

IV-45

住宅ストック変化に着目した減失戸数推定に関する研究

システム科学研究所 正会員 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(図-1)を開発している。これまでの研究では、住宅市場を詳細に表現可能な減失戸数推定法の構築を試みてきたが、この方法だと推定誤差が大きく、減失戸数の将来推定には問題があった。そこで本研究ではストック増分推定モデルを構築することにより減失戸数の推定を試みる。

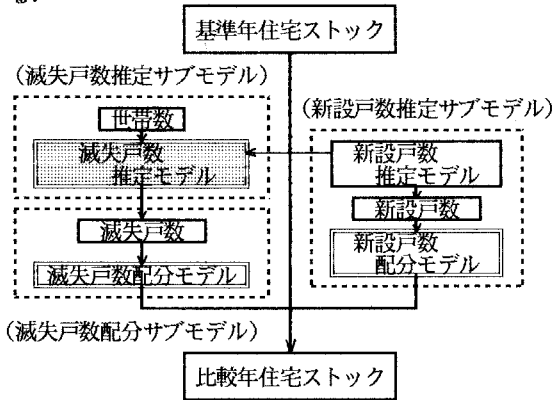


図-1 住宅立地モデル

2. ストック増分推定モデルの考え方

(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、事務所など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家、転用を含んだものを表すことにする。

(2) 住宅ストック増分の推定

本研究では市場に住宅供給が与えられた場合、需要がストック調整を行うという考え方にに基づき、ストック増分推定モデルの構築を行う。そのためには需要世帯がどのタイプからどのタイプの住宅へ移動するかを考える必要があり、ここで図-2に住宅タ

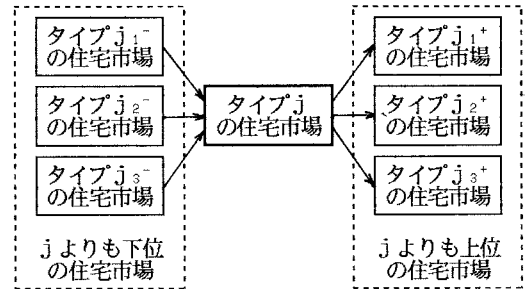


図-2 住宅タイプjに関する世帯移動の概念図

イプjに関する世帯移動の概念図を示す。この図のように居住世帯はフィルタリング(中古住宅がより低い所得階層に引き継がれる現象)に基づいて移動していると考えられよう。したがって住宅タイプjの住宅ストック増分にはタイプjよりも下位の住宅ストック、及びタイプjよりも上位の新設戸数が大きく関係していると思われる。またもちろんストック増分には世帯移動以外の要因も影響を与えているはずである。よって本研究ではストック増分推定モデルに次式を用いることにした。

$$\frac{S_j(t_1) - S_j(t_0)}{S_j(t_0)} = \frac{1}{S_j(t_0)} \times$$

$$\left\{ \alpha + \sum_{j^-} \beta_{j^-} S_{j^-}(t_0) + \sum_{j^+} \gamma_{j^+} CS_{j^+}(t_0, t_1) + \delta INC + \eta LP + \sum_1 \theta_1 DUM_1 \right\} \quad (1)$$

上式においてjは住宅タイプを表し、j⁻は下位、j⁺は上位のタイプのことである。α, β, γ, δ, η, θはパラメータ、S_j(t₀), S_j(t₁)はそれぞれ基準年、比較年におけるタイプjの住宅ストック、CS_j(t₀, t₁)は基準年から比較年までの新設戸数を表している。またINCは平均収入、LPは平均住宅地価を示しており、さらにモデル式から地域特性の影響を取り除くために、対象地域lの地域ダミーDUM_lを用いることとした。

3. ストック増分推定モデルの回帰分析

(1) 対象とする地域及び期間

対象地域については比較的大きな都市の存在している15都道府県、また対象期間については住宅統計調査を使用する昭和48～53年、昭和53～58年、昭和58～63年、国勢調査を使用する昭和55～60年、昭和60～平成2年の計5期間である。

