

## 既成市街地における木賃住宅更新行動のモデル分析

京都大学工学部 正員 吉川和広  
鳥取大学工学部 正員 小林潔司

京都大学工学部 学生員 文 世一  
京都大学工学部 学生員○有野充朗

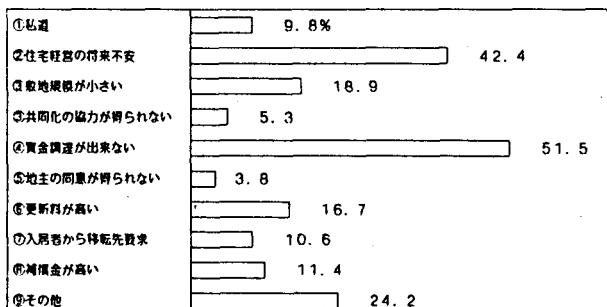
**1.はじめに** 大都市圏の既成市街地では、低質な木造住宅の密集による居住環境の悪化が問題となっている。このような地区は広範に広がっているため全面的な再開発是不可能であり、地区の改善には木賃住宅所有者の自力更新に多くを期待せざるを得ない。そこで本研究ではこのような更新を促進させるためには木賃住宅所有者の建て替え行動メカニズムを分析し、これに基づいて規制、誘導のあり方を検討することが重要であると考え、アンケート調査のデータを用いて非集計的建て替えモデルを作成し、木賃住宅の建て替え行動メカニズムを明らかにすることを試みたものである。

### 2. アンケート調査内容と集計結果

本研究に用いたデータは豊中市庄内地域内全ての木造共同住宅経営者939名(1260棟)を対象に行なわれたアンケート調査の個票であり、得られたサンプルは644棟(回収率51.1%)である。この調査では経営者の

建て替え意向	表1 住宅形式別建て替え意向				
	全体	アパート	文化住宅	長屋・その他	不明
①建て替える予定	64 (9.9)	24 (15.9)	27 (6.5)	12 (18.8)	1
②建て替えないが障害がある	132 (20.5)	33 (21.9)	81 (19.5)	16 (25.0)	2
③等価交換、信託方式なら建て替えを考える	16 (2.5)	2 (1.3)	14 (3.4)	0 (0.0)	0
④建て替えの予定なし	301 (46.8)	62 (41.1)	209 (50.3)	24 (37.5)	6
⑤住宅経営をやめる (処分先を探しているを含む)	75 (11.6)	18 (11.9)	48 (11.6)	8 (12.5)	1
⑥無回答	56 (8.7)	12 (7.9)	36 (8.7)	4 (6.2)	4
合計	644 (100.0)	151 (100.0)	415 (100.0)	64 (100.0)	14

建て替えに関する意向と共に住宅の特性、経営の実態を調べている。建て替えの意向の集計結果は表1に示す通りである。「建て替える予定」というのは10.9%と少ないものの「建て替える予定」「建て替えないが障害がある」、「等価交換、信託方式なら建て替えを考える」を加えた「建て替え志向」は36%となり、潜在的な建て替え志向は無視できないことがわかった。またこれを住宅形式ごとに調べると長屋、アパートの建て替え意向が高く、文化住宅は低いことがわかった。またこの調査では、「建て替えないが障害がある」と答えた人に対しては、建て替えに障害のある理由を複数回答で調べている。その結果は図1に示す通りであるが、大きな障害として「資金調達が出来ない」、「住宅経営の将来が不安」等があるが、「敷地規模が小さい」や、「私道のため関係権利者の同意が得られない」等は、狹小な住宅が密集し、基盤施設が著しく不足している庄内地区の特異性を示していると言え、このような障害を除去し潜在的需要を顕在化させることが重要な政策課題であると言える。



### 3. 木賃住宅所有者の建て替え意向のモデル化 木賃住宅所有者の行動仮説は利潤最大化

Kazuhiro YOSHIKAWA Kiyoshi KOBAYASHI Seiji MUN Mitsuo ARINO

と考えられる。木賃住宅所有者が建て替えるかどうかの行動を起こした後、N年後に木賃住宅を売却すると想定した場合の今後N年間の利潤の現在価値は、建て替えを行わない場合を $\pi_1$ 、行う場合を $\pi_2$ とすると表2の(1), (2)式のように定義される。従って木賃住宅所有者は $\pi_2 - \pi_1$ が大きい程建て替えを行う確率が大きいと考え、さらに(3)式の $\varepsilon_2, \varepsilon_1$ の確率分布がガンベル分布であると仮定すると、建て替え行動確率は(4)式のようにロジットモデルで表される。しかし実際の建て替えには、図1の結果から明らかなように様々な障害があるため、利潤の差が大きいからといってただちに建て替えが行われるわけではない。本研究では表1に示したように5つの選択肢の内、直接建て替え意向の選択を行うと考えるよりも、まず利潤差に基づいて建て替えを志向するかどうかの選択モデル（モデル1）、および建て替え志向の中で実際に建て替えを行うかどうかの選択モデル（モデル2）の二つのモデルを作成することとした。

