居住残留率の推定に関する試論的研究

居住残留率のモデルと近畿都市圏における検証

TRIAL STUDY ON THE ESTIMATION OF THE RESIDENTIAL REMAINING RATIO

Modeling and examining the model in *Kinki* urban area

多治見 左近*

Sakon TAJIMI

This study shows the way to estimate the residential remaining ratio by an equation based on the years of house and the average length of stay, and aims to clarify the nature of estimated residential remaining ratio.

I estimated the residential remaining ratio r by solving an equation $r^2 - u'r + u' - 1 = 0$, u' as an average length of stay in t term. I calculated the remaining ratios using Housing Survey of *Kinki* urban area, and examined the relations between years of house, rent, floor area, distance from city center and the ratios. The residential remaining ratios are affected by rent, rent per floor area, floor area and years of house, but the distance to the center of city isn't major factor in *Kinki* urban area.

As a result, I think that the estimated ratio is appropriate as the indicator expressing residential stability and mobility. But the problems to examine the nature of the ratio influenced by the years of house and to express the fluctuation of the ratio are left.

Keywords : *Residential remaining ratio, Average length of stay, Polynominal equation, Rent, Floor area, Kinki urban area*

居住残留率, 平均居住期間, 多項方程式, 家賃, 床面積, 近畿都市圏

1. 研究の目的と方法

住宅市場は、供給側では新規供給と中古供給、需要側では世帯分離や住みかえによって顕在化する。このなかで中古供給と住みかえは表裏の関係にあるとともに、市場の動向に大きな影響を与えている。とりわけ賃貸住宅市場は持家市場にくらべて入居世帯の入れ替わりが激しく、中古市場が大きな役割を果たしていると思われる。この規模を的確に把握するとともに、その要因を明らかにすることができれば、住宅市場における住宅施策のいっそうの実効性を得ることができるものと考えられる。

しかしその規模を統計的に検討するには限界がある。それは統計情報が、現に居住している住宅に関する情報が主体であることに原因がある。例えば長期居住者が多いことから、感覚的に定着性が高いと評価することができるが、転居世帯がいつでもどれだけ発生したかが調査されていないために、定量的に規模を表現することは困難である^{注1)}。定量的把握ができなければ、その要因の影響メカニズムもあいまいにならざるを得ない。本研究は、賃貸住宅市場の需給顕在化のプロセスを把握するための指標として、住みかえ実態の客観的な表現方法としての居住残留率を推定することを目的とするものであり、定着性を表す指標としての可能性を検討しようとする試論的研究である。

本研究と、方法は違うものの目的と結論の方向が類似した研究として、玉置・鈴木・内山(文献2)がある。文献2では滅失を考慮した綿密な手続きで住宅統計調査の調査年次間で住宅種別に建設時期別住宅数・入居時期別世帯数を比較することによって住居移動発生率を推定している。ただこの方法では、厳密な検証が可能である一方で時系列のデータが揃っている場合に推定が限られる。

本研究では単一の調査時点での情報、すなわち現居住者のみの情報によって居住残留率が推定できるより簡便な方法を提案する。

居住残留率を推定する場合に、需要発生(入居)時点の戸数をもとにする方法がある。文献2では住宅の滅失をロジスティック関数で推定した戸数をもとに居住残留率が導かれている。しかし標本抽出方法などに起因する標本誤差により矛盾した結果を生じることも指摘されている。

さらに、ある時期に建設された全住宅の居住残留率を算出するためには滅失した住宅も含めるべきであるが、現時点で残存、居住する住宅に限っての住みかえや定着性の指標を求める場合には滅失した住宅を含めることは不可能であり、その必要にも乏しい。

本研究では、比較的小規模の標本でも有効性を持たせたいこと、現時点の市場性を反映する指標を得たいこと、から現時点居住者の情報に限定して居住残留率の推定を行う。従って結果を過去に

* 奈良女子大学生生活環境学部 助教授・工博

Assoc. Prof., Faculty of Human Life and Environment, Nara Women's Univ., Dr. Eng.

建設されたある住宅種類全体に直ちに普遍化することはできないが、逆に家賃などの、現時点で利用できる指標を含むことができる。

なお、滅失率や空き家率が住宅市場に大きな影響を与えることは明らかである。滅失率自体は建設当初の戸数統計があれば、現時点との差し引きから推定できる。これと現時点居住者に限定した居住残留率とを対応させることで居住残留率の意義を鮮明にすることが可能であると考えられる。また空き家率についても同様のことが可能である。居住残留率を用いて住宅市場全体の動向を把握する際には、別途得られた滅失や空き家の状況と組み合わせる必要がある。

以下では、2. で残留率を住宅の供給後期間と平均居住期間によって推定するモデルを作成する。3. と4. では、これを検証するために統計データにあてはめて残留率を推定し、推定された残留率といくつかの要因との関係から、推定残留率の性質と妥当性を検討する。なお検証のための実際値である統計情報としては、平成5年の住宅統計調査の近畿都市圏データを用いた^{注2)}。そのために実際値は近畿都市圏固有の性質を示している。

