長寿命化トレンドを考慮した建物残存率のシミュレーション

建物の長寿命化トレンドにおける建材のストック/排出量の算出手法に関する研究 その1

SIMULATION OF BUILDING RESIDUAL RATIO UNDER THE TRENDS IN LONGER LIFE OF BUILDINGS

Estimation method of stock/wastes of building materials under the trends in longer life of buildings Part 1

小見 康夫*, 栗田 紀之**
Yasuo OMI and Noriyuki KURITA

Residual ratio of buildings greatly influences the estimation of building stock and amount of wastes from building demolition. However, it may depend on not only the age of buildings but also the age in which buildings exist. Especially, social background in Japan is drastically changing and building stock became more important than ever so that lifetime of buildings seem to be extended. This study discusses an estimation method of residual ratio of buildings under the trends in longer life of buildings as follows,

1. The simulation in which the residual ratio of buildings changes corresponding to both the age of buildings and the age in which buildings exist.
2. Verification of residual ratio of buildings by comparing between new residential construction statistics and housing stock statistics from 1961 to 1990.

Keywords : *Life time, Building residual ratio, Building Stock, Weibull distribution*

耐用期間, 建物残存率, 建築ストック, ワイブル分布

1. はじめに

筆者らは既報¹⁾において、建物ストック中に現存する発泡系断熱材の総ストック量と、それらの材齢別内訳を推計した。これは、建物の新築及び減失により刻々と変化する建物ストックと、そこに使用された断熱材を追跡したもので、推計のベースとなったのは①建築着工統計と②建物種別減失率（確率密度関数）である。このうち①は国土交通省により毎月調査・公開されるが、②はそもそも調査が行われていない^{注1)}。人間で言えば、出生数のデータはあるものの、年齢別死亡率や平均寿命（平均余命）に該当する公的データが存在しないことを意味している。そこで、加藤らによる研究²⁾で示された減失率を引用した。これは、1987年時の固定資産税台帳のデータをもとに、建物の累積減失率を関数で近似したもので、建物種別の一揃いのデータとしては当時ほぼ唯一のものであった。

続く既報³⁾では、この減失率を用いて木造住宅のストックを時系列で変化させ、その差分から主要建材の今後の排出量を予測した。

以上の研究は、いずれも「建物の減失率は、建物種類とその経年により決定される」ことを前提とするものであった。ただし、これには「同じ建物種類、経年の建物でも、その減失率は時代によって変化するのではないか」との疑問が残る。すなわち、建物を長持ちさせる技術の進歩や価値観の変化により、減失率が時代にも依存す

るのではないかという疑問である。特に、人口増から人口減へと社会が転換し、建物もフローからストックへとその重心を移行する中、リフォーム（修繕やリノベーション、コンバージョン等）が一般化し、建物寿命も昨今少なからず伸展していることは想像に難くない。少なくとも今後の建物減失が影響する種々の推計において、減失率が時代で変化しないとの前提にやや無理があることは否めない。

本報告は、建物の長寿命化トレンドにおいて、その減失率をどう扱うべきかについて考察するものであり、既存の観察データを用いた統計的处理により、建物残存率が時代と共に変化するシミュレーションを行う。さらにその結果を用いて、（建築着工統計による）着工新設住宅数をもとに住宅ストック量を推計し、（住宅・土地統計調査による）建築の時期別住宅数と比較することで、長寿命化トレンドを考慮した推計方法の有効性について検証する。これら一連の考察により、従来に比べて精度の高い将来予測が可能になる。

高度成長期以降に建設された建物の多くが建替時期を迎える中、一方で建物の長寿命化も進み、今後の建物の減失時期やそれに伴う建築廃材の排出量の予測は難しい状況にある。ストック量や排出量はリサイクル施設や最終処分場などの計画、ひいては政策にも影響を与える重要な要因であり、本研究は、それらの基礎となる建物減失量の推計方法についての提案を行うものである。

* 東京都市大学工学部建築学科 准教授・博士(工学)

** A/E WORKS 代表理事・博士(工学)

Assoc. Prof., Dept. of Architecture, Faculty of Engineering, Tokyo City University, Dr. Eng.
Representative Director, A/E WORKS Association, Dr. Eng.

