する。この選択（テニユア・チョイス）は内生的に決定されるため、家賃、価格関数を推計する際には、内生性による推計バイアスの可能性を考慮しなければならない。以下では、ヘックマンの 2 段階推計法を用いて、初めにテニユア・チョイス関数を推計し、次に、推計された逆ミルズ比を用いて、家賃関数および価格関数を推計する。テニユア・チョイス関数の推計結果は補論 2 に記している。

#### 3.1. 家賃関数の推計

まず、家賃関数に関しては、対数線形を想定し、下の (1) 式を推計する。

$$\log(R_i) = \beta_0 + \beta_1 \log(\text{units}_i) + \beta_2 \log(\text{age}_i) + \beta_3 x_i + \beta_4 \lambda_i^{\text{own}} + \varepsilon_i^R \quad (1)$$

ただし、下付き文字の  $i$  は第  $i$  番目の住戸を示し、 $R$  は単位床面積当たりの家賃、 $\text{units}$

はマンション棟内総戸数、 $age$ は築年数、 $x$ は住宅サービスの質を決める諸要因、 $\hat{\lambda}$ はテニユア・チョイス関数の推計で得られた逆ミルズ比、 $\varepsilon$ は誤差項である。

既に述べたように、家賃は建て替え問題とは独立であり、賃貸住宅の家賃は住宅サービスの質で決定される。(1)式の $\beta_1$ は、総戸数の増加によって住宅サービスの質に及ぼす外部性の度合いを示している。もし、総戸数の多い大規模な区分所有建物ほど、共有設備や管理体制が充実しているのであれば、マンション家賃に対して正の影響がある。逆に、総戸数が多いことによって、住民の建物管理に関するモラルハザードや、知らない隣人が多数いることへの不安感が生じれば、家賃に対して負の影響が及ぶことになる。

また、一般的に、所有者と利用者が異なる場合、維持管理投資が過少になることが知られている<sup>8</sup>。さらに、修繕やメンテナンスについての合意形成上の問題のために、効率的な維持管理が妨げられたり、維持管理投資が遅れることによって、区分所有建物の劣化が進んでいる可能性がある。

これらの点について、所有者と利用者が異なることの問題が、区分所有建物および賃貸専用マンションの家賃に及ぼす影響は、専有部分については共通だが、共有部分に関しては賃貸専用マンションの方が大きいと考えられる。これは、区分所有建物と比べて賃貸専用マンションの劣化を早める結果となる。他方、合意形成上の問題は、賃貸専用マンションへの影響はないが、区分所有建物の劣化を早め、また総戸数が多いほどその影響は大きい。そのため、他の要件を一定とすれば、両マンション間で、築年数が家賃に及ぼす影響の大小は確定しないものの、総戸数が家賃に及ぼす影響は区分所有建物においてのみ負になると予想される。

### 3.2. 価格関数の推計

価格関数は一般的に、将来家賃、建て替えに伴う費用、将来割引率の関数として表せる。第2節で説明したとおり、区分所有建物の建て替え問題に伴う費用は、総戸数の増加関数と考えられる。したがって、建て替え問題以外の要因を一定とすれば、総戸数と価格との間には負の相関が予想される。

以下では、次の価格関数を推計する。

$$\log(P_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \log(\hat{R}_i) + \gamma_2 \log(units_i) + \gamma_3 age_i + \gamma_4 z_i + \gamma_5 \hat{\lambda}_i^{own} + \varepsilon_i^P \quad (2)$$

<sup>8</sup> この点は、レフェリーより指摘された。理論・実証的な先行研究については Iwata and Yamaga (2008) を参照のこと。

ここで、家賃関数で用いた変数以外では、 $P$  は単位床面積当たり価格、 $\hat{R}$  は単位床面積当たり家賃の推計値、 $z$  は住宅資産に影響を及ぼすと考えられるその他の変数である。また、補論1の建て替えモデルとの整合性を保つため、価格関数における築年数は真数を用いる<sup>9</sup>。

ここで重要な点は、家賃関数で得た家賃の推計値 $\hat{R}$ を、価格関数の説明変数に加えることで、住宅サービスの質に及ぼす総戸数、築年数、およびその他の家賃に及ぼす影響をコントロールしていることである。そのため、価格関数における総戸数や築年数の係数は、修繕やメンテナンスを含まない建て替え問題、および価格に直接及ぼすその他の影響を示している。

他の要因を一定とすれば、建て替え問題に伴って生じる建て替えの遅延、および建て替え関連費用が区分所有建物の価格に及ぼす影響は、(2)式における $\gamma_2$ と $\gamma_3$ で捉えることができ、両者とも負の符号をもつと予想される。築年数の係数 $\gamma_3$ については、第2節で示したように、区分所有建物の価格低下率は、建て替え問題の生じない住宅と比較して大きいと考えられる。

### 3.3 区分所有建物と賃貸専用マンションとの比較

総戸数で説明される住宅サービスへの影響を取り除くことができたとしても、建て替え問題の影響を抽出するにはいくつかの問題が残っている。第1に、建て替えに伴う費用のうち、解体や建設工事に関する直接的な費用は、合意形成上の問題とは直接関係がない。一般的に、平均建設費用は、マンションの規模が大きいほど規模の経済が働き、低下するかも知れない。その場合、建て替えの問題の場合とは逆に、総戸数の増加に伴って、平均建設工事費用が通減するため、世帯当たりのマンション価格に正の影響があると考えられる。

第2の問題は、総戸数と容積率との間に正の相関の可能性があり、その場合、価格関数における総戸数の係数には容積率の効果が含まれている点である。大規模なマンションほど建て替えによって余剰床を生み出す可能性が低いことを考慮すると、その効果を

<sup>9</sup> これは、レフェリーから指摘された点である。価格の変化率は、

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \frac{\partial \log(P_i)}{\partial \text{age}_i} + \gamma_1 \frac{\partial \log(\hat{R}_i)}{\partial \text{age}_i}$$

と表せる。ここで重要な点は、建て替えの問題は、家賃を介さず価格に直接影響を及ぼすことである。そのため、(2)式で建て替え問題の生じる建物とそうでない建物の $\gamma_3$  ( $= \frac{\partial \log(P_i)}{\partial \text{age}_i}$ )を比較することによって、建て替え問題の影響を検証できる。

無視して推計した場合の価格関数における総戸数の係数は、建て替えの問題を過大評価していることになる。

そこで、この研究では、建て替え問題の影響を抽出するために、区分所有建物に加えて、賃貸専用マンションのデータを用いる。賃貸専用マンションは不動産企業、REIT（不動産投資信託）、賃貸業を営む地主などが、一棟のマンション全体を所有し、管理している。こうした賃貸専用マンションでは、所有者が実質的に一人で全住戸を所有しているために、合意形成上の問題がなく、建て替え問題も基本的に生じない。

他方、解体・建設費用および建物の容積率が資産価値に及ぼす影響は、区分所有建物と賃貸専用マンションに共通である。そのため、両マンションの価格関数を比較することで、建て替え問題の影響を検証できると考えられる。また、価格関数の説明変数にマンションの総戸数、総階数、および地域ダミーを用い、建物および地域に固有な期待価格上昇率および容積率などの効果をコントロールする。

### 3.4. データ

次に、本稿の推計で使用する区分所有建物、および賃貸専用マンションのデータについて説明する。区分所有建物に関するデータは、株式会社東京カンテイ（以下、東京カンテイ）から提供を受けた。サンプルは05年におけるJR中央線、京王線、小田急線沿いに立地する東京都内のマンション各住戸の価格、家賃、面積、階数、寝室の数、窓の向き、住戸がマンション棟内の角部屋か否か、マンションの総階数、CBD（Central Business District：東京駅・新宿駅）までの電車通勤時間、最寄り駅までの徒歩時間である。

