

滅失を考慮した住宅立地モデル

A Residential Location Model Dealing with Construction and Demolition

柏谷 増 男

By Masuo KASHIWADANI

This paper proposes a new residential allocation model. It can solve a problem of housing pattern change in non-growth cities which usual operational land use models with an incremental assignment method have been troubled to treat. The model is composed of two submodels, demolition estimation and newly constructed housing assignment. As statistical data of demolition housing stocks are lacked, a calculation method of the number of them using housing census data is developed. Demolition submodel developed has some questions but it plays a great role in this model. Housing assignment submodel is an usual operational type model. The test results of the model in Osaka metropolitan area shows that it can represent complicated housing pattern changes with fairly good accuracy.

1. はじめに

従来の応用的住宅立地モデルの多くは、増分配分法の考え方に基づいている。この考え方は、ある期間の都市圏全体の住宅戸数増分数が与えられたとき、何らかの配分指標値を用いて各地区に増加住宅戸数を配分してゆくものである。この方法は絶えず成長している都市に対しては有効であるが、都市が成熟し、総人口あるいは総住宅戸数はさほど増えないが、住宅立地分布が変化している場合には適用できない。極端な例をとると、住宅戸数がある地区では増加し、他の地区では減少して都市圏の総和が0である場合には、増分配分モデルでは0を各地区に配分することとなり、現実の現象を表わすことができない。現在、我が国をはじめ先進国の多くの都市では、都市

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)

キーワード：土地利用モデル、住宅立地

の総体的な変化は小さいが内部的な分布の変化は大きく、非成長型の都市モデルが必要となっている。

この問題に対するひとつの考え方は、増分配分ではなくストック配分を行なうことである。しかしながらストック配分は増分配分に比べて精度が低く、応用的都市モデルの歴史的経過¹⁾に反するこの考え方は採用できない。もうひとつの考え方は、滅失戸数と建設戸数とを分離してそれぞれを予測し、旧来のストックから、予測期間内の滅失戸数を減じた後に建設戸数を加えるものである。この方法は、考え方自体には問題がないものの、滅失戸数に関する統計資料が不十分というデータ面での難点がある。

本研究は後者の考えを取るもので、住宅統計調査の建築時期別住宅戸数分布を用いて地区別の住宅戸数推定を行なった後、この推定値と住宅ストック差とを用いて住宅建設戸数の配分推定式を得ることににより、滅失戸数と建設戸数とを分離した住宅立地モデルの開発を試みる。

2. 減失住宅に関する従来の研究と統計資料

(1) 従来の研究

住宅立地モデルや土地利用モデルに建物の減失を取り入れる試みはNBERモデル²⁾やDORTMUNDモデル³⁾でなされてきた。しかしながら、これらのモデルはいずれも、特別に調査されたデータを用いる論理シミュレーション的な方法を用いており、応用的土地利用モデルの基本的な方法である統計資料によるパラメータ推定を用いたものではない。我が国の住宅立地モデルにも減失住宅を考慮したものはあるが⁴⁾、それは単に地域全体の住宅に対する減失率を用いているに過ぎない。

減失住宅の全ストックに対する割合を未知変数として、パラメータ推定により求めることも考えられるが⁵⁾、この場合には、減失率が地区によらず一定となること、パラメータ推定式はストック配分形となること等の問題点がある。また、安藤は、住宅立地モデルで除却戸数（本論文の減失戸数に概当）を扱っているが^{6) 7)}、そこでは除却あるいは減失の主な要因である建築後年数（あるいは建物年令）が考慮されていない。

(2) 減失住宅に関する統計資料

利用しうる統計資料には以下のようなものがある。

- (i) **建築統計年報** 市区別、利用関係別、着工新設住宅戸数。都道府県別、用途別、構造別、減失住宅戸数。これらはそれぞれ、建築工事届、建築物除却届による統計資料であるが、除却届については届出もれがかなり多く、統計書記載の減失戸数は実数値とは異なっている。以前には、着工住宅戸数についても届出もれが多く見られた。
- (ii) **住宅統計調査** 市区別、構造別、建て方別、建築時期別住宅戸数。建築時期が同じ住宅について、異なる時点での調査結果を比較することにより、その時点間に減失した住宅戸数を計算することができる。ただし、本調査は居住世帯のある住宅についてのものであるため、空家と減失住宅との区別はつけられない。また、抽出率13分の1ないし2分の1のサンプル調査であるため、2時点比較時に精度上の問題が生じうる。なお、調査年によって、対象となる市区の範囲や建築年の分類方法などが相違している。

