

供給主導型モデルによる住宅ストック変化の分析

A Supply Side Analysis of Housing Stock Change

柏谷増男* 中村良平** 山田浩之***

by Masuo KASHIWADANI, Ryohei NAKAMURA, Hiroyuki YAMADA

Demand side analysis has been the main approach of housing market studies so far. However, supply side is playing more important roles in these years. This paper presents an estimation model of housing stock change which is caused by newly constructed housing units. The model is composed of a new housing construction estimation model represented by a system of econometrics and a housing demolition estimation model by an input-output model of housing vacancy. An empirical study in Osaka prefecture assures that the model can estimate the housing stock change with sufficient accuracy level for practical housing studies.

1. はじめに

地価の高騰に伴って大都市圏の住宅問題は一段と深刻化しており、有効な対策が強く望まれているが、近年の住宅供給や住宅の地域内分布にはいくつかの新しい特徴が現われており、新たな研究課題を投げ掛けている。第1の点は民間賃貸住宅の大量供給に見られるように、住宅建設に金利や税制等の供給者側要因の比重が高まっていることである。このことは、従来需要主導型研究が多かった住宅市場分析あるいは住宅立地研究に、供給主導型研究が新たに必要なることを要求している。第2の点は、高層共同住宅の増大と木賃アパートの減少に見られるように、住宅タイプによる増減の相違が顕著なことである。

* 正会員 工博 愛媛大学教授 工学部土木工学科
(〒790 松山市文京町3番)

** 学術博士 岡山大学 経済学部
(〒700 岡山市津島中3の1の1)

*** 経博 京都大学 経済学部
(〒606 京都市左京区吉田本町)

る。このことは住宅立地や住宅市場の分析をタイプ別に検討し、かつ各住宅タイプ間の相互関係をモデル化すべきことを示している。

筆者らはこれまで、大阪市あるいは大阪府を対象にして将来住宅立地推定の研究を行ってきたが¹⁾、ここでは大阪府全域を対象とした場合のタイプ別住宅建設戸数の推定法と、その結果として現われる住宅減失戸数の推定法とについて考察する。

2. 住宅の需給関係のモデル化

(1) 住宅のフロー・ストック分析

住宅市場の変化を分析するために、住宅建設や減失等のフローと住宅ストックとの関係を総合的に分析することの重要性はこれまでも指摘されてはいたが、従来の住宅市場分析研究では事後的な分析にとどまり、予測を試みたものはほとんど見られない。²⁾ またマクロ経済モデルを用いた最近の研究では、今期住宅ストックが前期住宅ストックに新規建設住

宅戸数を加えた後減失戸数を引いたものとして定義し、減失戸数を考慮した推計を試みてはいるが、従来の統計値からの推測で減失戸数の値を決めており、建設戸数と減失戸数との関係を考慮していない。筆者らの1人も建設と減失とを分離した住宅立地モデルの推定を行なっているが、減失戸数は建設時期分布により独立に決まると考えており、やはりフロー・ストック分析としての建設と減失との関係についての斉合性を欠いている。

本研究では、近年の住宅建設特に貸家建設には供給者要因が大きく関係していること、また持家建設では需要者は同時に供給者でもあること等を考慮して、新規建設住宅がまず決まり、その後の住宅市場での需要世帯の選択行動によって減失住宅の量が決まることによって、住宅ストックの更新がはかられてゆく過程のモデル化を行なう。

(2) 住宅需給連関分析⁵⁾

ひとつのまとまった都市圏を定めて、一定期間の住宅需給関係をモデル化したものに住宅需給連関分析がある。図-1は住宅のフローとストックとの関係を住宅と世帯それぞれについて示したものである。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 の住宅へ移動する世帯 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_j 、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内のタイプ i の住宅への入居世帯 ND_i に分ける。

