

戸建て住宅市場における住替え連関モデルを用いた滅失空家数の推計

ESTIMATION OF DEMOLISHED VACANT DWELLINGS BY THE HOUSING CHAIN MODEL CONCERNING THE DETACHED HOUSE MARKET

中園 真人*, 小峯 裕**, 古田 健一***

Mahito NAKAZONO, Yutaka KOMINE and Ken-ichi FURUTA

To make the effective vacant dwelling circulation active in the housing market, it is important to clearly determine the amount of dwellings concealed from the market. In this paper, the amount of vacant dwellings after the household movement process was calculated by using the housing chain model, in which used housing was linked with new housing, concerning the detached owned house market in Yamaguchi Prefecture. The results showed that the amount of vacant dwellings concealed from the market was 80% of the amount of new housing supply, and three-fourths of those vacant dwellings were demolished.

Keywords; *the chain of household movement, vacant dwelling, demolition of house, housing supply*

住替え連鎖、空家、滅失、住宅供給

1. 序論

1.1 研究の背景と目的

近年の住宅政策においては、既存ストックの有効活用が重視され、住替え誘引機能をもつ有効な空家の形成と市場流通が求められている^{※1)}。「空家」は『住宅統計調査報告(以下住調)』において、「①賃貸または売却用の住宅」と「②その他の住宅」に分類され^{※1)}、①は調査時点 t 年に市場に流通する空家を示し、②は市場に流通しないで潜在化する空家を示すものと考えられる。また、その後の期間 T の住替えによって新たに空家が発生する(発生空家)が、その発生空家すべてが中古市場に流通するわけではない^{※2)}。とりわけ中古戸建て住宅は市場流動性が低く^{※3)}、住替えにより空家が発生してもその多くが中古市場に出現せず、空家の状態が長期化すると老朽化が進み、除却による滅失につながる可能性が高い。しかしながら、既存ストックに占めるシェアが大きい戸建て住宅市場においては、改修による有効活用が可能な空家も含まれるものと考えられる。また、滅失はストックの減少であり、新規供給によるストックの増加との連関構造を明確にする意義は大きいと考える。したがって、滅失空家数を定量的に把握することは、リフォームを含めたストック活用方策を検討する上で重要であり、また、新築・中古住宅供給の連関メカニズムを考察する上で必要である。

この中古住宅市場における発生空家の市場流動性に関しては、これまでマクロな住み替えモデルによる解析を中心に研究成果が蓄積されている^{※4)}。本論での空家の定義と、発生空家を考慮した既往研究の考察範囲を表1に示す。新規供給住宅が既存市場に与える波及効果を求める森本論文^{※2)}では、住替え過程を新築と中古の2段階に区別してモデル化し、発生空家と中古購入世帯数を比較し、滅失率を算出している。このモデルでは、期間 T の住替え(圏内の持家間での住替え、圏内の持家以外の住宅への住替え、持家から圏外へ転出)により圏内に新たに発生する空家数が算定されている。また筆者等の論文^{※3)}では、居住地移動を区分したモデルの定式化を行い、期間 T の住宅供給量と住替え量を比較し、住替えの地区特性を分析しているが^{※5)}、中古空家の算出には、期首 t において既に流通する空家「①賃貸または売却用の空家」を含め、期間 T に発生する中古空家数の推計を試みている。発生空家による空家数変化の特徴を分析した菊地・玉置論文^{※4)}では、居住年数の逆数を世帯移動率と定義し、この比率を総住宅数に乗じて、発生空家数を求めている。そして発生空家数と中古住宅への住替え世帯数との差を求め、住替え終了時点の継続空家数を算出している点の特徴であり、さらに住調の「①賃貸または売却用の空家」を「有効な空家」とし、それ以外の空家は「無効な空家」であり、「滅失」と捉えている点で

* 山口大学工学部感性デザイン工学科 教授・工博

** 山口大学大学院理工学研究科 博士後期課程・修士(工学)

*** 徳山工業高等専門学校土木建築工学科
助教授・博士(工学)

Prof., Dept. of Perceptual Science and Design Eng., Faculty of Eng., Yamaguchi Univ., Dr. Eng.

Doctoral Course, Graduate School of Science and Eng., Yamaguchi Univ., M. Eng. Assoc. Prof., Dept. of Civil Eng. and Architecture, Tokuyama College of Technology, Dr. Eng.

表1 空家の定義と既往研究の考察範囲

用語・記号	用語の定義	文2	文3	文4	文5
流通空家 $DVA'(t)$	期首 t に市場に流通する空家	○	○	○	○
潜在空家 $DVB'(t)$	期首 t に圏内に存在するが市場に出現しない空家	○	○	○	○
滅失空家 $DVC'(T)$	期間 T に「除却による物理的に滅失する空家」や「所有関係を変更する空家」	○	○	○	●
発生空家 $0(T)$	期間 T の住替えにより圏内に新たに発生した一時的な空家	○	○	○	○
中古空家 $0(T)+DVA'(t)$	発生空家と既存流通空家を合わせた中古住宅	○	○	○	○
継続空家 $DV'(t+T)$	中古住替えを考慮し、住替え終了時 $t+T$ 年においても継続的な空家	○	○	○	○

凡例：○；本論と同じ概念である ●；概念は同じだが、算出法が異なる（空欄）；算出されていない。

注目される。しかし、空家の所有関係を周辺状況から判断するため、「長屋建・共同住宅」が研究対象であり、本論で対象とする戸建て住宅市場の分析は行われていない。一方、石坂等の論文⁵⁾では、独自の分析指標を用いて、期間 T における発生空家の利用状況を「移転流通、空家化、滅失」に分類し、建築時期・住宅の建方・立地距離帯・世帯主年齢別に既存ストックの流動状況を詳細に把握し、さらに戸建て住宅の滅失に伴う宅地発生量の推計を試みている。この研究の「空家」は、ストックと位置づけられていることから、住調による「賃貸または売却用とその他を合わせたもの」を適用している。また、「滅失」を2時点間のストックの差で求める際には「空家の建築時期」が必要となるが、住調からは把握できないため、推計値が用いられている。

このように、住宅供給による住替え連関モデルを構築し、計算から求まる住替え終了時点の継続空家数と、実際に存在する空家数との差を求め、期間中の滅失住宅数を把握する研究成果の蓄積は行われているが、潜在化する空家と滅失する空家とを区別した空家の検討は充分に行われていない。また、中古住宅が流通しない原因は、松本⁶⁾によると「住宅の市場評価の困難性、購入代金調達のリスク、価格変動、高額な売買手続費用」にあり、森泉⁷⁾によると「情報の非対称性、取引費用と税金における相違、住宅ローンとの関連、資産価値、モビリティの低さ、都市計画の不備」と集約されているが、空家の発生過程の分析から中古空家の特徴を示し、市場流動性が低い要因を考察した研究や、新規建設によるストックの増加と滅失による減少を関連付けて、住宅市場全体のマクロな更新過程を示した報告は見られない。