区分所有建物の中には、分譲後に賃貸される物件がある。価格データのある物件は区分所有建物であると分かるが、賃貸される物件が区分所有建物であるのか、それとも賃貸専用マンションであるのかは個別のデータのみでは判断できない。そこで、区分所有建物の賃貸データを抽出するため、同マンション棟内に価格データが存在する物件を抽出した<sup>10</sup>。

また、価格、および家賃データは、取引価格ではなく、オファー価格であることに注

---

<sup>10</sup> また、東京カンテイの提供する区分所有建物のデータは、それが団地であるのか、それとも一棟の建物であるのかを区別することができない。中には、総戸数が1,000戸を超えるような大規模団地と思われるサンプルが含まれている。団地の建て替え要件は、1棟の区分所有建物を建て替える際と多少異なる（区分所有法第七十条を参照）。また、複数の建物から成っているという団地の特性上、団地と賃貸専用マンションを単純に比較することは難しい。そこで、本稿では棟内の総戸数上位5%を除いた区分所有建物（棟内総戸数300戸以下の建物）を対象として分析している。

意が必要である。東京カンテイの所有する家賃、価格情報は、市場に残る限り毎月データとして観察されるため、本稿ではデータが存在しなくなる直前の家賃、価格を用いて、推計を行っている。

賃貸専用マンションには、2つのデータソースがある。1つは東京カンテイの提供するデータで、1棟単位での売買市場におけるマンション価格と、年当たりの家賃収入に関するデータである。マンションの一棟価格は、地価と建物価格の合計であり、家賃収入は一般的に棟内の全住戸が賃貸されている場合の想定家賃が提示されている<sup>11</sup>。もう1つのデータソースは、J-REITが管理運営する賃貸専用マンションの、各棟の取得価格および実際の家賃収入や稼働率等に関するデータである<sup>12</sup>。

区分所有建物は住戸単位のデータであるのに対して、賃貸専用マンションは一棟単位のデータであるため、マンションの共有部分や稼働率に関する調整が必要である。区分所有建物については、当該住戸の専有面積に関する情報しか得られないが、当然区分所有者たちは共有部分の費用も負担している。

これに対して、J-REITの賃貸専用マンションに関しては、共有面積や建物の延べ床面積など、詳細な情報が得られる。そこで、本稿ではJ-REIT物件の、マンションの構造や立地条件を説明変数として専有面積比率を推計し、それをもとに、東京カンテイが提供するマンションの専有面積比率を外挿して求めた<sup>13</sup>。また、稼働率に関しては、東京カンテイの家賃データが一棟マンションおよび区分所有建物ともに、稼働率を100%と想定した値であるため、J-REIT物件の家賃収入もその棟が100%稼働した場合の数値に調整した。

推計に用いた変数の説明および基本統計量は、それぞれ表1と表2に記した。

---

<sup>11</sup> 東京カンテイの提供する賃貸専用マンションのデータのなかには、「現況」家賃収入といって、1年のうち実際に得られた家賃収入が記載されているものがある。しかし、マンションの賃貸稼働率は観察できないため、以下の推計では「現況」家賃収入の情報しか得られないマンションはサンプルから除いている。

<sup>12</sup> J-REITのデータは一般社団法人不動産証券化協会のウェブサイトで公表されている。

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

J-REITの家賃収入は05および06年のデータ、取得額は02年から06年のデータである。また、東京カンテイからデータが得られた物件は中古物件に限られるが、J-REIT物件には新築マンションが含まれる点に注意が必要である。

<sup>13</sup> 具体的には、被説明変数を専有面積比率として、説明変数には建築年度、CBDまでの電車通勤時間、最寄り駅までの徒歩時間、建物の総階数、土地面積を用いて、OLS推計した。また、専有面積比率を一定（例えば、95%や90%など）と仮定して推計した場合でも、得られる結果に差はほとんど生じない。

表 1 変数表

変数名	予想される係数の符号		変数の説明
	区分所有建物	賃貸専用マンション	
家賃関数			
<i>RENT</i>	(被説明変数)		1ヶ月分の単位床面積当たりの家賃 (¥/m <sup>2</sup> )
<i>UNITS</i>	?	?	当該マンション棟内の総戸数
<i>AGE</i>	-	-	築年数 (ヶ月)
<i>WALK</i>	-	-	当該マンションから最寄り駅までの徒歩時間 (分)
<i>TRAIN</i>	-	-	最寄り駅から CBD (東京駅・新宿駅) までの電車時間 (分)
<i>STORIES</i>	?	?	当該マンションの総階数
<i>UNIT FLOOR</i>	-	N/A	当該住戸の階数
<i>UNIT SPACE</i>	-	-	当該住戸 (一戸当たり) の床面積 (m <sup>2</sup> )
<i>SOUTH</i>	+	N/A	南向きダミー (当該住戸の窓側が南口 = 1、その他 = 0)
<i>CORNER</i>	+	N/A	角部屋ダミー (当該住戸が角部屋 = 1、その他 = 0)
<i>NEW</i>	N/A	+	新築ダミー (1年以内に完工したマンション = 1、その他 = 0)
<i>BRAND</i>	N/A	+	不動産ブランドダミー (当該マンションの不動産管理会社が、三井不動産、野村不動産、大京、住友不動産、東急不動産、東京建物、三菱地所、藤和不動産のいずれか = 1、その他 = 0)
<i>LAMBDA</i>	?	N/A	逆ミルズ比の推計値
<i>REGION</i>	?	?	地域ダミー (市区単位のカテゴリードミー、計 37 地区)
価格関数			
<i>PRICE</i>	(被説明変数)		当該住戸およびマンションの単位床面積当たりの売り出し価格 (東京カンテイ)、または、当該マンションの床面積当たりの取引価格 (J-REIT) (¥10,000/m <sup>2</sup> )
<i>RENTHAT</i>	+	+	単位床面積当たりの家賃の推計値 (¥/m <sup>2</sup> )
<i>UNITS</i>	-	?	当該マンション棟内の総戸数
<i>AGE</i>	-	-	築年数 (ヶ月)
<i>STORIES</i>	?	?	当該マンションの総階数
<i>NEW</i>	N/A	+	新築ダミー (データから遡って1年以内に完工したマンション = 1、その他 = 0)
<i>REFORM</i>	+	N/A	リフォームダミー (リフォーム済み = 1、その他 = 0)
<i>LAMBDA</i>	?	N/A	逆ミルズ比の推計値
<i>REGION</i>	?	?	地域ダミー (市区単位のカテゴリードミー、計 37 地区)

