

人口変動と住替えを組込んだ年齢階層・住宅型別世帯数推計モデルの構築

THE ESTIMATION MODEL OF HOUSEHOLDS BY AGE OF MAIN EARNER AND TENURE OF DWELLING BASED ON POPULATION CHANGE AND HOUSEHOLD MOVEMENT

小峯 裕*, 中園 真人**, 鷗 心治***

Yutaka KOMINE, Mahito NAKAZONO and Shinji IKARUGA

The purpose of this study is to formulate the estimation model of households by age and housing types that incorporated the fluctuation of population and household movement. For the case study, three prefectures are selected, Yamaguchi, Fukuoka and Miyazaki, and applying the model from 1993 to 1998, the comparison is carried out with real value. In case of Yamaguchi, about the all tenure of dwelling, the accuracy of households were 0.9. And especially, in the Owned houses and Rented houses owned privately, the accuracy were high by age.

Keywords : *estimation model of households, main earner's age, tenure of dwelling, residential mobility, the fluctuation of population and household movement, housing supply*

世帯数推計モデル, 世帯主年齢, 住宅の所有関係, 社会移動, 人口変動と住替え, 住宅供給

1. 序論

1.1 研究の背景と目的

地域世帯数の推計は、居住水準目標や建設必要戸数を設定する際に用いられ、また居住世帯数の増減により住宅政策の有効性を評価する上でも利用される。近年の住宅政策はストックを有効活用する循環型の住宅市場を目指しているため、世帯数推計の手法には、住替えを考慮して、住宅フローとストックを連動させることが求められている。また、住要求や住宅取得能力は世帯主(主な働き手)年齢によって差が生じ¹⁾、それに伴い住宅の所有関係(以下住宅型)が変化する。さらに日本の人口構造には団塊の世代とその子供世代のピークがあり²⁾、今後は高齢層への急激なシフトが予測されるなど、年齢構造の変化があることを考慮すると、高齢世帯の増加や少子化、生産年齢人口の減少などの今日的課題に対応した住宅計画をたてるため、世帯主年齢の把握も必要であると考えられる。

これまで住宅需給構造の分析に関連する研究成果は様々な観点から蓄積されている³⁾。この中で本論に関連する研究について概観すると、住替え世帯の定量的分析として、文献 4)は新規の持家供給が既存の住宅市場にどのような波及効果を与えるかの実態分析を住調の再集計結果から行っている。その際、世帯の住替え過程を新規供給住宅と中古住宅への住替えの 2 段階で捉えているのが特徴

である。さらに文献 9)も住替え過程を 2 段階で捉え、新規住宅供給による住替え連関モデルの定式化が行われている。この推計モデルでは圏域における顕在需要比率を設定することにより住宅型別住替え世帯数が求められ、住替え波及効果が詳細に把握されている。しかも住替えることにより発生する空家の算出も可能であるなど汎用性が高く、その後、居住水準への応用や住宅供給計画へと発展させているが、居住世帯の年齢階層の把握が課題としてあげられる。一方、住宅需要と人口構造変動の研究として、文献 11)はコーホート分析による人口予測と住替えを考慮した重回帰分析を組み合わせ、年齢階層別入居人口を推計し、人口回復のための有効供給住宅数が推計されている。この研究は転入者数を年齢・住宅型別に推計する点で注目されるが、全体としての住替え状況を把握するものではない。以上の既往研究成果をふまえると、住替え連関モデルと人口・世帯数変動を組み合わせた、年齢階層・住宅型別世帯数の推計が開発可能であると考えられる。

そこで本論文では、新規供給住宅による住替え世帯数の推計モデルに、人口推計と年齢別主世帯数推計を組み込んだ、年齢階層・住宅型別世帯数推計モデル(以下本モデル)を構築し、本モデルより得られた推計結果の信頼性を考察する。

1.2 モデルの構造

* 山口大学大学院理工学研究科システム工学専攻
博士後期課程・工修
** 山口大学工学部感性デザイン工学科 教授・工博
*** 山口大学工学部感性デザイン工学科 助教授・工博

Doctoral Course, Division of System Eng., Graduate School of Science and Engineering, Yamaguchi-Univ., M. Eng.
Prof., Department of Perceptual Science and Design Engineering, Faculty of Science and Engineering, Yamaguchi-Univ., Dr. Eng.
Assoc. Prof., Department of Perceptual Science and Design Engineering, Faculty of Science and Engineering, Yamaguchi-Univ., Dr. Eng.

本モデルの基本構造は、図1の3段階で構成される。まず第1段階ではコーホート法を用いて年齢階層別人口を算出し、主世帯率と住宅型別構成比を乗じることで、年齢階層別に住宅型別移動世帯数が把握できるよう定式化する。また死亡率推計モデルと住宅型比配分モデル、単身世帯率推計モデルより居住者がいなくなり消滅する世帯の定式化を行う。そして、それぞれ算出した年齢別移動世帯数を第2段階の新規供給住宅への住替え及び第3段階の中古住宅への住替え過程へ組み込む。この二段階は基本的に文献9)川上氏の住替え連関モデル(以下川上モデル)であるが、第1段階で人口推計から年齢別移動世帯数を求めたことにより第2,3段階も年齢階層別に定式化が可能となる。図1の各設定比率の添字; kが年齢階層別に分かれていることを示す。この第1段階の設定と第2,3段階の住替え連関モデルとの連動が本モデルの発展部分である。

本研究において「住宅型; $i(j)$ 」^{注2)}の変化は一定の性質があると考え、5年程度の将来予測なら過去の傾向が継続すると仮定する。ここで初期年を時点t、推計期間を5年間とした時、 $t-5 \sim t$ 期間の変化量もしくはさらに過去のデータを用いた時系列変化の回帰分析により、地域内住替え比率、地域外住替え(転入出)比率、消滅世帯率などの変動パラメータを設定する。そして新規供給量を説明変量とした住替え世帯数の算定式を構築する。なお、第2段階で投入する新規供給住宅数は、時系列法の他に社会経済的な要因および政策的な要因を考慮した住宅建設量算出モデルを構築することで、より実用性が高まると考える。しかし本報は、住替え連関モデルを年齢別に算出するように展開させることに主眼を置いたことから、今回の計算では過去の平均値を用いた。このようにまず本報では、t期以前の変化量によりパラメータを設定し、 $t \sim t+5$ 期間における新規住宅供給による世帯数推計を行い、推計モデルの精度を考察する。そして統報では、 $t \sim t+5$ 期間のデータよりパラメータ設定を行い、実際の建設量を投入して、住宅型変化や転入出動態などの年齢別住替え構造の把握や来住圏特性の分析を論ずる予定である。

2. 本モデルにおける5つの発展要素

本モデルの発展要素は5項目である。1)2)は第1段階の移動世帯の年齢階層別算出法、3)は高齢世帯の推計精度向上のための新係数、4)は第2段階の初期状態の定義、5)は空家の精度向上するための設定係数を記述する。