そこで本論では、住替えを考慮した継続空家を「流通、潜在化、滅失」に区分した上で住替え連関モデルを構築し、住調データからは直接求められない滅失空家数の推計を行うことを目的とし、この推計結果をもとに、中古市場への出現率が低くなる要因と、地方圏の主要な居住形態である戸建て持家市場の新規住宅供給と滅失の関連について考察を行う。

具体的には、中古市場の空家を「流通空家 $A : DVA'$ 」、「潜在空家 $B : DVB'$ 」及び「滅失空家 $C : DVC'$ 」に区別する。そして、期首 t 年の住調空家数を $DV'(t) (=DVA'(t)+DVB'(t))$ として、期間 T の住替えを考慮して求められる期末 $t+T$ 年の継続的な空家を $DV''(t+T)$ とし、期末 $t+T$ 年の住調より得られる空家数 $DV'(t+T)$ との差を求めることにより、期間 T における滅失空家数 DVC' の推計を行う。

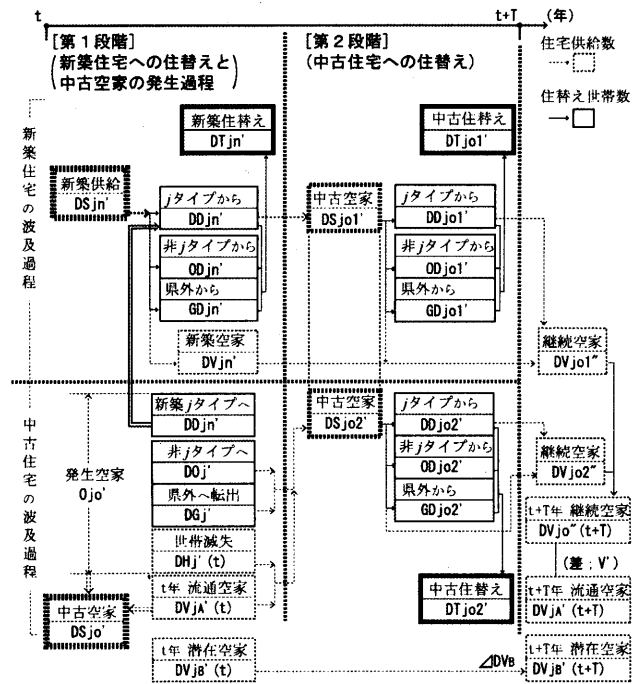


図1 住替え連関モデル

ここで一般的な「滅失」の定義は、「除却による物理的取り壊し」であるが、これに加え本論では「所有関係変更¹⁶⁾」も「滅失」に含める。例えば、持家市場から借家市場へ移行した住宅は、持家ストックとしては存在しないと解釈し、「滅失」に含めることとする。

本研究では、研究対象として山口県の戸建て持家を選択し、分析資料は『1993年 住宅統計調査報告特別集計(山口県)』を用いる¹⁷⁾。山口県のような地方圏では戸建て持家が主流であり、近年増加傾向であることから持家需要はより高まっており¹⁸⁾、新規建設は堅調に続いているが、住宅総数は建設戸数分の増加につながっていないことから、大量の空家が除却されているものと推測される。そのため戸建て持家の新規供給と空家の動向を分析することは重要である。なお「戸建て」と「共同建て」は異なる住宅特性を持つと考えられ、また山口県において「共同建て持家」は増加傾向であることから重要な居住形態になると予想されるが、93年時点の構成比は1.3%と少ないため、今回の分析からは除外する。以降、本文中に「持家」と表記されるのは「戸建て持家」を意味する。

1.2 研究の方法と住替え連関モデルの概要

まず既報³⁾の住宅型変化と居住地移動を表す住替えモデルを用いて、住宅供給量と住替え世帯数を求める。そして住宅供給量に対する住替え世帯数の割合を「波及率」と設定し、新築と中古に区別して求める。なお、現住宅が T 期間に建設されたものを「新築; n 」、期首 t 年までに建設されていたものを「中古; o 」とみなし、記号を添えて区別する。次に、この波及率を用いて住替え世帯数を算出し、以下の仮定を設けて、図1に示す新規供給と中古市場を連動させた住替え波及過程のモデル化を行う。

- 仮定1: 発生空家は取り壊されない。
 - 仮定2: 発生空家の住宅型変更はない。
 - 仮定3: 中古市場の波及率は一定とし、住替え発生は一回のみ。
- 実際は期間中に空家の取り壊しがあると考えられるが、住替え連

鎖を考慮した期末 t+T 年の継続的な空家数を算出する上で仮定 1 は必要である。そして期末 t+T 年の住調値と、モデルによる計算値の比較を行い、仮定 1 の取り壊される空家数が「差」として算出されると考える。また発生空家は従前の居住形態のままでも利用されずとは限らない。例えば、従前持家居住者が売却せずに、借家として賃貸市場に出現させる場合が考えられる。しかし、このような状況は統計資料から設定が困難なため、仮定 2 を設ける。そして、発生空家と期首 t 年に中古市場に流通していた空家を合わせた中古住宅（以下中古空家）には、中古市場の住替え波及率を一律に適用できると考え、仮定 3 を設ける。さらに戸建て住宅、特に戸建て持家は、調査期間の 5 年間に複数回住替えることが少ないと考え、住替え発生は 1 回のみとする。借家に関しては、複数回の住替えも想定されるが、本論では 1 回のみと仮定する。

なお、既報²³⁾の「住替えモデル」は期間 T の住替えを表す。一方で、本論で構築するモデルは、期間 T の住替えを考慮し、住替え終了時点 t+T 年の状態までの住替え過程を示しており、「住替え連関モデル」と呼称する。いわゆる期間 T の住替え過程は、森本²²⁾により 2 段階でモデル化されたが、新規供給住宅の波及効果を求めることに主眼が置かれたため、図 1 の中古住宅の波及過程の第 1 段階では「新築 J タイプへ、非 J タイプへ、県外へ転出」の要素による発生空家が定義されている。さらに筆者等は既報²³⁾において、その第 1 段階に、近年の高齢化や独居化を考慮して「世帯減失」による発生空家に加え、期首 t 年時点の流通空家を合わせた中古空家数を定義した。本論ではこれに、第 2 段階の新築と中古住宅の波及過程を連動させ、期末 t+T 年までのモデル化を行う。なお住替え連関モデルの変数は、住宅供給量を説明変数に算出されることから、住替えモデルの指標と区別するため各指標に「 $\hat{}$ 」を付記する。