なお、ここで住宅外居住施設とは、親族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。

世帯がある住宅から移動するとそれまで住んでいた住宅は一時的に空家となる。この空家のうちかなりの部分は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(取り壊しを含む)を減失住宅と呼び、タイプ j の一時的空家のうち r_j の割合のものが減失すると仮定する。なお、一度減失住宅と認定されたものが再び住宅市場に現われることはないものとする。域内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 で表わすと、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家供給住宅 V_{ij} 及び LS_j と新規供給住宅 CS_j との合計であり、次式で表わされる。

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

$LS_j + CS_j$ の和を F_j で表わして初期供給住宅と呼び、住みかえ住宅係数 P_{ij} を式(5)で定義す

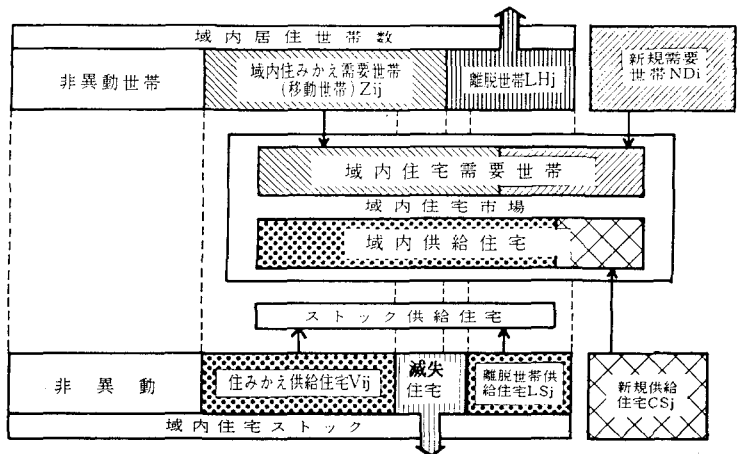


図-1 住宅需要世帯と供給住宅の関連図

ると式(4)は、式(6)で表わされる。

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

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

$$\begin{aligned} \text{従って, } X^* &= (X_1, \dots, X_n), \\ F^* &= (F_1, \dots, F_n), \\ P &= \begin{pmatrix} P_{11}, & \dots, & P_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ P_{n1}, & \dots, & P_{nn} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

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。

(3) 減失住宅戸数の推定

住宅市場から減失するタイプ j の住宅戸数を D_j とするとそれは次式で表わされる。

$$D_j = \frac{(X_j - F_j) r_j}{(1 - r_j)} + L H_j r_j \quad (8)$$

従って、初期供給住宅、住みかえ住宅係数、減失率等の値がわかっておれば、式(7)、(8)を用いることにより、住宅タイプ別住宅戸数を計算することができる。都市圏が安定的な状態にあり、域内の住宅外施設や域外への移動世帯が経年的に安定的であるとすれば、住宅ストック増加のインパクトはほとんど新規建設住宅によってもたらされる。住みかえ住宅係数はその定義式から理解されるように、どのタイプの住宅が新しく供給されたかにはあまり影響されなく、むしろタイプ別の住宅ストックの割合や減失率 r_j の値により強い関係を持っている。このためこの値は短期的にはさほど変わらないものと思われる。従って式(7)、(8)より、行列 P あるいは $L H_j$ が安定的な状況のもとでは、減失戸数 D_j は新規建設戸数 $C S_j$ によって大きく影響され、その内容は行列 P の特性によって決まると考えらる。なお減失率 r_j の値は減失戸数 D_j の推定に重要な関係を持つが、この値を定めることは困難である。事後的な減失率計算を考えると、時点 T_0 、 T_1 間を基準期間 τ とし、タイプ j の住宅居住世帯数を

$H_j(T_0)$ 、 $H_j(T_1)$ で表わしたときフロー・ストックの関係より次式が得られる。

$$D_j(\tau) = H_j(T_0) + C S_j(\tau) - H_j(T_1) \quad (9)$$

そこでこの間の事後的な減失率の値を次式で計算できる。

$$r_j(\tau) = \frac{D_j(\tau)}{\sum_i Z_{ij}(\tau) + L H_j(\tau)} \quad (10)$$

基準時点の減失率や住みかえ供給住宅係数がそれ以後も変化しなく、また将来の $L H_j$ の値がなんらかの形で別途に推定されるとすれば、新設住宅戸数に応じた減失戸数の計算が式(7)、(8)を用いて可能となる。