なお本研究では、居住残留率を、ある期間内に入居しその後の1時点で残留している世帯のなかで、さらにその1単位期間あたにも残留している世帯の比率と定義する(以降では「残留率」とする)。

2. 居住期間別世帯構成に関するモデルと推定残留率

(1) 入居世帯の居住期間構成

残留率を r とすると、初期入居世帯が t 期間後に継居している比率は r^t によって求められる。 r の値は、住宅が市場に供給される期間全体で一定とはいえないが^{注3)}、ここで作成するモデルでは一定であるとする(仮定1)。変動する場合については、今後の課題とする。

ここで、ある住宅の初期の供給戸数を a とし、このすべてに入居世帯が入ったとする。さらに、単位期間中に転居と新たな入居が生じ、次の期首には前期首に居住して残留する世帯と、期間内に入居した世帯とで全戸が必要されている(空家は無い)と仮定する(仮定2)。また滅失は考慮せず、現存する住宅が当初からすべてであるとする(仮定3)。これによって供給当初からの入居世帯数は、 t 期

首には、

$$R_1(t) = ar^{t-1} \quad \dots\dots\dots(1)$$

となる。第2期の新規入居世帯数は、 $a - ar = a(1-r)$ 、第3期の新規入居世帯数も、 $a - (ar^2 + a(1-r)r) = a(1-r)$ である。一般に、 $s-1$ 期の新規入居世帯数が $a(1-r)$ で表せるとすると、 s 期の新規入居世帯数も、

$$\begin{aligned} a_s &= a - ar^{s-1} - \sum_{t=2}^{s-1} a(1-r)r^{s-t} \\ &= a - ar = a(1-r) \quad \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

と表すことができる。

これは、文献2(6)式と同じであり、残留率が不変であることによる結果である。供給当初の入居世帯数以外は、每期同数の新規入居世帯があることになる。現実的ではないが、 r 一定という仮定を前提としていく。

以上から、 s 期に入居した世帯の t 期における残留数は、

$$R_s(t) = a(1-r)r^{t-s} \quad (t \geq s \geq 2) \quad \dots\dots\dots(3)$$

と表せる。これによって、 t 期における居住期間別世帯構成を推定することができる。その結果は図1である。図1では残留率を 0.5 から 0.99 まで推移させている。住宅統計調査を集計した図2と比較する。図2では、居住期間の時間軸の目盛りを揃えるために、1期間を4年とする操作を施している^{注4)}。図2(1)は賃貸住宅全体で供給後期間別に累積構成比を示しており、図2(2)は供給後期間が34~43年の賃貸住宅種類別の累積構成比である。各図は累積値で表示しているので、それぞれの構成比は左側居住期間項目の指標値との差になる。

34~43年を取り出したのは、なるべく長期の方が種類別の特徴があらわれ、これ以上になると賃貸種類によってはデータがなくなるからである。図1は、モデル的にいくつかの残留率を設定した場合の

図1 式(3)で残留率を変化させた場合の居住期間累積構成比推定(モデル値)

図2 居住期間の累積構成比(住宅統計調査による実際値)

居住期間別世帯の構成比を表現しているが、図2の近畿都市圏の実際の構成比と比較することによって、現実の残留率の状況がある程度は推測することができる。

グラフ形状のみに着目すると、実際値のグラフは、モデル値で残留率が0.9以上の場合に似ている。とりわけ民借・中高層共同建の形状はモデル値のグラフに近いようにみえる。いっぽうで公団賃貸住宅や民借・戸建長屋建は、構成比がより均一であり、直線に近い。さらに公営住宅はグラフが下方に凸となっている。

残留率が一定であればグラフ形状が下方に凸にカーブすることはない。しかし残留率が非常に高い場合には、長期居住者が多数残留するためにグラフが下方に突起する。入居世帯すべての残留率が高ければ、初期入居世帯(最長入居世帯)比率によってグラフは突起するが、その後は上方への緩やかな凸カーブを描く。全体として下方への凸カーブを描くか直線状になるためには、各期の入居世帯が、入居後短期間は残留率が低く、一定期間後に高くなるという推移を辿ること、すなわち初期と後期とで変化することが条件の一つである。それによって公営住宅などでは長期に居住している世帯の残留率が著しく高くなっているものとみられる。また集計した供給後期間にかなりの幅があることももう一つの理由として考えられる。

残留率を一定とすることは、とりわけ定着傾向の強い住宅の場合には実態とずれることは明らかである。しかしそのずれを補正し、より正確なモデルを追求するためには、残留率を時系列で変化させ、あるいは複数の残留率を設定することが必要となるし、未確認の仮説にもとづく条件を付加せざるを得ない。しかも複雑になれば、住宅ごとの残留率の明快さが失われるおそれもある。したがってここでは最小限の仮説に基づく単純な残留率を推定するモデルを設定することにしたい。以下では、実際には複雑さや変動があることを念頭に置きながらも、この単純モデルを用いて残留率の推定を行う。