注) 推計の際は、価格関数における築年数 (AGE) を除いて、連続変数は対数変換した値を用いる。

表2 基本統計量

	推計1 (第4.1節)		推計2 (第4.2節)				
	区分所有 建物	賃貸専用 マンション	区分所有 建物	賃貸専用 マンション	$\delta = 0.03$	$\delta = 0.02$	$\delta = 0.01$
<i>RENT</i>	最小値	1146	832	1225	832	832	832
	平均値	3057	4003	3185	4017	4012	4021
	最大値	5627	9990	506	9990	9990	9990
	標準偏差	882	1118	939	1123	1109	1103
<i>PRICE</i>	最小値	11	16	18	20	20	20
	平均値	45.6	72.6	49.1	73.0	72.9	73.1
	最大値	132	199	132	199	164	164
	標準偏差	15.9	24.5	17.3	24.6	24.0	23.9
<i>UNITS</i>	最小値	6	3	6	3	3	3
	平均値	94.7	38.7	51.6	34.0	34.5	34.6
	最大値	300	288	101	100	100	100
	標準偏差	62.1	34.8	24.1	24.4	24.3	24.3
建築年度	最小値	1959	1962	1981	1983	1983	1983
	平均値	1985	1998	1990	1999	1999	1998
	最大値	2005	2006	2003	2006	2006	2006
	標準偏差	9.2	8.6	6.2	7.1	7.1	7.1
<i>WALK</i>	最小値	1	1	1	1	1	1
	平均値	7.3	6.4	7.3	6.4	6.4	6.4
	最大値	26	25	26	23	23	23
	標準偏差	4.3	3.9	4.4	3.8	3.9	3.9
<i>TRAIN</i>	最小値	0	0	0	0	0	0
	平均値	14.3	11.3	15.8	11.6	11.6	11.6
	最大値	42	42	42	42	42	42
	標準偏差	11.1	8.2	11.3	8.4	8.4	8.3
<i>UNIT SPACE</i>	最小値	10	12	11	12	12	12
	平均値	48.4	42.5	49.2	42.8	43.9	44.4
	最大値	176	258	355	258	258	258
	標準偏差	24.3	32.5	31.2	33.6	34.1	33.5
<i>STORIES</i>	最小値	3	2	3	2	2	2
	平均値	8.7	7.4	7.3	7.2	7.3	7.3
	最大値	30	30	15	27	27	27
	標準偏差	3.9	4.2	3.0	4.0	4.0	4.0
<i>UNIT FLOOR</i>	最小値	1	-	1	-	-	-
	平均値	4.7	-	3.9	-	-	-
	最大値	30	-	14	-	-	-
	標準偏差	3.3	-	2.3	-	-	-
<i>SOUTH</i>	最小値	0	-	0	-	-	-
	平均値	0.58	-	0.63	-	-	-
	最大値	1	-	1	-	-	-
	標準偏差	0.49	-	0.48	-	-	-
<i>CORNER</i>	最小値	0	-	0	-	-	-
	平均値	0.29	-	0.35	-	-	-
	最大値	1	-	1	-	-	-
	標準偏差	0.46	-	0.48	-	-	-
<i>BRAND</i>	最小値	-	0	-	0	0	0
	平均値	-	0.11	-	0.10	0.11	0.11
	最大値	-	1	-	1	1	1
	標準偏差	-	0.31	-	0.30	0.31	0.31
<i>REFORM</i>	最小値	0	-	0	-	-	-
	平均値	0.09	-	0.05	-	-	-
	最大値	1	-	1	-	-	-
	標準偏差	0.28	-	0.23	-	-	-

## 4. 実証分析の結果

### 4.1. 推計結果 1

本節は、家賃関数・価格関数について、区分所有建物と賃貸専用マンションを別々に推計した結果を示す。まずは家賃関数について、表3において地域ダミーの係数以外の推計結果を記した。表3における[3-1]と[3-2]は、それぞれ区分所有建物を対象とし、OLSおよびヘックマンの2段階推計法による結果を示している。また、[3-3]は賃貸専用マンションを対象としたOLSの推計結果である。

家賃関数の推計では、区分所有建物と賃貸専用マンションでのいずれも、被説明変数

表3 家賃関数（推計結果1）

被説明変数	区分所有建物				賃貸専用マンション			
	OLS		Heckit		OLS			
	[3-1]		[3-2]		[3-3]			
<i>UNITS</i>	-0.011		-0.010		<i>UNITS</i>	0.005		
	(0.012)		(0.012)			(0.019)		
<i>AGE</i>	-0.118	***	-0.117	***	<i>AGE</i>	-0.035	***	
	(0.011)		(0.011)			(0.009)		
<i>WALK</i>	-0.034	***	-0.033	***	<i>WALK</i>	-0.072	***	
	(0.011)		(0.011)			(0.016)		
<i>TRAIN</i>	-0.073	***	-0.069	***	<i>TRAIN</i>	-0.028		
	(0.018)		(0.019)			(0.024)		
<i>STORIES</i>	-0.007		-0.010		<i>STORIES</i>	-0.010		
	(0.023)		(0.023)			(0.032)		
<i>UNIT SPACE</i>	-0.294	***	-0.242	***	<i>UNIT SPACE</i>	-0.086	***	
	(0.013)		(0.043)			(0.024)		
<i>UNIT FLOOR</i>	0.033	***	0.035	***	<i>NEW</i>	-0.141	***	
	(0.009)		(0.010)			(0.047)		
<i>SOUTH</i>	0.000		-0.029		<i>BRAND</i>	0.068	***	
	(0.011)		(0.027)			(0.026)		
<i>CORNER</i>	0.007		0.007					
	(0.013)		(0.013)					
<i>LAMBDA</i>			0.179					
			(0.136)					
サンプル数	593		593		サンプル数	506		
修正決定係数	0.8153		0.8156		修正決定係数	0.5642		

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。( )内の数値は、White(1980)による修正標準誤差である。連続変数は対数変換した値を用いている。地域ダミーに関する推計結果は表示していない。

に1ヶ月分の単位床面積当たりの家賃 *RENT* を用い、説明変数には、総戸数 *UNITS*、築年数 *AGE*、最寄り駅までの徒歩時間 *WALK*、最寄り駅から CBD までの電車通勤時間 *TRAIN*、当該マンションの総階数 *STORIES*、当該住戸床面積 *UNIT SPACE*、地域ダミーを用いた。そのうえで、区分所有建物には、当該住戸階数 *UNIT FLOOR*、南向きダミー *SOUTH*、角部屋ダミー *CORNER* を説明変数に追加した。他方、賃貸専用マンションには、新築ダミー *NEW*、不動産ブランドダミー *BRAND*、地域ダミーを追加して推計した。いずれの推計においても、連続変数は対数値に変換している。

家賃関数を推計した結果、区分所有建物、賃貸専用マンション共に、総戸数が家賃に及ぼす影響は確認されなかった。築年数、徒歩時間、電車通勤時間に関しては予想される通り負の推計値が得られている。また、*UNIT SPACE* の係数が負で有意であることは、床面積当たりの平均固定費用（キッチン、トイレ、浴槽などの設備費）が住戸の拡大に伴い低下していることを示唆している。

次に、表4における価格関数の推計結果をみてみよう。[4-1]と[4-2]は、区分所有建物を対象とした、OLS およびヘックマンの2段階推計法による推計結果を示し、[4-3]では賃貸専用マンションを対象としたOLSの推計結果を示している。

表4 価格関数（推計結果1）

被説明変数	PRICE (単位床面積当たりの価格の対数値)			
	区分所有建物		賃貸専用マンション	
	OLS [4-1]	Heckit [4-2]	OLS [4-3]	
<i>RENT</i>	0.116 *	0.124	0.673 ***	<i>RENT</i>
	(0.064)	(0.095)	(0.133)	
<i>UNITS</i>	-0.051 ***	-0.050 ***	0.011	<i>UNITS</i>
	(0.016)	(0.017)	(0.020)	
<i>AGE</i>	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.001 ***	<i>AGE</i>
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
<i>STORIES</i>	0.088 **	0.088 **	-0.026	<i>STORIES</i>
	(0.027)	(0.028)	(0.030)	
<i>REFORM</i>	0.071 ***	0.071 ***	-0.000	<i>NEW</i>
	(0.024)	(0.024)	(0.021)	
<i>LAMBDA</i>		0.010		
		(0.089)		
サンプル数	448	448	サンプル数	496
修正決定係数	0.7390	0.7384	修正決定係数	0.7362