このようにして本論では、まず期間 T の住宅供給量と住替え世帯数を算出し波及率を求め、この波及率を基に住替え連関モデルを構築し、期間 T の新規供給を投入して住替え世帯数を求め、期末 t+T 年の継続空家数 $DV''(t+T)$ を算出し、流通空家数 $DVA'(t+T)$ と比較する。次いでこの継続空家 DV'' から DVA' を差し引いた住宅数 V' を算出する。この差 V' がプラスの場合、 V' は「市場に出現しない住宅数」が算出されていると考える。一方、マイナスの場合、実際の中古市場の波及率はもっと高いことや、仮定 3 における住替え回数が複数回であることが推測される。ところで、「その他の空家： DVB' 」の中には、いずれ市場に出現する住宅もあると考えられるが、本論は 5 年という短期間の分析であることから、 DVB' は住替え過程に含めず、 DVB' の変化量と V' を比較し、減失空家 DVC' を求める。

2. 住替え連関モデルの構造

住替えモデルの概念は既報²³⁾と変わらないため、詳細な式は割愛するが、住替え世帯と住宅供給の定式化の概要を 2.1(1)にまとめる。ただし式(4)と式(5)を修正し、2.1(4)で波及率を設定する。そして 2.2 ではこれらの住替え指標を用いて、新規供給を説明変数に住替え世帯数を算出する定式化を行い、発生空家と既に流通していた中古住宅への住替えをモデル化する。こうして期間 T の住替えを考慮し、期末 t+T 年の継続空家と住調による流通空家の差を算定する。

2.1 住替えモデルの概要と住替え行動の分析指標

(1) 住替えモデルの概要

住替えを表す変数を用いて式(1)～(6)を設定し、住替え世帯数(DT)と住宅供給数(DS)を算出する。

まず式(1)新築住宅への住替え世帯数； DT_{jn} は、地域内に期間 T に建設された新築住宅への同じ住宅型からの住替え世帯数； DD_{jn} と、異なる住宅型からの住替え世帯数； OD_{jn} 、および県外からの転入世帯数； GD_{jn} を合計したものである。同様に式(2)で、中古住宅への住替え世帯数； DT_{jo} を表し、その合計が式(3)住替え世帯総数； DT_j である。そして式(4)で表される新築供給戸数； DS_{jn} は、住替え世帯数； DT_{jn} と期間 T に建設されたが入居者がなかった新築空家数； DV_{jn} を合計したものである。一方、式(5)で表される中古空家数； DS_{jo} は、地域内の同じ住宅型の新築住宅への住替えにより生じる空家数； DD_{jn} と、異なる住宅型への住替えにより生じる空家数； DO_j 、および県外への転出世帯数⁹⁾； DG_j 、世帯減失数¹⁰⁾； DH_j 、既存流通空家数¹¹⁾； DV_jA' を合計したものである。

$$DT_{jn} = DD_{jn} + OD_{jn} + GD_{jn} \quad \dots\dots\dots(1)$$

$$DT_{jo} = DD_{jo} + OD_{jo} + GD_{jo} \quad \dots\dots\dots(2)$$

$$DT_j = DT_{jn} + DT_{jo} \quad \dots\dots\dots(3)$$

$$DS_{jn} = DT_{jn} + DV_{jn} \quad \dots\dots\dots(4)$$

$$DS_{jo} = DD_{jn} + DO_j + DG_j + DH_j + DV_jA'(t) \quad \dots\dots(5)$$

$$DS_j = DS_{jn} + DS_{jo} \quad \dots\dots\dots(6)$$

(2) 新築空家

式(4)の DV_{jn} ；新築空家数を、既報²³⁾では 0 として扱ったが、本論においては、住宅型別空家数に新築住宅率を乗じて求める。住宅型別空家数は、「賃貸用又は売却用の空家数」を住宅型別着工構成比で配分したものと¹²⁾。そして「新築住宅率」は、最近 5 年間に建設された住宅数を総数で除したものと定義する。

(3) 中古空家の定式

既報²³⁾では集計データの制約から、現住宅の住宅型ごとの建設年が区別されていないため、 $(DD_{jn} + DD_{jo}) = DD_j$ として分析を行い、中古空家数の算出式として

$$DS_{jo} = (DD_{jn} + DD_{jo}) + DO_j + DN_j + DG_j + DV_jA$$

を用いたが、本論の分析資料は建設年の把握が可能のため、 DD_j を区別して式(5)とする。つまり「同一住宅型から中古住宅への住替えによる発生空家戸数； DD_{jo} 」は後述する式(22)、(25)「期末 t+T の J タイプ空家数； $DV_{jo}''(t+T)$ 」に算入し、式(5)期間 T の中古空家数には含めない。

(4) 住替えの分析指標の定義

住替え行動を分析する指標を定義する。まず期間 T の住宅供給戸数； DS_j のうち、新築供給戸数； DS_{jn} の割合を「新築率； rN_j 」として式(7)で示す。そして式(8)に示す住宅供給戸数に対する住替え世帯数を「波及率； $DP1_j$ 」と定義する。さらに波及率を従前の居住形態で区別して、地域内での同一住宅型からの波及率； $DP2s$ と異なる住宅型からの波及率； $DP2d$ を式(9)、(10)で示し、地域外からの住替えの割合を「地域外波及率； $DP3$ 」と定義し、式(11)で示す¹³⁾。

$$rN_j = DS_{jn} / DS_j \quad \dots\dots\dots(7)$$

$$DP1_{jn} = DT_{jn} / DS_{jn} \quad \dots\dots\dots(8)$$

$$DP2s_{jn} = DD_{jn} / DS_{jn} \quad \dots\dots\dots(9)$$

$$DP2d_{jn} = OD_{jn} / DS_{jn} \quad \dots\dots\dots(10)$$

$$DP3_{jn} = GD_{jn} / DS_{jn} \quad \dots\dots\dots(11)$$

2.2 住替え連関モデルの構造

(1) 新規供給住宅の住替え波及過程

地域内の住宅市場における地域内*j*タイプからの住替え $DD_{j,n'}$ 、地域内*j*タイプ以外からの住替え $OD_{j,n'}$ 、県外からの住替え $GD_{j,n'}$ を求める式を(12)~(14)のように定義する。

$$DD_{j,n'} = DP_{2s_{j,n}} \times DS_{j,n'} \quad \dots\dots\dots(12)$$

$$OD_{j,n'} = DP_{2d_{j,n}} \times DS_{j,n'} \quad \dots\dots\dots(13)$$

$$GD_{j,n'} = DP_{3_{j,n}} \times DS_{j,n'} \quad \dots\dots\dots(14)$$

ここで*j*タイプ以外からの住替え $OD_{j,n'}$ は、親族の家から住替えた新規形成世帯数 $PD_{j,n'}$ を差し引いた世帯数と改めて定義し、*j*タイプ新築住替え世帯数は式(15)のように定義できる。

$$DT_{j,n'} = DD_{j,n'} + OD_{j,n'} + PD_{j,n'} + GD_{j,n'} \quad \dots\dots\dots(15)$$