すなわちモデル1は木賃住宅所有者が感じている建て替えの必要性、およびモデル2は建て替えの可能性を表わすものといえる。パラメータ推定は、これらの利潤を直接計測することは非常に困難であるため説明変数には代理変数を用いている。推定結果は表3、4に示す通りである。以下にここで用いられた説明変数の内主要なものについて説明をする。

まずモデル1において、敷地面積当りの家賃の差は、建て替え後に期待される家賃と現在の家賃収入との差で表わされ、これが大きいほど建て替えが行われる可能性が高いと考えられる。容積率増加分は、各建物が建て替えた場合に可能な容積率と現在の容積率との差を表わしている。住宅形式は木賃住宅が文化住宅である場合1の値をとる1-0変数であり、パラメータの値が負であることからアパート等の方が建て替え志向が大きいことを示している。次にモデル2において、接道ダミーは、木賃住宅が公道あるいは幅4m以上の私道に接している場合1の値をとる1-0変数であり、建築基準法による接道義務を満足しているため、建て替えが容易であることを示している。

4. おわりに 本研究で作成したモデルの精度はまだ満足のいくものではないが、これは木賃住宅経営者の経営意欲や建てかえ資金の調達の問題等、主要な要因でありながらモデルに導入できなかった点があげられる。そこで今後はいかにしてこのような要因を取り込むかが課題であると考える。

表2 モデルの定式化

$$\pi_1 = \sum_{t=1}^N \frac{\frac{N((1-r_{t1})R_{t1}) - C_{t1}}{(1+i)^{t-1}} + \frac{V_1}{(1+i)^N} + \varepsilon_1}{\sum_{t=1}^N \frac{N((1-r_{t2})R_{t2}) - C_{t2}}{(1+i)^{t-1}} + \frac{V_2}{(1+i)^N} - C_0 + \varepsilon_2} \dots (1)$$

$$\pi_2 = \sum_{t=1}^N \frac{\frac{N((1-r_{t2})R_{t2}) - C_{t2}}{(1+i)^{t-1}} + \frac{V_2}{(1+i)^N} - C_0 + \varepsilon_2}{\sum_{t=1}^N \frac{N((1-r_{t1})R_{t1}) - C_{t1}}{(1+i)^{t-1}} + \frac{V_1}{(1+i)^N} + \varepsilon_1} \dots (2)$$

$\pi_1$ ：建て替えない場合の今後N年間の利潤  $\pi_2$ ：建て替えた場合の利潤

$r_{t1}, r_{t2}$ ：空家率  $R_{t1}, R_{t2}$ ：家賃

$C_{t1}, C_{t2}$ ：維持コスト  $V_1, V_2$ ：売却価格

$C_0$ ：建設コスト  $i$ ：割引率  $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ ：確率変動項

$$\pi_2 - \pi_1 = \frac{\frac{N((1-r_{t2})R_{t2}) - (1-r_{t1})R_{t1}) + (C_{t2} - C_{t1})}{(1+i)^{t-1}}}{\frac{V_2 - V_1}{(1+i)^N} - C_0 + (\varepsilon_2 - \varepsilon_1)} \dots (3)$$

$P_2 = \text{Prob}(\pi_2 > \pi_1) \quad P_2$ ：建て替えを行う確率

$$= \frac{\exp(\pi_2)}{\exp(\pi_1) + \exp(\pi_2)}$$

$$= \frac{\exp(\pi_2 - \pi_1)}{1 + \exp(\pi_2 - \pi_1)} \dots (4)$$

表3 パラメータ推定結果 モデル1

説明変数	パラメータ	t値
住宅形式	-0.27125	1.287
空家率	0.23599	0.444
建築年数	-0.06524	0.250
容積率増加分	-0.23106	1.000
敷地面積当り家賃の差	0.10701	1.183
定数	-0.37515	1.494
的中率	0.6360	尤度比 0.0615

表4 パラメータ推定結果 モデル2

説明変数	パラメータ	t値
住宅形式	-0.65010	2.109
敷地面積	0.43230	1.321
接道ダミー	0.52819	1.670
定数	-1.07534	2.938
的中率	0.6967	尤度比 0.1484