

# 長寿命化政策が住宅市場にもたらす影響に関する研究：

## 住替え行動と中古住宅取引に着目したマッチングモデルによる均衡アプローチ\*

The Policy Effects of Extending the Life Time Expectancy for Residential Housing:  
Preference Change, Tradability of Secondhand Housing and Matching Equilibrium \*

丹呉允\*\*・横松宗太\*\*\*・石倉智樹\*\*\*\*

By Makoto TANGO\*\*・Muneta YOKOMATSU\*\*\*・Tomoki ISHIKURA\*\*\*\*

### 1. はじめに

日本の住宅は、築100年を超える住宅が多く残る欧米に比べて、寿命が短いのが現状である<sup>1)2)</sup>。しかし、こうした寿命の短い日本の住宅が、現在、大きな転換期を迎えている。住宅に対するニーズの多様化・高度化、人口・世帯減少社会の到来、環境制約の高まりといった社会背景により、政府は従来の「フロー重視」から「ストック重視」へと住宅政策の基本方針を大きく転換した。そして、2009年には「長期優良住宅の普及促進制度」という住宅の長寿命化に向けた取り組みが始まった。

政府は住宅の長寿命化がもたらすメリットとして、①環境負荷の低減、②国民負担の軽減、③国民資産の向上を挙げている<sup>3)</sup>。しかしこのような目標が、長寿命化が住宅市場における家計の行動と市場均衡にもたらす影響を考慮したときに、どのくらい互いに整合的であるかは明らかにされていない。そこで本研究は、ライフスタイルやライフステージの変化による家計の住替え行動と中古住宅取引に着目したマッチングモデルを構築し、長寿命化政策が住宅市場にもたらす影響を分析する。

家計のニーズの変化を考慮した住宅市場のマッチングモデルとしては、Wheaton<sup>4)5)</sup>のモデルがプロトタイプとして後に続く多くの研究に参照されている。そこで本研究は、Wheatonのモデルを拡張するかたちで住宅寿命の有限性を考慮したモデルを構築し、長寿命化政策が住宅市場にもたらす影響を分析する。

モデルの基本設定はWheatonに従い、以下のように

モデルを拡張する。まず、新築住宅の供給および耐用年数超過による住宅の取り壊しを考慮し、住宅ストックが時間変化するモデルとする。次に、家計の住替え行動について、家計は住替え先として新築住宅と中古住宅を選択できるようにする。さらに、中古住宅市場の非効率性を「1期間に中古住宅市場で取引される中古住宅の量には一定の制約がある」という仮定により表現し、中古住宅取引量を明示的に扱うモデルとする。

### 2. モデルの定式化

#### (1) 集計の状態の遷移と定常状態

##### a) 家計タイプ

家計の総数を  $H$  とし、家計を2つのタイプに分類する。各タイプの家計は、タイプ1家計が  $H^1$ 、タイプ2家計が  $H^2$  存在する。

$$H = H^1 + H^2 \quad (1)$$

毎期、タイプ  $i$  家計は確率  $\beta^i$  でタイプ  $j$  家計へと変化する。したがって、各タイプの家計数の時間変化は以下のように定式化できる。

$$\dot{H}^1 = -\beta^1 H^1 + \beta^2 H^2 \quad (2a)$$

$$\dot{H}^2 = \beta^1 H^1 - \beta^2 H^2 \quad (2b)$$

##### b) 住宅タイプ

家計と同様、住宅にも2つのタイプが存在し、タイプ1住宅が  $S^1$ 、タイプ2住宅が  $S^2$  存在する。さらに、住宅には耐用年内住宅と耐用年数超過住宅があり、タイプ  $i$  ( $i=1,2$ ) の耐用年内住宅は  $S^{1g}$ 、耐用年数超過住宅は  $S^{1b}$  存在する。

$$S^i = S^{ig} + S^{ib} \quad (3)$$

##### c) 家計と住宅のマッチング

家計は、自らのタイプと合致したタイプの住宅および耐用年数内の住宅を選好する。すなわち、タイプ  $i$  家計は、タイプ  $i$  の耐用年数内住宅から最も高い効用を得ることができ、他のタイプの住宅や耐用年数超過住宅からはより低い効用しか得ることができない。このような家計とその家計が居住する住宅の組み合わせにより、タイプ  $i$  家計の状態を以下のように分類する。

\*キーワード：住宅立地、長寿命化、マッチングモデル

\*\*学生員、東京大学大学院公共政策学教育部

\*\*\*正員、博(工)、京都大学防災研究所

(京都府宇治市五ヶ庄, TEL: 0774-38-4279,

E-mail: yoko@drs.dpri.kyoto-u.ac.jp)