注) \*\*、\* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。( )内の数値は、White (1980)による修正標準誤差である。連続変数は、築年数 (AGE)を除き、対数変換した値を用いている。地域ダミーに関する推計結果は表示していない。

価格関数の推計では、いずれのマンションでも、被説明変数として単位床面積当たりの当該住戸価格 *PRICE*、説明変数には床面積当たりの当該住戸家賃の推計値 *RENTHAT*、総戸数 *UNITS*、築年数 *AGE* (真数)、当該マンションの総階数 *STORIES*、地域ダミーを用いた。そのうえで、区分所有建物の推計には、リフォームダミー *REFORM* を追加した。他方、賃貸専用マンションは、新築ダミー *NEW* を追加した。連続変数は築年数を除いて対数値に変換している。

推計の結果、総戸数の係数が、区分所有建物では負で有意である一方、賃貸専用マンションについては、価格への影響は認められなかった。これは、将来起こる建て替えの問題によって、区分所有建物の資産価値が有意に低く評価されていることを意味する。築年数の係数は、両マンションとも予想される通り負の値を示している。

以上の実証分析では、家賃関数と価格関数の推計を同時に行い、住宅サービスの効果を取り除いたうえで、建て替え問題が価格に及ぼす影響を検証した。そして、賃貸専用マンションの家賃関数、価格関数との比較を通じて、建て替え問題の存在が区分所有建物の資産価値に負の影響を及ぼしていることが分かった。具体的には、区分所有建物の資産価値は、総戸数が2倍になると約5%低下する。

次節では、さらに、区分所有建物と賃貸専用マンションのサンプルバイアスを慎重に考慮し、両マンションの家賃、価格関数における推計値の比較をしてみよう。

## 4.2. 推計結果2 (サンプル・セレクション・バイアスへの対処)

これまでの推計にも、いくつかの検討すべき統計上の問題が残されている。

第1の問題点は、消費者のテニユア・チョイスの問題を考慮したヘックマンの2段階推計法が、賃貸専用マンションには適応できないことである。区分所有建物の場合は、マンション棟内に売り物件と貸し物件の両方が存在しうが、賃貸専用マンションの場合、そもそも住戸単位での売り物件が存在しない。そのため、賃貸専用マンションを対象とした家賃、価格関数の推計では、単純なOLSによる推計値のみを観察せざるを得ないという問題がある。

しかしながら、テニユア・チョイスに関する内生性による推計バイアスの問題は、それほど深刻ではないと考えることができる。区分所有建物の家賃および価格関数の推計の際、*LAMBDA* の係数 (テニユア・チョイスによる内生性の影響) に関して有意な影響は確認できず、また、OLS とヘックマンの2段階推計法による推計結果 (表3の[3-1]と[3-2]、および、表4の[4-1]と[4-2]) を比較する限り、総戸数や築年数の係数に大きな違いが

見られない。つまり、消費者が賃貸専用マンションと区分所有建物の賃貸物件を同じ基準で評価している限り、テニューア・チョイスの問題によって、今回の実証分析で得られる結論に大きなバイアスが生じる可能性は低いと考えられる<sup>14</sup>。

第2の問題点は、利用した区分所有建物と賃貸専用マンションについてのデータに、サンプルの偏りがあることである。上述した消費者のテニューア・チョイスの問題と同様、ディベロッパーはマンションを開発する際、区分所有建物として売却するか、賃貸専用マンションとして管理するかについての選択に伴う内生性の問題が生じている。

また、前節の実証分析で用いたサンプルには、賃貸専用マンションの一棟の総戸数と比較して、区分所有建物の総戸数が極めて大きい。これはディベロッパーによる内生性の問題のみでなく、第3.4節で説明したように、サンプルを集める際、一棟の規模の大きい区分所有建物が数多く抽出される傾向にあったことにも原因がある。さらに、建築年に関しても、J-REITの物件を数多く含むため、賃貸専用マンションは比較的新しい建物が多い。

総戸数と築年数の2変数は、本稿の実証分析において最も重要な変数である。そのため、両マンションの推計値を比較する際は、とくにこれらの変数について、サンプルバイアスに関する慎重な対処が必要である。以下の手順では、区分所有建物と賃貸専用マンションとの間のサンプルバイアスをできる限り小さくした上で、両マンションの家賃、価格関数における推計値の比較を試みたい。

そのために、第1に、総戸数と築年数を限定したうえで、プロペンシティ・スコア・マッチング法を用いてサンプルを選択する<sup>15</sup>。具体的には、初めに、賃貸専用マンションの総戸数上位5%（総戸数102戸以上）、そして81年以前（旧耐震性基準）に建てられたマンションを排除する<sup>16</sup>。次に、カリパーマッチング法により区分所有建物の特徴に近い賃貸専用マンションを抽出する。抽出されたサンプルの各変数に関する基本統計量は、表2の右5列に記されている。表内の $\delta$ は、マッチングにおけるカリパーの範囲を示している。

第2に、抽出されたサンプルをプールし、各変数に区分所有建物ダミーを掛け合わせた交差項を説明変数に加えることで、賃貸専用マンションと区分所有建物の価格関数の

---

<sup>14</sup> Rosen (1979) や Seko and Sumita (2007) でも、実証研究の中で、テニューア・チョイスの関する内生性の影響は、無視できる程度のものであることを示している。

<sup>15</sup> 補論3を参照のこと。

<sup>16</sup> 総戸数と築年数に関して大幅に区分所有建物のサンプルを制限することは、多くの貴重な情報を失い、仮説検定において帰無仮説を棄却する可能性が小さくなると考えられる。しかしここでは、区分所有建物と賃貸専用マンションの価格関数の係数を比較する上で、サンプルバイアスによる推計値の偏りを小さくすることがより重要である。この点は、レフェリーより指摘を頂いた。

違いを検証する。ただし、両マンションの誤差項の分散は一般的に異なるため、まず両マンションのサンプルを別々に OLS 推計し、それぞれの標準偏差を用いて加重したモデルを推計した。

まずは家賃関数に関して、表 5 の推計結果を見る。ただし、 $D$  は区分所有建物ダミーであり、[5-1] はマッチング法を用いないサンプルによる推計結果、そして、[5-2]、[5-3]、[5-4] はそれぞれカリパー範囲を 0.03、0.02、0.01 として賃貸専用マンションのサンプルを選択した場合の推計結果を表示している。これによると、 $UNITS$  の係数は有意でないが、 $D \times UNITS$  の係数は負で有意である。つまり、総戸数が多いほど区分所有建物の家賃は、賃貸専用マンションの家賃と比較して低く、合意形成上の問題により効率的な建物の維持管理が妨げられている可能性を示している。

他方、築年数は家賃に有意に負の効果が確認されるものの、両マンションの住宅サービスの質が経年的に劣化していくスピードには、有意な差が認められなかった。これは第 3.1 節の仮説と整合的であるが、むしろ、82 年以降に建てられた建物に対象を限定したことで、統計的に有意な差が認められなくなった可能性が大いに考えられる。

他の変数に関しては、 $UNIT\ SPACE$  の係数において両サンプル間に有意な差が見られる。一般的に、区分所有建物におけるキッチンや他の水回り設備は質が高く、賃貸専用マンションと比較して固定費が高いため、区分所有建物では床面積に関して規模の経済が働きやすい。そのため、区分所有建物における  $UNIT\ SPACE$  の係数の絶対値が大きくなっていると考えられる。また、 $D \times STORIES$  の係数が正であるのは、団地等の比較的的低層な分譲住宅に比べて、高層分譲マンションの方が、高い居住性の価値が見いだされていることを示唆している。

