

住宅滅失戸数推定に関する考察

A STUDY OF DEMOLISHED HOUSING PROJECTION

柏谷増男* 田中雅宣**

by Masuo KASHIWADANI, Masanobu TANAKA

We proposed a future housing stock projection model using housing input output table before. Demolition rates by housing type were exogenously given there though these numbers should be decided in the simultaneous equation system of the table. This paper presents a procedure to calculate them using iteration method. Examination using 1978-1983 data in Osaka prefecture has ascertained this way to be correct in the case that data are fully consistent. As for the projection of the number of demolished houses estimating the pattern of before and after occupants of vacant houses is very important as well as demolition rates. This problem is unsolved in spite of a few trials in this paper.

1. はじめに

従来の住宅立地分析や住宅市場分析では静学的均衡条件を念頭においた需要主導型研究が進められてきた。しかしながら、比較的短期の住宅市場の変化に注目すると、需要者としての世帯数の増減は緩やかであるが、供給住宅戸数の年度変動は、景気変動の影響もあり、かなり激しいと言える。したがって住宅市場の需給調整あるいは住宅ストック分布の変化を研究する場合、需要主導型研究よりもむしろ住宅供給が市場にインパクトを与え、市場での需給バランス調整の後、住宅ストック変化が定まると考えた方が良からう。

このような考え方のもとで筆者らは供給主導型の住宅ストック変化の分析法を提案し、初期供給住宅

戸数、住みかえ住宅係数、滅失率等の値がわかっておれば住宅タイプ別滅失住宅戸数を計算しうると述べた。しかしながら、住宅滅失率は住みかえあるいは離脱によって一時的に生じた空き家戸数に対する滅失戸数の比として定義されているため、計算される滅失住宅戸数から算出される滅失率は与件としての値と一致しなければならず、この問題が未解決であった。本研究では、まずこの住宅滅失率の内生的決定法について考察する。次に残された問題は住みかえ住宅係数の将来推定であり、この点については2、3の試みを報告することとする。

2. 住宅需給連関分析と滅失率の推定

(1) 住宅需給連関分析

図-1の示すようにひとつのまとまった都市圏を定め、世帯の居住状況を住宅居住と住宅外居住施設居住とに分離して、一定期間の住宅需給関係をモデル化する。なお、ここで住宅外居住施設とは、親族

*正会員 工博 愛媛大学工学部教授

土木海洋工学科 (〒790 松山市文京町3番)

**学生員 愛媛大学大学院 工学研究科 修士過程

等との同居や会社の寮等、住宅統計調査で独立した住宅と認められない居住状態を指している。

住宅を住宅タイプによって n 種類に分類して、タイプ i またはタイプ j で示す。まず、住宅需給に関する世帯を地域内のタイプ j の住宅から、タイプ i へ移動する世帯 Z_{ij} 、地域内のタイプ j の住宅から地域内の住宅外居住施設、地域外へ移動する世帯 LH_{ij} 、また地域内の住宅外居住施設から、あるいは他地域からこの地域のタイプ i の住宅への入居世帯 ND_i に分ける。

世帯がある住宅から移動するとそれまでに住んでいた住宅は一時的に空家になる。この空家のうちかなりの部分が他の入居世帯によって埋められるが、残りの住宅は空家として長期的に放置されるか、あるいは取り壊されてしまう。ある時点までは住宅であったがその後居住用施設として使われなくなった建物（取り壊しも含む）を滅失住宅と呼び、タイプ j の一時的空家のうち r_j の割合のものが滅失すると仮定する。なお、一度滅失住宅として認定されたものが再び住宅市場に現れることはないものとする。域内の住みかえ世帯による空家供給住宅を V_{ij} 、また住宅外居住施設もしくは地域外へ離脱する世帯による空家供給住宅を LS_j で表すと、定義より次式が成立する。

$$V_{ij} = (1 - r_j) Z_{ij} \quad (1)$$

$$LS_j = (1 - r_j) LH_j \quad (2)$$

域内の住みかえ需要世帯 Z_{ij} と新規需要世帯 ND_i が域内住宅需要世帯総数 X_i を形成するが、住みかえ世帯を空家供給に着目して分割して示すと、次式