そして供給戸数から住替え世帯数を差し引いた値を新築空家数とし、式(16)で示す。

$$DV_{n'} = DS_{n'} - DT_{n'} \quad \dots\dots\dots(16)$$

さらに仮定1より、地域内の*j*タイプから住替えた世帯の前住宅が、中古空家として中古市場に出現し、式(17)で示す。

$$DS_{j,o1'} = DD_{j,n'} \quad \dots\dots\dots(17)$$

この*j*タイプの中古空家 $DS_{j,o1'}$ に対して、住替え $DD_{j,o'}$ 、 $OD_{j,o'}$ 、 $GD_{j,o'}$ が発生する。これらの指標は仮定3より中古波及率を用いて、式(18)~(20)のように定義される。そして式(15)と同様に $PD_{j,n'}$ を考慮して、*j*タイプ中古住替え世帯数は式(21)のように定義される。

$$DD_{j,o1'} = DP_{2s_{j,o}} \times DS_{j,o1'} \quad \dots\dots\dots(18)$$

$$OD_{j,o1'} = DP_{2d_{j,o}} \times DS_{j,o1'} \quad \dots\dots\dots(19)$$

$$GD_{j,o1'} = DP_{3_{j,o}} \times DS_{j,o1'} \quad \dots\dots\dots(20)$$

$$DT_{j,o1'} = DD_{j,o1'} + OD_{j,o1'} + PD_{j,o1'} + GD_{j,o1'} \quad \dots\dots\dots(21)$$

最後に、供給戸数から住替え世帯数を差し引いた値を式(22)で示す。

$$DV_{o1'}(t+T) = DS_{o1'} - DT_{o1'} + DD_{o1'} + DV_{n'} \quad \dots\dots\dots(22)$$

(2) 中古空家の住替え波及過程

中古空家数 $DS_{o'}$ は、新築率 r_N を用いて式(23)で示す。

$$DS_{o'} = (1-r_N) / r_N \times DS_{n'} \quad \dots\dots\dots(23)$$

また式(17)の $DS_{o1'}$ 以外の中古空家数を $DS_{o2'}$ とし、式(24)で示す。

$$DS_{o2'} = DS_{o'} - DS_{o1'} \quad \dots\dots\dots(24)$$

$DS_{o2'}$ は非*j*タイプへの住替え世帯数 DO' 、県外への転出世帯数 DG' 、世帯減失数 DH' 及び期首*t*年の流通空家戸数 $DV_{o'}$ を合計したものである。ここで仮定3より、式(18)~(21)と同様に中古住替え $DT_{o2'}$ が算出される。そして住替え後の継続空家数と同一住宅型間の住替え DD による発生空家数を合わせて式(25)で示し、

$$DV_{o2'}(t+T) = DS_{o2'} - DT_{o2'} + DD_{o2'} \quad \dots\dots\dots(25)$$

式(22)と合計して期末*t+T*年の継続空家数 $DV_{o'}(t+T)$ を算出する。

$$DV_{o'}(t+T) = DV_{o1'} + DV_{o2'} \quad \dots\dots\dots(26)$$

ここで期末*t+T*年の住調より流通空家数を $DVA'(t+T)$ とおき、式(26)の住替えを考慮した継続空家数との差を式(27)で示す。

$$V' = DV_{o'}(t+T) - DVA'(t+T) \quad \dots\dots\dots(27)$$

さらに、期首*t*年と期末*t+T*年における潜在空家数 DVB' の差を式(28)に示す。

$$\Delta DVB = DVB'(t+T) - DVB'(t) \quad \dots\dots\dots(28)$$

こうして理論的に住替えを考慮して期末*t+T*年の中古市場に存在する空家数を算出し、期末*t+T*年の市場に流通する空家数との差を求め、市場に出現しない住宅数を把握する。

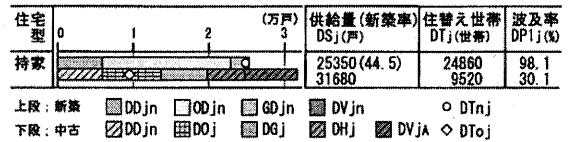


図2 新築と中古に区別した持家の供給戸数と住替え波及率

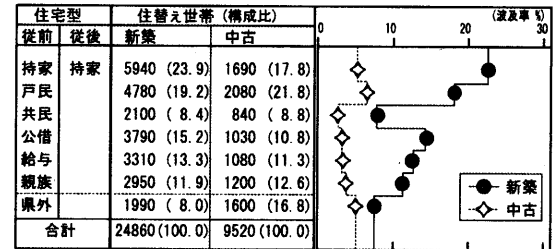


図3 持家の住替え世帯の従前居住形態別波及率

3. 中古空家を考慮した住替え波及過程の分析

3.1 新築と中古を区別した持家供給と波及率

ここでは持家の89~93年の新築と中古に区別した住宅供給戸数と住替え世帯数を求め、波及率を算出する。89~93年の新築と中古に区別した住宅供給戸数と住替え世帯数を図2に示す^{注14)}。さらに従前の居住形態別に波及率を図3に示す。

まず持家の供給戸数は、新築25,350戸、中古31,680戸、合計57,030戸であり、新築率44.5%が示すように中古市場の空家規模のほうが大きい。持家住替え世帯数は新築へ24,860世帯、中古へ9,520世帯であり、住替えは中古より新築の方へ多く発生している。ここで式(8)より、中古持家の波及率は30.1%であり、新築持家98.1%と比較して低率である。このことから中古空家の7割は「空家Aの売れ残り」や空家B、もしくは空家Cである。

次に、従前の居住形態別に新築と中古に区別した波及率を把握する。持家への住替えは、持家間住替えが最も多く発生し、特に新築へ5,940世帯(構成比:23.9%)が住替え^{注15)}、次いで戸建民営借家からの住替えが4,780世帯(19.2%)生じ、波及率は持家から22.7%、戸建民営借家から18.2%と20%前後である。しかし中古持家への住替えは持家間が1,690世帯であり、波及率は5.3%と低い。なお中古持家において最も高い波及率は戸建民営借家からの6.6%であり、総じて他の住宅型からの波及率も3~4%と低い。

