

大阪府における減失戸数配分モデル及び新設戸数配分モデル

愛媛大学 正員 柏谷増男 愛媛大学 正員 朝倉康夫
システム科学研究所 正員 田中雅宣 ○広島県 正員 津田昭浩

1. はじめに

従来の住宅立地モデルの多くは域内の住宅増分を各地区に振り分ける増分配分法を用いていた。しかしこの方法は、住宅戸数が絶えず増加する都市には有効であるが、わが国のような総人口あるいは総住宅戸数はあまり変化しないが、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。そのため非成長型の住宅立地モデルとして、減失戸数と新設戸数を分離して各々を予測し、旧来の住宅ストックから予定期間内の減失戸数を減じた後で、新設戸数を加えるという方法がある。本研究ではこの方法を用いた場合の減失戸数、及び新設戸数それぞれの立地配分モデルの推定を試みた。

2. 減失住宅について

(1) 減失住宅の定義

減失住宅とは、一般的に取り壊された住宅と解釈されるが、これのみを減失住宅と定義すると住宅市場の機構を分析するには不都合となる。したがって本研究では、減失住宅の定義として取り壊された住宅に空家、転用を加えたもの、つまり居住用として使用されなくなった住宅とした。また減失戸数の算定法としては、2時点間の新設戸数からその間の住宅ストックを減じる方法を使用した。なお、大阪府での減失住宅戸数の総数と新設住宅の総数は、それぞれ外生的に与えられるものとする。

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

(1) 用いた資料

本研究では昭和53, 58, 63年の住宅統計調査、及び昭和53～62年までの建築統計年報を用いて推定を行った。

(2) 減失戸数配分モデルの推定

残存率は以下に示す推定式とした。ここで残存率とは本来、ある時点に建築された住宅数に対してその後の時点 t_1 年に存在している住宅の割合であるが、ここでは、古い時期に建設された住宅についての建築戸数が分からないため、基準年 t_0 年の住宅

数に対して比較年 t_1 年に存在している住宅の割合とした。

$$E_i(t_0, t_1) = \frac{1}{1 + \exp\{(\alpha + \beta C_i(t_0))T\}} \quad (1)$$

上式において $E(t_0, t_1)$ はゾーン i における残存率、 α, β はパラメータ、 T は対象期間、 C_i は昭和53, 58年地価公示より得たゾーン i における基準年平均地価の地域間相対値を表している。この式(1)を用いて昭和53～58年、昭和58～63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。なお、本研究では以下の2通りについて推定を行った。

① 減失戸数の実績値の算定に用いる新設戸数を建築統計年報のデータを用いて求め、住宅のタイプ分けを行わない推定

② 住宅統計調査のデータを用いて、持家一戸・長屋建とその他の住宅タイプに分けた推定

ゾーン数は、建築統計年報のデータを用いた場合、昭和53～58年で51、昭和58～63年で52、住宅統計調査のデータを用いた場合、昭和53～58年で46、昭和58～63年で48とした。

建築統計年報のデータを用いた推定結果を表-1、住宅統計調査のデータを用いた推定結果を表-2に示す。パラメータは、昭和53～58年の持家一戸・長屋建を除けば安定している。重相関係数は、昭和58～63年のその他の住宅タイプの値を除けばほぼ優れた値となった。また、パラメータの符号は地価が上がると残存率が下がり、その結果として減失率が上がることを示しているので問題はないといえよう。

(3) 新設戸数配分モデルの推定

新設戸数配分モデルについては次式のような推定式を求め、昭和53～58年、昭和58～63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。

$$CS_i(t_0, t_1) = \alpha + \beta S_i(t_0)$$

$$+ \gamma XP_i(t_0) + \delta XC_i(t_0) \quad (2)$$

$CS_i(t_0, t_1)$ はゾーン i における基準年 t_0 年から比較年 t_1 年までの新設戸数、 $S_i(t_0)$ はゾーン i における基準年での住宅ストック、 $XP_i(t_0)$ 、 $XC_i(t_0)$ はそれぞれ基準年、ゾーン i での従業者ポテンシャル、地価指標値を表している。なお、新設戸数の実績値は減失戸数配分モデルと同様のタイプ分けをして行った。対象ゾーン数は昭和53～58年で51、昭和58～63年で52とした。

