

建て方別住宅建設戸数割合推定に関する研究

愛媛大学工学部 正会員 柏谷増男
 愛媛大学工学部 正会員 朝倉康夫
 愛媛大学大学院 学生員 〇時任雅紀

1. はじめに

我が国の住宅事情は改善されつつあるとはいえ、最低居住水準世帯がなお400万世帯存在し、また住宅に対する不満を持つ世帯が46%存在するなど、改善すべき問題を多く抱え、有効な住宅対策が強く望まれている。そのため、住宅需要・供給の推移を分析し、予測することが必要である。ところで近年、高層共同住宅の増加や木質共同住宅の減少に見られるように住宅タイプによる増減の相違が顕著であり、住宅タイプ（所有関係・建て方・構造）別の予測が望まれている。

従来の研究では所有関係別の住宅戸数を求めるモデルは既に開発されている。そこで、本研究では全国15地域、12年間にわたる、建て方別、構造別の住宅戸数割合を重回帰分析を用いて推定する。

2. 住宅の建て方、構造の分類

本研究で用いた建築統計年報によると、住宅の建て方には一戸建て、長屋建て、共同住宅があるが、ここでは便宜上、一戸・長屋建て住宅、共同住宅の2つに分類する。また、住宅の構造については木造、防火木造、非木造（鉄筋コンクリートなど）があるが、同様に木造（防火木造を含む）、非木造の2つに分類する。

3. 分譲住宅の一戸・長屋建て住宅割合の推定

(1) 分譲住宅の一戸・長屋建て住宅割合の推移

図-1に全国の分譲住宅における一戸・長屋建て住宅割合の変化を示す。昭和52年から昭和56年までで20%近く割合が減少し、その後平成元年までほぼ横ばい状態である。

(2) モデルの推定と結果

推定は式(3.1)、(3.2)を用いて重回帰分析を行う。

$$\frac{W_b(IN)}{100} = \frac{1}{1 + \text{EXP}\{f(x)\}} \quad (3.1)$$

$$f(x) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i \quad (3.2)$$

なお、 $W_b(IN)$ は分譲住宅の一戸・長屋建て住宅割合(%), α_i は偏回帰係数, x_i は説明変数である。表-1に示す15地域について推定を行い、推定期間は昭和52年から昭和63年とする。推定結果を以下に示す。

$$f(x) = + 7.2487 \quad [\text{データ数:180}]$$

$$(11.99)$$

$$+ 2.9833E-04 \times (\text{住宅地地価}/\text{平均建築コスト})$$

$$(3.129)$$

$$- 2.4785 \times (\text{1世帯当り人員})$$

$$(-14.33)$$

重相関係数 $R=0.843$ ()内はt値

(3) 考察

推定結果を見ると重相関係数の値が0.843とよい結果となった。各パラメータについては、住宅地平均地価/建築コストは正の符号が現れているので、建築コストに対して住宅地価の上昇が大きいほど一戸・長屋建て割合が減少することになる。つまり、地価の高いところでは一戸建て住宅の価格が上昇し、需要者のニーズが減少するためと思われる。次に一世帯当り人員については、負の符号であるからその場合、世帯人員が増加すると一戸・長屋建てのニーズが増加し、割合値が大きくなるものと考えられる。

4. 一戸・長屋建て、共同住宅における木造割合の推定

(1) 一戸・長屋建て住宅、共同住宅の木造割合の推移

図-2に一戸・長屋建て、共同住宅の木造割合の変化を示す。これを見ると、一戸・長屋建て木造割合は、経年緩やかに減少してきている。一方、共同住宅の木造割合は、昭和48年まで激減し、51年から減少したか昭和57年より緩やかに上昇してきている。

(2) モデルの推定と結果

推定式は式(3.1)を用い $f(x)$ を式(4.1)のように定義し重回帰分析を行った。ただし、分譲の共同住宅、公団・公営住宅は除く。推定地域は同様に表-1とするが、九州地域に福岡を含めたものを1つの地域とし、全国14地域について推定を行う。推定期間は昭和52年から昭和63年とする。推定結果を以下に示す。

$$f(x) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_i \quad (4.1)$$

(一戸・長屋建て)

$$f(x) = - 2.0171 \quad [\text{データ数:168}]$$

$$(-11.75)$$

$$+ 4.193E-04 \times (\text{県民分配所得})$$

$$\begin{aligned}
 & (11.88) \\
 & + 3.674E-01 \times (\text{建築コスト比}) \\
 & (1.985) \\
 & + D_j (\text{地域ダミー変数}) \\
 & R=0.957 \quad ()\text{内は}t\text{値} \\
 \end{aligned}$$