(iii) 国勢調査 市区町村別、建て方別住宅戸数。

市区町村別、所有関係別住宅戸数 建て方別データは昭和55年以降、所有関係は以前より存在。住宅ストックの差を求めることはできるが、減失住宅戸数の算出は不可。居住世帯のある住宅に限定されるが、しつ皆調査である。

建築統計年報記載の減失住宅戸数の値は実態からかなりかけ離れたものとなっている。このため、現在考えられる減失戸数の算出法は、(イ)国勢調査の2時点間住宅戸数増分を、その間の着工住宅戸数から差し引く方法、(ロ)異なる時点の住宅統計調査結果を比較する方法のいずれかである。(イ)については、安藤が用いているが、国勢調査は居住世帯調査、着工新設住宅は居住世帯の有無にかかわらず着工時の建物調査であるため、空家の存在（大都市では15～20%）、マンションの事務所利用等がかく乱要素となる。また、昭和30年代、40年代の着工住宅戸数データは信用できない等の問題があり、良い方法とは言えない。(ロ)については、同じ統計資料の比較という点では(イ)よりも優れているが、住宅統計調査の精度の面で若干疑問が残る。なお、この方法で算出した例としては小栗⁸⁾、建設省などがある。

(3) 減失住宅の定義

減失住宅という言葉は、もともとは、住宅として建てられた住宅のうち、何んらかの理由により取り壊されたものを指す。建築統計年報記載の減失住宅の定義はこれに合致している。しかしながら、減失住宅を統計資料に関連させて明確に定義することは容易ではない。

図-1は、住宅戸数の時間的推移を概念的に示したものである。いま、 T_0 年に $H(T_0)$ 戸の住宅が新設（着工新設住宅の定義による）されたとしよう。次に T_0 年末に住宅統計調査または国勢調査のように居住世帯に対する住宅調査がなされたとし、 T_0 年に建てられて T_0 年末に居住世帯のある住宅戸数を $S(T_0, T_0)$ で表わす。通常、 $S(T_0, T_0)$ の値は $H(T_0)$ を下回っている。分譲住宅では売れ残り、借家では入居者がいない空家が考えられる。一方、分譲マンションの一部は事務所として購入されているであろう。都心のマンションでは、事務所等非居住用の利用が全戸数の26%との報告もある¹⁰⁾。このように居住用に建築された住宅戸数のうち他の用途に供さ

れたものをここでは転用戸数と呼ぶ。つまり、 $H(T_0)$ から空家戸数と転用戸数を除いたものが、 $S(T_0, T_0)$ となる。

次に、 T_0 年後いく年かを経過した T_1 年に居住世帯の住宅戸数が調べられ、その値が $S(T_0, T_1)$ 戸であったとする。 T_0 年から T_1 年の間に、 T_0 年に建てられた住宅が物理的に取り壊された（住宅の統合、分割をも含む）住宅戸数を $D(T_0, T_0 - T_1)$ とすると、 $S(T_0, T_0)$ から $S(T_0, T_1)$ への変化の過程では、取り壊し住宅の他に、新たな転用、空家の発生が考えられる。一方、 T_0 年では空家であった住宅にその後入居者が現われたり、転用されていた住宅があらためて居住用に供されることもこの過程で生じうる。従って（2）の（ロ）に示した異なる時点の住宅統計調査を用いる方法では、 $S(T_0, T_0) - S(T_0, T_1)$ を減失住宅と認定することになる。この値は減失住宅のもともとの意味に対応する $D(T_0, T_0 - T_1)$ の値とは異なっている。

しかしながら、都市モデルとしての住宅立地モデルの役割は人口あるいは世帯の分布を算出する手段であることを考慮すると、物理的な意味での減失戸数である $D(T_0, T_0 - T_1)$ よりも、住宅市場から去っていった住宅戸数である $S(T_0, T_0) - S(T_0, T_1)$ に注目した方が良いと考えられる。また、現実のデータから把握し得るものが後者であることを考え、ここでは前者に相当するものを狭義の減失戸数、後者に相当するものを広義の減失戸数と呼ぶ。当然のことながら、本研究では広義の減失戸数のみを以後取り扱い、これを単に減失戸数と呼ぶこととする。