(2) 推定残留率

式(3)の各期入居と供給当初入居の残留世帯を加重平均することによって、ある時期に供給された住宅の入居世帯の平均居住期間を表すことができる。当初入居と s 期に入居した世帯の t 期における居住期間は、 t および $(t-s+1)$ である。したがって全世帯の平均居住期間は、

$$u_t = \frac{ar^{t-1}t + \sum_{s=2}^t a(1-r)r^{t-s}(t-s+1)}{a} \\ = \frac{1-r^t}{1-r} \quad (s \geq 3) \quad \dots\dots\dots(4)$$

となる。これをいくつかの残留率を仮定して算出すると図3のようになる。残留率が0.8以下の場合には、供給後10年程度で平均居住期間は一定値に収束する。しかし残留率が0.9以上に高くなれば、平均居住期間は供給後期間にともなって長期になり、収束する供給後期間も長期となる。

図3は残留率を一定とした場合の計算上の平均居住期間であるが、逆に、平均居住期間を与えれば、推定残留率を得ることができる。それは図3の読みとりからでも可能であるが、(4)式の u_t の既知の平均値を u'_t とすれば、

$$r^t - u'_t r + u'_t - 1 = 0 \quad \dots\dots\dots(5)$$

となるので、これから r を解けばよい ($0 < r < 1$)。

なお実際の平均居住期間は図4のようである。図4では、賃貸住宅種類別に平均居住期間を集計した^(注5)。仮に同じ賃貸種類の残留率が同じであれば、図3のグラフのように上方に凸の形状になるはずであるが、実際にはグラフは直線的になっている。図3の、上方に凸の特徴が顕著とはいえないが、残留率の高い場合のような傾向が示されているとみられる。

ところで、図4からは、同じぐらいの供給後期間であっても、住宅の特徴によって平均居住期間に格差があることが示されている。賃貸住宅の種類別の特性は居住期間の累積比率からもわかるが、図4でもそれからも想像される違いが確認できる。また、家賃・家賃単価や床面積は、平均居住期間を左右する強い要因となっていることがうかがえる。

3. 推定残留率の性質と諸指標との関係

住宅に関する定着性・流動性の強弱を表現できれば、住宅市場への需要量発生を把握するに有効である。また定着性と諸要因との関係が明らかになれば、住宅供給の計画化にも有効になる。居住者意識としての定住志向と諸要因との関係に関する研究としては川上(文献5)や多治見(文献6)があるが、定住志向は必ずしも行動に結びつかない場合がある。また残留率は居住期間と異なり、供給後

図3 式(4)で残留率を変化させた場合の供給後期間と平均居住期間(モデル値)

図4 供給後期間別の平均居住期間(住宅統計調査による実際値)

期間に依存しない値であり、定着性を表現するのに適している。

以下では、式(5)に、供給後期間とその供給後期間の住宅の居住者の平均居住期間を投入することによって残留率 r を推定し、いくつかの住宅要因との関係を検討することによって、推定残留率の性質を明らかにするとともにその妥当性を検証する。なお、推定する残留率の単位期間は1年とする。

(1) 残留率の推定方法

推定残留率は、住宅を供給後期間などの指標を組み合わせてグルーピングし、そのなかで平均居住期間を求めることによって、グループごとに推定する。グルーピングのための指標は、基本的な項目として、推定式のパラメーターとなる供給後期間、住宅の総合的指標ともいえる賃貸種類、立地条件を表す距離圏、住宅水準指標として床面積、世帯の経済的負担にかかわる家賃、床面積と家賃との関係を表す家賃単価とし^{注6)}、これらを必要に応じて組み合わせてグループ化して平均居住期間を求め、式(5)によって推定残留率を算出した。なお賃貸種類は、需給条件に影響を与える家賃単価などを考慮して分類した。またいうまでもなく、式(5)による推定のためには、供給後期間は必須の指標となる。

グルーピングは指標ごとの区分を組み合わせて行ったが、組合せによっては該当数が少数で、統計的な信頼性が損なわれる場合がある。素データ数が 35 以上^{注7)}のグループのみを用いた。なお、当モデルの考え方から、居住期間のばらつきのために分散値が大きいことは問題とはならない。したがって、素データ数だけをグループの採用基準とした。また、すべての指標を同時にグルーピングに用いると、ケース数の偏りやグループの欠落が大きくなるので、分析ごとにグルーピング指標の組合せを変えざるを得なかった。

指標のうち供給後期間は式(5)に必須のパラメーター t であるため、当然ながらすべてのグルーピングに用いている。ところで、統計からは供給後期間を1年刻みで把握することはできない。最大 10 年の幅がある。平均居住期間はその幅をもつグループ内で求めざるを得ず、このことによる多少の誤差が生じることは避けられない^{注8)}。また式(5)の供給後期間としては、幅のある刻みの中間値を用いており、このことによっても誤差が生じる。ただ図3からは、供給後期間が長くなるほど、期間が相当に違っても平均居住期間の変化は小さい。供給後期間が短い場合は誤差が問題となるが、長い場合には大きな支障はないと判断される。