1) 転入転出世帯

川上モデルでは、圏域内と外の移動世帯を一つの工程で表しているため、転出、消滅、消失世帯の区分がされていない。圏域内外の移動世帯は対象地域の世帯数増減に影響を与えることから重要と考えられる。図1第1段階左側の人口移動より推計される性別年齢別転入者数; $I_k(s)$ (性別)に年齢別転入世帯率; rPI_k を乗じて年齢別転入世帯数; PI_k を求め、住宅型別に按分することにより年齢・住宅型別転入世帯数; $HI_{i,k}$ を算出する。そして新規住宅購入率; ns_i を乗じて新規供給住宅への転入世帯; $Q1_{i,k}$ を算出し、第2段階の推計フローに組み込む。一方、中古住宅への転入世帯; $Q2_{i,k}$ は購入率; $(1 - ns_i)$ を用いて算出し、第3段階推計フローに加える。同様に性別年齢別転出者数; O_k に年齢別転出世帯率; rPO_k を乗じて年齢別転出世帯数; PO_k を求め、住宅型別構成比を乗じることで年齢・住宅

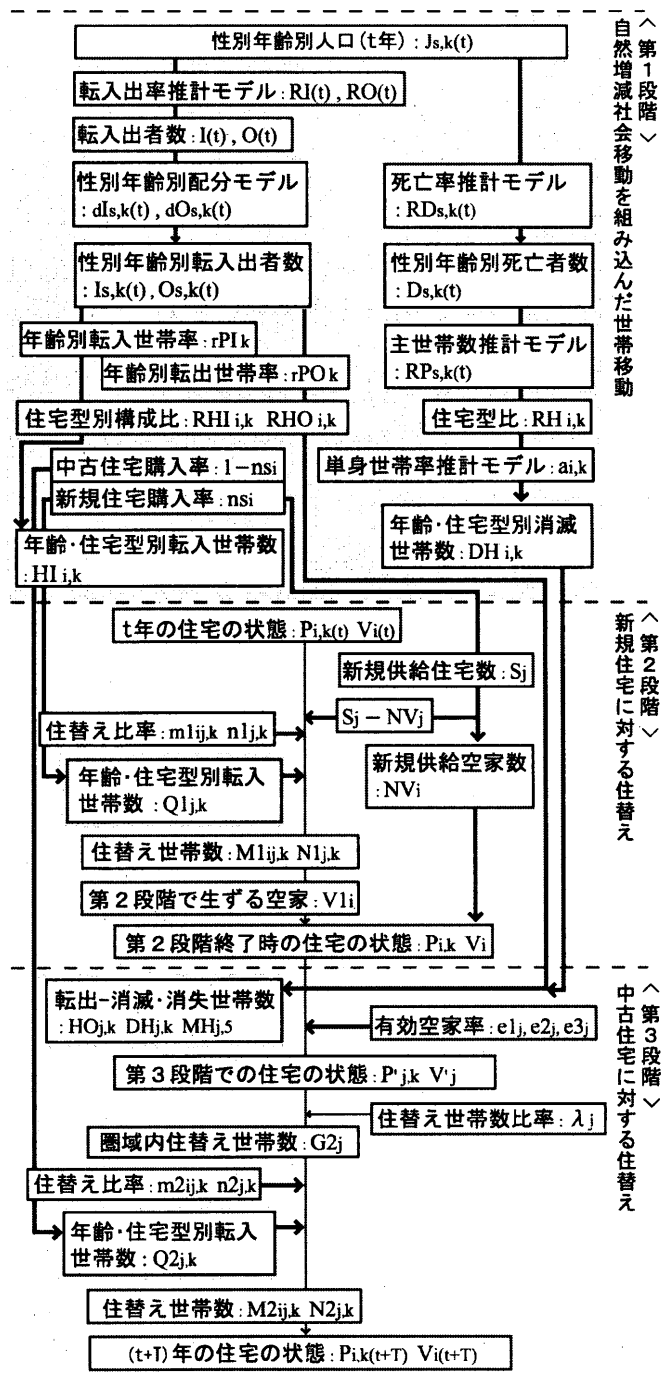


図1 3段階推計モデル構造

型別転出世帯数; $HO_{i,k}$ を算出し、第2段階の住替え終了時の居住世帯; PI_k から差し引く。

2) 消滅世帯

川上モデルでは2時点の人口推移より人口消滅率を設定し、その比率を世帯の消滅率に読み替えて消滅世帯を算出している。本モデルでは死亡率推計モデル、主世帯率推計モデルと住宅型比配分モデルを組み合わせ、これに単身世帯率を乗ずることにより年齢・住宅型別消滅世帯数; $DH_{i,k}$ を推計し、第2段階の住替え終了時の居住世帯; PI_k から差し引く。

3) 消失世帯

高齢になると身体機能が低下するため、長期的な入院や介護福祉

施設などへ入所する可能性が高い。ここで住調においては、単身居住者が病院や社会福祉施設などへ長期間入院すると、その住宅は「空家」として集計されるため、この移動状況が把握されていない。そこで高齢世帯の施設への移動に伴い発生する単身世帯の減少を消失世帯、 $MH_{j,s}$ と定義し推計モデルに組み込み、高齢世帯の推計精度向上を目指す。

4) 年齢階層別の比率設定

初期年; t の主世帯を本モデルでは $P_{i,k}(t)$ と年齢別に集計した。また初期状態における空家数 $V(t)$ を住宅型別に按分して $V_i(t)$ とし、図 1 の第 2 段階最上部に記述した。最終的には第 3 段階最下部の「 $(t+T)$ 年の住宅の状態; $P_{i,k}(t+T)$ $V_i(t+T)$ 」を求める。第 2、3 段階での住替えの定義は、住調より得られる居住形態間における住替え量から転入世帯数 $Q_{1,k}$ を差し引いて住替え量; $M_{j,k}$ 、 $N_{j,k}$ を算出し、年齢・住宅型別住替え比率 $m_{j,k}$ 、 $n_{j,k}$ を設定する。

5) 有効空家数の推計

住替え連関モデルでは空家の推移も把握できるため、その推計精度の向上も目指す。まず川上モデルでは新規供給住宅に発生する空家はゼロと仮定されているが、本モデルでは $t \sim t+5$ 年で新規に供給される住宅型 j の住宅数; S_j のうち、入居者がなく空家として残される住宅を新規供給空家; NV_j とする。次に住宅型別有効空家率; $E1_j$ 、「賃貸又は売却用の住宅」における有効空家率; $E2_j$ 、「長期間居住者不在の住宅」の有効空家率; $E3_j$ の三つの有効空家率を設定し、空家の状態が老朽化し居住不可能な世帯数を差し引き、さらに持家に関しては建て替え住宅数を引いて、住替え終了時の有効空家数; $V_i(t+T)$ をより詳細に推計する。

以上の 5 要素を川上モデルに組み込んで定式化を行う。

3. 人口変動を組み込んだ住替え連関モデル

本章では推計モデルの構造を記述し定式化を行う。以下に本モデルにおいて設定する係数や比率、利用データを記述する。なお特に記述がない表番号は 1993 年(H5)住調の表番号を示す⁴⁾。そして 1989 年~1993(H1~5)年の変化量を用いてパラメータ設定を行う。

3.1 第 1 段階の推計フレーム

第 1 段階は、まず人口推計と転入転出者数推計モデル、転入転出世帯数推計モデルより年齢・住宅型別転入世帯数・転出世帯数を推計する。次に年齢・住宅型別消滅世帯数推計モデルにより、消滅世帯を推計する。そして消失世帯を算出し世帯数推計モデルに組み込む。