3.2 持家市場に出現しない空家Bと空家Cの算定

求めた波及率を基に住替え連関モデルを設定し、89~93年の「新築持家供給戸数;25,350戸」を投入した場合のシミュレーション結果を図4に示す^{注16)}。

まず中古空家31,680戸($DS_{o'}$)が発生し、その内、新築供給による住替え波及効果によって中古空家5,940戸($DS_{o1'}$)が第二段階における住替え対象となり、1,790世帯($DT_{o1'}$)の住替えが発生し、新築空家490戸($DV_{n'}$)と合わせた継続空家は4,960戸($DV_{o1'}$)となる。そして中古空家25,740戸($DS_{o2'}$)に対して7,740世帯($DT_{o2'}$)の住替えが生じ、19,370戸($DV_{o2'}$)の継続空家が算出される。そしてこれらを合計した継続空家は24,330戸($DV_{o'}(93)$)であり、仮定1により「発生空家が取壊されない」とすると、住替え連鎖によって新規供給(25,350戸)と同程度の戸数規模の空家が期末*t+T*年に存在する。

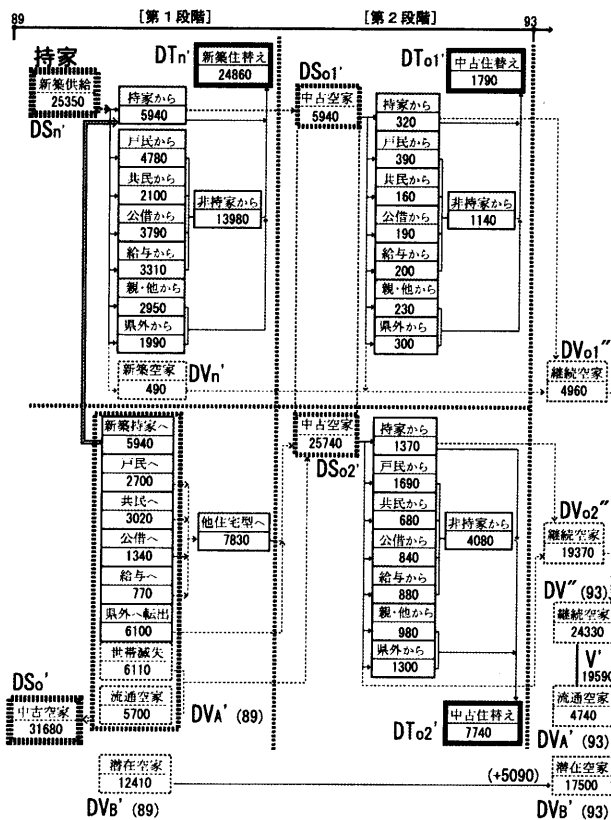


図4 89~93年の住替え連関シミュレーション結果

次に、93年の住調より、流通空家4,740戸(DVA'(93))が市場に出現する空家と考えると、継続空家24,330戸(DV''(93))との差19,590戸(V'(93))は、市場に出現しない空家が算出されたと考えられ、これは新規供給数25,350戸の77.3%の戸数にあたる。つまり2万戸の住宅が市場に出現しないため、2万5千戸の新規供給により持家需要に対応している市場構造といえる。

さらに、同期間の潜在空家の変化数(ΔDVB)が、5,090戸の増加であることから、市場に出現しなくなる19,590戸のうち、5,090戸は潜在空家の増加分に該当すると考えると、V'からΔDVBを差し引いて算出される14,500戸は、滅失空家DVC'であると考えられる。これは新規供給数の57.2%の戸数にあたることから、5年間に新規供給数の約6割の戸数規模の住宅が、持家ストックとして存在しなくなることを意味する。

3.3 従後居住形態にみる持家の発生空家の分析

持家においては、3割程度と低率な中古波及率を基に住替え連関モデルを設定しているため、継続空家が多く算出される。この波及率が低い要因を、中古空家の発生状況から分析する。

中古空家31,680戸の発生過程をみると、新築持家へ5,940世帯(DDn)、中古持家へ1,690世帯(DDo1+DDo2)、そして戸建民営借家(2,700世帯)、共同建て民営借家(3,020世帯)等他の住宅型へ7,830世帯(DO')の転出である。一方世帯滅失(6,100世帯)と県外転出(6,100世帯)の割合も高く、全体の3割を超えている。

このことから期首t年時点で持家に住んでいた世帯の地域内住替えにおいては、新築持家の吸引力が高く、市場への出現性の低い空家が発生していることが推測される。発生空家のうち従前住宅の居

住期間が把握できる住宅を分析すると、住替えの中で「新築持家へ」と「他の住宅型へ」は、居住期間が20年以上経過した住宅が半程度存在するため、老朽化した住宅である可能性が高い¹⁷⁾。

次に「世帯滅失」であるが、本論では「単身居住の世帯主が死亡して空家となった住宅」を世帯滅失と定義していることから、高齢独居世帯の比率が高くなり¹⁸⁾、建築時期の古い住宅の割合が高いものと推測され、一定の改修を行う必要があると考えられる。しかし高額な費用を負担して改修し、子世帯が相続して居住する可能性、もしくは市場に売りに出す必然性は低く、賃貸経営を始めるか取壊して空地・駐車場化するなどの利用方法が考えられ、世帯滅失が要因で発生した空家は滅失する可能性が高いものと推定される。また、中古空家の構成要素の中で世帯滅失による空家は6,110戸と最も多く、高齢社会の進行と世帯の独居化への変化に伴い、世帯滅失は今後ますます増加することが予測されることから、滅失空家はさらに増加すると推察される。

また県外への転出に伴う発生空家も6,100戸と多いが、『1993年住宅需要実態調査』によると転出世帯の転居理由は「就職/転職/転勤」が最も高く、近年の山口県の社会増減の推移は転出超過であることから¹⁹⁾、今後も住替えによる空家の増加は継続するものと考えられる。そして、この世帯を持家取得にもかかわらず転出した転勤者と仮定した場合、すべてが売却されるのではなく、地価が安いためそのまま所有する可能性が高く、空家として放置されるか、賃貸経営をしている可能性が高いと考えられる。また子供世帯に高齢化した親世帯が呼び寄せられた転出と仮定した場合、建築時期の古い住宅の割合が高いものと推測され、市場への出現率は低いと考えられる。