3. 大阪府の住宅建設着工戸数推定

(1) モデルの考え方

住宅建設着工戸数推定を全国を対象として行なった例はいくつか見られるが、特定の地域を対象として妥当な推定結果を得ることは困難である。その原因は、地域を限定するために人口の社会移動を考慮しなければならないことであるが、特に大阪府では過去に人口が急成長したものの、近年では微増にとどまり、人口の社会増減の動向がきわめて注目される状況にある。このため、過去の構造推定においても良い結果を得るための説明変数の選択は容易ではない。

住宅はストック財であり、住宅から派生する住宅サービスが最終需要者に受け取られる。住宅建設は住宅建設業者が生産し、住宅サービス供給業者が購入する経済活動であり、住宅建設の需要者は住宅サービス供給業者である。持家の場合には建設需要者と住宅需要者とが一致するが、一般的には短期的な住宅サービス需要と長期を見通した住宅建設需要とを区別すべきであろう。住宅建設需要者は地域の人口動向や平均所得、住宅サービス需要者の条件を考慮する他に、金利や地価、場合によっては他のタイプの住宅建設戸数も重視すると考えられる。住宅建設の供給側要因は建築費で表わされよう。

ところで、住宅のタイプ分類については土地利用形態面では建て方や構造が注目され、住宅サービス市場の分析ではこの他に所有関係が重視されるが、

住宅建設では建設需要の内容により分類されることが多い。そこで本研究でも、住宅建設戸数推定を民間貸家、民間分譲、持家のそれぞれについて行なうこととする。なお、公共の貸家や分譲住宅については年度別の建設戸数や立地点が政策的に決められているため、戸数推定モデルを作成しない。

なお、住宅建設戸数モデルに現われる変数のいくつかは地域の経済社会動向によって決まるため、住宅建設戸数の将来予測には地域計量経済モデルとの関連が必要となる。ここでは大阪府計量経済モデルを上位モデルとしている。

(2) 推定式

モデルの構造を示すに先だてて、用いる変数を大阪府計量モデルと関連させて表-1に示す。

表-1 住宅建設戸数モデルの変数

本モデルにおける内生変数
PH: 住宅投資デフレーター, (大阪府民所得統計)
UCCO: 建築費用(総平均) (千円)
PRH: 民間貸家建築戸数
NHCBP: 民間分譲住宅建設戸数
NHCM: 持家建設戸数
本モデルでは外生変数, 大阪府モデルでは内生変数
DY: 可処分所得 (万円)
SOCIG: 人口社会純増加数 (人)
RLVI: 住宅地価公示価格指数 (45年を100)
RLV: 住宅金融公庫による住宅地価額 (100円/㎡)
本モデルでも大阪府モデルでも外生変数
UCC1: 建築費 (木造) (千円)
UCC2: 建築費 (鉄筋コンクリート) (千円)
R: 銀行約定金利 (%)
DUMXX: 西暦19XX年が1のダミー
DUMAXX: 西暦19XX年以降が1のダミー

モデルの構造式をパラメータ推定結果とともに順に示す。推定結果は昭和48年から62年までの15時点である。なお、以下の推定式のパラメータ値の下のかっこ内はt値の絶対値、 R^2 は決定係数、DWはダービンワトソン比をそれぞれ示している。