(a) 年齢・住宅型別転入転出世帯数推計フロー

転入転出率; $RI(t)$ 、 $RO(t)$ は人口千人当たりの転入転出者総数と定義し、1988 年から 1993 年の人口移動統計調査より時系列回帰式⁵⁾を求める。

$$RI(t); (\text{転入者総数} / \text{人口})$$

$$RO(t); (\text{転出者総数} / \text{人口})$$

t 年の性別年齢別人口を $J_{s,k}(t)$ と表す。性別年齢階層別への配分は、性別年齢別転入者数の転入転出者総数に対する比を構成比 $dI_{s,k}$ 、 $dO_{s,k}$ として定義し、先の転入転出者総数に乘じる。これを 5 年間繰り返し、 t 年~ $t+5$ 年の性別年齢別転入転出者数を算出する。ここで用いる 1993 年性別年齢別人口は、人口推計資料を使用する(式 1,2)。

$$dI_{s,k}; \text{性別年齢別転入者数} / \text{転入者総数}$$

$$dO_{s,k}; \text{性別年齢別転出者数} / \text{転出者総数}$$

$$I_{s,k}(t) = RI(t) \times \sum_{k1=1}^{17} \sum_{s=1}^2 J_{s,k1}(t) \times dI_{s,k1} / 1000 \quad \dots\dots\dots(1)$$

$$O_{s,k}(t) = RO(t) \times \sum_{k1=1}^{17} \sum_{s=1}^2 J_{s,k1}(t) \times dO_{s,k1} / 1000 \quad \dots\dots\dots(2)$$

s ; 性別 ($s=1$: 男, 2 : 女)

t ; 年 (西暦下 2 ケタ)

k ; 年齢階層 ($k1=1, 2, \dots, 16$, 5 才間隔, 17 : 80 歳以上)

推計される性別年齢別転入者数; $I_{s,k1}$ を 5 つの年齢階層にまとめ、年齢別転入世帯率; rPI_{k2} を乗じて⁶⁾年齢別転入世帯数; PI_{k2} を求める(式 3)。そして年齢・住宅型別構成比; $RHI_{i,k2}$ を用いて按分することにより⁷⁾年齢・住宅型別転入世帯数; $HI_{i,k2}$ を算出する(式 5)。同様に年齢・住宅型別転出世帯数; $HO_{i,k2}$ を算出する(式 4,6)。これ以降 k と示された添字は年齢階層 5 つの $k2$ を意味する。

年齢別転入世帯率; rPI_{k2} の算出は、非収録第 91 表の転入世帯数に第 44 表から求められる従後⁸⁾の年齢構成比を乗じて年齢別転入世帯数を算出し、式(1)から求まる 1989~1993 年の年齢別転入者数で割ることにより求める。転出世帯率; rPO_{k2} は、全国版第 100 表の転出世帯数と第 44 表の従前の年齢構成比を用いた同様の操作より求める。住宅型別構成比配分法の住宅型構成比; $RHI_{i,k}$ は、式(3)で算出した年齢・住宅型別転入世帯数の年齢別総数を分母として、住宅型別構成比を求める。転出世帯も同様な手法を用いる。

$$PI_{k2}(t+5) = rPI_{k2} \times \sum_{s=1}^2 I_{s,k2}(t+5) \quad \dots\dots\dots(3)$$

$$PO_{k2}(t+5) = rPO_{k2} \times \sum_{s=1}^2 O_{s,k2}(t+5) \quad \dots\dots\dots(4)$$

$$HI_{i,k2}(t+5) = PI_{k2}(t+5) \times RHI_{i,k2}(t+5) \quad \dots\dots\dots(5)$$

$$HO_{i,k2}(t+5) = PO_{k2}(t+5) \times RHO_{i,k2}(t+5) \quad \dots\dots\dots(6)$$

i ; 住宅種類

($i=1$: 持家, 2 : 民営借家, 3 : 公営借家, 4 : 給与住宅)

$k2$; ($k2=1$: 29 歳以下, 2 : 30 代, 3 : 40 代, 4 : 50 代, 5 : 60 歳以上)

* これ以降 k と示された添字は年齢階層 5 つの $k2$ を意味する。

(b) 年齢・住宅型別消滅世帯数推計フロー

年齢・住宅型別消滅世帯数の推計は、まず死亡率 $RD_{s,k1}(t)$ を人口当たりの死亡者数と定義し、性別年齢階層別に時系列回帰式を求める。ここでは国勢調査を用いる。

$$RD_{s,k1}(t); (\text{性別年齢別死亡者数} / \text{性別年齢別人口})$$

この死亡率を 5 倍し、それに各年齢別人口を乗じ、 t 年~ $t+5$ 年までの年齢別死亡者数とする(式 7)。

$$D_{s,k1}(t) = RD_{s,k1}(t) \times 5 \times J_{s,k1}(t) \quad \dots\dots\dots(7)$$

次に性別年齢別主世帯率は年齢別人口当たりの主世帯数と定義し、性別年齢階層別に時系列回帰式を求める。これも国勢調査を用いて算出する。

$$RP_{s,k1}(t); (\text{性別年齢別主世帯数} / \text{性別年齢別人口})$$

式(7)で求めた死亡者数に主世帯率を乗じ、住宅型比; $RH_{j,k}$ を用いて按分し、さらに年齢・住宅型別単身率を乗ずることにより、年齢・住宅型別消滅世帯数を算出する。年齢・住宅型別単身率; $a_{i,k}$ は居住世帯に占める単身世帯数の割合と定義し、第 34 表から算出し、5 年間一定とする(式 8,9)。

$$PD_{s,k1}(t+5) = RP_{s,k1}(t+5) \times D_{s,k1}(t+5) \quad \dots\dots\dots(8)$$

$$DH_{i,k} = a_{i,k} \times \sum_{s=1}^2 PD_{s,k}(t+5) \times RH_{j,k}(t+5) \quad \dots\dots\dots(9)$$

(c) 消失世帯数

社会福祉施設等への住替え世帯を消失世帯; $MH_{j,5}$ と定義し、高齢世帯の減少として推計モデルに組み込む。第 2 表に標される「その他の建物」の準世帯の世帯人員; q を施設居住者数とみなす。さらに入所者が施設へ来る前の居住形態の比率を b と設定し、施設居住世帯に乗じて、高齢世帯の住宅型構成比; $RH_{i,5}$ を乗じることにより $MH_{i,5}$ を算出する(式 10)。入所前の居住形態は、1998 年社会福祉施設等調査報告より全国値を使用する^{注9)}。

$$MH_{i,5} = q \times b \times RH_{i,5} \quad \dots\dots\dots(10)$$

3.2 第 2 段階の推計フレーム

第 2 段階は計画期間内に新規供給される住宅に対する住替えを表すものであり、このとき生ずる住替えをその従前の居住形態によって、圏域外からの転入世帯; Q 、圏域内の住宅型別主世帯の住替え; M 、圏域内で新たに形成される新規形成世帯; N に分類する。

まず住宅の初期状態である時点 t に、住宅型 i の住宅に居住し世帯主の年齢階層が k である主世帯数を $P_{i,k}(t)$ 、空家数を $V_i(t)$ とする。このとき主世帯総数; $H(t)$ は式(11)で表される。ここで年齢・住宅型別世帯数; $P_{i,k}(t)$ は第 34 表から集計する。住宅型別空家数 $V_i(t)$ の空家の定義は、第 1 表における賃貸用又は売却用の住宅数とし、これを同年の住宅型比で配分する。

$$H(t) = \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I P_{i,k}(t) \quad \dots\dots\dots(11)$$

