

住宅滅失要因に関する研究

A Study on Factors of Housing Demolition

柏谷増男*

河内昭彦**

By Masuo KASHIWADANI and Akihiko KAWACHI

It is considered that housing demolition is mainly caused by deterioration of physical structure, depreciation in housing market or redevelopment for more profitable building use. It seems that depreciation has much influence on housing demolition because we could not find evidences that the others do in our former empirical studies.

We develop a consumer behavior model dealing with housing depreciation in this paper. It is found that the effect of deterioration of housing properties such as interior equipments, utility facilities and exterior of building, on depreciation is very important in Japanese cities where income is growing but land price does much more than income. A brief empirical study is reported but it is not easy to distinguish the effect of a housing demolition factor from the others.

1. はじめに

住宅滅失の要因としては、(イ)物理的老朽化により改築が必要となる(ロ)居住者の住欲求水準と住宅サービス水準との乖離(ハ)より収益性の高い建物用途への転換等があげられる。このうち(イ)については老朽化が進まないときには滅失はほとんどなく、ある一定の期間が過ぎたのちに急激に滅失が生じると考えられるが、現実の住宅滅失は建物年齢に関してさほど大きい変化を示さない。(ロ)については居住世帯の所得の上昇や価値観の変化により住欲求水準は変化するが、住宅がそれに対応しきれないために生じるものである。持ち家の場合には増築や改築が行われ、改築の場合には以前の住宅は滅失する。借家の場合には居住世帯は住み替え、その住宅は空

家となる。住み替えられた住宅には新しい世帯が入ってくるかも知れないが、その住宅が時代遅れの魅力に欠けたものであれば、空き家状態が続き、そのような収益性の低い住宅はやがて取り壊されるであろう。(ロ)については、一般に地価が高く、住宅から商業への用途変化が進む都心部での住宅滅失が多いと考えられる。しかしながら、これまでの筆者らの研究では予期に反して地域的な相違は余り大きいものではなかった。¹⁾ このように(イ)、(ハ)にあげた要因のみが支配的な要因とは考えられない。そこで本研究では(ロ)にあげた要因について基礎的な考察を行うものとする。

2. 建物の減価と住宅の滅失

(1) 居住世帯の住居改善行動

表-1は、昭和58年住宅需要実態調査における大阪府内居住住宅世帯の住居改善行動とその要因を示したものである。「狭かった」「いたんでいた」

* 正会員 工博 愛媛大学工学部教授 土木工学科
(〒790 松山市文京町3番)

** 学生員 愛媛大学大学院 工学研究科 修士課程

「設備不十分」を相互に比較すると、「新築・購入」及び「借家・給与住宅への入居」では「狭かった」が最大であり、他の2要因は少数である。一方、「増改築建て替え」では「いたんでいた」が最も多く、「狭かった」「設備不十分」の順になっている。「狭かった」という理由の中には家族数が増えたという世帯側の変化もあるが、基本的には住欲求水準と住宅サービス水準とのかい離を示したものといえる。また「設備不十分」については第1位の理由としては弱いが、1位から3位までを合わせた場合にはかなり重要な要因となっている。

借家の場合には、「いたんでいた」ことは居住者移転の重要な要因とは言えない。全般的な所得向上に伴って世帯はより広く、設備や環境のよい住宅を求め、そうした要求に応えられない劣悪な住宅が市場で淘汰される形で減失するものと考えられる。持ち家の場合には、ある程度の住宅サービス水準を持っているため住欲求と住宅サービスとのかい離は現れにくく、「いたみ」が重要な要因となっていると考えられる。しかしながら、「増改築・建て替え」で設備不十分をあげる者の割合が「新築・購入」や「借家・給与住宅への移転」にくらべて大きいことはある一定の居住水準に達すると「設備」が住欲求を構成する重要な要因となることを示唆している。