表5 家賃関数（推計結果2）

被説明変数 *RENT*（単位床面積当たりの家賃の対数値）

	マッチング法によるサンプル選択							
			$\delta = 0.03$		$\delta = 0.02$		$\delta = 0.01$	
	[5-1]		[5-2]		[5-3]		[5-4]	
<i>UNITS</i>	0.012		0.020		0.023		0.023	
	(0.022)		(0.021)		(0.022)		(0.023)	
<i>AGE</i>	-0.022	**	-0.026	***	-0.026	***	-0.028	***
	(0.009)		(0.016)		(0.016)		(0.017)	
<i>WALK</i>	-0.074	***	-0.075	***	-0.074	***	-0.076	***
	(0.018)		(0.018)		(0.018)		(0.019)	
<i>TRAIN</i>	-0.038		-0.028	*	-0.027		-0.028	
	(0.025)		(0.022)		(0.022)		(0.022)	
<i>STORIES</i>	-0.010		0.002		0.001		0.002	
	(0.033)		(0.033)		(0.034)		(0.036)	
<i>UNIT SPACE</i>	-0.069	***	-0.076	***	-0.076	***	-0.072	***
	(0.024)		(0.023)		(0.023)		(0.025)	
<i>NEW</i>	-0.104	**	-0.130	***	-0.131	***	-0.138	***
	(0.050)		(0.047)		(0.047)		(0.048)	
<i>BRAND</i>	0.068	**	0.066	**	0.069	**	0.070	**
	(0.027)		(0.027)		(0.028)		(0.028)	
<i>D×UNITS</i>	-0.077	**	-0.085	**	-0.087	***	-0.087	***
	(0.032)		(0.032)		(0.032)		(0.033)	
<i>D×AGE</i>	0.004		0.008		0.008		0.010	
	(0.028)		(0.031)		(0.031)		(0.032)	
<i>D×WALK</i>	0.026		0.027		0.026		0.028	
	(0.018)		(0.018)		(0.018)		(0.019)	
<i>D×TRAIN</i>	-0.056		-0.066		-0.067		-0.066	
	(0.041)		(0.039)		(0.039)		(0.039)	
<i>D×STORIES</i>	0.120	**	0.109	**	0.110	**	0.109	**
	(0.051)		(0.051)		(0.051)		(0.053)	
<i>D×UNIT FLOOR</i>	-0.037		-0.037		-0.037		-0.037	
	(0.025)		(0.025)		(0.025)		(0.025)	
<i>D×UNIT SPACE</i>	-0.132	***	-0.125	***	-0.124	***	-0.129	***
	(0.037)		(0.037)		(0.037)		(0.038)	
<i>D×SOUTH</i>	0.010		0.010		0.010		0.010	
	(0.024)		(0.024)		(0.024)		(0.024)	
<i>D×CORNER</i>	0.014		0.014		0.014		0.014	
	(0.023)		(0.023)		(0.023)		(0.023)	
サンプル数	768		755		745		720	
修正決定係数	0.6628		0.6681		0.6689		0.6681	

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。( )内の数値は、White (1980) による修正標準誤差である。連続変数は対数変換した値を用いている。地域ダミーに関する推計結果は表示していない。*D* は区分所有建物ダミーを表す。

次に、表6の価格関数の推計結果を見る。*UNITS*と賃貸専用マンション価格の間には、有意な相関は観察されない。他方、 $D \times UNITS$ を見ると、総戸数の増加により、区分所有建物の価格は、賃貸専用マンションと比較して有意に低くなっていることが分かる。これは、将来の建て替えに関する合意形成上の費用や、建て替えの遅れによって、区分所有建物の資産価値が低く評価されていることを意味する。抽出されたサンプルを対象とした場合、総戸数が2倍になると約10-12%の資産価値の低下が見込まれる。築年数に関しては、 $D \times AGE$ の係数を見ると、建て替え問題による区分所有建物の資産価値の劣化速度が、賃貸専用マンションよりも早いことが確認できる。

表6 価格関数（推計結果2）

被説明変数 *PRICE*（単位床面積当たりの価格の対数値）

	マッチング法によるサンプル選択							
	[6-1]		[6-2]		[6-3]		[6-4]	
	$\delta = 0.03$		$\delta = 0.02$		$\delta = 0.01$			
<i>RENTHAT</i>	0.578	***	0.584	***	0.618	***	0.664	***
	(0.140)		(0.145)		(0.147)		(0.155)	
<i>UNITS</i>	0.021		0.014		0.001		0.016	
	(0.023)		(0.025)		(0.025)		(0.026)	
<i>AGE</i>	-0.001	***	-0.001	***	-0.001	***	-0.001	***
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
<i>STORIES</i>	-0.020		-0.011		-0.003		-0.012	
	(0.031)		(0.031)		(0.031)		(0.032)	
<i>NEW</i>	-0.008		-0.012		-0.008		-0.016	
	(0.023)		(0.023)		(0.023)		(0.021)	
$D \times RENTHAT$	-0.498	***	-0.505	***	-0.539	***	-0.585	***
	(0.172)		(0.176)		(0.177)		(0.184)	
$D \times UNITS$	-0.123	***	-0.115	***	-0.100	***	-0.119	***
	(0.037)		(0.039)		(0.039)		(0.039)	
$D \times AGE$	-0.001	***	-0.001	***	-0.001	**	-0.001	**
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
$D \times STORIES$	0.035		0.026		0.018		0.027	
	(0.048)		(0.048)		(0.048)		(0.049)	
$D \times REFORM$	0.019		0.019		0.019		0.019	
	(0.036)		(0.036)		(0.036)		(0.036)	
サンプル数	640		628		620		586	
修正決定係数	0.7985		0.8039		0.8042		0.8114	

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。( )内の数値は、White (1980)による修正標準誤差である。連続変数は、築年数 (AGE)を除き、対数変換した値を用いている。地域ダミーに関する推計結果は表示していない。Dは区分所有建物ダミーを表す。

以下の表は、本研究で用いたデータにおいて平均的なマンションを想定し、築年数ごとに区分所有建物および賃貸専用マンションの資産価値を求めたものである。具体的には、都心から電車で15分、駅から徒歩7分に立地し、総戸数50戸7階建て建物の4階部分に位置する、専有面積50平方メートル、南向き角部屋の中古マンションを想定し、家賃関数[5-4]および価格関数[6-4]の推計値を用いて資産価値を求めた。

建物の資産価値（万円）

	区分所有建物	賃貸専用マンション	差額
築1年	3,748	3,811	63
築5年	3,436	3,503	67
築10年	3,089	3,229	140
築20年	2,498	2,780	272
築30年	2,021	2,406	385

推計された築1年の区分所有建物および賃貸専用マンションの資産価値は、それぞれ3,748万円、3,811万円である。築年数が経つにつれて、両マンションの資産価値は低下するが、区分所有建物価格の下落するスピードは賃貸専用マンションと比較して速い。築30年では、区分所有建物は2,021万円、賃貸専用マンションは2,406万円となり、その差額は385万円に及ぶ。両者の差額は合意形成上の問題によって引き起こされる建て替え問題の費用である。