\*\*\*\*正員、博(情)、東京大学大学院工学系研究科

(東京都文京区本郷7-3-1, TEL: 03-5841-0566,

E-mail: ishikura@csur.t.u-tokyo.ac.jp)

$M^i$  : タイプがマッチした (タイプ*i* の) 耐用年数内住宅に居住する状態.  $D^i$  : タイプがマッチした耐用年数内住宅に居住し, タイプがミスマッチした (タイプ*i* でない) 耐用年数内住宅を保有する状態.  $S^i$  : タイプがミスマッチした 耐用年数内住宅に居住する状態.  $MB^i$  : タイプがマッチした耐用年数超過住宅に居住する状態.  $SB^i$  : タイプがミスマッチした耐用年数超過住宅に居住する状態.

また本モデルでは, 制度的制約により全ての家計に対してホームレス状態は認められないと仮定する. 従って, 家計が住宅を住み替える際には初めに新しい住宅を確保し, 次いで古い住宅を売却する段取りを辿る. その間家計は一時的に2戸の住宅を保有することになり, 古い住宅は空き家として中古住宅市場で買い手が見つかるのを待つことになる. よって全住宅ストック数は常に全家計数を上回る. また家計は必ず5つのいずれかの状態にあるので, 以下の等式が成り立つ.

$$H^i = HM^i + HD^i + HS^i + HMB^i + HSB^i \quad (4)$$

ただし,  $HM^i, HD^i, HS^i, HMB^i, HSB^i$  : 各状態の家計数.

#### d) 家計の状態遷移

家計は, ①家計タイプの変化, ②新居への住替え, ③中古住宅の売却, ④住宅の耐用年数の超過という4つのイベントによって状態が変化する (図-1).

①家計タイプの変化は, すべての家計が確率  $\beta^i$  で直面している. 家計タイプの変化により,  $M^i \leftrightarrow S^j$  や  $MB^i \leftrightarrow SB^j$  という家計の状態遷移が起こる.

②新居への住替えは, 住宅とミスマッチ状態にある家計 ( $S^i, MB^i, SB^i$  家計) がミスマッチ解消のために行う. 住替えを望む家計は, まず, 新居として新築と中古のどちらの住宅に住替えるかを選択する. 状態  $h$  ( $h = S^i, MB^i, SB^i$ ) の家計が新築を選択する確率を  $n_h^i$ , 中古を選択する確率を  $1-n_h^i$  とする. 中古を選択した家計は, 次に, 中古住宅市場においてニーズとマッチした住宅を探す. 中古住宅サーチは確率的にしか成功せ

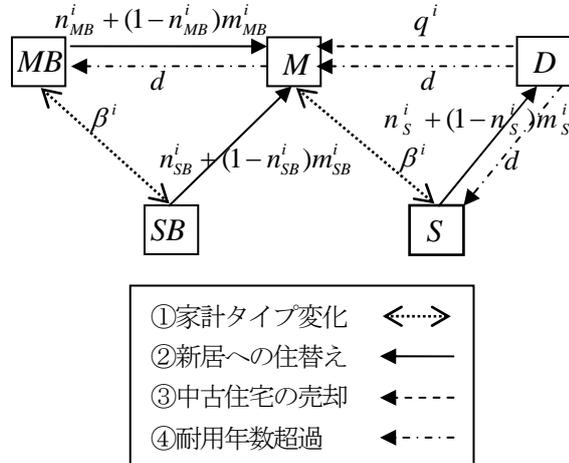


図-1 家計の状態遷移と遷移確率

ず, 成功確率は家計のサーチ努力水準に依存する. サーチ努力を行った後に探索が成功する確率を  $m_h^i$  とする.

③中古住宅の売却により,  $D^i \rightarrow M^i$  という家計の状態遷移が起こる. 耐用年数内住宅から新居へと住替えた家計は, 住替え前の住宅と新居の2戸を保有する  $D^i$  状態となる.  $D^i$  家計は住替え前の住宅を市場で売却しようとするが, 売却は確率的にしか成功しない. ここで, 売却の成功確率を  $q^i$  とする.

④住宅の耐用年数超過は, 每期, 確率  $d$  で起こる. 住宅が耐用年数を超過するまでにかかる期間の期待値, すなわち住宅寿命は, この耐用年数超過確率  $d$  の逆数として表される. 住宅の耐用年数超過が起こると, 耐用年数内住宅に居住する家計に  $M^i \rightarrow MB^i, S^i \rightarrow SB^i, D^i \rightarrow M^i, S^i$  という状態変化が起こる.