(2) 供給後期間と諸指標との関係にみる推定残留率の性質

式(5)のパラメーター t である供給後期間と、諸指標との組合せによる推定残留率は図5のようになる。供給後期間が長くなるほど推定残留率が 1.0 に接近することがみてとれる^{注9)}。供給後期間が1～4年の推定残留率は 0.5 前後でそれ以上の居住期間にくらべてきわめて低い。これは式(5)の t で中間値として3年を採用したことにも原因があるかもしれないが、供給直後の残留率自体が低いという現象によるところも大きいと考えられる。5年以上になると推定残留率の期間の値は近似してくる。しかしそのなかでも供給後期間が短いほど推定残留率は低く間隔が疎になっている。このようになる原因として、すでに指摘したように供給直後の不安定要因や滅失・空家が除外されていることがあろう。後者については、供給期間が長くなれば賃貸住宅が淘汰され定着性の高いものが残っているとも考えられる。

供給後期間以外の指標についてみると、賃貸種類では、公営住宅、公団賃貸住宅、民借・戸建長屋建の推定残留率が高く、戸建長屋建以外の民借の推定残留率は低い。距離圏は、近畿都市圏の場合には残留率への影響が小さいようである。床面積は、供給後期間が 20 年ぐらいまでは床面積が高いほど推定残留率も高くなる傾向が認められるが、それよりも長期になると、30 m²未満の住宅を除けば大きな違いはない。

家賃と家賃単価は、いずれも推定残留率と強い関係にあると考えられる。とりわけ家賃単価は、いずれの供給後期間でも、単価が高くなると推定残留率は低くなる。家賃単価の形成要因としては住宅設備、仕様などの住宅水準と、利便性などの立地条件がある。立地条件のうち距離圏の影響は小さいとみられるが、それ以外の立地条件と住宅水準のいずれが家賃単価に影響を与えているかは本研究の範囲では不明である。しかし家賃単価が推定残留率に対して負の効果をもっていることは確かである。

一方、家賃も推定残留率に対しておおむね負の効果をもっている。しかし家賃は床面積が大きいほど大きくなる性質をもっているので、とりわけ供給後期間が 10 年前後までの場合には、かならずしも負の関係だけでないところがある。負の関係が比較的是っきりでいるのは、供給後期間が 20～30 年ごろのものである。

(3) 賃貸種類と諸指標との関係にみる推定残留率の性質

住宅指標として基本的な賃貸種類と、供給後期間以外の指標との組合せによる推定残留率を図6に示す。ここでは供給後期間ごとの

図5 供給後期間別、諸指標別の推定残留率(実際値による。推定残留率は式(5)で推定した)

図6 賃貸種類別、諸指標別の推定残留率(実際値による。推定残留率は式(5)で推定し、供給後期間を平均した)

推定残留率を平均している。厳密には、同じ賃貸種類、床面積、家賃であっても供給後期間が違えば別物であって平均できないとの考え方もあるが、傾向の概要を把握するために、厳密性は度外視することとした。なお、指標によっては供給後期間による平均値の偏りがあるはずである。その点を考慮に入れるためには図6のような平均値を表示する方法では限界がある。

図6(1)の距離圏による違いは、近畿都市圏に都市核が3つあることもあり小さいが、10km 圏内でやや推定残留率が高い。また 40～50km 圏では、民借の低層共同建、木造共同建と公団賃貸住宅で低くなっている。家賃と家賃単価に関しては供給後期間の影響が予想される。しかし民借の木造共同建と低層共同建は、家賃・家賃単価の上昇にともなって急速に推定残留率が低くなっていることが注目される。民借・中高層共同建は、家賃が 10 万円未満の範囲では 0.7～0.8 であるが、それより高家賃になっても推定残留率は極端には低下していない。家賃単価の場合でも、単価上昇にともなう推定残留率の低下の度合いは、他の民借にくらべると緩やかである。

賃貸種類別の床面積では、30～50 m²、とりわけ 30 m²台での推定残留率をもっとも高く、その上下では低くなっているが、図5の賃貸種類の偏りから、供給後期間も影響しているとみられる。ただ、30 m²未満で低くなっているのは図5の傾向と同じである。

4. 推定残留率と指標との関係

(1) 推定残留率と諸指標との相関係数

以降では、名義尺度である賃貸種類の検討は省略し、間隔尺度の指標のみを扱う¹⁰⁾。本項では推定残留率と諸指標との相関係数値によって、推定残留率の性質を検討し、その妥当性を検証するが、家賃と家賃単価は論理的に関係が深いことと、平均居住期間算出のためのグルーピングに同時に用いるとケース数の偏りや該当グループの減少などの不都合が生じるために、別に扱った。表1の上半分は家賃単価以外の指標、下半分は家賃以外の指標によってグルーピングして平均居住期間・推定残留率を求めて得たものである。そのために同じ指標間の相関係数値に若干の食い違いが生じているが、致命的ではない。