## 5. 結論と今後の課題

区分所有建物では、多様な利害・選好を持った住民が暮らしているため、建て替え決議等について集団における合意形成を図るには、相当の時間的・精神的な労力を必要とする。

本稿では、建て替え問題が区分所有建物の資産価値に及ぼす影響について検証した。建て替えの困難さに関する代理変数として、マンション棟内の総戸数を用いた。総戸数が大きくなるほど、建て替えについての合意形成が難しくなる結果、区分所有建物の資産価値が低下すると考えられる。さらに、建て替え問題の生じるマンションは、こうした問題の無い住宅（賃貸専用マンション）と比較して、資産価格の低下のスピードが速いと予想される。

総戸数を建て替え問題の代理変数として用いる際に、留意点が2つある。第1は、総戸数がマンションの住宅サービスの質を反映している可能性がある点である。本稿ではこの問題に対処するため、はじめに家賃関数を推計し、得られた家賃の推計値を使ってマンションの価格関数を推計することにより、総戸数が今期の住宅サービスに及ぼす影響を取り除くよう努めた。

第2は、価格関数における総戸数の係数が、建て替え問題のみでなく、建て替えに伴う工事費用や建物の容積率の効果を含んでいる点である。そこで、区分所有建物に加え、賃貸専用マンションに関しても同様の推計を行うことにより、建て替え問題に伴う影響のみを抽出することを試みた。

推計の結果、区分所有建物の価格は、総戸数および築年数の増加に伴って、賃貸専用マンション価格よりも有意に低下することが分かった。これは、建て替え問題によって、無視できないコストが生じていることを示している。

今日、日本における老朽化マンションの円滑な建て替えの実施が妨げられている背景には、日本の法制度上の問題に起因するところが大きいと考えられている。日本の区分所有制度の下で建て替えの決議を得るには、区分所有者のうちの5分の4以上の賛成が必要とされ、賛成者たちは、建て替えに同意しない反対者に対して、その区分所有権を「時価」で売り渡すことを請求できることになっている<sup>17</sup>。

しかし、各区分所有権の時価を適切に評価することは難しく、結果的には反対者に対して相当な補償を必要とする。そのため、建て替え反対者が退去を頑に拒んだり、多額の支払いを請求したりする場合があります。建て替えによる利益が賛成者に十分分配されないケースが多数報告されている（国土交通省，2008；東京都，2009）。さらに、建て替え決議において必要な賛成が得られたとしても、反対者が時価による売り渡し請求についての交渉を長引かせれば、実質的に建て替えは不可能になる<sup>18</sup>。

このように、現行の法律の問題上、全会一致が得られない状況では、スムーズかつ効率的な建て替えを実施できないという実態がある。その結果、合意形成のために多大な費用を要するため、適切な建て替えが将来行われるかに関する不確実性が高い。そういった費用やリスクは、区分所有建物の資産価値に反映されている。

---

<sup>17</sup> 区分所有法第六十二条第4項。

<sup>18</sup> Grossman and Hart (1980)は、情報が対称的な下で、既存株主のホールドアウトにより、企業買収が成立しないケースを理論的に示している。Eckart (1985)はホールドアウトの問題を土地開発に応用し、開発者の需要価格についての情報が土地所有者にとって明らかでないとき、小規模地主は大規模地主と比較して強硬になることを示した。建て替え問題は、まさに後者において建て替え反対者が強硬になるケースに対応する。ホールドアウトと土地集約の問題に関しては、Menezes and Pitchford (2004)、O'Flaherty (1994)、Plassman and Tideman (2010)を参照のこと。

この点も踏まえ、本実証研究の今後の拡張および改善点として、以下の3つの点があげられる。第1は、本稿の実証方法に基づいて、米国との比較を行うことにより、日本の区分所有法の影響を分析することができる。米国では、建て替え決議が存在せず、区分所有建物（コンドミニアム）を解消するかどうかに関する決議が行われるのが一般的である。

米国のコンドミニアムでは、基本的に、区分所有者の5分の4以上の賛成によって解消決議が採択され、土地がディベロッパーに売却された後は、各々の区分所有権に応じて収益が分配される。そのため、米国の解消決議では、日本の建て替え決議のように、設計計画や建て替え後の住居選択、それに工事期間中の仮住居費の確保等の決定をする必要が無い上に、区分所有権の市場評価額が明確であるため、比較的スムーズな合意形成が可能であると考えられる。

また、米国の特徴として、コンドミニアムを開発する際、ディベロッパー自身が、決議に必要な賛成票の割合も含めて、私的な管理規定を定めることができる。つまり、利潤最大化を図るディベロッパーは、建設するコンドミニアムの立地やそこでのコミュニティーの特性に応じて、合意形成上のコストを最小化するように管理規定を設定することができる<sup>19</sup>。そのため、日米比較の実証研究は、今後の区分所有法のあり方を議論していく上でも、非常に重要であると考えられる<sup>20</sup>。

第2に、区分所有建物において、区分所有権を持たない借家人が、建て替えに及ぼす影響を検証することも重要である。区分所有法は、あくまで区分所有者を対象とした法律であり、区分所有建物に住む借家人には適用されない。これに対して、福井(2010)によれば、韓国では法改正によって、建て替え決議が可決されると、自動的に借家権が停止することが定められた。しかし、日本では借家法により借家人の居住権が強く保護されているため、借家人を強制的に退去させる際には、多額の補償が必要となる。したがって、日本の建て替え問題を解決するには、区分所有法のみでなく、借家法のあり方についても検討していく必要がある。

第3に、住民の属性やコミュニティーのあり方が、建て替え問題へ及ぼす影響につい

---

<sup>19</sup> Barzel and Sass (1990)は、私的な契約によって区分所有者間の利害に伴う外部性の内部化が可能のため、合意形成上の費用を最小化できることを指摘している。コンドミニアムにおける私的な管理規定については、West and Morris (2003, p. 925)を参照のこと。

<sup>20</sup> Schill et al. (2007)は、総戸数を説明変数に含め、米国のニューヨークにおけるコンドミニアムを対象とした価格関数を推計している。その結果、総戸数が一戸増加するごとに価格は0.0004%低下するという結果が得られている。本稿の実証結果と比較すると、米国のコンドミニアムにおいて、総戸数が価格へ及ぼす影響はきわめて限定的である。ただし、テニユア・チョイスによる内生性の問題や、総戸数が家賃へ及ぼす影響は考慮されていない。

て知ること重要であろう。建て替え決議が難航した事例の中に、高齢者や資金制約のある住民への対応に関するものは数多い（国土交通省，2008；東京都，2009）。そもそも、資金制約が存在せず、マンション内の住民の選好が均一であれば、建て替えの問題は起こらないであろう。

本論文では、住民の属性まで考慮した分析は行えていない。特に、賃貸物件を含む区分所有建物に限定して分析した。一般的に貸し主は、自分で所有して住んでいる区分所有者よりも、建物管理について関心が薄いかもしれない。そのような場合、本研究で用いた区分所有建物のサンプルは、効率的な建物の維持管理投資や建て替えの意思決定が阻害されやすく、家賃や価格が過小評価されている可能性に留意する必要があるだろう。以上のように、住民の多様性に伴う建て替え問題にどう対応していくべきかを検討する上で、より詳細な調査と分析が望まれる。

## 参考文献

- 大竹文雄・山鹿久木（2001）「定期借家権制度が家賃に与える影響」『日本経済研究』42, pp. 1-19.
- 国土交通省（2008）『老朽化マンションの効率的な再生方策の検討業務』国土交通省住宅局市街地建築課.
- 清水千弘・唐渡広志（2007）『不動産市場の計量経済分析』朝倉書店.
- 東京都（2009）『東京のマンション』東京都都市整備局.
- 福井秀夫（2010）「韓国・米国の老朽マンション法制」『税務経理』9007, p. 1.
- 森田学・中村良平（2004）「公営住宅における居住者便益と消費の非効率性」『日本経済研究』50, pp. 19-37.
- 瀬下博之・山崎福寿（2007）『権利対立の法と経済学』東京大学出版会.
- 米野史健（2004）「マンションの老朽建替え事例における合意形成の特徴」『日本建築学会計画系論文集』582, pp. 117-123.
- Barzel, Y., and Sass, T. R. (1990) "The allocation of resources by voting," *Quarterly Journal of Economics*, 105(3), pp. 745-771.
- Bourassa, S. C. (1994) "Immigration and housing tenure choice in Australia," *Journal of Housing Research*, 5(1), pp. 117-137.
- Eckart, W. (1985) "On the land assembly problem," *Journal of Urban Economics*, 18(3), pp. 364-378.