次に、 $t \sim t+5$ 年で新規に供給される住宅型 i の住宅数を S_i とし、そのうち入居者がなく空家として残される住宅を NV_i とする。推計期間 1994~1998 年の新規建設住宅数 S_i は、初期年から過去 10 年間における建築統計年報の住宅型別着工数の平均値を 5 倍する^{注10)}。 NV_i は、住宅型別世帯数(第 34 表)における、過去 5 年間に建設された住宅に居住する世帯数(第 3 表)の割合を新規住宅購入率; ns_i とし、先の賃貸売却用空家数; $V(t)$ を着工構成比で配分したものに乘じて求める^{注11)}。

さて新規供給住宅への顕在需要比率は以下のように定める。

$m_{i,j,k}$; 新規供給住宅の住宅型 j へ住替える世帯のうち、住替え前の住宅型が i 、世帯主の年齢階層が k である世帯の占める割合。

$n_{l,j,k}$; 新規供給住宅の住宅型 j へ住替える世帯のうち世帯主の年齢階層が k である新規形成世帯の占める割合。

これら比率の設定には、まず第 44 表の年齢・住宅型別住替え世帯数に圏域内移動比率を掛け、移動世帯数とする。圏域内移動比率は非収録第 91 表の住宅型別転入世帯数を従後の年齢・住宅型別に配分し、従後の住宅型別住替え世帯総数で割り 1 より減じたものとする。さらに持家に関しては、新規供給住宅(持家)に対する住替え比率を掛ける。この新規供給持家に対する住替え比率は第 17 表の中古住宅(持家)購入数を先の住替え世帯数の従前で年齢配分し、年齢・住宅型別住替え世帯の従後の型別総数で割り 1 より減じたものとする。以上のように求めた新規供給住宅に対する圏域内の年齢・住宅型別移動世帯数を分子とし、従後の住宅型別世帯総数を分母として比率を求める。ここで定義した顕在需要比率は式(12)を満足する。

$$\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^I m_{i,j,k} + \sum_{k=1}^K n_{l,j,k} = 1 \quad \dots\dots\dots(12)$$

新規供給住宅に対する年齢・住宅型別転入世帯数; $Q_{l,j,k}$ は式(5)で算出した年齢・住宅型別転入世帯数に先に示した新規住宅購入比率; ns_i を乗じたものを用いる(式 13,14)。

$$Q_{l,j,k} = ns_i \times H_{l,j,k} \quad \dots\dots\dots(13)$$

$$Q_{l,j} = \sum_{k=1}^K Q_{l,j,k} \quad \dots\dots\dots(14)$$

よって、年齢階層 k の住宅型 i から j への住替え世帯数 $M_{i,j,k}$ は、供給住宅から新規供給空家数と新規転入世帯数を引いた住宅数が対象となる(式 15)。同様に新規形成世帯数は式(16)で与えられる。ここで従前の年齢・住宅型別住替え世帯数 $M_{i,k}$ は式(17)で求められ、従後の住替え世帯数 $M_{l,j,k}$ は式(18)で求められる。

$$M_{i,j,k} = m_{i,j,k} \times (S_j - NV_j - Q_{l,j}) \quad \dots\dots\dots(15)$$

$$N_{l,j,k} = n_{l,j,k} \times (S_j - NV_j - Q_{l,j}) \quad \dots\dots\dots(16)$$

$$M_{i,k} = \sum_{j=1}^J M_{i,j,k} \quad \dots\dots\dots(17)$$

$$M_{l,j,k} = \sum_{i=1}^I M_{i,j,k} \quad \dots\dots\dots(18)$$

一方、第 2 段階の住替えによって仮想的に生ずる住宅型別空家数; $V_{l,i}$ は式(19,20)で示される。これより第 2 段階終了時における住宅型別空家数は、初期状態の空家; $V_i(t)$ と、新規建設住宅へ住替えたことにより生じる空家; $V_{l,i}$ を加算することで得られ、式(21)で示される。

$$V_{l,i,k} = M_{l,i,k} \quad \dots\dots\dots(19)$$

$$V_{l,j} = \sum_{k=1}^K V_{l,j,k} \quad \dots\dots\dots(20)$$

$$V_j = V_j(t) + V_{l,j} \quad \dots\dots\dots(21)$$

以上より、第 2 段階終了時における年齢・住宅型別主世帯数は、式(22)で求められる。ここで、 $P_{i,k}(t')$ は世帯の住替え、新規形成、転入転出および消滅世帯を考慮しない場合の 5 年後の世帯の状態である。 $P_{i,k}(t')$ は 1988 年男女別年齢別人口に主世帯率をかけて求めた年齢別世帯数を 5 年分スライドさせることにより求める。

$$P_{j,k} = M_{j,k} + N_{l,j,k} + Q_{l,j,k} + P_{j,k}(t') - V_{l,j,k} \quad \dots\dots\dots(22)$$

3.3 第 3 段階の推計フレーム

第 3 段階は滅失・消失および転出する圏域内の世帯を考慮し(式 23)、これらの世帯を対象に住替え世帯を算出する。ここで $HO_{j,k}$ 、 $DH_{j,k}$ 、 $MH_{j,5}$ はそれぞれ第 1 段階で求めた年齢・住宅型別転出世帯数、消滅世帯数、そして高齢世帯の住宅型別消失世帯数である。

$$P'_{j,k} = P_{j,k} - HO_{j,k} - DH_{j,k} - MH_{j,5} \quad \dots\dots\dots(23)$$

さて第 3 段階での住替えの対象となる中古住宅(空家)は、式(21)で求められる空家; V_j のうち、居住可能な住宅が住替えの対象として供給されると考え、それに対する住替えをモデル化するものである。このとき、住替えの対象となる居住可能な住宅を有効空家、それ以外を老朽空家と定義して、老朽空家はここでは取り壊される世帯として中古住宅市場から排除する。そこで、 e_1 を第 2 段階で発生した空家の有効空家率とし、 e_2 を初期段階で空家とみなした「賃貸又は売却用の住宅」の有効空家率と設定する(式 24)。有効空家率; e_1 は住宅の状態によって三通り設定する。 e_1 は非収録第 21 表による「大修理を要する」、「危険または修理不能」を除いた住宅数の総数に対する割合を住宅型別に設定する。 e_2 は 1998 年住調第 16 表よ

り「賃貸又は売却用の住宅」の有効空家率を設定する。t+5年の空家算出において設定される e_{3i} は、同じ第16表より「その他の住宅」の有効空家率を設定する。

$$V_j = e_{2j} \times V_j(t) + e_{1j} \times V_{1j} \quad \dots\dots\dots(24)$$

ここで第2段階終了時における住宅型別世帯数 H_j は式(25)の通りである。

$$H_j = \sum_{k=1}^K P'_{j,k} \quad \dots\dots\dots(25)$$

さて第2段階終了時における圏域内の住宅型別世帯数に占める第3段階での圏域内の住宅型別住替え世帯数の割合を λ_j とし、第3段階での圏域内の住宅型別住替え世帯総数 G_{2j} を式(26)と示す。 λ を設定するには、第3段階での住替え世帯数が必要だが、本モデルにおいて住替え過程を仮想的に新規と中古に設定していることから、この世帯数は統計資料に存在しない要素であるため、推計年に一致するように本モデルから求めた^{注12}。

$$G_{2j} = \lambda_j \times H_j \quad \dots\dots\dots(26)$$

また第3段階での住替え比率は、年齢・住宅型別中古住宅に対する圏域内の住替え世帯数を分子とし、従後の住宅型別世帯総数を分母とした比率と定義する。

$m_{2ij,k}$ ：圏域内の住宅型別住替え世帯総数に占める第3段階において住宅型 i から j へ住替える年齢階層 k の世帯数の割合。

n_{2jk} ：圏域内の住宅型別住替え世帯総数に占める第3段階において居住形態 j へ住替える年齢階層 k の新規形成世帯数の割合。

分子の算出は次のように行う。持家については第17表より求められる中古住宅購入数を従前の年齢階層別に配分し、第2段階と同様の圏域内移動比率を掛けたものを圏域内の年齢別移動世帯数とする。持家以外の居住形態については第44表の年齢・住宅型別住替え世帯数に、持家と同様に圏域内移動比率を掛け、住宅型別中古住宅購入比率 $(1 - ns_i)$ を掛ける。