(2) 設備の陳腐化による住宅減価のモデル分析

住宅は建築後徐々に劣化する、一方、経済成長によって所得が向上し、人々がより良い住宅を求めるようになると古い住宅の価値は低下する。このことが住宅の減価(depreciation)と呼ばれている。減価が著しくなると住宅供給業者は住宅を立て直す方がよいと判断される。このような供給業者行動の分析

表-1 居住状況の変化とその理由をあげた世帯の割合(大阪府)

理由		狭かった	いたんでいた	設備不十分	その他の住宅不満	環境への不満	身辺事情	その他	世帯数
変化の内容									
新築・購入	1位	30.0	4.6	1.0	23.4	8.9	19.2	10.5	676
	1～3位	55.6	16.0	16.6	51.3	33.9	25.6	20.7	
借家・給与住宅入居	1位	18.0	2.8	3.4	5.4	11.8	50.0	18.6	852
	1～3位	26.5	8.3	12.9	9.7	31.2	57.0	24.1	
増改築 建て替え	1位	24.7	35.2	14.2	0.9	2.8	10.9	6.3	655
	1～3位	37.3	50.4	38.6	3.1	11.8	15.9	12.4	

単位(%)

注) 不明を除く

は Vintage Model と呼ばれ、これまでに Muth²⁾、Brueckner^{3) 4)}、佐々木⁵⁾等の研究がある。これらの研究では住宅のサービス水準は一括して扱われ、住宅の劣化は抽象的なサービス水準が低下するものとして扱われてきた。しかしながら、応用的な研究を進める場合には住宅サービスの内容をより具体的に検討する必要があるだろう。例えば、住宅の広さは住宅サービスを構成する要素の中で最も重要なものであるが、住宅の広さそれ自体は、いくら年月が建っても減少するものではない。住宅の劣化は、設備や機能、外観等にもまず現れると考えられる。広さの問題は、物理的あるいは機能的な変化ではなく、世帯の住欲求に住宅が対応しきれないという住宅市場でのミスマッチによるものであり、劣化を伴わない減価の問題として捉えるべきであろう。そこで本研究では、住宅の広さと設備とを分離し、広さは劣化しないが、設備が劣化する場合について住宅消費世帯の行動を考察することとする。

世帯は、一般材消費額 x 、住宅の広さ q 、住宅設備 z (金額表示) について次式に示す効用関数を持つとする。

$$U = \alpha \log x + \beta \log q + \gamma \log z \quad (1)$$

一方、世帯の支出制約式は式(2)で表され、世帯は式(2)のもとで式(1)の値の最大化行動をとる。

$$y = x + R(q, z) = x + R_f q + z \quad (2)$$

ここで、 R_f は家賃から設備対応分を除いた額を床面積で割った値を示している。

いま、時刻 $t = 0$ に所得 Y_0 の世帯が広さ q_0 、設備 z_0 の住宅に入居したとする。 R_f の値を $R_f(0)$ で

表すと、 $t=0$ に建設された住宅に入居した世帯の $t=0$ 時点での間接効用関数の値 $V(0,0)$ は次式となる。

$$V(0,0) = \log \alpha^{\alpha} \beta^{\beta} \gamma^{\gamma} Y_0 + \log Y_0 - \beta \log R_r(0) \quad (3)$$

時刻 t での所得は式(4)で表され、建物設備は式(5)に示されるように劣化するものと仮定する。

$$Y(t) = Y_0 \text{EXP}(yt) \quad (4)$$

$$z(0,t) = z_0 \text{EXP}(-\theta t) \quad (5)$$

世帯が時刻 t で新築された住宅(広さ $q(t)$ 、設備 $z(t)$)に入居した場合の間接効用関数の値 $V(t,t)$ は、式(3)と同様に次式で表される。

$$V(t,t) = \log \alpha^{\alpha} \beta^{\beta} \gamma^{\gamma} Y + \log Y_0 e^{yt} - \beta \log R_r(t) \quad (6)$$