- Grossman, S. J., and Hart, O. D. (1980) "Take bids, the free-rider problem, and the theory of the corporation," *The Bell Journal of Economics*, 11(1), pp. 42-64.
- Heckman, J. (1979) "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- Henderson, J.V., and Ioannides, Y.M. (1983) "A model of housing tenure choice," *American Economic Review*, 73(1), pp. 98-113.
- Hansmann, H. (1991) "Condominium and cooperative housing: Transactional efficiency, tax subsidies, and tenure choice," *Journal of Legal Studies*, 20 (1), pp.25-71.
- Iwata, S., and Yamaga, H. (2008) "Rental externality, tenure security, and housing quality," *Journal of Housing Economics*, 17(3), pp. 201-211.
- Menezes, F., and Pitchford, R. (2004) "The land assembly problem revised," *Regional Science and Urban Economics*, 34(2), pp. 155-162.
- Miceli, T. J. (1989) "Housing rental contracts and adverse selection with an application to the rent-own decision," *AREUEA Journal*, 17(4), pp. 403-421.
- O'Flaherty, B. (1994) "Land Assembly and Urban Renewal," *Regional Science and Urban Economics*, 24, pp. 287-300.
- Olson, M. (1965) "The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups," *Harvard University Press*.
- Plasman, F., and Tideman, T.N. (2010) "Providing Incentives for Efficient Land Assembly," SSRN Working Paper Series.
- Rosen, H. (1979) "Housing decision and the U.S. income tax," *Journal of Public Economics*, 11(1), pp. 1-23.
- Rosenbaum, P.R., and Rubin, D.B. (1984) "Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score," *Journal of the American Statistical Association*, 79(387), pp. 516-524.
- Schill, M.H., Voicu, I., and Miller, J. (2007) "The condominium v. cooperative puzzle: An empirical analysis of housing in New York city," *Journal of Legal Studies*, 36(2), pp. 275-324.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007) "Japanese housing tenure choice and welfare implications after the revision of the tenant protection law," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(3), pp. 357-383.

West, M.D., and Morris, E.M. (2003) "The tragedy of the condominiums: Legal responses to collective action problems after the Kobe earthquake," *American Journal of Comparative Law*, 51(4), pp. 903-940.

## 補論1 建て替えモデル（再開発モデルの応用）

将来に渡り建て替えが続けられるマンションの資産価値について考える。最適な建て替えは、マンション価値が最大となるように実施される。簡単化のために、割引率、建て替え関連費用、新築時のマンション家賃は将来に渡り一定と仮定し、それぞれを  $r$ 、 $C$ 、 $\bar{R}$  と表す。最適な建て替えが行われる場合の新築マンション価格（建て替え直後の価格）を  $P_t^*$  とすると、最大化問題は以下のように表すことができる。

$$P_t^* = \max_T \int_s^T R_s e^{-r(s-t)} ds + (P_t^* - C) e^{-r(T-t)}$$

ここで、 $R_s$  は  $s$  期の家賃、 $T$  は次期の建て替え時期を示す。最適な建て替え時期を  $T^*$ 、最適な建て替え実施直前の家賃を  $R_{T^*}$  とすれば、一階の条件は、

$$R_{T^*} = r(P_t^* - C)$$

を満たす。

次期の建て替えが、最適なタイミングから  $\Delta T$  だけ遅れると想定される場合のマンション価格は、

$$P_t = \int_s^{T^*+\Delta T} R_s e^{-r(s-t)} ds + (P_t - C) e^{-r(T^*-t+\Delta T)}$$

となる。これを  $\Delta T$  で微分すると、

$$\frac{\partial P_t}{\partial \Delta T} = -(R_{T^*} - R_{(T^*+\Delta T)}) e^{-r(T^*-t+\Delta T)} < 0$$

となり、予想される建て替え時期が遅れるほどマンション価格は低くなることが分かる。

また次式のとおり、建て替え関連費用が高いほどマンション価格は低下する。

$$\frac{\partial P_t}{\partial C} = -e^{-r(T^*-t+\Delta T)} < 0$$

さらに、価格の変化率、 $\hat{P}_t \left( \equiv \frac{dP_t}{dt} / P_t \right)$ 、を  $\Delta T$  および  $C$  で微分すると、

$$\frac{\partial \hat{P}_t}{\partial \Delta T} = -\frac{R_t}{(P_t)^2} (R_{T^*} - R_{(T^*+\Delta T)}) e^{-r(T^*-t+\Delta T)} < 0$$

$$\frac{\partial \hat{P}_t}{\partial C} = -\frac{R_t}{(P_t)^2} e^{-r(T^*-t+\Delta T)} < 0$$

が得られる。このことから、建て替えが遅れるほど、あるいは、建て替え関連費用が高くなるほど、マンション価格の低下率が大きくなることが確認できる。

## 補論2 テニユア・チョイス関数

借家にするか持ち家にするかという選択の問題は、テニユア・チョイス問題と呼ばれる。テニユア・チョイスに関する既存研究は、理論や実証において数多い。たとえば、Henderson and Ioannides (1983)や Miceli (1989)では、所得の高い世帯ほど、持ち家を購入する傾向があることを、それぞれ実証および理論で明らかにしている。また、Rosen (1979)や Bourassa (1995)は、家族のメンバーが多いほど、持ち家に住む確率が高いことを実証的に示している。

このように、テニユア・チョイスの意思決定に関する内生性の問題がある場合、単純なOLS推計では、家賃関数や価格関数に関する不偏推定量を得ることができない。このような内生性の問題に対処するために、Heckman (1979)は、いわゆるヘックマンの2段階推計法(Heckitとも呼ばれる)を提唱した。そこでは、1段階目にプロビット推計を行い、そこで推計された逆ミルズ比を用いて、2段階目でOLS推計を行うことで、不偏推定量を推計する。

本稿では、販売および賃貸市場においてデータが抹消される直前の情報を用いて、消費者のテニユア・チョイスによる内生性の問題に対処する<sup>21</sup>。まず、テニユア・チョイス関数をプロビット推計し、次に、逆ミルズ比の推計値を用いて、家賃関数および価格関数の推計を行った。1段階目でテニユア・チョイス関数を推計する際の説明変数として、当該住戸階数のマンション総階数に対する割合、当該住戸の床面積の対数値、南向きダミー、角部屋ダミーに加え、寝室の数を含めた。寝室の数は、家族メンバーの数の代理変数と考えることができ、家計が持ち家を購入する確率に対して、正の影響があると予想できる。

この推計では、総戸数、築年数、最寄り駅までの徒歩時間、CBDまでの電車時間、地域ダミーなどの、マンションの特徴や立地条件に関する変数は含めなかった。なぜならば、区分所有建物のサンプルを抽出する際に、賃貸物件と分譲物件が同時に存在しているマンションに限定しており、さらには、マンション棟内における借家率を観察するこ