以上のように住替え比率と住替え世帯数を定めると、住宅型 i から j へ住替える年齢階層 k の圏域内の世帯数は式(27)の通りである。同様に圏域内の新規形成世帯数は式(28)より得られる。ここで第2段階終了時において住宅型が i であった世帯数は式(29)となり、従後の住替え世帯数は式(30)で示される。

$$M_{2ij,k} = m_{2ij,k} \times G_{2j} \quad \dots\dots\dots(27)$$

$$N_{2j,k} = n_{2j,k} \times G_{2j} \quad \dots\dots\dots(28)$$

$$M_{2i,k} = \sum_{j=1}^J m_{2ij,k} \times G_{2j} \quad \dots\dots\dots(29)$$

$$M_{2j,k} = \sum_{i=1}^I m_{2ij,k} \times G_{2j} \quad \dots\dots\dots(30)$$

そして第3段階で圏域外から圏域内の居住形態 j への転入世帯数を式(31)で求める。

$$Q_{2j,k} = (1 - ns_j) \times H_{1j,k} \quad \dots\dots\dots(31)$$

以上より、第3段階で居住形態 j に住替える年齢階層 k の世帯数 K_{2jk} は式(32)となる。

$$K_{2j,k} = M_{2j,k} + N_{2j,k} + Q_{2j,k} \quad \dots\dots\dots(32)$$

また、第2段階終了時における住宅型 i に継続して居住する圏域内の世帯数は式(33)のようになる。

$$U_{i,k} = P'_{i,k} - M_{2i,k} \quad \dots\dots\dots(33)$$

これより時点(t+T)年の年齢・住宅型別主世帯数 $P_{i,k}(t+T)$ は式(34)で求められる。

$$P_{i,k}(t+T) = U_{i,k} + K_{2i,k} \quad \dots\dots\dots(34)$$

最後に(t+5)年の住宅型別空家数の推計については、まず t 年の住宅型別空家数 $V_i(t)$ 、住宅型別消滅世帯数 $DH_{i,k}$ 、住宅型別転出世帯数 $HO_{i,k}$ 、新規供給住宅への従前住宅型別世帯数 $M_{1ij,k}$ 、中古住宅への従前住宅型別世帯数 $M_{2ij,k}$ に、それぞれ空家になる前の居住形態に応じて3通りの有効空家率を乗じる。それらと新規供給住宅に発生する空家数 NV_i を加え、中古住宅への住宅型別移動総数 K_{2i} を差し引いて求める(式35)。さらに持家では、持家建替え数を先に述べた5つの総和から差し引く。建替え率 rRB は第17表の持家の建替え数を44表従後持家移動数で割った値を用いる(式36)。

$$V_i(t+T) = NV_i + V_i(t) \times e_{2i} + \sum_{k=1}^K DH_{i,k} \times e_{3i} + (\sum_{k=1}^K HO_{i,k} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J M_{1ij,k} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J M_{2ij,k}) \times e_{1i} - K_{2i} \quad (i=2 \text{ to } 4) \quad \dots\dots\dots(35)$$

$$V_i(t+T) = NV_i + V_i(t) \times e_{2i} + \sum_{k=1}^K DH_{i,k} \times e_{3i} + (\sum_{k=1}^K HO_{i,k} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J M_{1ij,k} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J M_{2ij,k}) \times e_{1i} - K_{2i} - rRB \times \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^J (M_{1ij,k} + N_{1ij,k} + Q_{1i,k} + K_{2i}) \times e_{1i} \quad (i=1) \quad \dots\dots\dots(36)$$

以上のように住宅需給構造を3段階で捉え、推計モデルの定式化を行うことにより、年齢階層別住宅型別の将来世帯数の推計が可能となる。

4. 年齢階層・住宅型別世帯数の推計

1993年住調の住替え比率を用いて、山口県を事例に1998年の年齢・住宅型別世帯数を推計し、「2. 研究方法」で述べた5項目の発展部分の検証を行う。さらに福岡県、宮崎県^{注13}に本モデルを適用し、推計結果の精度を考察する。

4.1 本モデルの発展部分の検証

1) 年齢階層別の比率設定と有効空家

第2段階の初期値となる1993年の主世帯数 $P_{i,k}(t)$ を住調より集計し、それに伴い顕在需要比率を m_{ijk} 、 n_{ijk} のように年齢階層 k に分けて設定を行った^{注14}。なおこの比率は表2の年齢・住宅型別転入世帯数を得ているため、式(12)に示すように転入世帯を除いて設定することが可能となり、圏域内での住替え量 M 、 N と圏域外での住替え量 Q を詳細に把握することが可能となった。

ここで第2段階において初期投入される5年間に建設される供給住宅 S_i と、その中で空家として残る新規供給空家 NV_i 、1993年時点の有効空家数と1998年の空家推計値を表1に示す。着工数 S_i を分母にした住宅型別新規供給空家の比率を rNV_i とすると、民間借家が0.06で最も高く、次いで給与住宅0.04、持家0.03、そして公営借家が0.02と設定された。

式(35,36)に示すように有効空家率の設定は空家になる前の居住形態によって3つにわけて定義した。一般世帯の有効空家率 e_{1i} (持、

民、公、給)=(0.950, 0.888, 0.887, 0.955)と「賃貸売却用の空家」の有効空家率; $e_2=0.788$ (住宅型が把握できないため共通とした)、「その他の住宅」の有効空家率; $e_3=0.665$ (4住宅型共通)を設定し、さらに持家に関しては建替え数; RB を差し引いて、精度の向上を目指した。表 1 に示すように e_i のみで計算すると、空家総数; $V_1(t+T)$ は 57,524 戸と算出され、1998 年の実績値 32,500 戸と比較して、(+25,024)と過大推計になった。ここで建替え量を考慮すると 42,430 戸(+9,930)となり、さらに 3 つの有効空家率を使用すると、 $V_2(t+T)=36,285$ 戸 (+3,785) で実績値に 0.884 の推計精度で近似した。住調で空家は総数しか把握できないが、本モデルで定義した住宅型比; RH_i を用いて按分したものを実績値とみなし住宅型別に比較すると、持家の精度が 0.9 後半となり、民借が 0.7 と良好な推計結果が得られたといえる。

表 1 新規供給住宅数(S_j)・新規空家(NV_j)と有効空家数(V_i)の推計結果

	持家	民借	公借	給与	主世帯数
S_j	39278	4411	19619	4530	67838
NV_j	1402	1344	103	241	3090
$V_i(t)$	16139	5011	1887	1179	24216
$V_{i1}(t+T)^*$	41263	6030	4728	5503	57524
$V_{i2}(t+T)$	21699	4976	4326	5284	36285
空家実績値	21191	7091	2377	1445	32500
推計精度**	0.976	0.702	0.180	×	0.884