供給後期間が1～4年の場合は推定残留率の値が不安定である可能性があることから、5年以上に限った計算も行った。なお相関係数の計算にあたってはグループを単位とし重み付けは行わなかった。表中のケース数、自由度はグループ数である。4指標のグルー

プ値は、それぞれの中間値である。

まず供給後期間、床面積、距離圏の3指標間の相関係数は、供給後期間の範囲が同じであれば本来近似するはずである。表1の(1)～(4)を比較するとおおよその傾向は一致している。家賃・家賃単価と供給後期間・床面積との間にはやや強い相関関係が認められる。

表1 推定残留率・平均居住期間と諸指標との相関関係(実際値による)
(推定残留率は用いた指標の組合せグループごとに、式(5)で推定した)

		供給後 期間	家賃	床面積	距離圏
(1-1)家賃・全供給後期間の場合					
ピアソンの 相関係数	供給後年数	--	-0.361 **	-0.020	0.027
	家賃	-0.361 **	--	0.303 **	-0.161 **
	床面積	-0.020	0.303 **	--	-0.010
	距離圏	0.027	-0.161 **	-0.010	--
	推定残留率	0.665 **	-0.449 **	0.085 **	-0.020
	平均居住期間	0.893 **	-0.448 **	0.104 **	0.014
N(最大・組合せで異なる)					
		1647	1233	1326	1262
偏相関係数 (他の3指標で制御)	推定残留率	0.519 **	-0.386 **	0.300 **	-0.113 **
	平均居住期間	0.878 **	-0.406 **	0.493 **	-0.074
	D.F.	702	702	702	702
(1-2)家賃・供給後5年以上の場合					
ピアソンの 相関係数	供給後年数	--	-0.345 **	-0.017	0.012
	家賃	-0.345 **	--	0.306 **	-0.144 **
	床面積	-0.017	0.306 **	--	-0.001
	距離圏	0.012	-0.144 **	-0.001	--
	推定残留率	0.701 **	-0.624 **	0.149 **	-0.059 *
	平均居住期間	0.878 **	-0.470 **	0.119 **	0.001
N(最大・組合せで異なる)					
		1442	1075	1166	1106
偏相関係数 (他の3指標で制御)	推定残留率	0.586 **	-0.625 **	0.575 **	-0.226 **
	平均居住期間	0.873 **	-0.477 **	0.541 **	-0.083 *
	D.F.	616	616	616	616
		供給後 期間	家賃 単価	床面積	距離圏
(2-1)家賃単価・全供給後期間の場合					
ピアソンの 相関係数	供給後年数	--	-0.421 **	-0.080 *	0.016
	家賃単価	-0.421 **	--	-0.409 **	-0.115 *
	床面積	-0.080 *	-0.409 **	--	-0.049
	距離圏	0.016	-0.115 **	-0.049	--
	推定残留率	0.640 **	-0.627 **	0.099 **	-0.015
	平均居住期間	0.865 **	-0.564 **	0.098 **	0.003 *
N(最大・組合せで異なる)					
		895	895	895	895
偏相関係数 (他の3指標で制御)	推定残留率	0.495 **	-0.495 **	-0.084 *	-0.120 **
	平均居住期間	0.833 **	-0.343 **	0.143 **	-0.067 *
	D.F.	890	890	890	890
(2-2)家賃単価・供給後5年以上の場合					
ピアソンの 相関係数	供給後年数	--	-0.389 **	-0.071 *	0.003
	家賃単価	-0.389 **	--	-0.415 **	-0.114 **
	床面積	-0.071 *	-0.415 **	--	-0.041
	距離圏	0.003	-0.114 **	-0.041	--
	推定残留率	0.644 **	-0.785 **	0.232 **	-0.048
	平均居住期間	0.848 **	-0.574 **	0.127 **	-0.007
N(最大・組合せで異なる)					
		787	787	787	787
偏相関係数 (他の3指標で制御)	推定残留率	0.578 **	-0.734 **	-0.031	-0.245 **
	平均居住期間	0.827 **	-0.408 **	0.140 **	-0.077 *
	D.F.	782	782	782	782

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

推定残留率に対しては、供給後期間、家賃、家賃単価のピアソンの相関係数値が大きい。供給後期間は正、家賃・家賃単価は負の相関である。距離圏との相関はほとんどない。床面積は供給後期間が5年以上の場合に弱い相関が認められる。推定残留率と間のピアソンの相関係数は供給後期間5年以上の方が全期間よりも値が大きい傾向にある。

偏相関係数をみると、推定残留率と供給後期間・家賃・

床面積・距離圏との場合(表の上半分)は、偏相関係数の符号はピアソン相関係数の場合と同じであり、床面積の偏相関係数値がピアソンの値にくらべて大きくなっていること、距離圏の絶対値もやや大きくなっていることが特徴的である。