この時の家賃を $R(q(t), z(t))$ とするとその値は以下になる。

$$R(q(t), z(t)) = (\beta + \gamma) Y(t) = (1 - \alpha) Y(t) \quad (7)$$

一方、時刻 $t=0$ で建設された住宅(広さ q_0 、設備 $z(0,t)$)に住む世帯の時刻 t での間接効用関数の値 $V(0,t)$ は次式となる。

$$V(0,t) = \alpha \log x(0,t) + \beta \log q_0 + \gamma \log (z_0 \text{EXP}(-\theta t)) \quad (8)$$

$$Y(t) = x(0,t) + R(q_0, z(0,t)) \quad (9)$$

ここで $R(q_0, z(0,t))$ は広さ q_0 、設備 $z(0,t)$ の住宅に支払う家賃、 $x(0,t)$ はこの世帯の一般財消費額である。時刻 $t=0$ に建設された住宅に入居者を確保するためには $V(0,t) = V(t,t)$ を保証する家賃が必要である。したがって次式が成立する。

$$R(q_0, z(0,t)) = \{1 - \alpha W(t)\} Y(t) \quad (10)$$

ここで $W(t) = (q(t)/q_0)(z(t)/z(0,t))$ 新築住宅に対する家賃は式(7)で与えられるので、 $W(t) > 1$ ならば中古住宅の家賃は新築住宅の家賃に比べて安くなる。

図-1は住宅選択行動の模式図を表したものである。簡単のため $\theta = 0$ の場合を考えると、時刻 $t=0$ での住宅はA点、また、時刻 t での新築住宅はB点に対応する。単位面積当りの家賃 R_r が時刻0と t の間に変わらないとすれば所得の増加に対応して $q(t)$ は q_0 に比べて、また $z(t)$ は z_0 に比べて大きくなる。一般財消費量もACからBDに増加する。時刻 t でA点に対応する住宅に住む世帯が、B点に対応する世帯と同一の効用水準を保つためには一般財消

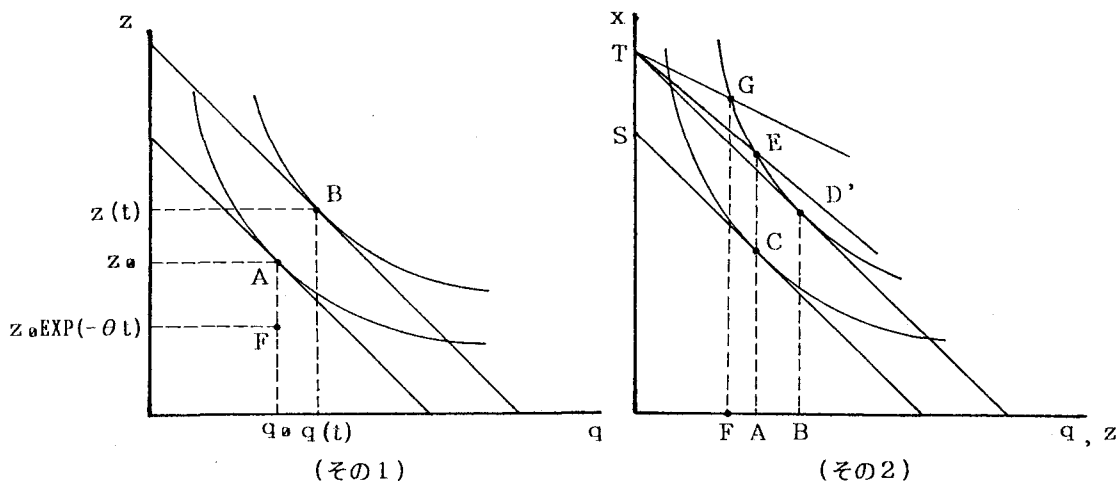


図1 広さ(q)と設備(z)を考慮した住宅選択行動

費額はAEとならねばならず家賃はTD線の傾きに比べて小さいTE線の傾きで表される。

次に $\theta \neq 0$ の場合を考えると z が低下するため、時刻 $t=0$ に建てられた住宅は劣化して下点に相当する。この住宅の居住世帯が時刻 t で他の住宅居住世帯と同様な効用水準を得るためには、一般財消費額はGFでなければならず、家賃はTGの傾きに対応する。このように住宅が劣化すると住宅についての効用値が低下して図-1(その2)の横軸上の位置が原点に近くなるためと家賃は0に近づき、負になることも考えられる。