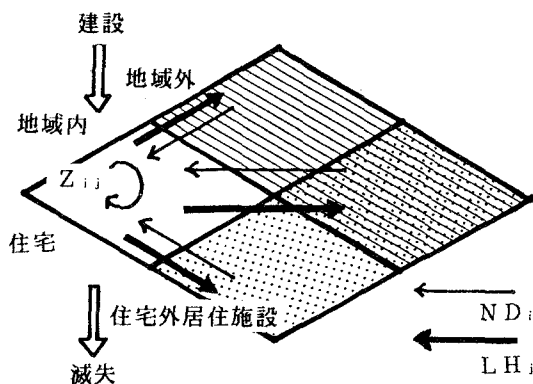


図-1 世帯と住宅の変化

が成立する。

$$X_i = \sum_j V_{ij} + \sum_j r_j Z_{ij} + ND_i \quad (3)$$

一方、タイプ j の住宅供給戸数 X_j は住みかえ及び離脱供給世帯が残した空き家供給世帯 V_{ij} 及び LS_j と新規供給住宅 CS_j との合計であり、次式で表される。

$$X_j = \sum_i V_{ij} + LS_j + CS_j \quad (4)$$

LS_j と CS_j の和を F_j で表して初期住宅供給戸数と呼び、住みかえ住宅係数 P_{ij} を式 (5) で定義すると式 (4) は、式 (6) で表される。

$$P_{ij} = \frac{V_{ij}}{X_j} \quad (5)$$

$$X_j = \sum_i P_{ij} X_i + F_j \quad (6)$$

従って、 $X^* = (X_1, \dots, X_n)$

$F^* = (F_1, \dots, F_n)$

$P = \begin{matrix} P_{11}, & \dots, & P_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ P_{n1}, & \dots, & P_{nn} \end{matrix}$

とおくと次式が成立する。

$$X = (I - P^*)^{-1} F \quad (7)$$

ここで P^* は P の転置行列である。

(2) 滅失率

滅失住宅とは事後的に不要となる住宅であるので、一時的に市場に出される住宅戸数と世帯が入居した戸数の差で計算される。前者を一時的供給戸数と呼ぶとタイプ j の戸数 Y_j は次式で与えられる。

$$Y_j = \sum_i Z_{ij} + LH_j + CS_j \quad (8)$$

また式 (3) よりタイプ j の住宅の入居世帯数 X_j は次式となる。

$$X_j = \sum_k Z_{jk} + ND_j \quad (9)$$

定義より滅失戸数 D_j は次式で表せる。

$$D_j = Y_j - X_j \quad (10)$$

一方、式(1)、(2)より減失戸数は次式で表せる。

$$D_j = r_j \left(\sum_i Z_{ij} + L H_j \right) \quad (11)$$

従って次式が成立する。

$$r_j = \frac{Y_j - X_j}{\sum_i Z_{ij} + L H_j} \quad (12)$$

すなわち、 P_{ij} と r_j の値が与えられたとき計算される式(11)の右辺の値は事前の r_j と一致しなければならない。このことは r_j が内生的に定まることを示している。実際、減失住宅戸数が住宅市場で不要になった住宅の戸数であることを考えると、減失率が内生的に定まることは当然である。