推定残留率と供給後期間・家賃単価・床面積・距離圏との偏相関係数値は、供給後期間・家賃単価は絶対値がやや小さくなり、距離圏はやや大きくなっている点は、表の上半分の場合と同じである。しかし、家賃単価の偏相関係数値が家賃の場合よりも大きいこと、床面積との偏相関係数値が0.0に近いことが特徴的である。家賃単価と床面積による推定残留率の動きを図7で確認すると、床面積を固定した場合には家賃単価と推定残留率とは単純な相関性があるが、家賃単価を固定した場合の床面積と推定残留率との相関は、1000 円/㎡台では負の関係、それより低額では関連性が小さく、2000 円/㎡前後以上では60 ㎡以上で逆転する。家賃単価によって関連の仕方が異なることから、家賃単価一定とした場合の関連が不安定であるとみられる^{注11)}。一方で家賃帯を一定とした場合は、床面積が大きいほど推定残留率は緩やかに高くなる傾向がある。

家賃単価を制御変数とした場合、性質の異なる賃貸住宅小市場を単一の市場とする可能性がある。家賃単価が一定でも床面積が大きく異なれば、家賃は床面積に比例して異なり、入居世帯の階層性が異なる。そのため賃貸住宅としての市場性が異なり、連続性がない可能性がある。その点から、入居世帯の性質を表す推定残留率と家賃単価の関係を、とりわけ床面積と関連づけながら検討するにあたっては慎重である必要がある。

(2) 推定残留率に対する諸指標の影響の検討

推定残留率に対する諸指標の影響を総合的に把握するために重回帰分析を行った。なおこの目的は諸指標によって残留率を推定することではなく、関係をみることによって推定残留率の性質をうかがうことである。推定残留率・平均居住期間を目的変数として、説明変数に家賃を含む場合と、家賃単価を含む場合、供給後期間を全期間とする場合と、5年以上とする場合で、4通りの重回帰分析を行った。推定残留率と平均居住期間とは、平均居住期間の方が説明力が高いが、標準化係数からみてその主体は供給後期間である。供給後期間と居住期間とは対等関係でなく制約・被制約関係にあり、回帰係数の意味が他と異なる。また重相関係数値も推定残留率と

図7 2指標の組合せによる推定残留率(実際値による。推定残留率は式(5)で推定し、供給後期間を平均した)

表2 推定残留率・平均居住期間を目的変数とする重回帰分析結果(実際値による)

*説明変数に、家賃を含むか家賃単価を含むかと、供給後5年以上の場合と全期間とでわけた。

説明変数に家賃を含む	目的変数	供給後全期間の場合		供給後5年以上の場合	
		推定残留率 (式(5)で推定)	平均 居住期間	推定残留率 (式(5)で推定)	平均 居住期間
重回帰係数	供給後期間	5.369E-03 **	0.510 **	2.666E-03 **	0.514 **
	家賃	-1.794E-02 **	-0.594 **	-1.527E-02 **	-0.809 **
	床面積	2.105E-03 **	0.118 *	1.898E-03 **	0.135 **
	距離圏	-9.782E-04 **	-0.021 *	-8.069E-04 **	-0.023 *
	(定数)	0.737 **	-2.281 **	0.823 **	-2.270 **
標準化係数	供給後期間	0.482	0.808	0.446	0.780
	家賃	-0.351	-0.205	-0.521	-0.250
	床面積	0.235	0.233	0.411	0.266
	距離圏	-0.082	-0.031	-0.132	-0.033
	R	0.701	0.918	0.829	0.918
	R Square	0.492	0.843	0.687	0.843
	D.F.	706	707	620	620
説明変数に家賃単価を含む	目的変数	供給後全期間の場合		供給後5年以上の場合	
		推定残留率 (式(5)で推定)	平均 居住期間	推定残留率 (式(5)で推定)	平均 居住期間
重回帰係数	供給後期間	4.952E-03 **	4.750E-01 **	2.565E-03 **	0.480 **
	家賃単価	-1.015E-04 **	-2.329E-03 **	-8.213E-05 **	-0.003 **
	床面積	-5.517E-04 *	3.412E-02 **	-8.156E-05	0.034 **
	距離圏	-9.450E-04 **	-1.841E-02 *	-8.030E-04 **	-0.022 *
	(定数)	0.903 **	1.963 **	0.937 **	2.671 **
標準化係数	供給後期間	0.433	0.784	0.388	0.754
	家賃単価	-0.478	-0.207	-0.656	-0.254
	床面積	-0.064	0.075	-0.017	0.074
	距離圏	-0.081	-0.030	-0.124	-0.035
	R	0.756	0.896	0.876	0.892
	R Square	0.572	0.802	0.767	0.795
	D.F.	894	900	786	787

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

のものよりも高いが、これも供給後期間が説明変数として含まれていることが強く影響していると思われる。したがって平均居住期間を目的変数とする重回帰分析の結果は参考とすることと定める。

