

IV-321 ゾーン別住宅ストック変化の推定に関する研究

愛媛大学大学院 学生員 田中雅宣

愛媛大学工学部 正会員 柏谷増男

1. はじめに

筆者らは住宅の建設と減失とを分類してその分布を推定することにより、成熟都市にも適用可能な地域別住宅ストック推定モデルを開発している。これまでの研究では、異なる2時点の住宅統計調査記載の同一建築時期住宅戸数の比較により減失戸数データを作成して減失戸数推定モデルの推定を行っていたが、この方法はデータの信頼性やモデルの精度等に問題点が残されていた。本研究ではデータの信頼性がより高い着工戸数と住宅ストック差からの減失戸数算出法を用いて分布モデルを作成することにより住宅ストック変化の推定を試みる。

2. 減失を考慮した住宅立地モデル

(1) 減失の定義

本研究で用いた2時点間の減失住宅戸数は着工戸数から同期間の住宅ストック増分を差し引く方法で計算している。この場合、住宅建築後の事務所等への転用や空家は減失戸数に含まれることになる。そのため、本研究において減失住宅とは空き家、転用を含んだものを表すことにする。

(2) 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-1で示す。予測のための基準年を t_0 、目標年を t_1 とし、対象地域をいくつかのゾーンに分け、各ゾーンを添え字 i で表す。この住宅立地モデルは t_0 時点のゾーン(i)別、建築年(T)別、タイプ(j)別住宅戸数 $S_{ij}(T, t_0)$ が与えられたとき、 t_1 時点でのゾーン別住宅戸数 $S_{ij}(t_1)$ を求めるものである。

モデルは3つのサブモデル、住宅需給連関サブモデル、減失戸数配分サブモデル、新設戸数推定サブモデルを持つ。住宅市場を考えた場合、減失住宅は需要の供給のバランスが崩れることにより起こるといえる。そのため、住宅需給連関サブモデルでは供給側だけでなく、人の住替え行動など需要側の要

因を考慮した上で、 t_0 年のタイプ別住宅ストック $\Sigma S_{ij}(T, t_0)$ から期間(t_0, t_1)におけるタイプ別減失戸数 $\Sigma F_{ij}(T, t_0)$ を推定している。減失戸数配分サブモデルはこの求められた減失戸数を各ゾーンに配分するもので、ゾーン別、タイプ別、建築時期別減失戸数 $F_{ij}(T, t_0)$ が求められる。また、新設戸数推定サブモデルは地域の経済社会動向を考慮した上で、期間(t_0, t_1)におけるゾーン別タイプ別新設戸数 $H_{ij}(t_0, t_1)$ を推定するものである。したがって、 t_1 年住宅ストック $S_{ij}(t_1)$ は $S_{ij}(T, t_0) - F_{ij}(T, t_0) + H_{ij}(t_0, t_1)$ を加えることにより予測できる。

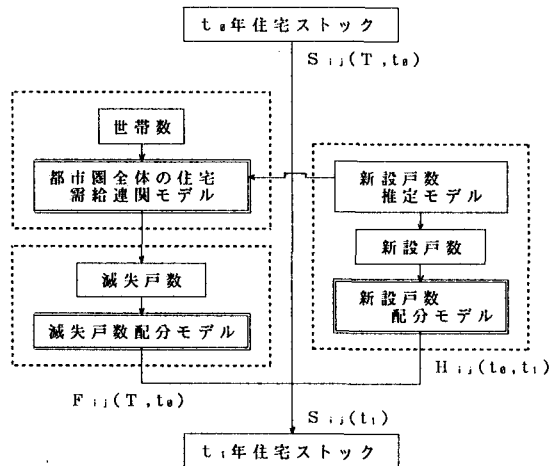


図-1 住宅立地モデル

3. 大阪府を対象とした減失戸数配分モデル及び新設戸数配分モデルの推定

(1) 用いた資料

本研究では昭和53年、58年、63年の住宅統計調査、55年、60年の国勢調査、及び、53年から63年までの建築統計年報を用いて推定を行った。なお、データの都合上、住宅の種類は木造と非木造とにのみ分類

している。

（２）減失戸数配分モデルの推定

住宅の残存率を次のようなロジスティック関数として定義する。

$$\eta(t_0, t_1) = 1 / (1 + \exp(\alpha + \beta C)(t_0 - t_1)) \quad \dots(3-1)$$

ここで、 $\eta(t_0, t_1)$ は基準年 t_0 から比較年 t_1 までの残存率、 C は平均住宅地価の対数値である。上式を用い、昭和53年から昭和58年、昭和58年から昭和63年の2期間について直接推定法によりパラメータの推定を行った。推定結果を表-1に示す。相関係数の値は昭和58年から昭和63年の期間についてはそれほど高くはないが、昭和53年から昭和58年の期間については、0.87と優れたものになっている。また、パラメータの符号はどちらの期間についても地価が上がると残存率が減少することを示しており、期待通りになった。

（３）新設戸数配分モデルの推定

次に、新設戸数配分モデルについては次式のような推定式を定め、昭和53から昭和58年、昭和58年から昭和63年の期間について重回帰分析によりパラメータ推定を行った。

$$H(t_0, t_1) = \alpha_0 + \alpha_1 S(t_0) + \alpha_2 XP(t_0) + \alpha_3 XC(t_0) \quad \dots(3-2)$$

ここで、 $S(t_0)$ は t_0 年における住宅ストック、 $XP(t_0)$ は t_0 年における従業者ポテンシャル、 $XC(t_0)$ は t_0 年における地価指標値である。推定結果を表-2に示す。相関係数の値はすべて高く推定精度は良いといえる。パラメータの符号についても実際の現象を表し、妥当なものと思われる。

つづいて、求めた推定式の有意性を検定するために、これらの式から求めた推定減失戸数、

推定新設戸数、推定住宅ストック

とそれぞれ実績値との比較を行った。この結果、減失戸数、新設戸数についてはそれほどでもないが、住宅ストックについては推定値と実績値との相関は極めて高く、これらの推定式がストックの再現性について信頼できるものであることを示している。

4. おわりに

本研究ではゾーン別の住宅減失戸数及び住宅建設戸数の分布モデルを推定したが、これらの分布モデルは木造、非木造に大別されているに過ぎない。一方、地域全体の住宅ストック変化のモデルは、より細かい住宅タイプの分類がなされており、今後両者の整合をはかる必要がある。

【参考文献】

1) 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 No.6, pp61-68, 1988

表-1 減失配分パラメータ推定結果

	昭和58年～昭和63年	昭和53年～昭和58年
α	-0.3797E+01	-0.3469E+01
β	-0.2759E+00	-0.2635E+00
相関係数	0.745	0.871

表-2 新設配分パラメータ推定結果

		昭和58年～昭和63年		昭和53年～昭和58年	
		パラメータ	t 値	パラメータ	t 値
木造	定数項	0.9576E+03	2.561	0.1913E+04	3.173
	S	0.1389E+00	13.149	0.1248E+00	7.575
	XP	0.9163E+00	0.849	0.2859E+01	1.688
	XC	-0.2338E+01	-2.407	-0.7851E+00	-0.533
	相関係数	0.923		0.843	
非木造	定数項	0.7341E+03	3.271	0.5717E+03	2.621
	S	0.1401E+00	12.604	0.1510E+00	11.674
	XP	0.1305E+01	1.855	0.1685E+01	2.334
	XC	-0.2152E+01	-3.760	-0.1391E+01	-2.301
	相関係数	0.888		0.864	