<sup>21</sup> 日本では住宅の取引価格に関するデータの入手が困難であるという問題があり、観察可能な住宅供給者の希望価格(オファー価格)を用いた研究が多く(大竹・山鹿(2001)、森田・中村(2004)、清水・唐渡(2007)など)、本稿でも区分所有建物に関してはオファー価格をベースに分析を行っている。ただし本稿では、市場から抹消される直前のデータを抽出することで、取引価格のデータが得られると想定している。つまり、データが抹消されたのは、買い手および借り手が現れたために、取引が成立したためと考えられる。そのため、取得データは消費者の購入および賃借データとして捉えることができ、消費者の意思決定の問題として、テニユア・チョイスの問題を取り扱うことができる。さらに、もしオファー価格のデータが無差別に抽出されたものである場合は、賃貸するか売却するかという住宅所有者の意思決定に関する内生性を考慮しなければならないが、本稿のデータは借り手及び買い手の付いた物件の情報が抽出されている点で、住宅所有者の意思決定を考慮するにはサンプルセレクションバイアスの問題が内在する。こうしたデータの下では、消費者のテニユア・チョイスとして内生性の問題を考慮するのが妥当であると考えられる。

表7 テニユア・チョイス関数

被説明変数：賃貸物件ダミー（賃貸物件＝1、分譲物件＝0）		
<i>UNIT FLOOR / BUILDING FLOOR</i>	-0.009	(0.064)
<i>FLOOR SPACE</i>	-0.229	(0.156)
<i>BED ROOMS</i>	-0.121*	(0.068)
<i>SOUTH</i>	0.254***	(0.088)
<i>CORNER</i>	0.004	(0.096)
<i>CONS</i>	1.044**	(0.427)
サンプル数	943	
擬似決定係数	0.0318	

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。

とができないため、そもそもサンプルがランダムに抽出されていないからである。そのため、マンションに関する情報をテニユア・チョイス関数の推計で用いることにより、推計バイアスを生じさせる危険性がある。

推計結果は、次項の表7に記されている。被説明変数は、賃貸物件ダミー（賃貸物件＝1、売出物件＝0）である。寝室の数は、10%水準で負の値で有意である。また、多重共線性の問題により有意ではないものの、床面積に関する係数も負の値を示しており、既存研究の結果と整合的である<sup>22</sup>。

ヘックマンの2段階推計法における2段階目の推計においては、1段階目のプロビット推計で得られた逆ミルズ比（ハザード比とも呼ばれる）を、家賃関数および価格関数の説明変数に加えて OLS 推定を行う。家賃関数において使用する逆ミルズ比は、 $\hat{\lambda}_i^{rent} = \phi(z_i' \hat{\theta}) / (1 - \Phi(z_i' \hat{\theta}))$ を用いる。ここで、 $\phi$ は、標準正規密度関数、 $\Phi$ は標準正規累積密度関数、 $z_i$ はテニユア・チョイス関数の各変数、 $\hat{\theta}$ は各変数の係数に関する推計値を表す。また、価格関数で使用する逆ミルズ比は、 $\hat{\lambda}_i^{own} = -\phi(z_i' \hat{\theta}) / \Phi(z_i' \hat{\theta})$ によって求められる。

### 補論3 PSM 法によるサンプルの選択

第4.2節における分析の目的は、区分所有建物と賃貸専用マンションにおける、家賃および価格関数の推計値を比較することにある。第4.1節では、それぞれのマンションタイプに関して、建て替え問題を説明する重要な変数（総戸数と築年数）が、マンショ

<sup>22</sup> もちろん、床面積を一定とした場合でも寝室の数が家賃に直接的な影響を及ぼしていることも考えられる。もしデータの入手が可能であるならば、世帯の所得などを操作変数として用いることで、より頑健な結果が得られるであろう。

ンの資産価値にどういった影響を及ぼしているかを、別々に推計した。しかしここでは、抽出されたサンプルの偏りや、ディベロッパーの意思決定に関する内生性の問題があるため、推計された両マンションの関数を単純に比較することはできない。

本稿では、総戸数と築年数に関してサンプルを制限し、Rosenbaum and Rubin (1984) によって提唱された PSM (Propensity Score Matching) 法をもとに、サンプル内の区分所有建物の特徴  $z$  に似た、賃貸専用マンションを抽出する。つまり、下の(3)式のように、区分所有建物の特徴  $z$  を条件とした際のマンションタイプが、両マンションにおける家賃、価格関数とは独立になるよう、賃貸専用マンションのサンプルを選択する。

$$f_1(\bullet), f_0(\bullet) \perp D | z \quad (3)$$

ここで、 $f_1(\bullet)$  と  $f_0(\bullet)$  は、それぞれ区分所有建物  $D=1$  (トリートメント群)、と賃貸専用マンション  $D=0$  (コントロール群) に関して、推計される家賃および価格関数を示す。Rosenbaum and Rubin (1984) は、適切な条件の下で、 $z$  を条件とすることと、 $\Pr(D=1|z)$  を条件とすることが同値であることを示した。これに従えば、区分所有建物の条件付き確率 (プロペンシティブスコアと呼ばれる) をもとに、賃貸専用マンションを選択することで、両マンションタイプにおけるサンプルのバイアスを軽減することができる。

本稿では、まず、区分所有建物を賃貸物件と売り出し物件のサンプルに分け、プロビット推計をした。被説明変数を区分所有建物ダミー (区分所有建物=1、賃貸専用マンション=0) とし、説明変数には、総戸数、建築年度、1戸当たり床面積、CBD までの電車時間、最寄り駅までの徒歩時間、当該マンションの総階数を用いた。つぎに、プロビット推計で得られたプロペンシティブスコアをもとに、各区分所有建物のスコアの一定範囲 (カリパー) 以内において、スコアが重なる賃貸専用マンションを抽出した。本稿では、カリパーの範囲を、0.3、0.2、0.1 と幅を持たせてサンプルの選択を行った。

本来 PSM 法では、(3)式を満たすコントロール群を選び出し、アウトプット (この場合、家賃と価格) をトリートメント群と直接比較する。しかし、本研究のデータでは建物によって家賃や価格の情報が住戸単位であったり棟単位であるため、区分所有建物と賃貸専用マンションとの直接的な比較をする場合は、棟に関する延べ床面積および専有延べ床面積の詳細が別途必要となる。本稿では、そのような詳細は得られないものの、選択されたサンプルをプールして、総戸数と築年数の係数を比較することで建て替え問題の影響を検証することができる。

表8 プロビット推計

被説明変数：D（区分所有建物＝1、賃貸専用マンション＝0）

	区分所有建物のサンプル		分譲物件	
	賃貸物件			
<i>UNITS</i>	0.027***	(0.003)	0.028***	(0.004)
<i>YEAR</i>	-0.128***	(0.010)	-0.147***	(0.013)
<i>FLOOR SPACE</i>	0.003*	(0.002)	0.006***	(0.002)
<i>TRAIN</i>	0.005	(0.007)	0.019**	(0.008)
<i>WALK</i>	0.033*	(0.017)	0.024	(0.019)
<i>STORIES</i>	0.013	(0.025)	0.048	(0.030)
<i>CONS</i>	252.67***	(19.84)	291.07***	(24.92)
サンプル数	867		679	
擬似決定係数	0.3903		0.4598	

注) \*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、有意水準1%、5%、10%を表す。*YEAR* は建築年度である。