(a) 民間貸家住宅 (PRH)

$$\begin{aligned} \log(\text{PRH}) = & 27.136 + 0.0000180 \cdot \text{SOCIG} \\ & (6.68) \quad (3.19) \\ & - 1.4758 \cdot \log(\text{UCCO}/\text{PH}) - 0.2737 \cdot \text{R} \\ & (2.89) \quad (3.11) \\ & - (1.3159 - 0.0524 \cdot \text{DUMA85}) \cdot \log(\text{RLV}/\text{PH}) \quad (11) \\ & (2.89) \quad (1.43) \end{aligned}$$

$$R^2=0.746 \quad \text{DW}=2.18$$

人口社会増が建設を促進させ、建築費や金利等は抑制要因と考えられる。地価が高くなると家賃が上

がるため地価は抑制要因となりうる。なお、地価のデフレーターについては通常の財の価格のような実績値がないため、建築費との比較を考慮して住宅投資デフレーターを用いている。また、近年の貸家建設では地価高騰に起因する種々の節税対策が建設を促進している面が見られ、大阪府では1985年以降に地価が高騰したことより1985年以降のダミー変数を用いている。推定結果を見ると決定係数の値はまずまずの水準であり、ダービンワトソン比の値もほぼ2となっている他、パラメータの符号条件にも問題はない。1985年以降ダミー変数を除いて各変数はいずれも1%水準で有意であり、t値はほぼ同一となっている。地価については全般的には抑制要因となっているが、1985年以降ではその影響はやや弱められている。

(b) 民間持家 (NHCM)

$$\begin{aligned} \log(\text{NHCM}) = & 10.733 + 0.1908 \cdot \log(\text{DY}_1/\text{RLV}_1) \\ & (10.3) \quad (1.75) \\ & - 0.8012 \cdot \log(\text{UCC1}/\text{PH}) - 0.0294 \cdot \text{R} \\ & (4.79) \quad (1.97) \\ & + 0.1340 \cdot \text{DUM82} \quad (12) \\ & (3.04) \end{aligned}$$

$$R^2=0.727 \quad \text{DW}=1.86$$

持家系の住宅では地価と可処分所得の関係が住宅購入者の取得能力指標として用いられており、促進要因と考えている。建築費については持家住宅のほとんどが木造であることを考慮しており、金利とともに抑制要因である。1982年の建設戸数が特に多いためダミー変数を用いている。推定結果を見ると、決定係数の値は0.7を越え、ダービンワトソン比も2に近いこと、符号は予想通りであること等ほぼ満足しうものと思われる。t値では建築費がもっとも高く0.1%水準で有意である。これに対して地価に対する可処分所得の比に関するt値が小さいが、このことは近年の持家建設には建てかえ住宅の割合が大きいことが関係していると思われる。

(c) 民間分譲住宅 (NHCBP)

$$\begin{aligned} \log(\text{NHCBP}) = & 10.629 + 0.4629 \cdot \log(\text{DY}_1/\text{RLV1}_1) \\ & (1.66) \quad (0.70) \\ & - 1.2961 \cdot \log(\text{UCC2}/\text{PH}) \\ & (1.32) \\ & - 0.0195 \cdot (\text{R} - 100 \cdot (\text{PH} - \text{PH}_1)/\text{PH}_1) \\ & (1.57) \\ & - 0.0247 \cdot \text{DUMA85} \cdot \log(\text{PRH}) + 0.5193 \cdot \text{DUM77} \quad (13) \\ & (1.77) \quad (2.00) \end{aligned}$$

$$R^2=0.641 \quad \text{DW}=1.81$$

最初の変数は持家と同様最終需要者の取得能力を表わしている。第2項の建築費については近年の大阪府下分譲住宅の大半が非木造住宅であるため鉄筋コンクリート建築費を採用している。分譲住宅の建設需要者は住宅販売業者であるため金利については住宅投資デフレータの変化をも考慮している。また、分譲マンション入居者には借家からの移動世帯がかなり見られ、分譲マンションと借家との競合が考えられること、特に、近年の地価高騰により、分譲マンション入居希望世帯が民間貸家住宅に向かうことを考慮して1985年以降では民間貸家の建設戸数を変数に用いている。なお、持家は民間分譲住宅に比べて1ランク上の住宅と考えているため、持家については貸家との関係を表わす変数は用いていない。1977年の建設戸数が特に多いためこの年度のダミー変数を用いている。推定結果を見ると決定係数の値はほぼ0.64つまり重相関係数で0.8程度であり、あまり良い値とは言えない。このことは民間分譲住宅建設戸数が年によってかなり変化しており、構造推定が困難であったことを示している。ダービンワトソン比の値は約1.8であり問題はない。符号条件は予想通りであったが、いずれの変数もt値は小さく5%水準でも有意となるものはない。