* $V_{i1}(t+T)$ は有効空家率 e_i のみで算出した結果を示し、
 $V_{i2}(t+T)$ は 3 つの有効空家率を使い、さらに建替え量も考慮した。
 ** 推計精度は、以下の式で算出した。なお、実績値の倍以上の誤差が生じる場合は算出不能と判断し、×印を記述した。
 推計精度 = $1 - |(推計値 - 実績値) / (実績値)|$

2) 年齢・住宅型別転入世帯、転出世帯

第 1 段階において地域の世帯数変化に大きく影響を持つ転入者数の時系列回帰式を設定し、地域特性や経年変化を組み込んだ移動数を算出する推計モデルを構築した。圏域外からの移動世帯数は第 1 段階の式(5)で算出され、表 2 に示す。住宅型別転入世帯総数は(持、民、公、給)=(2900、18805、902、6902)で 29,509 世帯が 5 年間で転入するという結果が得られ、その下に示す 1998 年住調の実績値と近似した¹⁵⁾。また、新規住宅購入比率を設定した式(13)より表 3 が得られ、式(31)より表 4 が求まる。

まず表 2 を住宅型別にみると、転入世帯の 64% が民間借家であり、その住宅型の中で 29 歳以下、30 歳代の若い年齢階層が 73% を占める。公営借家、給与住宅も若い世代が大半を占める。一方、持家では 40 歳代の流入が 32% と最も高く、次いで 30 代、50 代、60 歳以上と続く。

次に表 3、4 より持家における転入は 98% が新規住宅への転入であるが、民間借家の 71%、公営借家の 77%、給与住宅の 81% が中古住宅へ転入する結果が得られた。同じく式(6)より求められる年齢・住宅型別転入世帯は表 5 に示され、(持、民、公、給)=(6094、8401、1107、3898)で 19,500 世帯が転出する結果が得られ、実績値に近似する。最も転出が多い民間借家は若年世帯から 30 代、40 代の年齢階層が流出している。持家はどの年齢階層でも 1200~1300 世帯の転出が推計される。

表 2 年齢・住宅型別転入世帯($Q_{j,k}$)

$Q_{j,k}$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	140	9228	282	2066	11716
30-39	834	4519	271	2149	7773
40-49	929	2353	137	1611	5030
50-59	555	1624	99	1034	3312
60歳以上	442	1081	113	42	1678
総数	2900	18805	902	6902	29509

H10住調非第84表転入世帯数

Q_j	2900	18800	900	6900	29500
-------	------	-------	-----	------	-------

表 3 新規住宅への年齢・住宅型別転入世帯($Q_1 j,k$)

$Q_1 j,k$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	137	2709	66	396	3308
30-39	814	1327	63	412	2616
40-49	907	691	32	309	1939
50-59	542	477	23	198	1240
60歳以上	431	317	26	8	782
総数	2831	5521	210	1323	9885

表 4 中古住宅への年齢・住宅型別転入世帯($Q_2 j,k$)

$Q_2 j,k$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	3	6519	216	1670	8408
30-39	20	3192	208	1737	5157
40-49	22	1662	105	1302	3091
50-59	13	1147	76	836	2072
60歳以上	11	764	87	34	896
総数	69	13284	692	5579	19624

表 5 年齢・住宅型別転出世帯($HO_{j,k}$)

$HO_{j,k}$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	1329	2157	178	483	4147
30-39	911	2795	354	1248	5308
40-49	1305	1821	302	1173	4601
50-59	1305	973	192	765	3235
60歳以上	1244	655	81	229	2209
総数	6094	8401	1107	3898	19500

H10住調全国非第109表転出世帯数

HO_j	6100	8400	1100	3900	19500
--------	------	------	------	------	-------

表 6 年齢・住宅型別消滅世帯($DH_{j,k}$)と消失世帯($MH_{j,5}$)

$DH_{j,k}$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	2	105	1	5	113
30-39	5	19	1	4	29
40-49	26	67	9	7	109
50-59	208	147	46	24	425
60歳以上	6268	2145	910	34	9357
総数	6509	2483	967	74	10033

$MH_{j,5}$	持家	民借	公借	給与	主世帯数
60歳以上	1767	277	133	8	2185

3) 年齢・住宅型別消滅世帯と消失世帯

川上モデルでは世帯の消滅率を表すパラメータ γ の設定が、推計に大きな影響を与えると指摘され、人口の消滅率で代用している。本研究では年齢・住宅型別消滅世帯推計モデルを式(9)のように設定し、推計結果を表 6 に示す。5 年間で 10,033 世帯が消滅すると算出された。高齢になると死亡率が上がるため、60 歳以上世帯(以下高齢世帯)で消滅世帯は多くなる。ここで持家の消滅世帯は 6,509 世帯と算出され、表 5 の持家における転出世帯の 6,094 世帯と同規模であるが、それぞれの年齢構成は大きく異なることから、地域世帯数の減少要因を転出世帯と消滅世帯に分け、なおかつ年齢階層に分類した形で把握する意義があると考えられる。

表7 年齢・住宅型別世帯数の推計結果と精度

山口					
	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	547	34672	4300	5495	45014
	2900	38500	5500	5600	52500
	0.189	0.901	0.782	0.981	0.857
30-39	24445	25941	5073	5080	60539
	21700	24200	8100	7000	61000
	0.874	0.928	0.626	0.726	0.992
40-49	66505	21980	10285	6854	105624
	67200	20200	8600	6400	102400
	0.990	0.912	0.804	0.929	0.969
50-59	90620	17699	9632	5483	123434
	91400	17300	8000	4600	121300
	0.991	0.977	0.796	0.808	0.982
60歳以上	180887	20612	11733	2026	215258
	176700	19800	10400	1000	207900
	0.976	0.959	0.872	×	0.965
総数	363004	120904	41023	24938	549869
	363700	121700	40800	24800	557800
	0.998	0.993	0.995	0.994	0.986
福岡					
	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	0.049	0.992	0.874	0.913	0.925
30-39	0.926	0.979	0.750	0.849	0.989
40-49	0.989	0.942	0.935	0.917	0.982
50-59	0.983	0.831	0.867	0.914	0.944
60歳以上	0.988	0.895	0.955	×	0.968
総数	0.999	0.996	0.983	0.974	0.996
宮崎					
	持家	民借	公借	給与	主世帯数
29歳以下	0.461	0.876	0.822	0.865	0.851
30-39	0.953	0.925	0.735	0.985	0.985
40-49	0.922	0.844	0.823	0.595	0.999
50-59	0.986	0.943	0.739	0.483	0.979
60歳以上	0.972	0.958	0.952	×	0.968
総数	0.990	0.995	0.986	0.761	0.999

消失世帯は式(10)で求められ、表6下部に算出結果を示す。仮に消失世帯を組込まずに推計を行うと、1998年の高齢世帯数は222,440世帯(誤差; +14,540世帯)と予測される。このまま中高年齢層が過大となっている推計を用いて15年後の予測を行うと、実際よりも増加規模が大きく累計されていく。そこで今回のモデルで定義した消失世帯(2,185世帯)を高齢層に組み込んだことにより、215,318世帯(誤差; +7,418世帯)と推計され精度が向上した。