3. 減失率の計算方法

(1) 住みかえ世帯係数

実際の統計表からは世帯移動数のみが得られるため、式(5)の P_{ij} の値を直接得ることはできない。そこで次式で住みかえ世帯係数 q_{ij} を定義する。

$$q_{ij} = \frac{Z_{ij}}{X_{ij}} \quad (13)$$

$$q_{i0} = \frac{ND_{ij}}{X_{ij}} \quad (14)$$

(2) 世帯移動表と新規建設戸数が与えられた場合の減失率推定

この場合、世帯移動表と新規建設戸数が与えられているので、式(8)、(9)の値を計算でき、式(12)で減失率を求めることは簡単である。我々の研究目的は将来世帯移動表を直接得ることが出来ないときにどの様にして減失戸数を推定するかであり、以下に述べることは将来の減失率を推定するための準備的考察ともいえる。

図-2は計算のフローチャートを示したものである。まず減失率 r_j の初期値を与え、この減失率の値と住みかえ係数 q_{ij} のもとで P_{ij} の値を計算する。一方、仮定した r_j のもとでの $L S_i$ の値を計算し、新規建設住宅戸数の値とあわせて初期供給住宅戸数 F_j を計算する。式(7)を用いて総供給住宅戸数

X_j を計算し世帯移動数 Z_{ij} を求める。式(8)、(9)の値を計算すると式(12)の右辺の値を得ることが出来る。この値がはじめに仮定した r_j の値に等しければ、減失率の値が得られたと判断し、そうでなければ式(12)の右辺の値を次のステップで仮定する r_j の値とする。

(3) 1978年-1983年大阪府移動世帯表による検討

既に結果がわかっている1978年-1983年大阪府移動世帯表の値を用いて、図-2に示した計算法の検討を行った。表-1は1978年から1983年の間における大阪府の移動世帯数、新規建設住宅戸数、および住宅ストック差から事後的に算出した減失住宅戸数を示したものである。なお、この表では住宅タイプあるいは世帯タイプ分類のその他の取り扱い方、また統計書そのものにおけるデータの食い違い等のため、各欄の値と合計値とが一致しないことに注意されたい。

この表から得られる数字をそのまま用いて計算するとデータの整合性の欠如のために、減失率推定の検討が出来ないため、表-1の住宅タイプ間世帯移動数が正しいとして整合性のとれた転居世帯数、入居世帯数、減失戸数を求めることとした。表-2はそれらの値を示したものである。

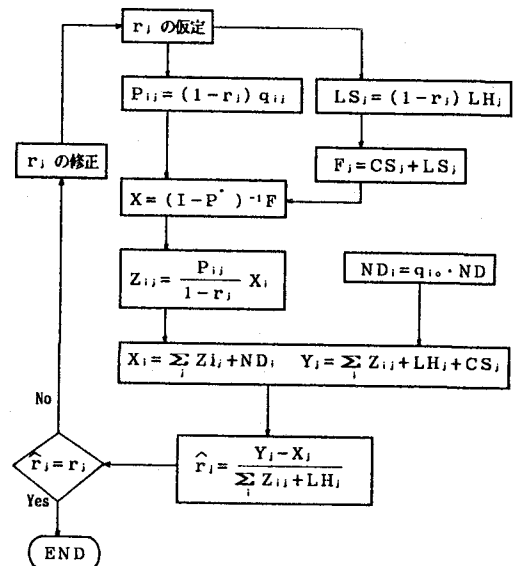


図-2 減失率推定のフローチャート

この世帯移動表を用い、初期値を 適当に与え ($r_1=r_2=0.3$ 、 $r_3=0.05$ 、 $r_4=r_5=r_6=r_7=0.1$)、図-2 に示す方法で滅失率を推定した。事前に与えた r_j と式(12)の右辺の値との誤差の絶対値が0.001以下ならば収束するとしたとき、15 ステップの計算で r_j の値は収束した。表-3は表-1、2から D_j の値を計算した後、式(11)を用いて算出した滅失率の値と上記の収束値とを示したものである。持家共同のケースで収束値と算出値との誤差の絶対値0.0017、誤差率1.89%で差が最も大きくなっているが、ほぼ両者は等しいと言える。