建築費用総平均値と住宅投資デフレータの推定式は以下の通りである。

建築費用（総平均）

$$\begin{aligned} \log(UCC0) = & -0.00399 + 0.5139 \cdot \log(UCC1) \\ & (0.10) \quad (12.0) \\ & + 0.4873 \cdot \log(UCC2) \quad (14) \\ & (9.31) \\ R^2 = & 0.998 \quad DW = 1.62 \end{aligned}$$

住宅投資デフレータ

$$\begin{aligned} \log(PH) = & -1.9099 + 0.0371 \cdot \log(R) \\ & (5.00) \quad (0.33) \\ & + 0.7329 \cdot \log(UCC0) \quad (15) \\ & (8.90) \\ R^2 = & 0.916 \quad DW = 1.12 \end{aligned}$$

なお、平均建築費は住宅構造の構成比によって変わりうるが、時系列推定を行なっているため、過去15年間の変化の程度であればこの式で対応しうると思われるが、将来構成比が大幅に変わる場合には注意をせねばならない。

4. 大阪府下の減失戸数推定

(1) 大阪府の住宅需給連関表

1978年から1983年の期間について、住宅統計調査と住宅着工統計調査の結果を使用し、住宅需給連関表を作成した。住宅タイプに関しては、住宅政策分析のモデル作成を意図して所有関係、建て方、構造等に注意し、持家1戸・長屋建、持家共同住宅、公共借家、民営借家1戸・長屋建、民営借家共同木造、民営借家共同非木造、給与住宅の7つに分類した。

世帯の移動数については、1983年住宅統計調査の移動世帯数を基本にしている。住宅統計調査では1978年に住宅に居住して現在(1983年)に住宅外居住施設に入居している世帯数を知ることが出来ないが、1978、83年各住宅統計調査の居住世帯数と1983年住宅統計調査による大阪府転入・転出住宅世帯数より、その値を75,885世帯と推定した。なお、この世帯を以後元世帯と呼ぶ。

住宅ストック戸数を1978、83年各住宅統計調査から得、1978年から1982年までの建築着工統計により新規建設住宅戸数を算出した。なお、住宅統計調査は10月1日付の居住世帯に関する調査であり、一方、建築着工統計調査は暦年の着工時届出調査であるため、建築着工統計調査の期間を住宅統計調査の期間に比べて1年先行させている。住宅タイプに関しては建築着工統計の持家及び分譲住宅の1戸・長屋建、同共同住宅を本研究の持家1戸・長屋、持家共同に対応させ、公共の住宅については建設実績を用いている。次に建築着工統計の貸家1戸・長屋を民営借家1戸・長屋に、また貸家木造共同住宅を民営借家木造共同住宅に、さらに貸家非木造共同住宅から公共住宅戸数を引いた値を民営借家共同住宅非木造にそれぞれ対応させ、建築着工統計の給与住宅戸数はそのまま本研究で分類した給与住宅に対応させた。表-2はこれらの住宅タイプの住宅ストックと新規建設住宅戸数及び式(9)を用いて推定した減失戸数とを示したものである。

住宅市場でのフローのバランスを見ると、住みかえや離脱により世帯が残した住宅戸数と新規建設戸数との和の値は、入居世帯数と減失戸数との和の値に一致するはずである。しかしながら、持家、公共住宅、民営借家1戸・長屋では前者の値が後者の値を上まわり、その他の住宅タイプでは後者の値が前