4. 結論

本論では、山口県の戸建て持家の89~93年の期間における住替えを対象に、新規供給住宅と中古住宅への住替え連関モデルを用いて、空家を「流通、潜在、滅失」に区分し、滅失空家数を推計した。その結果は次のようにまとめられる。

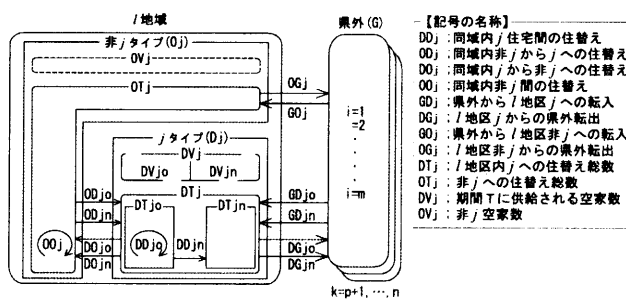
- (1) 期末93年において、住替え連鎖により新規供給量(25,350戸)と同程度の戸数規模の継続空家(24,330戸)が算出されるが、実際に市場に流通する空家数はその2割(4,740戸)であり、8割は市場に出現しない。さらに、出現しない空家のうち、1/4(5,090戸)の空家が潜在化すると考えられ、残り3/4の戸数規模(14,500戸)の空家が滅失しているものと推計された。
- (2) 中古市場の波及率が低率である要因は、一般的にいわれる新築住宅の吸引力が高いことにあるが、さらに「世帯滅失」や「転出」により発生する空家が中古住宅に占める割合が大きいことも、中古住宅の波及率を引き下げる大きな要因と考えられる。
- (3) 山口県の戸建て持家市場は、住替え連鎖による発生空家のうち、8割(19,590戸)が潜在化や滅失により市場に出現しないことから、新規の持家需要を満たすために、5年間に潜在化・滅失戸数を上回る2万5千戸以上の新築住宅供給が継続する市場構造を有している。

以上の結果より、山口県の住宅ストックの大半を占める戸建て持家市場に関しては、中古空家の市場流動性が低い最大の要因として、滅失によるストック量の大幅な減少が指摘される。またこれに建て

替え量を加えると、5年間に持家ストックの約1割が更新されていることになる。地方圏における高齢化の進行や人口減少を考慮すると、今後とも空家の増加が予測されることから、改修等により再利用可能な伝統民家をはじめとする良質持家ストックの潜在化や減失に歯止めをかけ、有効活用を促進するための政策と具体的施策の拡充¹³⁾¹⁴⁾が必要である。

注釈

- 住調の定義において「空家」は、①売却または賃貸用の住宅、②その他の住宅、③二次的空家に分類されている。③は別荘などであり、住替え対象にはなり得ないと判断し、本論における空家には含めない。①は「新築・中古を問わず、売却または賃貸のために空家となっている住宅」である。そして②は、「①③以外の人が住んでいない住宅であり、例えば出稼ぎ、入院などのため居住世帯が長期にわたって不在の住宅、または建て替えなどのために取り壊すことになっている住宅」である。
- 文献8)青木・梶浦の分析より、『住宅需要実態調査』の「従前持家の処分状況」において、「手放した(子・親族に譲渡した、中古住宅として売った、更地として売った、その他)、貸した(子・親族に貸した、借家として貸した、更地として貸した、その他)、そのまま所有している(建物を壊して更地にした、空地にしている又は時々利用している、店舗・事務所として専用化した)、その他、不明」の区分がある。そこで、①中古住宅として売却した(売却)②空家のまま所有している(空家化)③建物を除却して更地で利用している(除却)④貸した(賃貸化)に4区分し、『1988年 住宅需要実態調査』の戸建て住宅(持地持家)の結果をみると、①売却42%、②空家化30%、③除却13%、④賃貸化10%であり、①、④のように流通する空家が全体の半分を占めるという全国的傾向を示す。
- 文献8)青木・梶浦は、住調から中古住宅居住世帯数を把握し、中古流通量が少ないこと、特に共同建てより戸建て住宅の方が流通していないことを示している。また文献5)石坂等は、93年時に存在した住宅ストックの93~98年における利用状況を分析し、75年以前建築(築後18年以上)の戸建て住宅は70%が減失することを示した。
- 発生空家の流動性に関する既往研究において、文献9)川上等の論文では、新規供給住宅を説明変数とした投入産出型の2段階住替え連関構造の定式化を行い、目標居住水準達成のための最適供給量を計画するための支援モデルへと発展させている。さらに筆者等の文献10)では2段階住替え連関モデルを基本とし、年齢階層別推計モデルを構築した。しかし、これらの研究は空家の分析が行われていない。
- 筆者等による文献3)の住替えモデル図を付図1に示す。住宅供給量や住替え世帯数を表す定式は、本文2.1(1)の式(1)~(6)で示される。「住宅型(タイプ)」は「住宅所有の関係」を示し、「j=1:戸持2:共持3:戸民4:共民5:公借6:給与」を表す。



付図1 住替えモデルと住替えを表す指標

- 住調の「空家」は調査員の判断により調査されることから、空家の所有関係に関するデータがない。そこで筆者等の文献3)、10)の推計手法により、所有関係の区別を行う。t年の住調による空家の「賃貸または売却用の住宅」は、期間t-5~t年の住替え従前地が地域内であった住替え世帯の従前住宅型構成比で配分する。また「その他の住宅」においては、t年の住宅型構成比で配分する。本研究の対象となる戸建て住宅の算出結果を付表1に示す。なお、「持家」に配分された戸数を「売却用」とし、「借家」を「賃貸用」と解釈する。しかしこれは厳密解ではなく、特に戸建て持家の市場流通性は低いため、「売却用」の算出結果はもっと少なく、逆に「賃貸用」がもっと多く市場に流通しているものと推測される。文献11)、12)の『空き家実態調査』の結果によると、所有関係別の割合は

付表1 戸建て空家の計算値(戸)

	持家			借家		
	88	93	88~93の変化	88	93	88~93の変化
流通空家: DVA'	5700	4740	-960	7560	6460	-1100
潜在空家: DVB'	12410	17500	5090	2260	2500	240