説明変数に家賃単価を含む場合の方が家賃を含む場合よりも重相関係数値が大きい、これは家賃単価の影響が大きく床面積の影響が過小になっている可能性がある。また供給後期間としては5年以上とした場合の方が説明力が高い。供給後4年以内には指標の不安定さが懸念されるので、5年以上を中心に検討する方が安全であろう。

指標の説明力は前段までの結果から予想される通りである。供給後5年以上の家賃を含む回帰式の標準化係数をみると、家賃、供給後期間、床面積が推定残留率に影響を与えていることが確認できる。しかし推定残留率には論理的には供給後期間の影響はないと考えられるにも関わらず、図5と同様に実際にはかなり大きく影響してい

る。この影響をどう評価するか、原因は推定残留率自体にあるのかそれとも時系列的な住宅市場の変化にあるのか、それぞれの場合に要因はなにかが解明すべき課題となる。

5. まとめ

本稿で検討した残留率は、滅失や空き家などを捨象しているという点で住宅市場全体の動向を反映するものではない。しかし、例えば平均居住期間が供給後期間の長短に平均値が依存し、供給後期間の異なる住宅での比較・評価がしにくいのに対して、推定残留率は供給後期間と理論的には独立した指標であり、現時点での居住世帯の定着性や流動性をあらわすに便利な指標であり、とりわけ住戸数が固定的な団地の定着性評価などには有効性が高い。また分析をすすめて、転居による需要顕在化にどのような要因が影響しているかが正しく推定できれば、その要因を操作することによって、市場への住宅施策の計画化にも寄与できると考える。

また文献1、文献2で算出されている残留率や移動発生率との比較は、算出方法や対象地域、住宅種別が対応していないが、住宅種別の傾向は似通っており、極端な違いはないと考える。

ただ供給後期間の影響はさらに検討しなければならない。供給後期間の影響の原因として、仮定したような、残留率が一定であることや滅失や空家を除外していることが想像される。しかしこれに対して、長期間賃貸市場に提供されている住宅は、入居世帯の定着性が高いものが淘汰されて残っているという仮説も経験的にはあり得る。その立場からは、現存する住宅を対象として推定残留率を算定する限り、供給後期間が長いほど推定残留率が高くなるのは当然で、供給後期間の影響について検証する必要がある。

同じ住宅水準・家賃条件であっても、異なる時期に供給された住宅が住宅市場のなかで同じ意義をもつという保証はない。供給時点によって、入居世帯や市場環境が異なるためである。さらに、変数としての家賃は現時点での値であり、過去にさかのぼれば異なる値をもっている可能性が高い。本稿では、そのような点の確認は行っていない。推定残留率を政策の指標として活用するためには、住宅市場環境の中で位置づける必要がある。すなわち、時系列の動向や住宅の諸特性別の傾向性と相互関係、需給関係のダイナミズムを包含した上位の市場モデル構築が課題となる。

すでに指摘されているように実際の残留率は住宅の供給後に逐次変化する。その変動傾向の解明は、そのためにいくつかの仮説を追加し検証する必要があるが、比較的容易であると推測され、今後の検討課題となる。ただ、本研究で求めた単一の推定残留率と、残留率の変動傾向の推定とは、目的がやや異なる。後者が実体を明らかにするところにあるのに対して、前者は、推定残留率を住宅供給計画で定着性を判断するより簡便で使いやすい指標として利用しようとするところにある。最終的到達点は一致するはずであるが、当面の課題は別である。

推定残留率と諸指標との関係をみた目的は、推定残留率の性質を確かめることにもあるが、政策パラメーターとしての諸指標をみた場合に、それによって定着性がどう変化するかという観点がある。その点から相関係数や重回帰分析の結果はおおむね妥当であり、それぞれの指標の影響が確認できた。上記の課題をクリアすることによって、信頼性の高い指標を導いていく必要がある。

注

- 1) 文献1(p.75)は、住民票を転出世帯まで採取して残留率(「任意の時点において居住していた世帯が、時点(+ノ)においても継続して居住している確率」と定義されている)を得ている。この残留率の残余が転居率と顕在需要となる。転居世帯数を正確に把握するには、このような方法によらざるを得ない。
- 2) 住宅統計調査は、平成5年住宅統計調査・住宅需要実態調査特別集計委員会(文献3)において、筆者の分担した部分の集計結果の一部を用いた。分析の対象範囲は近畿2府3県の都市圏を中心とする156市町村である。
- 3) 文献4(p.1174)では、残留率が「特に入居開始から5年間程の期間における差異が著しい」と指摘されており、文献2でも同様の記述がある。本研究の結果からもそのことがうかがわれる。
- 4) 図2では居住期間を4年刻みにしているが、住宅統計調査では、調査時点直近5年間は1年刻みの入居年がわかるが、昭和61～63年が1項目、昭和46年から60年は5年刻み、26年から45年までは10年刻みとなっている。このように居住期間の刻み方が不揃いであると、集計結果の解釈に誤解が生じやすい。そこで期間をそろえることとし、年数に比例して世帯数をふりわけた。単位はなるべく短くする方が望ましいが、近年と長期の刻み方のかねあいと、近年で1年刻みにすると件数が少なすぎることを、および期間を揃えるために、4年刻みにした。
- 5) 厳密には、同じ賃貸種類であっても供給後期間が異なれば性質が異なるので、供給後期間を比較することは無意味との見方もあり得るが、ここでは近似性があるとし、おおよその傾向をみることを目的としている。
- 6) 指標のうち、賃貸種類は民間借家と公的借家、構造、住宅形式を分類基準とした。「民借・低層共同建」と「民借・中高層共同建」はいずれも非木造であり、前者はプレハブ住宅等であることが「民借・木造共同建」と異なる。また「民借・戸建・長屋建」の「戸建」と「長屋建」は床面積の分布が異なるが、家賃単価が類似しており、木造が大半であるため同じ分類とした。なお、供給後期間別、賃貸種類別の分布(素数)は下表の通りである。