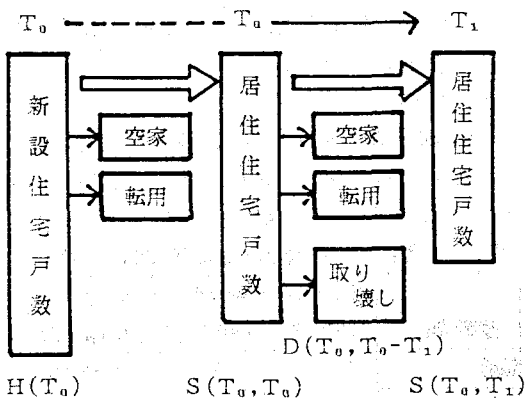


図-1 住宅戸数の変化

3. 住宅立地モデルの考え方

減失を考慮した場合の地区別住宅戸数予測手順を図-2に示す。予測のための基準時点を t_0 、予測目標時点を t_1 とし、この間は Δt を単位期間で区切られているとしよう。対象とする都市圏をいくつかのゾーンに分け、各ゾーンを添字 i で示す。予測問題は t_0 時点のゾーン (i) 別、建築年 (T) 別、住宅戸数 $S_i(T, t_0)$ が与えられ、各期間 ($t, t + \Delta t$) での都市圏の新設住宅戸数 $H(t, t + \Delta t)$ が与えられたとき、 t_1 時点でのゾーン別住宅戸数 $S_i(t_1)$ を求めることである。

モデルは2つのサブモデル、減失戸数推定サブモデルと住宅立地配分サブモデルを持つ。減失戸数推定サブモデルは、 t 年住宅ストック $S_i(T, t)$ から、期間 ($t, t + \Delta t$) 内のゾーン別、建築時期別減失戸数 $F_i(T, t)$ を推定する。次に、住宅立地配分モデルは $H(t, t + \Delta t)$ を各ゾーンに配分するもので、配分された住宅戸数を $H_i(t, t + \Delta t)$ で表わす。そうすると、次期の住宅ストックは、 $S_i(T, t) - F_i(T, t) + H_i(t, t + \Delta t)$ を加えたものとなる。この操作を次々とくり返すことにより、 $S_i(t_1)$ が予測できる。

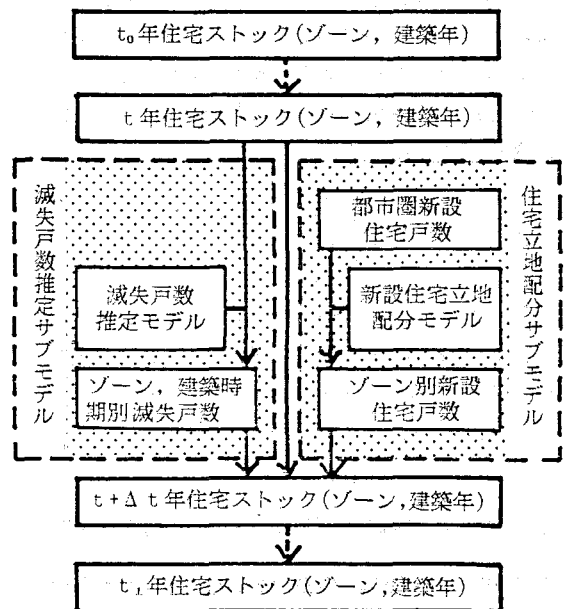


図-2 住宅立地モデル

4. 大阪都市圏を対象とした住宅立地モデル

(1) 大阪都市圏

対象地域は、大阪府と兵庫県、京都府、奈良県、三重県の一部地域を含む大阪都市圏であり(総人口1182万人、昭和60年)、ゾーン数は39である。

昭和55年から60年にかけての住宅ストックの増減を大阪府について建て方別に見ると、1戸建は22.7%増、長屋建は8.9%減、共同住宅1・2階は5.8%減、同3～5階は17.3%増、同6階以上は55%増となっており、建て方による増減の差は大きい。

(2) 都市モデルの全体構成と住宅立地モデル

本研究で扱う住宅立地モデルは、都市圏全体の活動水準を予測する圏域モデルと、住宅立地、従業者分布、地価分布等3種の活動分布モデルとで構成される都市モデルの部分モデルとなっている。都市圏全体の各期の住宅建設戸数は圏域モデルから与えられ、住宅立地配分モデルに必要なゾーン別従業者数とゾーン別地価とはそれぞれ従業者分布モデル、地価分布モデルから与えられる。