状態遷移による各状態の家計数の時間変化を定式化すると, 以下の(5)-(9)式となる.

$$\begin{aligned} \dot{H}M^i = & -(\beta^i + d)HM^i + (q^i + d)HD^i \\ & + (n_{MB}^i + (1-n_{MB}^i)m_{MB}^i)HMB^i \\ & + (n_{SB}^i + (1-n_{SB}^i)m_{SB}^i)HSB^i + \beta^j HS^i \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \dot{H}D^i = & (n_S^i + (1-n_S^i)m_S^i)HS^i \\ & - (\beta^i + d + q^i + d)HD^i + \beta^j HD^j \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \dot{H}S^i = & -(\beta^i + d + n_S^i + (1-n_S^i)m_S^i)HS^i \\ & + dHD^i + \beta^j HM^j \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \dot{H}MB^i = & dHM^i + \beta^j HSB^j \\ & - (\beta^i + n_{MB}^i + (1-n_{MB}^i)m_{MB}^i)HMB^i \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \dot{H}SB^i = & dHS^i + \beta^j HMB^j \\ & - (\beta^i + n_{SB}^i + (1-n_{SB}^i)m_{SB}^i)HSB^i \end{aligned} \quad (9)$$

ただし,  $\beta^i$  : 家計タイプの変化確率,  $d$  : 住宅の耐用年数超過確率,  $n_h^i$  : 新築住宅への住替え確率,  $m_h^i$  : 中古住宅の探索成功確率,  $q^i$  : 中古住宅の売却成功確率.

#### e) 住宅の状態変化と住宅ストックの時間変化

住宅ストックを耐用年数内住宅, 耐用年数超過住宅, 耐用年数内空き家に分類する. それぞれ, 新築住宅の供給や耐用年数超過による取り壊し, 家計の住替え行動により, 時間とともに数量が変化する. 各住宅ストックについて, 耐用年数内住宅:  $S^{ig}$ , 耐用年数超過住宅:  $S^{ib}$ , 耐用年数内空き家:  $V^{ig}$  とすると, それぞれの時間変化は以下のように定式化できる.

$$\begin{aligned} \dot{S}^{ig} = & d(HM^i + HS^i) \\ & - (n_{MB}^i + (1-n_{MB}^i)m_{MB}^i)HMB^i \\ & - (n_{SB}^i + (1-n_{SB}^i)m_{SB}^i)HSB^j \end{aligned} \quad (10)$$

$$\dot{S}^{ib} = n_S^i HS^i + n_{MB}^i HMB^i + n_{SB}^i HSB^i - dS^{ig} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \dot{V}^{ig} = & (m_S^j + n_S^j)HS^j + \beta^i HD^i - \beta^j HD^j \\ & - q^i V^{ig} - d(V^{ig} + HD^j) \end{aligned} \quad (12)$$

#### f) 中古住宅市場の需給均衡

中古住宅市場では, 以下の需給均衡条件が成り立つ.

$$\begin{aligned}
q^i V^{ig} &= (1 - n_S^i) m_S^i H S^i \\
&+ (1 - n_{MB}^i) m_{MB}^i H M B^i \\
&+ (1 - n_{SB}^i) m_{SB}^i H S B^i
\end{aligned} \quad (13)$$

中古住宅の売却成功確率  $q^i$  は、(13)式で表される中古住宅市場の需給均衡条件を満たすように決定される。

g) 対称形のモデルと定常状態

以下では、(1)~(13)式を家計タイプについて対称なモデルとする。すなわち、2つの家計タイプは、住宅タイプに対する選好を除き、数や行動についてすべて対称であるとする。このとき、各状態の家計数と住宅ストックはタイプに関して対称となり、(1)~(13)式においてタイプを表す添え字  $i, j$  を落とすことができる。

(5)~(12)式で表される各状態の家計数や住宅ストックの時間変化について、それらすべての微分方程式がゼロとなる状態を定常状態とする。本研究では、集計量が時間変化しない定常状態を均衡状態として捉え、分析の対象とする。

(2) 家計の状態の経済価値と中古住宅価格

a) 中古住宅市場の非効率性

本研究では、中古住宅市場の非効率性を「市場における1期間内の取引量には上限値が存在する」という仮定により表現する。この取引量の上限値を取引キャパシティ  $\sigma$  とすると、均衡状態における中古住宅取引量は取引キャパシティ  $\sigma$  に一致する。

$$\sigma = qV \quad (14)$$

(14)式より、中古住宅の売却成功確率  $q$  は、外生的に決定される取引キャパシティ  $\sigma$  を空き家数  $V$  で除したものと決定される。したがって、空き家の増加により売り手の競争条件は厳しくなり、売却成功確率は低下することになる。

b) 家計の状態の割引期待現在価値

家計が住宅から得る効用の大きさは、居住する住宅とのマッチングの状態に依存する。每期、各状態の家計が住宅から得る効用のフローは、 $UM, US, UMB, USB$  である。ただし、 $D$  家計はタイプのマッチした耐用年数内住宅に居住しているため、 $UM$  の効用を得る。