（2）パラメータ推定結果

式(1)を用いて重回帰分析によりパラメータ推定を行った。推定結果(ｔ値、重相関係数)が表-1になっている。なお、地域ダミーについては住宅ストック量により分類することとし、その対応表を表-2に示しておく。重相関係数の値を見ると、給与住宅以外で比較的優れている。給与住宅については住宅ストックが不安定であるため、推定精度が良くないのであろう。また他タイプの新設戸数、住宅ストックの符号より、このモデルはフィルタリング現象を表している。しかしながら、収入及び地価の符号がほとんどの住宅タイプで期待に反する結果となった。この原因の1つとして、表-2で示した地域ダミーではモデルに地域特性が反映されてしまうことが考えられる。そのため、各都道府県に地域ダミーを用いて、再びパラメータ推定を行った。その結果、収入及び地価の符号はほぼ期待通りになり、地域特性の影響が軽減されたと考えて良いであろう。

次に、これらの推定結果を用いて昭和58～63年大阪府における減失戸数の算出を行った。計算結果と実績値を表-3に示す。誤差総和は4タイプのダミーの場合で75470、各県ダミーの場合で51866

となっており、各都道府県の地域ダミーを用いることにより地域特性が軽減され、その結果として誤差が減少したと思える。また、住宅タイプ別に見てみると持家共同住宅、民営借家共同非木造で誤差が大きく、これらのタイプにはフィルタリン

グ現象では説明できない転用による減失戸数が多いことが伺える。しかしながら、各県ダミー採用モデルについては推定精度の良いものであるといえよう。

4. おわりに

本研究では成熟都市に適用可能な住宅立地モデルのうち、減失戸数推定サブモデルの構築を行った。その結果、比較的推定精度の良いモデルができたと考えている。しかしながら、地域特性の影響と取り除くには地域ダミーのまとめ方が重要であり、今後、地域ダミーと地域特性との因果関係を調べる必要がある。

【参考文献】

- 1) 柏谷増男, 田中雅宣, 住宅減失戸数推定に関する考察, 土木計画学研究講演集 No.14, pp821-826, 1991

表-2 地域ダミー対応表

地域ダミー	対象都道府県
基準	東京, 大阪
地域ダミー-1	神奈川, 愛知, 兵庫, 北海道
地域ダミー-2	埼玉, 千葉
地域ダミー-3	京都, 静岡, 広島
地域ダミー-4	茨城, 奈良, 宮城, 福岡

表-3 推定減失戸数と実績値

住宅タイプ	推定 ストック増分	減失戸数 (4タイプダミー)	減失戸数 (各県ダミー)	減失戸数 (実績値)
持家一戸・長屋建	40948	105511	105969	105160
持家共同	44050	34376	22892	8130
公共借家	14282	10541	69456	5420
民営借家一戸・長屋建	-34216	41949	32110	33510
民営借家共同木造	-60296	63973	71217	63980
民営借家共同非木造	138143	54187	56475	33830
給与住宅	-38281	42648	24182	27670

表-1 ストック増分推定モデルパラメータ推定におけるｔ値と重相関係数

説明変数	持(1長)	持(共同)	公借	民(1長)	民(共木)	民(共非)	給与
定数項	.883	-.022	4.415	1.412	-2.278	-.328	-1.726
自・他タイプ	10.962	1.344	-.844	-2.416	-3.177	-1.242	4.722
新規戸数	-3.130	8.567	13.217	4.311	4.862	2.428	-1.173
住宅ストック	-1.100	-2.342	-5.295	-3.429	-2.069	6.488	3.039
	2.084	.701	-.881	-2.264	-1.400	2.108	-5.159
収入	-.474	-.928	.071	-.445	2.434	-.046	1.567
地価	-.508	-.920	.656	-.430	-1.516	.737	-.597
地域ダミー-1	1.525	.689	-5.157	-.765	2.992	.266	2.795
地域ダミー-2	1.368	.913	-4.745	-.648	2.582	.383	3.469
地域ダミー-3	-.081	1.079	-5.071	-.804	1.242	.187	1.568
地域ダミー-4	.054	1.000	-5.026	-1.111	1.597	.247	1.741
重相関係数	0.9450	0.9190	0.9474	0.8932	0.8575	0.9743	0.6995