(3) 減失戸数推定モデル

a) 残存率の推定

住宅統計調査を用いて、減失戸数を知ろうとする場合には、建築戸数に対する減失戸数ではなく、ある基準年の住宅戸数に対する減失戸数しか把握できない。そこで、建築された年をT、ストックの基準年を t_0 、比較年を t_1 とし、次式で定義するストックの比を、建築時期Tの住宅の基準年 t_0 に対する比較年 t_1 での残存率 $\eta_i(T, t_0, t_1)$ で表わす。

$$\eta_i(T, t_0, t_1) = \frac{S_i(T, t_1)}{S_i(T, t_0)} \quad (1)$$

このとき、減失率は $1 - \eta_i(T, t_0, t_1)$ となる。

残存率の値は、0と1との間になるため、推定式を次式のようなロジスティック関数で表わした。

$$\eta_i(T, t_0, t_1) = \frac{1}{1 + e^{-f_i(T, t_0, t_1)}} \quad (2)$$

$$f_i(T, t_0, t_1) = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 (t_1 - t_0) + \alpha_3 C_i \quad (3)$$

式(3)中、Tは昭和の年数で建築年を表わしたものであり、 $t_1 - t_0$ は基準時点からの経過年数、 C_i は昭和56年1月1日現在のゾーンiの平均住宅地価

(単位千円/㎡、公示価格による)を表わしている。

表-1に、建築時期別住宅ごとにパラメータ推定に用いた建築年、基準年及び比較年の値を示す。調査年に近い時期に建設された住宅については、空家数の影響があるため、推定時のデータとはしなかった。建築時期別の住宅戸数の値は大阪市内の各区については表記の各時点で得られたが、他の市については大規模な市では以前からのデータがあるものの小規模な市では近年のデータに限られる。このため、昭和43年の調査データの無い市では基準年を昭和48または53年にとり、比較年をそれ以降とした。推定に際しては、各ゾーン、各時点でまたがるデータを集めたプーリング推定を行なった。なお、推定時には、住宅統計調査から η_i の値を求めて式(2)による変換を通じて f_i を算出し、重回帰分析を行なった。

この推定式にはいくつかの問題がある。まず、建築年を変数にとり入れるべきかどうかが問題である。直観的に見て、現象はゾーン特性よりも経過年数により強く影響されると思われる。しかもその程度は建築年次によって異なるであろう。建築時期別に推定する場合には経過年変数の値の粗が少なくなり、パラメータ推定値の精度は低下する。ダミー変数の採用も考えられるが、その場合には将来に建設される住宅の扱いが困難である。次に地価については、本来は経過期間内の値を取るべきであるが、データがないため、すべて同一時点の値を用いている。地価データを相対値とするか絶対値とするかの点については、一回限りの推定では同じことであるが、将来推定では問題がある。推定データの対象ゾーンの偏よりも問題である。このようにいくつかの疑問点が考えられたが有効な対処ができなかったため、式(3)を用いることとした。

b) 推定結果

市区別の建築時期別住宅戸数は構造別の場合にのみ得られるため、木造と非木造について推定を試みた。まず、木造に関する結果を示す。

表-1 推定に用いた建築年、基準年、比較年の値

建築時期	建築年(T) (昭和 年)	基準年(t_0) (昭和 年)	比較年(t_1) (昭和 年)
戦前	10	43	48, 53, 58
戦後一昭和35年	27.5	43	48, 53, 58
昭和36-45年	40.5	53	58

データの存在する市区についての建築年と経過年数とのペア総数は261であったが、調査に問題があると思われるデータを除き、223サンプルを用いた。パラメータ推定結果は以下の通りである。

$$f_i(T, t_0, t_1) = -0.210 \times 10^4 - 0.2259 \times 10^{-2} T \\ (-13.83) \quad (-0.683) \\ + 0.1133(t_1 - t_0) + 0.1462 \times 10^{-2} C_i \\ (10.43) \quad (3.05) \quad (4)$$