一方、表-1に示した転居世帯数、入居世帯数、滅失戸数を用いた場合の滅失率の式(11)による算出値と収束計算値とを表-4に示す。表からわかるように持家共同と民営借家共同非木造とでは0.07程度の差が見られる。民営借家共同非木造では誤差率はほぼ35%になり滅失率そのものの値としては無視しえない大きさであると言える。

4. 滅失戸数の推定

(1) 推定の前提

ここでは将来の世帯総数が正しく推定されているとの前提のもとで、建設戸数が与えられたときの滅失戸数の推定を試みる。推計対象地域は大阪府で、期間は1983年-1988年とする。

表-5は住宅タイプ別の建設戸数を示したものである。また、1983年-1988年の離脱世帯数の1983年居住世帯数に対する比の値は1978年-1983年の間の対応する値に等しいと仮定したときの推定

離脱世帯数を表-6に示す。なお、1983、1988各年の住宅統計調査結果より1983年-1988年までの離脱世帯数は1978年-1983年の間に比べて18,681世帯少ないと見積られている。住宅統計調査結果より、1978年-1983年の間の世帯増加数は122,300世帯であり、1983年-1988年の間の世帯増加数は195,300世帯であった。総世帯数が正しく推定されていると仮定しているのでこれらの世帯数の数字を用いると、世帯数のバランスをより、1983年-1988年の間の新規需要世帯総数は、1978年-1983年の間の416,221世帯よりも42,301世帯多い458,522世帯となる。

滅失戸数を推定するに先立って住みかえ世帯係数の値を定めなければならない。この値はその時点の市場での需給特性を反映したものであり、本来的には需給メカニズムにもとづくモデル式で計算されることが望ましい。しかしながら、住みかえ世帯係数のモデル化は容易ではなく、また本論文では滅失率の推定に重点を置いているため、1983年-1988年の

表-2 表-1の住宅タイプ間移動世帯数に整合させた場合の滅失戸数

53年 58年	持 家		公共借家	民 営 借 家			給与住宅
	一戸・長屋	共 同		一戸・長屋	共同木造	共同非木造	
転居世帯数	140759	27276	148699	190075	124196	105724	40266
入居戸数	292476	114255	185187	171508	190344	170533	68914
滅失戸数	98067	17255	15560	50049	83624	30772	21636

表-1 修正後の世帯移動数

53年 58年		持 家		公共借家	民 営 借 家			給与住宅	新規需要
		一戸・長屋	共 同		一戸・長屋	共同木造	共同非木造		
持家	一戸・長屋	86334	9716	36318	54241	14952	15027	14661	61226
	共 同	11296	8751	23536	14036	9749	9815	8401	28671
公共借家		7074	1589	49110	34524	23658	20594	3021	45617
民 借	一戸・長屋	13445	2649	13207	45439	18833	15314	3430	59191
	共同木造	10402	2051	10688	20838	28013	22781	1891	93680
	共同非木造	10553	2075	13055	16707	25383	19026	1900	81834
給与住宅		1655	445	2785	4290	3608	3167	6962	46002
転居世帯数		141011	27773	148847	190574	124298	105911	40273	
離脱世帯数		36265	7035	24500	22000	147044	15563	44726	
新規建設戸数		213519	97199	27548	9482	2728	80018	5558	
入居戸数		292859	114957	185969	172118	189650	175378	69172	
滅失戸数		97268	16942	14123	48782	87626	25504	21856	
過剰供給戸数		668	108	803	1156	-3206	530	-471	