4.2 推計結果と精度

上記の発展部分を組込んだ年齢階層・住宅型別世帯数の山口県における推計結果、実績値、推計精度及び福岡県・宮崎県の推計精度を表7に示した。全体的な特徴としては、まず4つの住宅型別とも推計精度が0.9台後半の精度で実績値と近似する。持家と民間借家は3県とも0.99と良好な数値が得られ、また公営借家も0.98~0.99と良好な推計結果が得られた。給与住宅はばらつきがあるが比較的高いといえる。次に年齢別にみると、29歳以下世帯は過少推計であり、山口・宮崎が0.85、福岡が0.9台を示した。それ以外の年齢階層は0.9後半の良好な結果である。

年齢・住宅型別にみると、持家、民間借家は年齢階層別の推計結果も高精度が得られていることから、定量的にも有効な推計モデル

であるといえる。公営借家と給与住宅は地域によって精度にばらつきがあり、年齢別にみると精度が低まるが¹⁶⁾、それでも0.7以上の精度を示す階層が多いことから、住替え状況を把握する上では一定有効であると考えられる。ここで29歳以下持家と60歳以上給与住宅では精度が低いが、その要因として、該当する居住形態は対象母数が少なく住宅型別年齢構成比が小さくなるため、特に比率の影響を受けやすい点が指摘される。以上よりこれらの年齢階層の推計に関しては、本推計モデルを適用するのは困難と判断される。

5. 結論

本論では、新規住宅供給による住替え連関モデルに人口変動を組み込み、年齢・住宅型別世帯数推計モデルを構築した。本モデルは住替え過程を3段階で構成し、年齢階層別の住替え行動の把握が可能となった点が特徴である。以下に得られた知見を記す。

- 1) 第1段階に人口変動予測から年齢別転入・転出世帯数推計モデルと年齢別消滅世帯数推計モデルを設定し、新規住宅への住替え・中古住宅への住替えである第2・3段階に組み込み、世帯数推計モデルの定式化を行い、これまで把握されなかった世帯主年齢別の住宅型別住替え世帯数を算出することが可能となった。また消失世帯の住替え要素を加え、高齢世帯の精度を向上させた。さらに本モデルでは空家の推計過程にも新しい係数を加えて定式化を行い、推計精度を向上させた。
- 2) 地域外からの年齢・住宅型別転入世帯を新規住宅と中古住宅への移動に分けて記述し移動特性を把握した。また、地域世帯数を減少させる要因の推計モデルを構築したことにより、転出世帯数、消滅・消失世帯数を詳細に推計することが可能となった。
- 3) 住宅型別世帯総数の推計精度は0.9台後半で実績値に近似した。中でも母数が大きい持家と民間借家は年齢階層別にも良好な結果が得られ、定量的にも有効なモデルであると考えられる。一方、住替えが頻繁な30歳未満の若年齢階層では、世帯数が過少推計となり精度が低まるが、若い世代の主な居住形態である借家では0.8~0.9台の推計精度を示した。

以上より、本モデルは新規住宅供給による各年齢階層・住宅型別の住替え動態と世帯数推計を、一定の精度で定量的に示すことが可能であり、住宅需給構造の解析や住宅供給計画を策定する際に有用であると考えられる。しかし、母数が小さい住宅型では適用が困難であることが示され、本モデルの利用可能な規模の検討を行う必要があると考えられる。この点に関しては今後の課題としたい。

謝辞

本研究を進める契機を与えていただいた川上氏の研究に敬意を表すとともに、本モデル構築に尽力頂いた島谷明利氏(有限会社 島谷建設)に謝意を表します。また資料提供に御協力頂いた山口・福岡・宮崎県統計課の皆様にも御礼申し上げます。さらに、本論の審査過程において審査委員の貴重なご教示により本論文をより洗練させることができました。記して謝意を表します。

注

- 1) 住宅需要構造を分析する既往研究を A)世帯移動と住宅供給計画の関係に注目した研究と B)人口構造を考慮した住宅供給計画の研究に大別し、概観する。まず A)の研究として文献 1)~4)では住替え連関モデルを用いて住宅

- 需給構造が研究され、文献9)において住替え連関モデルの定式化が行われ、住宅供給支援モデルへと発展している。また文献6)は残留比率モデルを設定し、住居移動発生率を把握し、文献14)は住居移動により生じる空き家の動向を分析している。居住地移動に注目した文献10)は、住宅需給連関表を作成し、文献13)は居住地移動に関する住替えモデルを設定し、住宅変化と居住地移動の動向が把握されている。文献5)は非集計行動分析に基づいて住宅需要量を地域内に配分するモデルを設定している。一方、B)の研究は、文献7)で効用最大化理論に基づく非集計ロジックモデルを用いて人口予測が行われ、文献8)は計量経済モデルから推定される住宅戸数から将来人口を推計する住宅型別人口構成の重回帰モデルを設定している。文献11)は年齢別人口に対する住宅型別世帯数の比率を設定し、住替え行動の重回帰モデルから住宅型別入居人口を求めて、年齢別住宅型別転入者数を推計する。文献12)は年齢コホート別世帯数の家族構成別変化動向を分析し、高齢者を含む世帯における家族構成変化の地域特性を示した。
- 本研究の年齢・住宅型別世帯数とは、付表1より、①世帯主年齢「29歳以下、30代、40代、50代、60歳以上」の5階層と、②住宅の所有関係「持家、民営借家、公営借家(=公営の借家+公団・公社の借家)、給与住宅」のクロス表である。紙面の都合上、図表中の表記を「公営借家→公借、民営借家→民借、給与住宅→給与」と記す。なお「同居・非住宅」は、近年その規模が小さいため全体に及ぼす影響が少ないと考え、省く。そして住宅型変化を記述するため、従前の住宅型を*i*、従後の住宅型を*j*とする。
 - 賃貸売却用の住宅と集計されているにも関わらず、居住不可能な住宅があるように、空家になったすべての住宅が有効空家とは限らないため、過大推計になると思われ、今後、住宅市場への出現率などを組み込む必要がある。
 - モデルの利用性を高めるためパラメータの設定には、一般に入手が可能な収録・非収録の表章データを用いる。本報告では1988~1993年、もしくはそれ以前の範囲から回帰式などを用いて比率を定義する。なお資料の制約上、「有効空家率」と「社会福祉施設などの居住者の入所前の居住形態」は1998年の統計資料を用いた(式10、24)。
 - 回帰式は直線、対数、ロジスティックから相関係数が高いものを選択する。紙面の都合上割愛するが、相関係数は全体的に0.9台を示した。
 - 比率設定の方法を注2)の付表1を利用して説明する。住調(1993年是非収録であるが)に住宅型別転入世帯数②が集計されているため、年齢階層へ分配する手法として、住替え世帯数の従後の住宅型別年齢構成比を乗じる。従後とは住替え後ということであり、住替えによってどの年齢階層の居住者が、どの住宅型へ入居するかを集計した住替え世帯数の総数②を分母とした③の住宅型別構成比を求める。この構成比を住宅型別転入世帯②に乗ずることにより年齢・住宅型別転入世帯数③が求まる。これを年齢別に合計した年齢別転入世帯数①を用い、使用した住調の調査年と同じ調査期間を用いて算出した転入者数で割り、年齢別転入世帯率、 $rPlk$ と定義する。
 - ここで用いる住宅型別構成比とは、注6)に述べた年齢別転入世帯数①を分母にし、年齢・住宅型別転入世帯数③の構成比のことである。
 - 「従前・従後」とは、住調の第44表における表記に沿うもので、対象期間5年間の住替え前と後の居住形態を示している。なお、表44の年齢・住宅型別住替え世帯数について従前の居住形態が「親族の家、その他」であるものを「新規形成世帯」とした。ここで年齢区分の設定において、(p3, 右上)第1段階の式(2)までは17区分だが、主世帯率を乗じる段階で5区分になる。これは、世帯数を年齢階層別に配分する構成比が、表44「従前からの年齢・住宅型別世帯数」の6つの年齢区分(推計には一定の規模が必要なことから「29歳以下」をまとめて、年齢階層を5区分にしている)から設定されるためである。住替えが活発である若・中年層の動きを把握する際には、本モデルの年齢区分で一定有効であると考えられる。しかし、近年の首都圏において世帯人員の少ない高齢者が広い住宅に居住している「住宅ストックと居住世帯のミスマッチ現象」が報告され、また住宅政策がストックの活用を重視する方向へ移行していることから、高齢層の住替えを把握することも重要であると考えられる。この表44の年齢区分を細分類すれば、高齢層を詳細に設定することが可能となるが、現段階では非公開のため、再集計を行えない。今後、高齢層の年齢階級を70歳で区分した集計表の公開が望まれる。
 - 地域によって単身比率などに地域特性があるため、入所前の居住形態にも差が生じる可能性もあるが、筆者が探す範囲では資料が見当たらないため、1998年社会福祉施設等調査報告より全国値を使用する。なお、入所前の居住形態は「子供と同居」が52%を占め、一人暮らしが28%、夫婦のみが9%であった。
 - 新規供給住宅数: S_j は、1982~1993年の建築統計年報の「資金別着工新設住宅数」データから、1989と1990年を除いた10年分の値を用いた。なお、「住宅金融公庫融資住宅の貸家」は、1993年居住世帯の民営借家と公営借家の構成比を用いて、それぞれの住宅型に配分した。
 - 新規供給住宅のうち売れ残る住宅型別空家数 NV_j は既存資料から得られないため川上論文では0としている。本報では*t*時点の空家が、*t-5*~*t*期間に供給されたと仮定し、空家総数に着工構成比を乗じて、住宅型別に配分する。この供給空家数に新規住宅購入率: ns_j を乗じたものを新規供給空家 NV_j とした。