表-2 住宅タイプ別住宅戸数

住宅タイプ	1978年住宅 ストック	1983年住宅 ストック	1978-83年 新規建設戸数	減失戸数
持家1戸・長屋	1,023,000	1,139,251	213,519	97,268
持家共同	83,400	163,657	97,199	16,942
公共借家	321,000	334,425	27,548	14,123
民営借家1戸・長屋	331,600	292,230	9,482	48,782
民営借家共同木造	444,300	359,402	2,728	87,626
民営借家共同非木造	166,100	220,534	80,018	25,584
給与住宅	131,700	115,402	5,558	21,856

者の値を上まわった。このため持家、公共住宅、民営借家1戸・長屋では記入もれ世帯があると判断して、その差を入居世帯に追加し、前住宅割合は調査時の前住宅割合と同一と仮定した。一方、その他の住宅タイプについては、住宅統計調査に現われない元世帯の数75,885世帯を差額で比例配分したものを離脱世帯の増分として各タイプの住宅に与えた。

このようにして需給バランスがとれた形での住みかえ世帯数と離脱世帯数を定めて式(10)の分母の値を算出し、表-2の減失戸数を用いて式(10)で定義した減失率を算出した。その結果を表-3に示す。表より持家1戸・長屋及び持家共同の減失率の値が大きいことがわかる。持家1戸・長屋については新規建設戸数に大量の建てかえを含むためにここで定義した減失率の値が大きくなっている。また持家共同については、建設された住宅が事務所などに転用されるため、新規建設住宅に対して入居世帯数が相対的に少なく、表-2に示した減失戸数が過大推定されているために、結果的に式(10)で定義する減失率の値が大きくなったものと推察される。表-4はこの減失率の値を用いて作成した住宅需給連関表で

表-3 減失率の値

住宅タイプ	減失率の値
持家1戸・長屋	0.5487
持家共同	0.4867
公営借家	0.0815
民営借家1戸・長屋	0.2295
民営借家共同木造	0.3229
民営借家共同非木造	0.2106
給与住宅	0.2571

ある。

表-5に住みかえ住宅係数の行列Pの値を示す。

(2)1983年-1988年の減失戸数推計

1978-1983年の期間を対象にして算出した住みかえ住宅係数及び減失率を用いて、1983-1988年の間の新規住宅建設戸数に対応する減失住宅戸数の推計を行なった。なお、離脱世帯数 L_j についても1978-1983年の場合と同じ値を用いている。

1983-1987年の建築着工統計調査から住宅タイプ別の新規建設住宅戸数を得、これらの住宅戸数に対する総供給住宅戸数 X_j 及び式(8)による推定減失戸数 D_j を計算した。その結果と式(9)を用いて事後的に計算できる減失戸数とを表-6に示す。推定値は持家1戸・長屋、民営借家共同住宅、非木造、給与住宅についてはやや過少に推定し、民営借家共同住宅木造については過大に推定している。持家共同住宅と公共借家についてはかなり大幅に過大推定している。しかしながら、これら2つの住宅タイプの減失戸数は少ないため、推定値と事後的に算出した値との相関係数は0.9012でさほど小さくない値である。

表-4 大阪府住宅需給連関表(昭和53年-58年)

	持家		公共 借家	民営借家			給与 住宅	新規 需要
	1戸・ 長屋	共同		1戸・ 長屋	共同 木造	共同 非木造		
持家1戸長屋	38964	4987	33359	41794	10123	11862	10891	61226
持家共同	5098	4492	21618	10815	6601	7748	6241	28671
公共借家	3193	816	45109	26601	16018	16257	2244	45617
民営借家1戸長屋	6068	1360	12131	35012	12751	12089	2548	59191
民営借家共同木造	4695	1053	9817	16056	18967	17983	1405	93680
民営借家共同非木	4763	1065	11991	12873	17186	15019	1411	81834
給与住宅	747	228	2558	3306	2443	2500	5172	46002
住替え供給	63641	14255	136720	146841	84158	83605	29918	
離脱供給	16367	3611	22504	16951	99558	12285	33225	
新規建設	213519	97199	27548	9482	2728	80018	5558	
入居戸数	292859	114957	185969	172118	189650	175378	69172	
減失	97268	16942	14123	48782	87626	25584	21856	