住みかえ世帯係数は1978年－1983年の住みかえ世帯係数と同一であると仮定する。

(2) 減失率の収束計算値による減失戸数の推定
上記の前提に述べた新規建設戸数、離脱世帯数、新規需要世帯総数、住みかえ世帯係数を用いて減失率と減失戸数の推定計算を行った。なお、新規需要世帯の入居住宅タイプ別世帯数については以下の方法で計算した。今、ステップkでの減失率のもとでの域内住みかえ世帯数を $Z(k)_i$ 、総住宅供給戸数を $X(k)_i$ とし、次式で $\widetilde{Z}(k)_i$ を定める。

$$\widetilde{Z}(k)_i = X(k)_i - \sum_j Z(k)_i \quad (15)$$

ステップ(k)の住宅タイプ別新規需要世帯数を $ND(k)_i$ とすると不適当な減失率の場合には $\widetilde{Z}(k)_i$ の値と $ND(k)_i$ の値とは一致しない。そこで世帯総数のバランスを保つために次式で $ND(k)_i$ を定めることとする。なお、 ND は新規需要世帯総数である。

$$ND(k)_i = \frac{\widetilde{Z}(k)_i}{\sum_j \widetilde{Z}(k)_i} ND \quad (16)$$

$\widetilde{Z}(k)_i$ の値と $ND(k)_i$ の値が一致しないことは2に述べた住宅需要連関分析に関して矛盾しているが、そのことはそのステップでは整合性のとれた減失率がえられないことを意味している。

表－7は推定した減失戸数と減失率とを減失戸数の実績値と比較して示したものである。計算時の誤差を除けば推定減失戸数の総数は実績値の総数に一致しているが、住宅タイプ別には推定値と実績値とが一致しているとは必ずしもいい難い。特に持家一戸・長屋建では推定値は実績値をかなり下まわっている。

この点は、表－5からもわかるように1983年－1988年の間の持家一戸・長屋建へ

の入居が1978年－1983年の間に比べてより困難になっているにもかかわらず、同一の住みかえ世帯係数を用いているために生じたと考えられる。つまり推定値は持家への入居世帯数を過大に見積っており、その結果減失戸数を過小に推定しているのである。一方、民営借家共同非木造では減失戸数を過大に推定している。このことは1983年－1988年の間の新規建設戸数が1978年－1983年での値の2倍以上になっているにもかかわらず1978年－1983年と同一の住み

表－3 整合性の取れたデータに対する減失率算出値と収束計算値

		式(11)による算出値	収束計算値
持家	一戸・長屋	0.5540	0.5502
	共同	0.5029	0.5023
公共借家		0.0898	0.0915
民借	一戸・長屋	0.2360	0.2368
	共同木造	0.3083	0.3083
	共同非木造	0.2537	0.2538
給与住宅		0.2546	0.2550

表－4 整合性のとれていないデータに対する減失率算出値と収束計算値

		式(10)による算出値	収束計算値
持家	一戸・長屋	0.5487	0.5572
	共同	0.4867	0.5536
公共借家		0.0815	0.0918
民借	一戸・長屋	0.2295	0.2326
	共同木造	0.3229	0.3001
	共同非木造	0.2106	0.2844
給与住宅		0.2571	0.2518

表－5 住宅タイプ別住宅建設戸数

期 間	持 家		公共借家	民 営 借 家			給与住宅
	一戸・長屋	共 同		一戸・長屋	共同木造	共同非木造	
1983-1988	146459	78427	24823	7703	3677	192330	4367
1978-1983	213519	97199	27548	9482	2728	80018	5558

表－6 離脱世帯数

期 間	持 家		公共借家	民 営 借 家			給与住宅	合計
	一戸・長屋	共 同		一戸・長屋	共同木造	共同非木造		
1983-1988 (推定)	40392	14685	25529	19385	117830	21437	39191	278452
1978-1983 (実績)	36265	7035	24500	22000	147044	15563	44726	297133