また、各家計がそれぞれの状態にいるときに、現在から一生にわたって得られる厚生割引期待現在価値は、 $WM, WD, WS, WMB, WSB$  である。

c) 家計の住替え行動

家計の住替え行動には、①中古住宅のサーチ行動における最適な努力水準の決定と、②新築/中古住宅選択の意思決定の2つがある。

まず、①中古住宅のサーチ行動について述べる。今期中古住宅サーチを行った家計が取引に成功する確率をマッチング確率  $m_h$  と呼ぶ。このマッチング確率  $m_h$  は、各家計のサーチ努力水準  $e_h$  に応じて以下のマッチング関数により決定される。

$$m_h(e) = \sigma \cdot \frac{e_h}{\sum_h (1 - n_h) H_h e_h} \quad (15)$$

ただし、 $h$  : 家計状態 ( $h = S, MB, SB$ )、 $\sigma$  : 取引キャパシティ、 $e_h$  : サーチ努力水準、 $H_h$  : 各状態の家計数、 $1 - n_h$  : 中古住宅選択確率。

サーチ行動は負の外部性を有し、他の家計のマッチング確率を低下させる。したがって、(15)式のように、自分自身の努力水準とともに他の家計の努力水準にもマッチング確率は依存する。しかし、他の家計の努力水準を観測することは難しく、各家計が外部性の程度を正確に把握することはできない。そこで、家計は自らのサーチ努力水準のみから主観的マッチング確率  $\tilde{m}(e_h)$  を予測し、それに基づいてサーチ行動を行うとする。

中古住宅のサーチ行動において、家計は中古住宅サーチにより得られる期待厚生を最大化するように最適なサーチ努力水準  $e_h^* = e_h^*(P^m)$  を決定する。

$$\max_{\{e_h\}} \{-C_S(e_h) + \tilde{m}(e_h)(X_h - P^m)\} \quad (16a)$$

$$FOC: \frac{\partial \tilde{m}(e_h^*)}{\partial e_h}(X_h - P^m) = \frac{\partial C_S(e_h^*)}{\partial e_h} \quad (16b)$$

ただし、 $h$  : 家計状態 ( $h = S, MB, SB$ )、 $e_h$  : サーチ努力水準、 $C_S(e_h)$  : サーチ費用、 $\tilde{m}(e_h)$  : 主観的マッチング確率、 $P^m$  : 中古住宅価格、 $X_h$  : 住替えによる状態変化により得られる期待厚生の増分。

$$X_S = WD - WS$$

$$X_{MB} = WM - C_D - WMB$$

$$X_{SB} = WM - C_D - WSB$$

次に、②新築/中古住宅選択の意思決定について述べる。家計は、最大化された中古住宅サーチによる期待厚生と、新築住宅購入による期待厚生を比較することで、住替え先について新築/中古住宅選択を行う。

・中古住宅サーチによる期待厚生:

$$-C_S(e_h^*(P^m)) + \tilde{m}(e_h^*(P^m))(X_h - P^m)$$

・新築住宅購入による期待厚生:

$$X_h + \varepsilon_h - P^n$$

ただし、 $P^n$  : 新築住宅価格、 $\varepsilon_h$  : 新築プレミアム。

新築プレミアム  $\varepsilon$  は、自らが住宅を新築したという達成感や社会的ステイタスを得たという満足感など、購入時点で発生する心理的効用を表す。新築プレミアム  $\varepsilon$  は確率分布  $f(\varepsilon)$  に従うとし、市場において確率分布  $f(\varepsilon)$  は周知の事実であるとする。

ここで、状態  $h$  の家計にとって新築/中古住宅選択が無差別となる新築プレミアム  $\tilde{\varepsilon}_h$  を定義する。

$$\begin{aligned}
&-C_S(e_h^*(P^m)) + \tilde{m}(e_h^*(P^m))(X_h - P^m) \\
&= X_h + \tilde{\varepsilon}_h - P^n
\end{aligned} \quad (17)$$

このとき、家計は  $\varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}_h$  のとき新築住宅を選択し、 $\varepsilon \leq \tilde{\varepsilon}_h$  のとき中古住宅を選択する。したがって、住替えに直面した家計の今期から次期にかけての厚生変化の期待値は、以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned}
&F(\tilde{\varepsilon}_h) \{-C_S(e_h^*(P^m)) + \tilde{m}(e_h^*(P^m))(X_h - P^m)\} \\
&+ (1 - F(\tilde{\varepsilon}_h))(X_h + E[\varepsilon | \Lambda_h] - P^n)
\end{aligned}$$