	1-4年	5-8	9-13	14-18	19-23	24-33	34-43	44-48	49・	合計
民借・戸建・長屋建	753	1111	1525	2555	4918	9461	3782	2029	8669	34803
民借・木造共同建	868	1292	1282	2428	5733	12903	5552	1059	764	31881
民借・低層共同建	2322	2456	1412	1364	1435	1271	233	84	16	10593
民借・中高層共同建	10577	21031	10557	8724	7842	4905	567	47	8	64258
公営住宅	1458	2400	3878	5133	7744	10774	2760	179	113	34439
公団賃貸住宅	644	783	1708	3284	4233	6185	2002			18839
合計	16622	29073	20362	23488	31905	45499	14896	3398	9570	194813

- 距離圏は、大阪市役所からの距離であり、「平成5年住宅統計調査報告第2巻・その5 京阪神大都市圏」の定義による。近畿都市圏では京都・神戸の影響で、距離圏は指標としての意味に乏しいと考えられるが、距離圏の影響が強いと予想される首都圏との違いを確認するために採用した。
- 7) 居住期間は長期居住と新規入居者のそれぞれが一定数存在してばらつきが大きく、正規分布などとなることはないが、信頼区間95%で許容誤差2年、標準偏差を6年程度(正規分布の場合は、分布の格差がおおよそ35年程度)とした場合の必要標本数は約35件である。
 - 8) 図2の居住期間については、統計上不揃いの期間を揃える操作を行ったが、供給後期間については、供給後期間自体が残留率推定のためのパラメータとなるので、揃える操作は行わなかった。
 - 9) 文献2(p.89～93)によれば、DID地区の全借家の移動発生率は15～20%程度、民間借家は15～20%程度、公的借家は10%から7%程度と推定されている。一方、文献1(p.75)では、都営住宅の「調査対象全平均で」「1年間残留率は、1種97.1%、第2種97.8%」と算出されている。またこの値が公団住宅の残留率に比べて高いことが指摘されている。このように調査によって残留率の値にはかなりの幅があり、値の妥当性についてはさらに調査を重ねることが望まれる。しかし本研究で求めた推定残留率はこれらの値からみて妥当な範囲内にあると考える。
 - 10) 賃貸種類に関して供給後期間の影響を考慮する分析は、推定残留率の性質の分析を賃貸種類と供給後期間の組合せで比較することになる。きわめて煩雑な分析になり、本稿の範囲を超えるので行わない。
 - 11) 指標と平均居住期間や推定残留率との相関関係は、市場の条件によって異なると思像される。筆者が首都圏と近畿都市圏の公団賃貸住宅で行った分析(文献7・p.117)では、近畿都市圏では家賃と床面積とを定着性の要因として得ることができたが、首都圏では、床面積は家賃に従属する形で定着性に影響するにとどまるという結果を得た。要因の働き方は市場条件によって多様であるとみられる。

参考文献

- 1) 上野淳(1977):都営住宅における居住者の人口構造に関する調査研究(その2)、日本建築学会論文報告集、251号
- 2) 玉置・鈴木・内山(1987):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
- 3) 巽・森本・多治見・他(1996):平成5年住宅統計調査・住宅需要実態調査特別集計分析(その2)報告書(住宅統計調査編)、住宅・都市整備公団・住宅都市総合研究所
- 4) 上野淳・黄世孟(1981):住宅地の住齡構造について一住宅地の人口計画に関する研究(3)、日本建築学会大会学術講演梗概集
- 5) 川上・高山(1978):戸建特家世帯の定住志向に関する調査研究、日本都市計画学会学術研究発表会論文集、第13巻
- 6) 多治見・延藤(1982):敷地規模の定住・住みかえ意識に対する影響に関する研究、日本都市計画学会学術研究発表会論文集、第17巻
- 7) 森本・多治見・他(1997):平成7年公団住宅居住者定期調査特別分析報告書、住宅・都市整備公団・住宅都市総合研究所

(1998年7月10日原稿受理、1999年2月26日採用決定)