さて、わが国では地価の上昇が住宅事情に与える影響が大きいと、その点を加味した考察を行う。住宅サービス供給業者が次式に示す生産関数を持つと仮定する。

$$q = k L^a N^b \quad a+b=1 \quad (11)$$

ここで、 L 、 N はそれぞれ広さ q の床面積建設に必要な土地の量と建築土財の量である。

建築資材1単位当りの価格を n とし n は経年的に変化しないと、 $P(t)$ を時刻 t での地代とする。そうすると単位床面積当りの生産費は次式で表される。

$$R_r(t) = 1/k(b/a)^{-b}(a+b)/a n^b P(t)^{1-b} \quad (12)$$

いま、地代上昇が式(13)で表されるとすれば $q(t)$ と q_0 との関係は次式のようになる。

$$P(t) = P_0 \text{EXP}(rt) \quad (13)$$

$$q(t) = \text{EXP}(\gamma t) / \text{EXP}(r(1-b)t) q_0 \quad (14)$$

したがって、次式が成立する。

$$W(t) = \text{EXP} \left\{ t/\alpha \{ (\beta + \gamma)y - (1-b)\beta r + \gamma \theta \} \right\} \quad (15)$$

いま y に比べて r がかなり大きいとすれば、 $q(t) < q_0$ が生じ得る。従ってこの点に限れば中古住宅の家賃が新築住宅に比べて低下するとは限らない。しかしながら、設備に関しては所得増とともに設備サービスの購入意欲が高まること(γy)、また設備の陳腐化が生じること($\gamma \theta$)等、ともに中古住宅の家賃を下げる要因となっている。このため我が国のように地価上昇の大きい国では住宅の設備や外観等が住宅の滅価をもたらす大きい要因となり得る。

3. 住宅滅失に関する実証的分析

(1) 滅失要因と指標値

住宅の滅失要因を (イ)物理的老朽化、(ロ)住宅サービス水準の相対的低下、(ハ)建物(土地)利用変化に分類したが、それぞれについての適切な指標値を見出すことは困難である。(イ)については住宅統計調査で建物の腐朽破損の程度が調べられているが、この指標値に関連させて滅失戸数を算出するのは不可能である。(ロ)については記述的には住宅タイプ分け等によりある程度示し得るが住宅のサービス水準を一元的に捉えることは容易ではなく厳密な計量的分析は無理であろう。(ハ)については地区特性によりある程度把握し得るがこれまでの分析ではそれほど明瞭ではない。¹⁾ 一方、特定化し得る要因である建築後経過時間を取り上げると、それは(イ)、(ロ)、(ハ)に共通していることが分かる。(イ)については当然のことである。(ロ)については持ち家の場合、建築時には世帯の要求を満たすものが建てられているはずであり、借家の場合も市場に現れた住宅需要にマッチした住宅が建てられたはずである。居住者の住欲求と住宅サービスとの乖離は建築後の時間経過とともに大きくなり、それが限界に達すると滅失する。(ハ)についても、住宅建築時には周辺の土地利用状況と建築された住宅とのギャップは少なかったと推察され、やはり建築後の年とともにギャップは拡大すると考えられる。従って建築後経過時間が住宅滅失の重要な指標であった場合、(イ)、(ロ)、(ハ)全ての要因がその指標に含まれると解すべきである。

このように住宅滅失要因と指標値とを対応させることは容易ではないが、本論文では(ロ)に関連させて所有関係や建て方に注目した実証分析を行う。

表-2は、住宅統計調査の結果を用いて京浜都市圏内木造住宅の残存率を建築年代、建て方、所有関係別に示したものである。表より、建て方については1戸建、長屋建、共同住宅の順に残存率が大きく、また、所有関係については持ち家、民営設備専用、民営設備共用の順に残存率が大きいことがわかる。この結果から、「住宅の質」が住宅滅失にかかわっていることが推察される。