ただし、 $F(\tilde{\varepsilon}_h)$ ：中古選択確率、 $1-F(\tilde{\varepsilon}_h)$ ：新築選択確率、 $\Lambda_h = \{\varepsilon | \varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}_h\}$ 、 $E[\varepsilon | \Lambda_h]$ ：新築プレミアム  $\varepsilon$  が  $\varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}_h$  に存在するという条件の下での新築プレミアム  $\varepsilon$  の期待値。

各家計にとって  $F(\tilde{\varepsilon}_h)$  および  $1-F(\tilde{\varepsilon}_h)$  は、それぞれ中古選択確率および新築選択確率を表す。一方、マクロな視点からは、それぞれ中古選択家計割合および新築選択家計割合とみなすことができる。前節の家計を集計的に扱ったモデルでは、新築購入家計割合を  $n_h$  と定義した。したがって、 $n_h = 1-F(\tilde{\varepsilon}_h)$  と表すことができる。

#### d) 家計の状態の経済価値

各家計の状態の経済価値は、各状態の割引期待現在価値として捉えることができる。すなわちそれらは今期のフローである効用と、次期の状態変化に伴う期待キャピタルゲインの和として以下のように構成される<sup>6)</sup>。

$$rWM = UM \quad (18)$$

$$-\beta(WM - WS) - d(WM - WMB)$$

$$rWD = UM - C_M + q(WM - WD + P^m) \quad (19)$$

$$-d(WD + C_D - WM) - d(WD + C_D - WS)$$

$$rWS = US + \beta(WM - WS) - d(WS - WSB) \quad (20)$$

$$+ F(\tilde{\varepsilon}_S) \max_{\{e_S\}} [-C_S(e_S) + \tilde{m}(e_S)(WD - P^m - WS)]$$

$$+ \{1 - F(\tilde{\varepsilon}_S)\}(WD + E[\varepsilon | \Lambda_S] - P^n - WS)$$

$$rWMB = UMB - \beta(WMB - WSB) \quad (21)$$

$$+ F(\tilde{\varepsilon}_{MB}) \max_{\{e_{MB}\}} \left\{ \begin{array}{l} -C_S(e_{MB}) \\ + \tilde{m}(e_{MB})(WM - P^m - C_D - WMB) \end{array} \right\}$$

$$+ \{1 - F(\tilde{\varepsilon}_{MB})\}(WM + E[\varepsilon | \Lambda_{MB}] - P^n - C_D - WMB)$$

$$rWSB = USB + \beta(WMB - WSB) \quad (22)$$

$$+ F(\tilde{\varepsilon}_{SB}) \max_{\{e_{SB}\}} \left\{ \begin{array}{l} -C_S(e_{SB}) \\ + \tilde{m}(e_{SB})(WM - P^m - C_D - WSB) \end{array} \right\}$$

$$+ \{1 - F(\tilde{\varepsilon}_{SB})\}(WM + E[\varepsilon | \Lambda_{SB}] - P^n - C_D - WSB)$$

ただし、 $r$ ：割引率、 $\beta$ ：家計タイプ変化確率、 $d$ ：耐用年数超過確率、 $q$ ：中古住宅の売却確率、 $C_M$ ：空き家の維持管理費用、 $C_D$ ：住宅の取り壊し費用、 $P^m$ ：中古住宅価格、 $P^n$ ：新築住宅価格、 $e_h$ ：サーチ努力水準、 $C_S(e_h)$ ：サーチ費用、 $\tilde{m}(e_h)$ ：主観的マッチング確率、 $F(\tilde{\varepsilon}_h)$ ：中古住宅選択確率、 $1-F(\tilde{\varepsilon}_h)$ ：新築住宅選択確率、 $\varepsilon$ ：新築プレミアム、 $\tilde{\varepsilon}_h$ ：新築選択と中古選択が無差別になるときの新築プレミアム、 $\Lambda_h$ ： $\Lambda_h = \{\varepsilon : \varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}_h\}$  で定義される家計が新築を購入する新築プレミアムの範囲、 $E[\varepsilon | \Lambda_h]$ ：新築プレミアム  $\varepsilon$  が  $\varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}_h$  に存在するという条件の下での新築プレミアム  $\varepsilon$  の期待値。

#### c) 中古住宅価格の決定条件

中古住宅価格は、買い手の平均的余剰と売り手の余剰が等しくなるように決定されるとする。すると、中古住宅価格の決定条件は、(23)式のように定式化することができる。

$$\sum_h \frac{F(\tilde{\varepsilon}_h(P^m)) m_h(e^*(P^m)) H_h}{\sum_k F(\tilde{\varepsilon}_k(P^m)) m_k(e^*(P^m)) H_k} (X_h - P^m) = P^m - X_D \quad (23)$$