- 「借家」の空家が最も多く、その中でも「民間借家」の空家が圧倒的に多くなっていることから、中古持家の市場流通性の低さが推測される。ただし、この結果は流通しているかどうかの区別はされておらず、正確な所有関係に関するデータが存在しない。そのため、本論では推計値を「住調における実数値」とみなして、住替え過程に組込むこととする。
- 具体的には、「住宅の建て方・住宅の所有関係別世帯数」の「建築時期」において、最近5年間に建設された住宅を「新築」、それ以前の住宅を「中古」と設定して、「従前(住替え前)の所有関係」とのクロス表が作成されている。なお、89~93年の分析期間はバブル期で景気変動が激しく、本論の空家数推定結果自体はこの期間のみに限定される戸数である。また、本論では、年号を西暦下2桁で表記する。
- 山口県の88,93年住調より得られる住宅型別世帯数と住替え世帯数を付表2に示す。なお「公営住宅」と「公団・公社の住宅」を合計し「公借」と表記し、「戸建て民間借家→戸民」「共同建て民間借家→共民」「給与住宅→給与」と略記する。まず、住宅型別構成は戸建て持家が大半を占め、326.2千世帯から344.8千世帯へ18,600世帯増加している。また戸民は減少しているが、93年において全体の1割程度の構成比であり、地方圏で一定の需要があるといえる。そして公営借家は約7%、給与住宅は約5%で構成比・実数ともに変化していない。89~93年の戸建て持家や共同建民間借家の増加規模が大きいことから、山口県の居住世帯総数は4~5%の変化する率で増加している。

次に、93年世帯数に対する89~93年住替え世帯数の割合は、主世帯総数で25.7%であり、93年居住世帯の約1/4が住替えている。さらに、期間89~93年の『建築統計年報』より、その期間の住宅建設戸数は68.7千戸で、持家は39.7千戸と最も多い。ここで93年世帯数に対する89~93年建設戸数の割合を「建設率」とすると、ストックの1~2割の戸数規模で住宅建設がなされている。また持家や民間借家の建設量は時期により増減の波があるが、近年の5年間の建設戸数は、持家40,000戸、民間借家20,000戸の建設が続いている。

また住調における空家の定義から「賃貸または売却用の住宅」と「その他の空家」は住替え対象となり得る空家と考えられるが、住調から空家の所有関係は把握できないため表は省略するが、88年が51,400戸であり、93年は53,300戸であり、実数は増加していて、居住世帯数と合わせた住宅ストック数の約9%を空家が占める。ここで89~93年の変化を概算すると、住宅ストック数は+27,500戸(居住世帯数+25,600、空家数+1,900)であり、建設戸数は+68,700戸である。つまりストックの増加量より建設戸数の方がはるかに大きく、その差は41,200戸の住宅は、建て替えや老朽化により、減失していると推測される。

付表2 住宅型別世帯数と住宅建設数; [×1000戸]

	持家		民間借家		公借	給与	主世帯数
	戸建	共同建	戸建	共同建			
88世帯数	326.2	3.8	60.4	46.4	40.3	25.9	506.3
93世帯数	344.8	6.9	49.2	60.0	41.3	25.8	531.9
93構成比(%)	66.1	1.3	9.2	11.3	7.8	4.9	100.0
89~93住替え	34.6	2.8	22.4	46.6	13.1	17.5	136.9
89~93建設数	39.7		21.1		4.2	3.6	68.7
建設率	11.3		19.4		10.2	14.1	12.9

- 転出世帯数 DG_j (および OG_j) は『93年住宅統計調査報告 全国版』より住宅型別転出世帯数を用いる。
- 世帯減失数: $DH_j(t)$ は、単身居住の世帯主が死亡した世帯数である。まず年齢階級(世帯主年齢 $k=1; 24$ 歳以下、2...9、5歳間隔、10:65~74歳、11:75歳以上)別人口; $J_k(t)$ と年齢別死亡数: $DE_k(t)$ を用いて、年齢別死亡率を定義し、これらの比率を世帯主年齢別住宅型別単身世帯数; $H_{j,k}(t)$ に乗じて、年齢別住宅型別減失世帯数; $DH_j(t)$ を求める(式(a))。人口は『90年国勢調査』を用いて、死亡者数は89~93年の『山口県衛生統計年報』より求め、年齢別住宅型別単身世帯数は93年住調を用いる。

$$DH_j(t) = \sum_{k=1}^{11} \left\{ H_{j,k}(t) \times \frac{DE_k(t)}{J_k(t)} \right\} \dots\dots\dots(a)$$

11) 「期首tの流通空家; DV_jA'(t)」は、「危険又は修理不能住宅の割合」を空家減失率;r(t)と定義し、腐朽破損の程度が大きい住宅を差し引く(式(b))。ここで「賃貸又は売却用空家」は実際に市場に出現している住宅であることから減失率を詳細に区分する必要が低いと考え、すべての住宅型において共通とする。今回の分析では使用した88年住調よりr(t)=0.2である。なお付表1の値は、この腐朽破損の減失を考慮した算出結果である。

$$DV_j A' = (1 - r(t)) DV_j A(t) \dots\dots\dots(b)$$

12) 住宅型別着工構成比は『建築統計年報』の(新規建設住宅の利用関係)における「持家/分譲住宅/貸家/給与住宅」と、(新設住宅の資金)における「民間/公庫/公営/公団/その他」のクロス表を用いて、「戸建て持家/共同建持家/戸民/共民/公借/給与」の6種類の住宅型別着工構成比を算出する。なお、持家と民間借家における建て方(戸建て/共同建)の区別は、住調より「最近5年間に建築された住宅に居住する世帯数」の住宅型別構成比を乗じる。ここで、(新規建設住宅の利用関係)の「持家」は「建築主が自分で居住する目的で建築するもの」、「分譲住宅」は「建て売り又は分譲の目的で建築するもの」と定義されている。従って「持家」の新築空家は発生しないと仮定する方が実態に近いと考えられるため、新築空家の算出には「分譲住宅」のみを用いる。

13) 文献3)においては居住地移動の分析に主眼を置いたため、DP2s、DP2d、DP3を「吸引率」と称したが、同意であり本論では「波及率」で統一する。

14) 『建築統計年報』より得られる住宅建設戸数は39,720戸である(付表2)一方で、本研究の住替えモデルにより算出された新規供給戸数は25,350戸であり(図2)、14,370戸供給戸数が異なる。この差が生じる原因は、『建築統計年報』が建築申請の届け出数による調査であり、住調が抽出調査であるように調査方法が異なることにあると考えられる。さらに、本モデルの新規供給が、最近5年間に建設された住宅に住替えた世帯数と新築空家数を足した数値であり、住替えに影響しない「建て替え」や「増改築」を波及過程から除いていることなどが考えられる。なお93年住調よりこの期間の建て替え戸数は10,200戸、建築中は2,000戸であり、この数値を勘案すると図2の供給数は妥当であると考えられる。