推定した減失戸数の総戸数は約30万3千戸であり、実績値約27万8千に対して過大となっている。このことは、表-6の1983-88年の推定減失戸数が表-2の1978-83年実績値とよく似ていることからわかるように、推定値が1978-83年の傾向を保存したすう勢値であることに對して、実績値は1983-88年の間のよりひっぱくした需給関係を反

表-5 Pの値

住宅タイプ	1	2	3	4	5	6	7
1	0.1330	0.0170	0.1139	0.1427	0.0346	0.0405	0.0372
2	0.0443	0.0391	0.1881	0.0941	0.0574	0.0674	0.0543
3	0.0172	0.0044	0.2426	0.1430	0.0861	0.0874	0.0121
4	0.0353	0.0079	0.0705	0.2034	0.0741	0.0702	0.0148
5	0.0248	0.0056	0.0518	0.0847	0.1000	0.0948	0.0074
6	0.0272	0.0061	0.0684	0.0734	0.0980	0.0856	0.0080
7	0.0108	0.0033	0.0370	0.0478	0.0353	0.0361	0.0748

注) 住宅タイプ : 1-持家1戸・長屋, 2-持家共同, 3-公共借家, 4-民営借家1戸・長屋, 5-民営借家共同木造, 6-民営借家共同非木造, 7-給与住宅

表-6 1983-88年の減失戸数と推定値

住 宅 タ イ プ	減失戸数	推定減失戸数
持家1戸・長屋	105,159	87,368
持家共同	8,127	15,302
公営借家	5,423	13,452
民営借家1戸・長屋	33,505	48,688
民営借家共同木造	63,977	90,764
民営借家共同非木造	33,830	26,765
給与住宅	27,667	20,627

映したためである。1978-83年の間に増加居住世帯数は約12万2千世帯であったが、1983-88年の間のその値は約19万5千世帯であった。これに対して新規住宅建設戸数は1978-83年の間が約43万6千戸であったが、1983-88年はほぼ同数の約45万8千戸であった。このため増加世帯数に新規住宅建設戸数が追いつかず、減失戸数が減少したと解釈される。このことは、もっとも低質な民営借家共同住宅木造での大幅な過大推定に典型的に現われている。

次に表-7は83年のストック量に実績新築戸数を加えた後、表-6に示した推定減失戸数を引いた88年計算値と実績値とを示したものである。

表-7 1988年住宅ストックと計算値

住 宅 タ イ プ	住 宅 ストック	88 年 計算値
持家1戸・長屋	1,180,551	1,198,342
持家共同	233,957	226,782
公営借家	353,825	345,796
民営借家1戸・長屋	266,428	251,247
民営借家共同木造	299,102	272,315
民営借家共同非木造	379,034	386,099
給与住宅	92,102	99,142

両者の相関係数の値は0.9994、平均パーセント誤差は4.43%であり、将来の住宅ストック推計については推定精度は良いと考えられる。

5. 将来推定の計算例

(1) 新規建設戸数の将来推定

1985年国勢調査結果を基準にとり、2000年の大阪府下住宅ストックの推定を行なう。大阪府計量経済モデルに連動させて新規建設住宅戸数推定値を算出する。なお、この推定モデルでは公共借家と給与住宅の建設戸数が計算できないので、大阪府下着工住宅総数に占めるそれらの割合のすう勢値を用いてその値を計算することとした。次に、住宅の建て方や所有関係についてこれまでの住宅統計調査結果より構成割合のすう勢値を算出し、それらの値を用いて各5年毎の住宅タイプ別新規建設戸数を算出した。その結果を表-8に示す。表からわかるように持家では1985-90の間に比べて1990年以下はやや建設量が低下し、民営借家では1985-90の水準が高いが年とともに減少傾向を示している。