左辺は買い手の平均的余剰である。取引を行う各状態の家計数が取引家計総数に占めるシェアを掛けることでそれぞれの家計の余剰を重み付けし、平均的余剰を求めている。右辺は売り手の余剰である。

### 3. 長寿命化の効果に関する数値解析

#### (1) パラメーターと関数の設定

本章では、前章で定式化されたモデルを用いて、長寿命化の効果に関する数値解析を行う。具体的には、(4)~(15)式から成る連立方程式体系を解くことにより、市場の均衡状態を求めている。なお、本稿では、各パラメーターに表-1に示す値を、各関数に以下の(24)~(26)式を与えている。

$$\text{サーチ費用関数： } C_S(e_h) = \frac{2}{3} c e_h^{\frac{3}{2}} \quad (24)$$

$$\text{主観的マッチング関数： } \tilde{m}(e_h) = 2a e_h^{\frac{1}{2}} \quad (25)$$

$$\text{確率密度関数： } f(\varepsilon) = \begin{cases} \frac{1}{\bar{\varepsilon} - \underline{\varepsilon}} & \text{for } \varepsilon \in [\underline{\varepsilon}, \bar{\varepsilon}] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (26)$$

表-1 各パラメーターの数値

パラメーター		数値
耐用年数超過確率	$d$	0.05
家計タイプ変化率	$\beta$	0.1
取引キャパシティ	$\sigma$	5
サーチ費用関数の係数	$c$	100
主観的マッチング関数の係数	$a$	0.5
新築プレミアムの最大値	$\bar{\varepsilon}$	2000
新築プレミアムの最小値	$\underline{\varepsilon}$	-400
新築価格	$P^n$	2000
取り壊し費用	$C_D$	200
維持管理費用	$C_M$	10
利子率	$r$	0.05
各状態の家計が得る効用のフロー	$UM$	200
	$US$	100
	$UMB$	150
	$USB$	50
家計総数	$H$	100

## (2) 長寿命化政策の影響

本モデルでは、住宅寿命を耐用年数超過確率 $d$ の逆数として表現している。したがって、耐用年数超過確率 $d$ を低下させていったときの定常状態を比較することにより、長寿命化政策の効果を検証する。

図-2は、横軸に住宅寿命をとり、縦軸にその住宅寿命の下での定常状態における各変数の値をとっている。以下では、図-2のように得られた均衡解を分析することにより、長寿命化政策のもたらす影響を明らかにする。

### a) 長寿命化政策のもたらすメリット

長寿命化政策がもたらすメリットは、1点目が耐用年数超過住宅の減少、2点目が取り壊し住宅の減少である。

1点目について、耐用年数超過住宅ストックおよびその住宅に居住する家計数（*HMB* および *HSB*）は、長寿命化政策により図-2(a),(b)のように減少する。耐用年数超過住宅の減少は、耐用年数超過住宅ストックへの流入数の減少および流出数の増加によりもたらされる。すなわち、耐用年数超過確率が小さくなると、各期に新たに耐用年数を超過する住宅は減少する。さらに、耐用年数超過住宅に居住する家計は、中古住宅価格の下落（図-2(c)）によりサーチ努力水準を高めて、より高い確率で住替えに成功するようになる。耐用年数超過住宅の減少は、災害に強い社会を実現するという点で社会的に望ましい。

2点目の取り壊し住宅数の減少は、耐用年数超過住宅の減少により実現する。取り壊し住宅数の減少は、住宅の取り壊しにより排出される廃棄物のつながり、環境的視点から望ましい結果である。長寿命化政策によりもたらされるメリットのひとつとして政府が挙げている「環境負荷の軽減」の実現を、本研究からも明らかにすることができた。

### b) 長寿命化政策のもたらすデメリット

長寿命化政策により生じるデメリットは、1点目がタイプについてのミスマッチ家計の増加、2点目が空き家の増加と売却待ち時間の増加である。

1点目のタイプについてのミスマッチ家計の増加の背景には、中古住宅価格の下落がある（図-2(c)）。家計が安い価格で中古住宅を購入して住替えられるということは、住替え前に住んでいた住宅も安い価格でしか売却できないということを意味する。加えて、長寿命化政策は空き家の増加をもたらし、空き家の売却を困難にしまう（図-2(b),(c)）。すなわち、新居へ住替えても維持管理費用という空き家の保有コストを負担しなければならず、それを賄うだけの売却益が得られる保証はないのである。したがって、中古住宅価格の下落によって住替え費用が低下しても、タイプについてのミスマッチ家計には住替えインセンティブがそれほど働かないのである。