かつこ内の数値はt値を示す。

決定係数 0.389, F値 46.47

決定係数の値は優れているとは言えず、採用できるぎりぎりの値といつてよかろう。パラメータの符合より、最近建築年の住宅ほど残存率が大きくなり、経過年数が長い程また地価が高い地域ほど残存率が小さくなるのがわかる。建築年のパラメータ値が負であることは建築年から基準年までの期間の影響を考えると当然である。この変数のt値が小さいことがむしろ注目される。地価のパラメータ値からは、地価の高い地区ほど住宅の建てかえあるいは取り壊しが多いことが示唆される。経過年数のt値が他の2変数よりも大きいことは予想通りであった。経過年数や地価が建築年に比べて強い変数であることから、滅失は建て物の老朽化を主原因とするのではなく、住宅を更新あるいは土地を他用途に使用することを主な原因としていと考えられる。ただし、建築年変数は必ずしも住宅の年齢を明示的に表わしてなく、今後より一層の検討が必要である。次に、非木造住宅についても同様なパラメータ推定を試みたが、滅失戸数が少ないため調査時の誤差の影響が大きく、意味のある推定結果は得られなかった。都市圏全体に対する大阪府の住宅ストック割合が約75%と高いため、大阪府と都市圏とを同一視し、各調査年での大阪府全体に対する建築別住宅戸数データより、ストックに対して年率1%の滅失がすべてのゾーンで生じるものとした。

(c) 滅失戸数のチェックとモデルの修正

滅失戸数についての十分な統計データが存在しないため、式(4)に示す残存率推定モデルを用いた滅失戸数推定は必ずしも有効とは言えない可能性がある。そこで、昭和55年時点の住宅ストックに対して、木造住宅については式(4)の残存率を用いて、また非木造住宅については年率1%の滅失を仮定して、

昭和55年から60年の間の都市圏全体での滅失戸数を推定すると、その値は約44万2千戸となった。両年の住宅ストック差は、国勢調査結果より約25万戸であるのでこれらの数字に対応する推定新設戸数は69万2千戸となる。一方、建築統計年報による昭和55年初から昭和59年末までの新設住宅戸数は大阪府では約38万7千戸であり、この数字に住宅ストック比率を用いると都市圏全体では約51万8千戸と推定された。滅失戸数にもとづく推定新設住宅戸数は建築統計年報にもとづく推定値を約34%上まわっている。

新設住宅戸数を過大推定する主要因は残存率推定にあると考えられる。第1には、パラメータ推定で対象とした住宅が住宅ストック全体に比べて建築年次の古いものに偏っていることがあげられる。式(4)では、建築年次の影響は小さくなっているが、新しい住宅をもサンプルに含めれば、この影響はもっと大きくなるであろう。このため最近に建築された住宅にこの推定式を用いると滅失戸数を過大推定すると考えられる。次に、パラメータ推定の対象地区が都市圏全体に比べて中心都市側に偏っていることがあげられる。中心都市では建て替えや取り壊しが郊外に比べて相対的に多いと考えられ、また先に述べた老朽化の影響も多少働いていると思われる。

以上の結果より、便宜的ではあるが、戦前建築住宅については式(4)を用いて推定した滅失戸数をそのまま用い、昭和50年から55年の間の新設住宅については式(4)を用いた推定滅失戸数の1/2の値を採用、その間の建築年に関しては建築年により線形補間した修正割合を用いることとした。この修正の後滅失住宅戸数を算出し、住宅ストック差を加えると、昭和55年から60年までの新設住宅戸数は約56万戸となった。この値は建築統計年報による推定値を約8%上まわっているがこの差は小さいと判断して、式(4)を用いたうえでここに述べた修正を行なうことにより、滅失戸数を算定することとした。

(4) 新設住宅立地配分モデル

(a) ゾーン別、建て方別新設住宅戸数

統計調査から直接にゾーン別建て方別新設住宅戸数を得られないため、昭和55年と60年の国勢調査による住宅ストック差に4-(3)に示した方法で推計した滅失戸数を加えることによって、この値を算出した。建て方の分類は、(イ)1戸建、(ロ)長屋建、

(ハ)共同住宅1・2階、(ニ)共同住宅3～5階、(ホ)共同住宅6階以上である。減失住宅の推計には建築時期別、構造別住宅戸数が必要であるので、計算に先立って、昭和55年時点での建て方別、構造別、建築時期別住宅戸数をゾーン別に算出した。ここでは、これらをまとめて住宅ストックリストと呼んでいる。