- 川上論文でも述べられているが、中古住宅への住替え過程は仮想的に設定しているため、第3段階のみの住替え世帯数は存在しないことから、最初に入=0でモデル計算を実行して、推計年の総世帯数を実績値に近似するように入の修正し、付表2を求める。
- 国勢調査より得られる1985~2000年の各5年間の人口、世帯数の変化率、計6指標を用いて47都道府県をクラスター分析により5グループに分類し、大都市圏と地方圏の典型地域として以下の3地域を抽出する。3地域とも世帯数は増加している。まず大都市圏として人口規模が500万人を越え、人口が増加している福岡県を抽出した。次に地方圏のうち、人口が減少している山口県、そして人口推移が安定している宮崎県を選択した。
- 紙面の都合上、割愛するが転入世帯を除いて世帯比率を設定したこと、年齢階層別に設定していることが大きな変更点である。なお、社会情勢が変動しないことと仮定し、住替えに関する諸比率・係数を設定しているが、社会経済の変化に伴い、住まいに対する消費者ニーズは変化してきて、住替え比率などのパラメータは対象期間によって異なる特性を持つと考えられることから、一期間のみの住替え比率などの設定が有効であるのか議論が必要であると考えられる。
- 表2,5の総数を実績値と一致しているのは、式(3)~(6)に使用する「 $rPlk$ 、 $rPOk$ 」「 $RHik$ 、 $RHOik$ 」などの比率が1989~1993年の移動数を基に設定される。今回の推計期間である1993~1998年は住調の設定期間と近いので大きく差が生じないと考えられる。
- 誤差が生じる原因は3つあると考える。年齢階層別に精度が下がる原因は、①第一段階の年齢別転入・転出世帯の資料となる年代が推計年とズレること、②複数回の住替え世帯や住替え同居世帯など、資料の制約上把握できない住替え世帯があること、そして住宅型別に精度が低いのは、③居住形態間の住替え比率の設定に問題があると考えられ、今後の課題とする。

付表1 年齢・住宅型別マトリクス

年齢別	住宅型	
	③	①
	②	

付表2 使用する入*j*

	持家	民借	公借	給与
山口県	0.010	0.180	0.240	0.350
福岡県	0.023	0.227	0.249	0.262
宮崎県	0.003	0.200	0.380	0.291

参考文献

- 柏谷増男: 大都市圏の住宅需給モデルに関する研究, 土木学会論文報告集 第227号, pp61~69, 1974.7
- 川上光彦: マルコフ連鎖を用いた住居移動の特性に関する研究, 日本建築学会論文報告集 第288号, pp179~186, 1980.2
- 野田幸彦: 住替え連関分析の提案, 日本建築学会大会学術講演梗概集(東北) (計画系) pp2227~2228, 1982.10
- 森本信明: 持家住宅の新規供給による住替の波及過程に関する研究, 日本建築学会大会学術講演梗概集(東北) (計画系) pp2231~2232, 1982.10
- 宮本和明、安藤淳、清水英範: 非集計行動分析に基づく都市圏住宅需要モデル, 土木学会論文集 No.365/IV-4, pp79~88, 1986.1
- 玉置伸悟、鈴木博志、内山秀樹: 住居移動発生率に関する検討, 日本建築学会計画系論文報告集 第377号, pp83~96, 1987.7
- 古倉徹夫、木田川誠司、上條克之、太田勝敏: 住替え行動を踏まえた首都圏人口予測モデルの実証的研究, 土木計画学研究・論文集 No.6, pp53~60, 1988.11
- 柏谷増男: 住宅立地分布を用いた年齢階層別人口の推定, 日本都市計画学会学術研究論文集 第23回, pp1~6, 1988.11
- 川上光彦、西田康隆、松井重樹: 新規住宅供給による世帯の住替え連関モデル - 住替えを考慮した住宅供給計画モデルに関する研究(その1) -, 日本建築学会計画系論文報告集 第388号, pp86~97, 1988.6
- 柏谷増男: 大阪府昭和53年一昭和58年住宅需給連関表の作成, 日本都市計画学会学術研究論文集 第25回, pp583~588, 1990.10
- 大江守之: 住宅供給による人口回復効果に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集 第26回, pp787~792, 1991.11
- 山田英代、玉置伸悟: 高齢者を含む世帯の家族構造の変化に関する統計分析, 日本建築学会計画系論文報告集 第483号, pp199~210, 1996.5
- 古田健一、中園真人、竹下輝和: 二大都市圏における持家住替えの地区特性 - 住替えによる住宅変化および居住地移動に関する研究(その1) -, 日本建築学会計画系論文報告集 第495号, pp181~188, 1997.5
- 菊地吉信、玉置伸悟: 世帯移動に伴う空き家数の変化に関する検討 - 中古借家市場の有効性に関する研究(その1) -, 日本建築学会計画系論文報告集 第533号, pp151~156, 2000.7
- 巽和夫編: 現代社会とハウジング「多治見近: I-3 住宅需要と住宅供給計画」, 彰国社, 1993
- 玉置伸悟編: 地域と住宅「三宅醇: 5章 90年代の住宅課題を展望する」, 勁草書房, 1994

(2003年5月9日原稿受理, 2004年1月19日採用決定)