(2) 減失戸数

4に示した場合と同様に住みかえ住宅係数、減失率、離脱世帯数等の値が1978-83の値を保つものとして減失戸数を計算した。表-8に推定減失戸数を示す。住宅タイプ別の新規建設戸数の将来値の住宅タイプ別割合が1983-88年実績値と似ているため推定減失戸数も1983-88年の推定値に類似している。

(3) 住宅ストック戸数

表-9は推定した新規建設戸数と減失戸数を用いて住宅タイプ別将来住宅ストック戸数を推定した結果を示している。持家1戸・長屋や公共住宅は年1%弱のゆるやかな増加傾向を示しているが、民営借

表-8 新規建設住宅戸数及び

減失戸数の将来推定値

住 宅 タ イ プ	新規建設住宅戸数			将来減失戸数		
	85-90	90-95	95-00	85-90	90-95	95-00
持家1戸・長屋	147,179	138,121	136,405	90,509	85,292	81,214
持家共同	71,665	57,840	58,144	15,671	14,497	13,820
公共借家	30,179	27,800	18,799	14,142	13,128	12,150
民営借家1戸・長屋	5,212	3,619	3,031	49,336	45,982	42,555
民営借家共同木造	28,458	25,527	22,312	94,853	91,163	86,513
民営借家共同非木造	222,603	198,176	151,388	28,866	26,868	24,464
給与住宅	9,765	9,015	6,582	21,003	20,252	19,723

表-9 住宅ストック戸数の将来推定値

住 宅 タ イ プ	1985	1990	1995	2000
持家1戸・長屋	1,191,051	1,247,721	1,300,550	1,355,741
持家共同	197,781	253,775	297,118	341,442
公共借家	351,321	367,358	382,030	388,679
民営借家1戸・長屋	304,989	260,865	218,502	178,978
民営借家共同木造	359,596	293,201	227,565	163,364
民営借家共同非木造	223,543	417,280	588,588	715,512
給与住宅	120,249	109,011	98,524	85,383

家の1戸・長屋や民営借家共同住宅木造では大幅な減少が予想されている。これに対して持家共同や民営借家共同非木造などは大きく伸び、特に後者については2000年には1985年時の3倍以上の急増が示されている。

6. おわりに

本論文では、住宅の需給関係における供給側の役割が大きいこと、特に近年では供給側が市場の動向ひいては住宅ストック変化を主導的に変化させている点に注目して、住宅建設による住宅ストック変化の推定法を提案した。この方法は住みかえ住宅係数の形で住宅市場における住宅タイプ間の相互関係をマクロ的にとらえることにより、建設と減失とのパフォーマンスを表わした点に特徴がある。大阪府での実証分析では減失戸数そのものの推定としては高精度とは言い切れないとしてもストック推定については実用的な精度が得られることがわかった。

しかしながら、住みかえ住宅係数や減失率などの値を単に過去の値を用いて固定している点には問題があり、今後住宅市場での需給関係を反映するマクロモデルの開発が必要である。

参考文献

- 1) 大阪府総合計画局, 大阪市の人口, 昭和63年
- 2) 三宅 醇, 住宅市場論 - 住宅事情論的アプローチ -, 彰国社, 昭和60年
- 3) 住宅需給予測モデル研究会,
住宅着工戸数・住宅投資予測,
アーバンハウジング, 昭和63年
- 4) 柏谷増男, 減失を考慮した住宅立地モデル,
土木計画学研究論文集,
昭和63年, PP. 61-68
- 5) 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,
昭和49年, PP. 61-69
- 6) 国久荘太郎, 倉沢資成, 貝山道博, 上田 廣,
地域間人口移動と住宅投資需要,
地域学研究, 12巻, 昭和57年, PP. 177-204
- 7) 柏谷増男, 大阪府昭和53年-58年住宅需給連
関表の作成, 未発表原稿