表-2は、大阪都市圏の住宅ストックと推定減失戸数及び推定新設住宅戸数を建て方別に示したものである。表より、木造住宅の多い1戸建、長屋建、共同1・2階などではストック戸数の約1割が5年間に減失していること、長屋建や共同1・2階では新設戸数を大幅に上まわる減失があり、その結果ストック戸数が減少していることなどがわかる。

この方法で算出した新設住宅戸数は、本来はすべて正となるはずであるが、減失戸数の推定誤差のため、1戸建2ゾーン、長屋建4ゾーン、共同1・2階1ゾーン、共同6階以上2ゾーンにおいて、最大684戸のマイナスの値が生じた。推定新設戸数の少ない長屋建ではマイナス値の合計が1500戸を越え、少し問題があるが、他の建て方住宅についてはマイナス値の影響は少ないと思われる。

(b) 新設住宅戸数配分推定式

建て方を添字kで表わし、昭和55年から60年までのゾーン別、建て方別新設住宅を $H_1^k(t, t+1)$ で表わし、次式のような立地配分推定式を定めた。

$$H_1^k(t, t+1) = \beta_0 + \beta_1 S_1^k(t) + \beta_2 X P_1(t) + \beta_3 X C_1(t) + \beta_4 X D_1(t) \quad (5)$$

ここで、 $S_1^k(t)$ はゾーンi、建て方k、時点tの住宅ストック、 $X P_1(t)$ は、ゾーンi、時点tの従業者ポテンシャル、 $X C_1(t)$ はゾーンi、時点tの地価指標値、 $X D_1(t)$ はゾーンi、時点tの過密性指標値である。これらの指標値はいずれも、関連した密

度指標値のゾーン間相対値にゾーン面積をかけたもので表わされており、ゾーン別の新設住宅戸数は式(5)の右辺で示されるそれらのウェイト和に比例すると考えている。それらは以下のように定義される。

$$X P_i(t) = \left(\sum_j E_j(t) (d_{ij}(t))^\lambda \right) / \max_i \left\{ \sum_j E_j(t) (d_{ij}(t))^\lambda \right\} A_i(t) \quad (6)$$

ここで、 $E_j(t)$ はゾーンj、時点tの従業者数(人)、 $d_{ij}(t)$ は時点tのゾーンi、j間時間距離(分)、 $A_i(t)$ はゾーンi、時点tの住宅立地可能面積(ha)である。 λ は時間距離抵抗を表わすパラメータであり、昭和55年ゾーン間通勤OD表に重力モデルを適用して推定値 $\lambda = -3.5$ を得た。

$$X C_i(t) = \left(C_i(t) / \max_i \{ C_i(t) \} \right) A_i(t) \quad (7)$$

ここで、 $C_i(t)$ はゾーンi、時点tの住宅地価(千円/m²)である。

$$X D_i(t) = \left(\frac{E_i(t) S_i(t)}{A_{o_i}(t)^2} / \max_i \left\{ \frac{E_i(t) S_i(t)}{A_{o_i}(t)^2} \right\} \right) A_i(t) \quad (8)$$

ここで、 $S_i(t)$ はゾーンi、時点tの住宅ストック総戸数、 $A_{o_i}(t)$ はゾーンiの宅地可能面積である。宅地可能面積は宅地と農地の和で定義され、住宅立地可能面積は宅地可能面積から商工業用地と既存住宅用地を差し引いた値となっている。また1戸あたり敷地面積等については大阪市土地利用現況調査の結果を用いて算出したものを用いている。

なお、将来推計時には、式(5)の計算値を用いたゾーン間比例配分で都市圏全体の戸数を配分する。

(c) パラメータ推定結果

(a)で求めた値を $H_1^k(t, t+1)$ に用い、右辺の各変数値を算出して、建て方別にパラメータを推定した。この推定では外生変数の値は新設住宅戸数を示し、フロー推定となるため、ストック推定に比べて決定係数の値はそれほど大きくはない。そこ

表-2 大阪都市圏建て方別住宅戸数の推移 (単位 千戸)

	1戸建	長屋建	共同1・2階	共同3～5階	共同6階～
昭和55年ストック	1,430	694	522	545	228
昭和60年ストック	1,577	621	488	629	353
ストック差	147	-72	-34	84	126
推定減失戸数	149	62	54	18	6
推定新設戸数	296	10	20	101	132