2点目の空き家の増加と売却待ち時間の増加は、空き家保有家計の維持管理費用を増やし、さらには景観の悪化、治安の悪化といった社会的費用の増加ももたらす（図-2(c)）。長寿命化政策による空き家の増加が社会的に望ましくないのは、同時に売却待ち時間も増加しているからである。空き家ストックが多く、売却待ち時間が長いということは、多くの住宅資源が利用されずにいるということで、極めて非効率的な状態である。一方、空

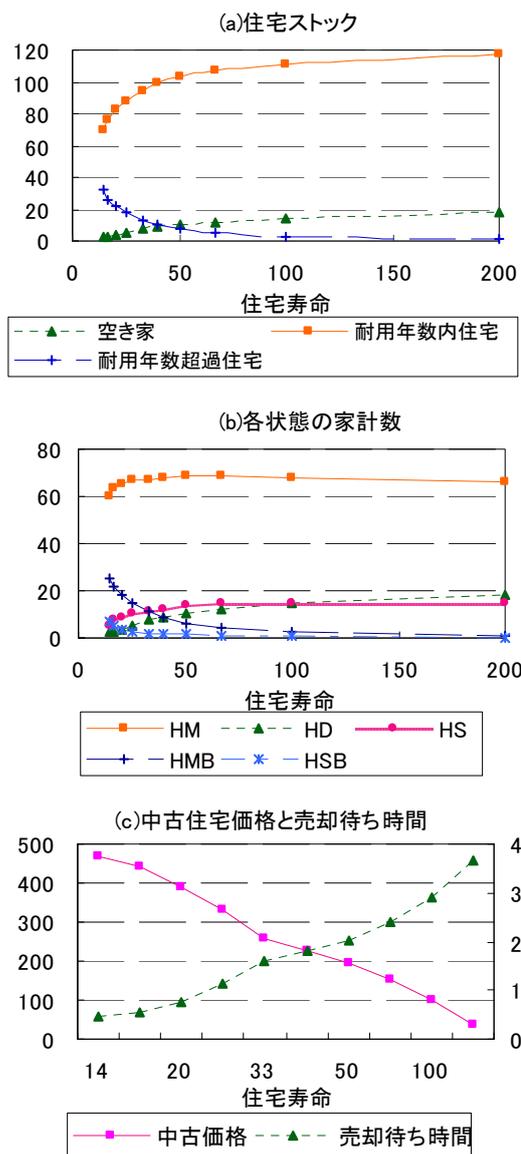


図-2 長寿命化が各変数に与える影響

き家ストックが多くても売却待ち時間が短ければ、活発な中古住宅取引が家計の旺盛な住替え需要を満たしているということであり、社会的に望ましい状態である。

中古住宅市場の取引数が一定の状態でも長寿命化が進むと、前述したように空き家ストックが増加しているにも関わらずミスマッチ家計が増加するという問題が起こる。それを解決するための方策として、以下では市場の取引キャパシティを増大させるような取り組みの効果について分析する。

### (3) 補完的政策の効果

本節では、長寿命化政策の補完的政策として取引キャパシティ $\sigma$ を向上させたとき、長寿命化の影響がどう変化するかを分析する。

図-3のグラフは、取引キャパシティ $\sigma$ の向上という補完的政策の有無による長寿命化政策の効果の違いを示したものである。グラフの横軸は住宅寿命であり、縦軸は補完的政策の(A)あり、(B)なしのそれぞれの場合で