15) 持家間住替え世帯について家族構成別にみると、「夫婦+子(片親+子を含む)」の核家族世帯が3,090世帯で約半数(52.1%)を占める。年齢層は30代~50代が多く、特に40代における住替え世帯が多い。一方、単身世帯は507世帯(8.5%)、夫婦のみ世帯が1,414世帯(23.8%)であり、年齢層50代から住替えがみられ、高齢層の購入が増加している。つまり持家間住替えの需要層は、世帯主が中年層の核家族世帯と高齢のみ世帯の購入層に大別される。

次に居室数については、「48.0畳以上」が31.5%、「36.0~47.9畳」が39.9%で、36畳以上の比較的広い新築持家への住替えが多い。家族構成別にみると、「夫婦+子」世帯は比較的広い住宅への住替えが多く、「夫婦のみ」世帯も比較的広い住宅への住替えが多い。一方、「単身」世帯では30畳未満への住替えも47.4%と多い。

16) 新規供給は他の住宅型(戸民、共民、公借、給与)=(2,490、19,420、3,270、5,250)も投入して、住替え過程を把握する。なお本論はt~t+T期間の住替え過程を分析することに主眼を置いているため、その間の建設量を投入している。しかし持家や民間借家の建設は時勢に伴い大きく変化し、公借や給与住宅などは増えにくい時代であると考えられる。そこで投入する建設量を変化させ、その住替え動向への検討の有効性を分析することは重要な研究であると考えられ、今後の検討課題としたい。

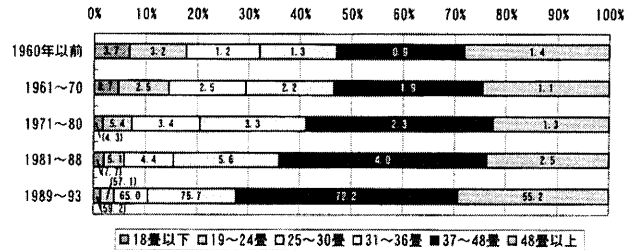
17) 住調は居住者に対して調査票を配布するため、居住者がいない空家の建築時期は把握できない。しかし中古供給住宅の約半数(県内移動世帯:15,733世帯)は従前住宅の居住期間、居室数数が把握されることから、中古供給住宅の築後年数、居住水準を推測することが可能である。表は省略するが、県内移動による15,733戸の中古供給住宅のうち、20年以上居住した住宅は45.7%を占める。このことから、中古空家の約1/4は築後20年以上経過している可能性が高い。

18) 年齢が上がるにつれて持家居住構成比が高くなる。また戸建て持家居住の高齢層は、建築時期が古い住宅に居住していることから、世帯減失による一時空家は老朽化が進行している可能性が高いと考えられる。

ここで、持家の建築時期と、最近5年間(1989~93年)に持家へ住替えた世帯が居住する住宅の建築時期を算出し、ストックに対する住替え量を住替え発生率と定義して付表3に示す。すると築後23年以上経過した古い住宅(1970年以前の建築)が持家全体の40.4%であり、そして築後年数が経過するほど住替え発生率は低い。次に建築時期別居室数数の構成比を付図2に示す。なお図中の数値はそれぞれのカテゴリーにおける住替え発生率である。居室数数は37~48畳の住宅構成比が高く、築後年が新しいほどこのカテゴリーの構成比が多くなる。そして古い住宅ほど住替え発生率が低まる。また住宅が小さくなるほど住替え発生率が高く、どのカテゴリーの住宅からも同じ確率で中古住宅が供給されると仮定すると、居室数数の小さい住宅の方が住替え発生率が高い。つまり居住年

付表3 持家供給数と住替え量の関係

建築時期	(築後年数)	ストック数	(構成比)	住替え量	住替え発生率
1960年以前	(33年以上)	86716	(25.2)	1372	1.6
1961~70	(23~32年)	52289	(15.2)	1170	2.2
1971~80	(13~22年)	108759	(31.6)	2888	2.7
1981~88	(6~12年)	61834	(18.0)	2564	4.1
1989~93	(5年以下)	34473	(10.0)	23024	66.8
合計		344071	(100.0)	31018	9.0



付図2 持家ストックの建築年別居室数構成比と住替え発生率

数が長くなるほど定住化し、住替え発生率が低下し、また比較的住宅規模の小さい持家の方が住替え対象となりやすく、逆をいえば、老朽化の進んだ住宅規模の大きな空家が蓄積している状況が推察される。

19) 『1995年山口県人口移動統計調査』より年間転入転出動態は、(転入者、転出者)=(35,636人、41,104人)であり、転出超過である。また、1985~2000年国調より人口推移をみると、山口県は-4.6%であり、全国で3番目の減少率である。さらに山口県の56市町村のうち、49の自治体が減少して、過疎化による空家の発生が多いと推測される。例えば、県内で2番目に減少率が高い美川町(-28.3%)では、昭和26年以降27の集落が廃村となった。

参考文献

- 1) 服部寿生:住宅ストック時代の空き家論,住宅,Vol.52 No.8,p.3~7,2003.8
- 2) 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〉,pp.2231~2232,1982.10
- 3) 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集,第495号,pp.181~188,1997.5
- 4) 菊地吉信,玉置伸信: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集,第533号,pp.151~156,2000.7
- 5) 石坂公一,金澤雅樹,近江隆:首都圏における既存住宅ストックの流動特性,日本建築学会計画系論文集,第575号,pp.125~132,2004.1
- 6) 松本光平:中古住宅市場の活性化に向けて,住宅,Vol.50 No.8, p.6~10, 2001.8
- 7) 森泉陽子:新築住宅市場と中古住宅市場,都市住宅学 No43, pp196~203, 2003.10
- 8) 青木留美子,梶浦恒男:全国統計調査から見た中古住宅居住の実態-戸建て住宅に着目して-,都市住宅学, No35, pp.114~117,2001.10
- 9) 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集,第388号,pp.86~97,1988.6
- 10) 小峯裕,中園真人,嶋心治: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,日本建築学会計画系論文集,第578号,pp.115~122,2004.4
- 11) 栗津貴史:空家の現状と動向について-空き家実態調査に基づく現状分析-,住宅,Vol.52 No.8,p.8~14,2003.8
- 12) 戸田晴久:大阪府域における空家の現状と課題-民間賃貸住宅を中心に-,都市住宅学, No44, pp.52~55,2004.1
- 13) 眞嶋二郎+住宅の地方性研究会編:地域からの住まいづくり,第10章定期借家方式による民家再生,ドメス出版,pp.130~140,2005.3
- 14) 繁水真司:山口県における街なか居住の取り組み,住宅,Vol.54 No.3, pp.23~30, 2005.3

(2005年2月10日原稿受理,2005年7月19日採用決定)