で推定した $H_i^k(t, t+1)$ に $S_i(t)$ を加えたものと $S_i(t+1)$ との比較、すなわち、60年ストックについての推定値と実績値との比較を参考のため示している。これらの推定結果を表-3に示す。なお、説明変数相互間の相関係数の値は最大0.821であり、重共線の心配はない。

決定係数の値は、1戸建、共同6階以上では大きい、長屋建、共同1・2階では0.4以下となっており推定精度はあまり良くない。ただし長屋建、共同1・2階の住宅については、ストック変化に関する新設住宅の役割は小さいため、60年ストックに関する決定係数の値は0.995以上と高い値を示している。60年ストックについては、最小でも0.978を超えており、かなり高い精度が得られている。

パラメータの符合条件について述べる。まず住宅ストック変数についてはすべてプラスで問題はない。1戸建の場合にも値が大きい、これは1戸建住宅の建設戸数には建て替え住宅がある程度含まれているためと思われる。一方、共同6階以上での大きいt値は、住宅ストックの大半が近年建設されたものであるため、前期のフローとの相関の強さを反映したものと推察される。昼間就業者ポテンシャルについては長屋建と共同3～5階の場合には公共住宅や給与住宅が含まれているため、符合が期待したものと異なることがあり、これもその一例と考えられる。地価に関しては、共同3～5階と共同6階以上とについてのみ負の値が得られた。地価はそれ自身が総合指標値であるため、必ずしも符合は負とならないものと考えられる。過密性指標値については、低層住宅では絶対値2以上のマイナスのt値を示したが、高層住宅では逆にプラスのt値が現われた。このこ

とは高層住宅が住商あるいは住工混合地域に多く見られることを反映している。

(d) ストック差配分モデルとの比較

次に、ストック差を被説明変数とし、説明変数を式(5)と同じものとした場合のパラメータ推定時における決定係数の値、及びこの結果を用いた60年ストック推定値と実績値の決定係数の値を表-4に示す。表-4と表-3とを比べると、1戸建と共同3～5階については表-3の決定係数が上まわり、長屋建と共同1・2階については表-4の決定係数が上まわっている。共同6階以上については両者の値は同じと言える。1戸建については滅失戸数の多くは用途転換に伴う取り壊しではなく、単なる建て替えによるものと考えられ、建て替えをも含めて新設住宅戸数を配分する方が、ストック差を配分するよりも推定式の精度を高くしうることを示している。長屋建と共同1・2階については、ほぼ全域で滅失が生じているため、ストック差推定の方が精度が高くなっている。ちなみに、長屋建、共同1・2階でのストック差推定における昭和55年ストック変数のt値はそれぞれ、-11.57、-6.10と他の変数のt値に比べて極端に大きくなっている。共同6階以上では両者に差が見られないことは、滅失住宅戸数が非常

表-4 ストック差配分モデルパラメータ推定結果

	決定係数	昭和60年ストック推定時の決定係数
1 戸 建	0.81845	0.99698
長 屋 建	0.95020	0.99902
共同1・2階	0.67288	0.99539
共同3～5階	0.27257	0.98580
共同6階以上	0.83116	0.97883

表-3 ゾーン別新設住宅戸数配分モデルのパラメータ推定結果

() 内はt値

	1 戸 建	長 屋 建	共同1・2階	共同3～5階	共同6階～
定 数 項	60.3 (0.13)	-155. (-0.66)	-218. (-0.68)	639. (0.95)	1384. (2.50)
昭和55年住宅ストック	0.216(12.0)	0.0238 (2.53)	0.0150(1.01)	0.114 (3.24)	0.378(5.81)
従業者ポテンシャル	5.18 (1.71)	-0.0511(-0.03)	4.10 (1.94)	-0.832(-0.18)	7.50 (2.01)
地価指標値	0.734(0.78)	0.556 (1.67)	0.492 (1.14)	-0.304(-0.31)	-2.29(-2.96)
過密性指標値	-32.7 (-2.81)	-7.33 (-1.55)	-1.26 (-0.18)	16.3 (0.93)	7.31 (0.46)
決定係数	0.94078	0.33066	0.39625	0.52264	0.84598
昭和60年住宅ストック推定時の決定係数	0.99744	0.99888	0.99551	0.98590	0.97885

に少ないためである。

昭和60年ストックについての決定変数の値を比較すると、両者の値はほとんど同じであり、過去のデータによる現況再現性という点では両モデルの精度は同程度であり、かつ高いと言える。