(2) 住宅滅失率の推定

これまでの研究により、住宅滅失に関する統計データの信頼性は必ずしも高くないこと、地域による滅失率の相違はあまり大きくないこと等がわかっている⁶⁾。そこで、本論文では地域を大きくまとめたデータの信頼性を向上させた推定を試みた。

具体的には、昭和43、48、53、58年都道府県別住宅統計調査の建て方、構造、建築時期別住宅戸数のデータを用いて住宅滅失の定量的な分析を行う。なお分析には、滅失率を扱わずに残存率を扱うことにした。残存率は1から滅失率をひいたもので、それを調査年、建築時期、構造、建て方別に次式のように定義した。

$$\eta_i(t, T, k, l) = H_i(t, T, k, l) / H_i(t_0, T, k, l) \quad (16)$$

ここで、 η は残存率、 H は居住住宅戸数、 i は都道府県、 t は調査年、 t_0 は基準年、 T は建築時期、 k は構造、 l は建て方を表す。

ここで、残存率関数の形について考察する。まず、住宅の滅失あるいは残存現象が建築後の経過時間に関するロジスティック曲線であると仮定する。建築時点での住宅戸数が既知であれば残存率の値をこのロジスティック曲線に当てはめることができるが、その値は測定できず、式(16)に示したように基準年に対する残存率が測定できるに過ぎない。上記の仮定のもとでは式(16)で定義した残存率はロジスティック曲線の比で表される。

しかしながら、ここで用いるデータは基準年と調査年との最大期間がたかだか15年程度と短いためより簡便な方法を用いて分析を行った。まず、式(16)を用いて算出した。結果を横軸に経過年をとり、縦軸に残存率をとって、建築時期、構造、建て方別にプロットして見ると、おおよそ基準年を1とする

ような指数曲線に近似できた。そこで、次式の推定式を用いて回帰分析を行った。

$$\eta_i(t, T, k, l) = \text{EXP}(a(t - t_0)) \quad (17)$$

ここで、 a はパラメータ。

木造住宅に関する推定結果を表-3に示す。相関係数の値はほぼ0.8から0.9となっており、従来の推定結果が0.6程度であったこと⁶⁾と比較するとかなり良いと言える。建築時期別にみると、戦前の住宅が他の建築時期の住宅に比べて2倍ほどのパラメータ値を示し、この表の数字からは急激な滅失であると考えられる。ただし、残存率が建築後の経過時間のロジスティック関数であると仮定した場合には同一の曲線上でも建築年から基準年までの期間が長いほど残存率が小さくなるため、この結果を鵜呑みにすることは危険である。建て方別にみると、共同住宅のパラメータ値が最も高く、1戸建て住宅のパラメータ値が最も低いことがわかる。なお、非木造については、有効なデータ数が少なく分析するまでにはいたらなかった。以下についても、木造に限り分析を行う。

上記の分析では、残存率が基準年を1とするような指数曲線になると仮定し分析している。しかし、この分析では基準年以降の残存率しかみておらず、基準年以前のことは考えていない。そもそも住宅は、建築時点から滅失し始めているので、基準年からの経過年数の指数関数で残存率を表すことは不自然であるとも考えられる。そこで、ここでは次式のように、基準年からの経過年数のロジスティック関数で残存率を表した。表-4に建築時期、建て方別に推定結果を示す。

$$\eta_i(t, T, l) = 1 / \{1 + \text{EXP}(a_1(t - t_0 - t^*))\} \quad (18)$$

ここで、 a_1 、 t^* はパラメータ。

また、図-2は表-4の結果をグラフにしたものである。相関係数の値はほぼ0.5~0.8であり、指数曲線での結果に比べて悪くなっているが、従来の推定結果と比べればやや優っている。

表-2 京浜都市圏木造住宅残存率(1983/1978)