(共同住宅)

$$\begin{aligned}
 f(x) = & - 0.5278 \quad [\text{データ数:168}] \\
 & (-1.476) \\
 & + 1.4566E-06 \times (\text{住宅地平均地価}) \\
 & (4.382) \\
 & + 1.979E-01 \times (\text{建築コスト比}) \\
 & (0.524) \\
 & + D_j (\text{地域ダミー変数}) \\
 & R=0.966 \quad ()\text{内は}t\text{値}
 \end{aligned}$$

ただし、建築コスト比は非木造建築コストに対する木造建築コストの比率とする。

(3) 考察

一戸・長屋建て住宅木造割合の推定結果をみると重相関係数は0.957とよい結果となった。各パラメータについて、県民分配所得は正の値となっており、所得の高いところでは木造割合は減少することになる。これは、住宅統計調査によると所得階級の高い世帯ほど広い敷地面積に住宅を建てる事が確認でき、また木造では大きな住宅をつくるのに限界があり必然的に非木造住宅の増加につながるから、木造割合が減少するものと考えられる。建築コスト比は正の値となっていて、建築コスト比が大きくなる、つまり非木造コストが木造コストに対して割安になることから、木造割合は減少することは当然である。また、地域ダミー変数を入れない場合、重相関係数の値は0.5程度であり、基本的には地域別の相違が大きく、経年変化は小さいといえる。

共同住宅木造割合の推定結果をみると重相関係数は0.966とよい結果となった。各パラメータについて、住宅地地価は正の値となっており、地価が高いところでは共同住宅の高層化により非木造の共同住宅が増加しているものと考えられる。また、地域ダミー変数を入

表-1 地域区分表

地域	対象都道府県
北海道	北海道
東北	青森/岩手/宮城/秋田/山形/福島
北関東	茨城/栃木/群馬
埼玉	埼玉
千葉	千葉
東京	東京
神奈川	神奈川
中部	新潟/富山/石川/福井/山梨/長野/静岡
東海	岐阜/愛知/三重
近畿	滋賀/京都/奈良/和歌山
大阪	大阪
兵庫	兵庫
中国	鳥取/島根/岡山/広島/山口/徳島/香川/愛媛/高知
四国	福岡
九州	佐賀/長崎/熊本/大分/宮崎/鹿児島

れない場合、重相関係数の値は0.3程度であり、一戸・長屋建てのときと同様に地域別の相違が大きいが分かる。

図-3に一戸・長屋建て住宅と共同住宅の地域ダミー変数の相関を示す。これを見ると各地域が原点(東京)を通る直線上に位置していることが分かる。また、構造割合は北海道・東北、関東周辺、西日本(九州を除く)の3グループに色分けできることも分かる。

5. おわりに

本研究では住宅の建て方、構造割合について推定を行った。分譲住宅における建て方別割合の推定は重相関係数もよい結果となったが、説明変数が現実的に妥当なものであるかをより深く分析していく必要があると思われた。また、一戸・長屋建て住宅・共同住宅の構造別割合については、地域ダミー変数を入れることによって重相関係数は良いものとなったが、この地域ダミー変数が他の経済要因で表現できないかを考えていく必要があると思われた。

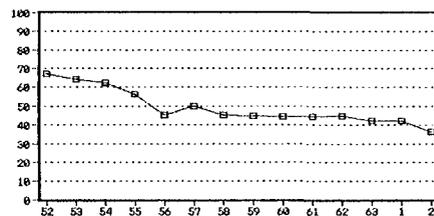


図-1 分譲住宅における一戸・長屋建て割合の推移

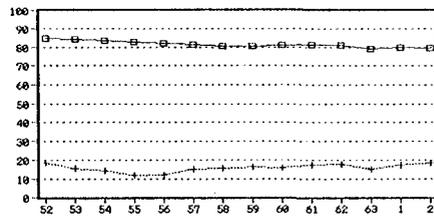


図-2 一戸・長屋建て住宅、共同住宅の木造割合の推移
□ - 長木造割合 + 共同木造割合

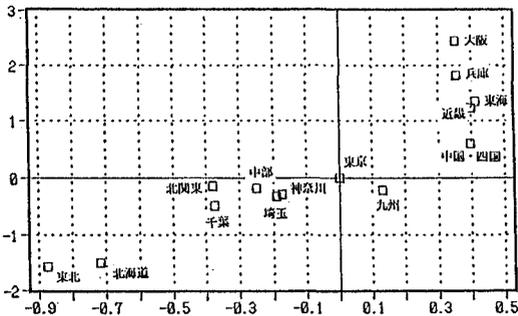


図-3 一戸・長屋建て、共同住宅木造割合の地域ダミー変数の相関
(縦軸:共同住宅ダミー変数 横軸:一戸・長屋建てダミー変数)