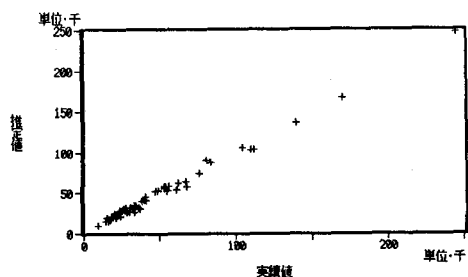
建築統計年報を用いた推定結果を表-3、住宅統計調査を用いた推定結果を表-4に示す。重相関係数の値は、昭和53～58年のその他の住宅タイプを除けばほぼ優れた値となった。またパラメータの符号は、持家一戸・長屋建の新設戸数は郊外部で多く、その他の住宅タイプは都心で多いことを表しており、実現象を表しているといえる。

4. 居住住宅戸数の推定

昭和53～58年で推定した全タイプの配分モデルを使って昭和58年住宅戸数を求め、さらに昭和63年住宅戸数を推定した。昭和58、63年推定住宅戸数と実績値との重相関係数を求めてみたところ、昭和58年で0.9977、昭和63年で0.9955となった。昭和63年での相関図を図-1に示す。この結果、相関は極めて高く、将来推定に充分使えるといえよう。

5. おわりに

本研究の推定については、ほぼ高い重相関係数の値を得たが、今後は住宅タイプに細分化したモデル開発が必要である。



昭和63年推定住宅戸数

図-1 推定値と実績値の相関

表-1 建築統計年報を用いた場合の減失戸数配分モデルにおけるパラメータ推定結果

	昭和53年～昭和58年		昭和58年～昭和63年	
	パラメータ (t値)		パラメータ (t値)	
α	-0.5316	(-17.868)	-0.6081	(-18.921)
β	0.3609	(5.618)	0.4630	(6.512)
重相関係数	0.883		0.856	

表-2 住宅統計調査を用いた場合の減失戸数配分モデルにおけるパラメータ推定結果

		昭和53年～昭和58年		昭和58年～昭和63年	
		パラメータ (t値)		パラメータ (t値)	
持家一戸・長屋建	α	-0.4972	(-6.638)	-0.6083	(-11.338)
	β	0.0357	(0.219)	0.3770	(3.197)
	重相関係数	0.702		0.894	
その他の住宅タイプ	α	-0.6194	(-7.224)	-0.5948	(-12.237)
	β	0.5697	(3.052)	0.4883	(4.657)
	重相関係数	0.753		0.640	

表-3 建築統計年報を用いた場合の新設戸数配分モデルにおけるパラメータ推定結果

	昭和53年～昭和58年		昭和58年～昭和63年	
	パラメータ (t値)		パラメータ (t値)	
定数項	0.1668E+04	(2.509)	0.2394E+04	(4.870)
S	0.1243E+00	(8.488)	0.1347E+00	(12.129)
X P	0.4669E-01	(0.005)	0.1149E+02	(1.654)
X C	0.8414E+01	(0.742)	-0.7571E+01	(-3.494)
重相関係数	0.870		0.907	

表-4 住宅統計調査を用いた場合の新設戸数配分モデルにおけるパラメータ推定結果

		昭和53年～昭和58年		昭和58年～昭和63年	
		パラメータ (t値)		パラメータ (t値)	
持家一戸・長屋建	定数項	-0.3074E+03	(-1.671)	0.9265E+02	(.528)
	S	0.1591E+00	(14.249)	0.1101E+00	(10.187)
	X P	-0.1533E+01	(-0.612)	-0.5100E+01	(-2.052)
	X C	0.2579E+02	(7.161)	0.2227E+01	(2.289)
	重相関係数	0.976		0.947	
その他の住宅タイプ	定数項	0.1664E+04	(3.098)	0.2146E+04	(4.195)
	S	0.1015E+00	(5.658)	0.1728E+00	(9.936)
	X P	0.8819E+01	(1.138)	0.1176E+02	(1.591)
	X C	-0.2586E+02	(-3.019)	-0.1047E+02	(-5.260)
	重相関係数	0.872		0.840	