一方、ストック差の値がマイナスとなるゾーン数は、1戸建では3、長屋建では36、共同1・2階では27、共同3～5階では1、共同6階以上では2であった。長屋建では実質的にマイナス値の配分を行っており、共同1・2階ではプラスとマイナスとに配分をせざるを得なくなっている。このことから、1に述べたように、ストック差配分法では将来予測時にやっかいな問題をかかえたと予想される。

(5) 大阪市の建て方別将来住宅戸数推定

大阪都市圏全体の建て方別、構造別新設住宅戸数を圏域モデルから与え、昭和60年住宅ストックをもとにして、昭和65年から85年までの各時点のゾーン別建て方別住宅戸数を推定した。この結果、大阪市では昭和85年には昭和60年に比べて1戸建住宅戸数は約16%増加するが、長屋建、共同1・2階住宅はほぼ半減し、共同3～5階の数はほぼ変わらず、共同6階以上では2.4倍になると推定された。

5. おわりに

本研究では、従来の増分配分的な土地利用モデルでの対応が困難な非成長状態の都市の住宅立地状況を、住宅の減失と建設とを分離したモデルを作成することによって表現しようと試みたものである。住宅の減失については、明確にとらえたデータが存在しないため、ここでは、統計資料の側から、2時点間の居住住宅戸数の差と定義した。

大阪都市圏を対象としたモデルでは、残存率推定モデルを、精度面では優れているとは言えないものの定性的には意味がある形で得ることができた。新設住宅立地配分モデルでは、パラメータ推定時の決定係数の値には建て方によってばらつきがあるものの、ストック戸数の推定としては高い精度が得られた。従来の増分配分法すなわちストック差配分法と比較すると、提案したモデルはストック推定については従来の方法と同様な精度を持つ一方、将来推定時には減失住宅と新設住宅とを独立に扱うため、

各ゾーンそれぞれの変化を良く表現出来る点では優れていることがわかった。

しかしながら、本研究で提案したモデルは荒けずりであり、データ面の制約を強引に押し切ろうとしていると受け取られる面が少なくない。特に残存率の推定モデルは多くの問題点を含んでおり、今後は建物の建築後年齢をより明示的に取り入れることや経年変化の面でより信頼しうるデータの入手等を検討したい。

最後に、本研究に関して京都大学の山田浩之教授、大阪府立大学の綿貫伸一郎助教授、岡山大学の中村良平助教授、香川大学の徳岡一幸講師に有益な助言をいただいたこと、また、研究資料に関しては大阪府統計課の皆様にお世話になったことに感謝したい。なお、本研究は日本住宅総合センター及び日本交通政策研究会の援助を受けたものである。

参考文献

- 1) Putman, S.H., Urban Land Use and Transportation Models, A state-of-the-art Summary, Transportation Research, Vol.9, pp187-202, 1975
- 2) Ingram, G.K., J.F. Kain and J.R. Ginn, The Detroit Prototype of the NBER Urban Simulation Model, National Bureau of Economic Research, 1972
- 3) Wegner, M., Modeling Urban Decline, A Multilevel Economic - Demographic Model for the Dortmund Region, International Regional Science Review, Vol.7, No.2, pp 217-41, 1982
- 4) 日本住宅公団関西支社企画用地部, 近畿圏における地域別住宅・宅地需要予測システムの開発に関する調査研究, 1980年
- 5) 木下久昭, 青山吉隆, 大谷博, 芝原靖典, エントロピー法による土地利用の予測モデルに関する研究, 都市計画 別冊 15号, 1980年, pp103-108, 1980年
- 6) 安藤朝夫, 都市圏土地利用モデルのための活動立地のモデル化について, 地域学研究, 17巻, pp33-53, 1987年
- 7) 安藤朝夫, 住宅立地のモデル化のための市郡レベル・データの作成について, 日本不動産学会誌 第2巻, 第4号, pp 80-89, 1987年
- 8) 小栗幸夫, 距離帯別, 構造別の大都市圏住宅ストック変化と住宅減失に関する実証分析, 都市計画 別冊, 17号, pp 127-132, 1982年
- 9) 建設省住宅局, 住宅政策課, 図説 日本の住宅事情, ぎょうせい, 1986年
- 10) 地価問題研究会編, どうなる地価, どうする地価, ぎょうせい, 1987年