かえ世帯係数を用いたために、入居世帯の過小推定、すなわち滅失戸数の過大推定を招いたものであろう。

(3) 従前の滅失率を用いた滅失戸数推定

1983年～1988年の間の滅失率が1978年～1983年の間の値と等しいと仮定する。住みかえ世帯行列を用いて住みかえ世帯係数 P_{ij} の値を定め、式(7)の右辺の値を入居世帯総数として、式(8)に示す Y_j との差を滅失戸数とする。表-8のA欄に推定結果を示す。このとき $X_i - \sum Z_{ij}$ の値がタイプiの新規需要世帯数に相当することになるが、この値の総和は前もって与えた新規世帯総数には一致しない。また、計算した滅失戸数の合計も実績の合計と一致しない。

次に、住みかえ世帯数の計算にのみ従前滅失率にもとづいて式(7)を用い、新規需要世帯総数は既知であり各タイプの新規需要世帯数のタイプ間割合は1978年～1983年の間と同じであると仮定して新規需要世帯数を別途に求め、式(8)、(9)、(10)を用いて滅失戸数を推定した。この結果を表-8のB欄に示す。この場合は計算した滅失戸数の合計は実績値の合計に一致する。

(4) 収束計算推定値と従前滅失率を用いた推定値との比較

表-8のA欄に示した値は、滅失戸数合計が実績値の合計と一致しない。これに対して表-8のB欄に示した値、収束計算推定値はともに滅失戸数合計の値が実績値の合計値と一致している。

次に実績値と計算値の比較を行う。各住宅タイプについて誤差の絶対値の総和を求めると収束計算値のケースでは91,855戸、表-8のA欄に示した値のケースでは

72,550戸、表

-8のB欄

に示した値

のケースでは

118,316戸であ

った。この結

果のみから判

断すると収束

計算値や表-

8のB欄の値

表-7 収束計算による滅失戸数推定値(1983-1988)

		滅失戸数 (推定値)	推定滅失率	滅失戸数 (実績値)
持家	一戸・長屋	74740	0.4305	105160
	共同	13350	0.3241	8130
公共借家		9030	0.0510	5420
民借	一戸・長屋	41610	0.1951	33510
	共同木造	64140	0.2507	63980
共同非木造		63060	0.4604	33830
給与住宅		11700	0.1499	27670
合 計		277630		277700

は表-8のA欄の値に劣ることとなる。収束計算値は表-8のB欄の値と比較してやや実績値に近いとはいえるが、収束計算推定値が従前滅失率を用いた推定値よりも実績値に近い値を持つとはいえない。実績値との比較については、市場の需給バランスを反映している住みかえ世帯係数の値が正しく設定されているか否かが問題であり、滅失率が内生的に計算されるか外生的に与えられるかという点とは無関係である。

5. おわりに

本研究では筆者らが提案している住宅需給連関分析で用いる滅失率が内生的に定められることを指摘し、その計算法を提案した。このことは分析の方法論としてはひとつの進歩と言えよう。しかしながら実際のデータを用いた数値計算では、用いるデータの整合性の欠如が滅失率の推定値を狂わせるとの結果を得た。このことは住宅需給連関分析が連立方程式モデルであることによると思われ、今後のモデル適用時における注意すべき点となろう。

モデルの将来推定時に住みかえ世帯行列をどのようにして定めるかは本研究の重要な課題である。今回は2, 3の簡単な検討を行ったが、この点については緒についたばかりとも言え、今後、需給メカニズムを反映しつつも全体的にはマクロなモデルの作成に取り組みたい。

参考文献

- 1) 柏谷増男, 中村良平, 山田浩之,
供給主導型モデルによる住宅ストック変化の分析,
土木計画学研究論文集, 1990年, PP. 137~144

表-8 従前滅失率を用いた滅失戸数推定値

		A 式(7)(8)による推 定滅失戸数	B 式(8)(9)(10)によ る推定滅失戸数
持家	一戸・長屋	90334	68772
	共同	19747	12733
公共借家		14955	8153
民借	一戸・長屋	46891	36736
	共同木造	76999	60617
共同非木造		35292	82435
給与住宅		18964	8270
合 計		303182	277716