

住宅減失戸数立地配分推定モデルの研究

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

従来の住宅立地モデルの多くは域内全体での住宅増分を各地に振り分ける増分配分法の考え方に基いていた。しかし、この方法は絶えず住宅戸数が増加する都市に対しては有効であるが、総住宅戸数はあまり増えないで、住宅立地分布が変化している成熟都市には適用できない。現在、わが国をはじめ先進国の多くの都市は成熟都市であるといえるため、非成長型の都市モデルが必要となっている。この問題のひとつの考え方として減失戸数と新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減失戸数を減じた後に、建設戸数を加えるものがある。本研究ではこの考え方に基づく住宅立地モデルを開発するため、その要因である減失戸数配分モデルの推定を試みる。

2. 大阪府を対象とした減失戸数配分モデル

(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。

(2) 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。

(3) 減失戸数配分モデルの推定

残存率の値は0と1との間になるためロジスティック関数であると仮定できる。しかし柏谷、河内の¹⁾研究では、ロジスティックの場合は非線形推定になりパラメータ推定が困難であること、また、基準年から比較年までの期間が短い場合には残存率曲線は基準年を1とするような指数曲線に近似でき、残存率に指数関数を用いるとその相関係数は高いことを

述べている。従って本研究でも残存率に指数関数を用い、次式を定義した。

$$D(t_0, t_1) = \sum_T Q(t_0, T) \{ 1 - \exp \{ -(\alpha + \sum_i \beta_i X_i)(t_0 - t_1) \} \} \quad \dots(3-1)$$

なお、 $D(t_0, t_1)$ は基準年 t_0 から比較年 t_1 までの減失戸数、また、 $Q(t_0, T)$ は t_0 年における建築時期 T の住宅ストックである。この式を用い、重回帰分析によりパラメータ推定を行った。建築統計年報における市区別の着工住宅戸数は構造別、建て方別では得られないため住宅全体についての推定を昭和58年～昭和63年について試みた。説明変数には住宅減失の要因として考えられる木造戸数、木造共同戸数、長屋建て戸数、建築時期別木造戸数の住宅戸数全体における割合と地価を入れることにした。なお、説明変数である地価は昭和61年1月1日時点での市区別の平均住宅地価の対数値を用いた。パラメータ推定結果を表-1に示す。相関係数の値はほぼ、0.6～0.7となっており従来の推定結果と、それほど変わらなかった。次に、パラメータの符号について見てみる。①、②のパラメータの符号は思わしいものではなかった。③については、パラメータの符号、及び、値はほぼ期待通りになったが、その説明変数に地価を加えた④ではパラメータの符号は実際現象にそぐわないものになっている。このように、パラメータの符号が説明できないものが多くあり、推定結果自体はあまり意味のあるものが得られなかった。しかし、説明変数に地価を入れると相関係数が上がり、また、またその値が高いことがわかった。したがって、地価を利用した新しいモデルの開発が必要であると思われる。

次に、基準年と比較年との期間が短い場合、残存率曲線はほぼ線形であると仮定して、また、残存率を建築時期別に考えて次式を定義し、昭和53年から昭和58年、昭和58年から昭和63年の2期間についてパラメータ推定を試みた。

$$D(t_0, t_1) = \sum_T \{(\alpha + \beta C) Q^W(t_0, T)\} \\ + (\tilde{\alpha} + \tilde{\beta} C) \sum_T Q^{NW}(t_0, T) \\ \dots (3-2)$$

ここで、 $Q^W(t_0, T)$ は t_0 年における建築時期 T の木造住宅戸数、 $Q^{NW}(t_0, T)$ は t_0 年における建築時期 T の非木造住宅戸数、 C は昭和61年1月1日時点における住宅平均地価を10,000で割った値である。なお、昭和58年から昭和63年までの推定については減失率が特に小さいと判断されるサンプルを除き推定を行った。昭和58年から昭和63年の期間についての推定結果を表-2に示す。パラメータの符号に関してはほぼ期待通りにはなったが、説明の出来ないものも推定された。しかし、相関係数の値が従来の研究に比べはるかに優れていることがわかる。

式(3-2)には、建築経過年の要因が含まれておらず、実際に住宅戸数の将来推定を行う場合、このモデルの使用は困難であるといえる。そのため、今度は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。

$$\eta(t_0, t_1) = 1 / (1 + \text{EXP}(\alpha + \beta C)(t_0 - t_1)) \\ \dots (3-3)$$

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-3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. おわりに

本研究では非成長型都市モデルのうち、減失戸数配分モデルの推定を3種類行った。その中でも式(3-3)のロジスティックモデルが比較的優れているといえる。しかし、どのモデルについても問題点があるといえ、まだまだ検討の必要があると思われる。

【参考文献】

1) 柏谷増男, 河内昭彦, 住宅減失要因に関する研究, 土木計画学研究講演集 No.12, pp635-641, 1981

表-1 式(3-1)におけるパラメータ推定結果

	説明変数	パラメータ	t値	R
①	定数項	0.7545E-01	7.249	0.606
	木造割合	-0.9501E-02	-5.378	
	木造共同割合	-0.1197E-01	-0.035	
	長屋建て割合	0.6833E-01	2.356	
②	定数項	-0.3446E-00	-3.585	0.748
	木造割合	-0.2158E-01	-0.884	
	木造共同割合	-0.1995E-01	-0.676	
	長屋建て割合	0.1224E-01	0.471	
	平均地価	0.3157E-01	4.451	
③	定数項	0.5726E-01	5.789	0.626
	終戦前	-0.2692E-01	-0.894	
	終戦時～S.35年	-0.9094E-02	-0.496	
	S.36年～S.45年	-0.1075E-01	-0.330	
	S.46年～S.50年	-0.9826E-01	-1.325	
	S.51年～S.55年	-0.1621E-00	-1.914	
④	定数項	-0.4988E-00	-3.887	0.757
	終戦前	-0.8635E-02	-0.334	
	終戦時～S.35年	0.1797E-01	1.074	
	S.36年～S.45年	-0.2040E-01	-0.737	
	S.46年～S.50年	0.6470E-01	0.885	
	S.51年～S.55年	-0.7176E-01	-0.962	
	平均地価	0.3629E-01	4.342	

①住宅戸数全体における構造別建て方別戸数の割合と地価
②住宅戸数全体における構造別建て方別戸数の割合と地価
③住宅戸数全体における建築時期別木造戸数の割合と地価
④住宅戸数全体における建築時期別木造戸数の割合と地価

表-2 式(3-2)におけるパラメータ推定結果

構造	建築時期	パラメータ	t値	R
木造	終戦前 (×地価)	0.7626E+00	2.069	0.905
	終戦時～S.35年 (×地価)	-0.2102E-01	-1.467	
	終戦時～S.35年 (×地価)	-0.8827E-02	-0.023	
	S.36年～S.45年 (×地価)	-0.1236E-01	-0.798	
	S.36年～S.45年 (×地価)	-0.2489E-01	-0.101	
	S.46年～S.50年 (×地価)	0.1652E-01	1.274	
	S.46年～S.50年 (×地価)	0.8613E+00	1.282	
	S.51年～S.55年 (×地価)	-0.6092E-01	-1.655	
非木造	S.51年～S.55年 (×地価)	-0.1320E+00	-1.728	
	(×地価)	0.7855E-01	1.752	
非木造	(×地価)	-0.1107E+00	-1.321	
	(×地価)	0.1597E-01	3.853	

表-3 式(3-3)における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