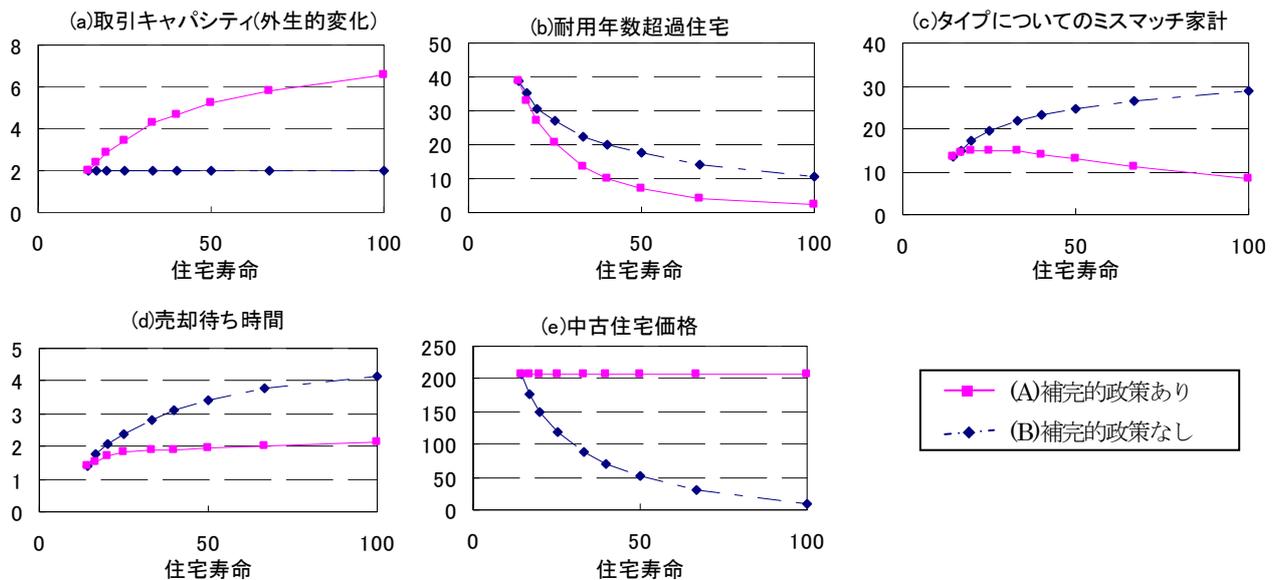


図-3 補完的政策（取引キャパシティの増加）の有無が長寿命化政策の効果に与える影響

の定常状態における各変数の値である。(A)補完的政策ありのケースでは、住宅寿命の増加とともに取引キャパシティ $\sigma$ を図-3(a)のように増加させている。

取引キャパシティの増加という補完的政策は、長寿命化政策の効果をより望ましいものにする。まず、耐用年数超過住宅がより減少する(図-3(b))。次に、タイプについてのミスマッチ家計の増加、および、売却待ち時間の増加という長寿命化政策がもたらすデメリットが緩和される(図-3(c), (d))。

取引キャパシティの増加は、市場がより多くの住替え需要を満たすことができるようになるということである。したがって、住替えを望む家計は時間を掛けずに中古住宅を購入することができるようになり、住宅に対して不満を持つミスマッチ家計は減少する。すなわち、耐用年数超過住宅に居住する家計およびタイプについてのミスマッチ家計は減少する。また、取引の活性化は中古住宅の買い手だけでなく、売り手にもメリットをもたらす。市場の取引量が増加すると、売り手は短い時間で空き家を売却できるようになる。売却待ち時間が短くなると、維持管理費用の負担が減少し、売り手にとって望ましい状況となる。こうした中古住宅の流動性の高まりは、中古住宅価格を上昇させる。市場の取引量が少ない状況では、長寿命化政策は空き家の増加を通じて中古住宅価格の下落をもたらす。しかし、中古住宅の流動性が高めれば、高い価格を設定しても取引が成立するため、長寿命化が進んでも中古住宅価格は維持される(図-3(e))。

#### 4. おわりに

本研究では、長寿命化による住宅ストック構成の変化や中古住宅市場の効率性に着目し、ニーズの変化や住宅の耐用年数超過により住替える家計が、市場で中古住宅を取引するというマッチングモデルを構築した。それ

により、長寿命化政策が住宅市場にもたらすメリット・デメリットを明らかにし、さらに、長寿命化政策の補完的政策として、中古住宅市場の活性化策の効果を明らかにした。

本モデルを拡張することによって、今後さまざまな切り口から住宅の長寿命化に関連した問題にアプローチすることができる。また、モデルをキャリブレーションが可能なたちへと修正することで、実際のデータを用いた定量的分析を実行し、より実践的な政策議論に資する結果を得ることも可能である。

#### 参考文献

- 1) 小松幸夫：住宅寿命について，住宅問題研究，Vol.16 No.2，2000.
- 2) 川本聖一，安東正雄：住宅・土地統計調査から算出した日本の住宅寿命に関する考察，日本建築学会計画系論文集，第74巻，第635号，pp.209-216，2009.
- 3) 社会資本整備審議会：社会資本整備審議会答申 長期にわたり使用可能な質の高い住宅を整備・普及させていくための方策について，2008.  
(<http://www.mlit.go.jp/kisha/kisha08/07/070225/01.pdf>) 2010年5月1日現在.
- 4) Wheaton, W.C.: Vacancy, search, and prices in a housing market matching model, The Journal of Political Economy, Vol.98, No.6, pp. 1270-1292, 1990.
- 5) DiPasquale, D., Wheaton, W.C. [瀬古美喜，黒田達朗訳]：都市と不動産の経済学，創文社，2001.
- 6) 今井亮一，工藤教孝，佐々木勝，清水崇：サーチ理論 分権的取引の経済学，東京大学出版会，2007.