建築時期	建 て 方			所 有 関 係 ・ 設 備		
	1 戸 建	長 屋 建	共同住宅	持 家	民 専	民 共
-1945	0.705	0.667	0.583	0.741	0.612	0.537
1946-1960	0.805	0.706	0.695	0.798	0.730	0.640
1961-1970	0.863	0.761	0.768	0.907	0.766	0.769
1971-1975	0.905	0.937	0.878	0.922	0.865	0.812

注) 民専：民営借家設備専用、民共：民営借家設備共用

表-3 指数関数による推定結果

建て方	建築時期	パラメータ値	R値	F値
一戸建	戦前	-0.0538	0.931	1137
	戦後～S35年	-0.0203	0.818	368
	S36年～S45年	-0.0273	0.972	1302
長屋建	戦前	-0.0865	0.872	575
	戦後～S35年	-0.0470	0.806	314
	S36年～S45年	-0.0454	0.839	300
共同	戦前	-0.1053	0.859	437
	戦後～S35年	-0.0401	0.765	227
	S36年～S45年	-0.0603	0.885	418

図より、全般的に1戸建ての住宅は長屋建て、共同住宅より緩やかに下がっていることがわかる。このことは表-4での経過年のパラメータ値に関して1戸建ての値が長屋建てや共同の値よりも小さいことに対応している。残存率が0.5となる時点を表す t^* の値も1戸建ての住宅が、どの建築時期の住宅を見ても他の建て方の住宅よりも大きく、1戸建ての住

宅は他の建て方の住宅より滅失速度が遅いことが分かる。また、残存率が建て方別に建築時期からのロジスティック曲線で表されると仮定した場合、経過年のパラメータ値は新しい住宅ほど小さくならなければならないが、長屋建、共同住宅では昭和36～45年の住宅に対する値は大きくなっている。このことから、それらの住宅は他の時期の住宅と比べ速く滅失していることがわかる。また、1戸建に比べて長屋建、共同の値はそれぞれ約1.5、1.7倍と大きく住宅の質の相違が滅失に強く関係していると考えられる。なお、長屋建、共同での戦後～昭和35年までの住宅に対する経過年のパラメータ値が他に比べて小さいこと理由は現時点では不明である。

(3) 住宅滅失率の分散分析

(2)で用いたデータを使って都道府県、調査年、建築時期、建て方の4要因に関する分散分析を行った。調査年を区分した分散分析は、基準年からの経過時間の影響を表し、建築時期を区分した分散分析は、建築時期からの経過時間の影響を表している。

表-4 ロジスティック関数による推定結果

() 内は t 値

建て方	建築時期	定数項 a, t^*	経過年 $t-t_0$	半減期 t^*	R値	F値
一戸建	戦前	-1.78 (-25.5)	0.133 (20.7)	13.3	0.871	427
	戦後～S35年	-2.97 (-20.7)	0.125 (9.45)	23.8	0.634	89.2
	S36年～S45年	-2.31 (-28.1)	0.109 (10.4)	21.3	0.740	109
長屋建	戦前	-1.50 (-10.8)	0.165 (12.9)	9.07	0.742	167
	戦後～S35年	-1.79 (-11.3)	0.113 (7.83)	15.8	0.563	61.3
	S36年～S45年	-2.29 (-9.03)	0.161 (5.02)	14.3	0.478	25.2
共同	戦前	-1.02 (-6.40)	0.158 (10.7)	6.46	0.678	114
	戦後～S35年	-2.37 (-11.5)	0.140 (7.43)	16.9	0.546	55.2
	S36年～S45年	-2.12 (-9.63)	0.187 (6.73)	11.4	0.581	45.3

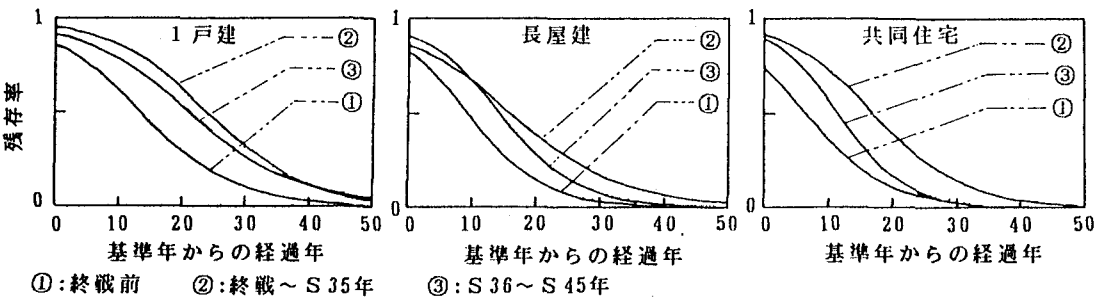


図-2 推定結果による残存率の推移

その結果を表-5に示す。最も強い要因は建築時期であり、調査年と建て方がほぼ同等の値を示し、都道府県の値は低いことがわかる。当然のことながら、やはり建築時点からの経過年が最大の要因である。調査年に関するF値が建設時期での値に比べて小さいことは、調査年の区分は5年間隔であるが、建築時期の区分が10年を越えることによるものである。また建て方による差が調査年と同等に大きいことは、1.はじめに述べた(ロ)の場合をある程度裏付けたことになる。

表-5 分散分析結果

	分散	F 値
A	2.63	13.35
B	4.82	550.73
C	12.88	1471.10
D	4.69	535.35
A×B	1.04	2.63
A×C	1.72	4.37
A×D	2.52	6.39
B×C	3.78	248.73
B×D	1.00	65.74
C×D	0.48	31.39

A：都道府県 B：調査年
C：建築時期 D：建て方

4. おわりに

本論文では、住宅減失要因としてこれまで考えてきた住宅の物理的老朽化、再開発の他に住宅市場での減価をとりあげた。

理論モデルの検討では、所得が上昇するが同等もしくはそれ以上に地価が上昇するわが国では住宅の設備に起因する減価の役割は大きいと考えられる。この点は、今後増大するであろう非木造住宅の減失に対する分析に役立つものと思われる。

次に、住宅の質を表す指標値として建て方を取りあげ、いくつかの実証的分析を行った。その結果、残存率曲線は1戸建とそれ以外の建て方とではかなり異なり、1戸建の減失は長屋建や共同住宅に比べ

て遅いことがわかった。また、分散分析では、建築年からの経過時間の影響が最も大きく、都道府県の要因での分散は小さくなっており、これまで筆者らが研究した結果と同様、空間的にはあまり差がみられなかった。建て方別にはかなりの差がみられ、建物需要者の長屋建、共同住宅と1戸建の住宅との魅力の違いが伺える。なお、残存率の推定を指数関数とロジスティック関数を用いて行ったが、指数関数を用いた推定は、相関係数の値がよく、建築時の住宅戸数のわからない現時点のデータを用いた短期間の推定法としては有効な方法であることがわかった。

今後は、理論分析に関しては住宅市場での減価を表す市場均衡モデルの開発、また、実象分析に関しては建築年からの経過時間に関する非線形パラメータ推定を進めたい。

参考文献

- 1) 柏谷・河内：メッシュデータを用いた住宅減失の推計，土木学会中四国支部研究発表会講演概要集，pp394～395,1989
- 2) R. Muth, A vintage model of the housing stock, Paper of Regional Science Association Volume 30, pp141-156, 1973
- 3) Jan K. Brueckner, Vintage Model of Urban Growth, Journal of Urban Economics 8, pp389-402, 1980
- 4) Jan K. brueckner, A Dynamic Model of Housing Production, Journal of Urban Economics 10, pp 1-14, 1981
- 5) K. Sasaki, An Alternative Vention of a Vintage Model of an Urban Housing Market, Journal of Urban Economics, (forth coming)
- 6) 柏谷・河内：大阪都市圏の住宅減失に関する研究，土木学会第43会年次学術講演会講演概要集IV，pp154-156, 1988