2. 建物の長寿命化トレンドにおける減失率の変化

建物の経年別の減失率は、次のように同定することができる。すなわち、ある期間（ここではA年の一年間）に観察された既存建物の減失率を縦軸、その竣工年を横軸にとり分布をみると、例えば図1のようなグラフになる。これを縦軸で折り返してできるグラフ（図2）を、経年別の減失率の確率密度（故障密度）と見なす。すなわちA・x年竣工の建物のA年における減失率を、経年xの建物の減失率と見なす（実際には観察値を故障密度関数に近似して利用）。

図1 A年に観測された竣工年別減失率の分布

図2 経年別減失率（故障密度）の分布

もし建物の長寿命化が進んだB年において同様の観察を行うと、グラフの形は例えば図3のように変化する。従って、経年別減失率のグラフも図4のように変化し、経年xの減失率はA年の観察値を基にした場合とは異なる値をとることになる^{注2)}。

図3 B年に観測された竣工年別減失率の分布

図4 長寿命化による減失率の変化

実際には、建物の減失率はこのように急激に変化するのではなく、徐々に変化（長寿命化）すると考えられる。ただし既述のように、建物の竣工年別減失についての公的な観察データが存在しないため、それらを年々追跡することはできない。

3. 1987・1997・2005年のデータによるシミュレーション

そこで、既報でも用いた1987年データの分析結果と、それに続く1997年、2005年の（固定資産台帳による）観察データ⁴⁾を用い、各年の故障密度関数を近似する方法について検討した。

まず、3つの時期の建物減失率のデータを用い、時期による変遷を同種のパラメータの変化で同定できるよう、それぞれ同種の故障密度関数に近似する。ここでは位置パラメータ $\delta=0$ とするワイブル確率密度関数を採用することとする^{注3)}。

すなわち、ワイブル確率密度関数

$$f(t) = \frac{m}{\eta^m} t^{m-1} \cdot \exp\left\{-\left(\frac{t-\delta}{\eta}\right)^m\right\}$$

において $\delta=0$ 、すなわち

$$f(t) = \frac{m}{\eta^m} t^{m-1} \cdot \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right\}$$

で近似する。なお、各パラメータは以下の通り。

t : 時間パラメータ（ここでは築年数）

m : 形状パラメータ（ $m>1$ の場合に摩耗型故障の形状となる）

η : 尺度パラメータ（グラフのスケールを決定）

また、この場合のワイブル累積分布関数（累積減失率を示す）は、

$$F(t) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right\}$$

で表される。従って残存率関数は以下の通りとなる。

$$R(t) = 1 - F(t) = \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right\}$$

さて、1987年のデータを用いた報告（既出²⁾）では、建物種類別の減失率の観察値は掲載されていないが、それらをもとに故障密度関数を対数正規分布またはワイブル分布で近似している。表1に各パラメータを示す^{注4)}。従って、まずこれらを $\delta=0$ のワイブル累積分布関数で再度回帰させた^{注5)}。鉄骨造共同住宅は $\delta=0$ のワイブル分布なのでそのまま採用した。他の4つはこれらのパラメータをもとに累積分布関数を生成した後、 $\delta=0$ とするワイブル累積分布関数を用い、 m と η を変化させて最小二乗法により再度回帰させた。

表1 建物種類別の故障密度関数とパラメータ値（1987年）

建物種類	分布形	m	η	δ	μ	σ
RC造共同住宅	ワイブル分布	2.747338	61.51844	-1.240550	—	—
RC造事務所	対数正規分布	—	—	—	3.656244	0.5834942
鉄骨造共同住宅	ワイブル分布	3.005484	36.27570	0	—	—
鉄骨造事務所	ワイブル分布	2.367776	36.14284	-1.672501	—	—
木造専用住宅	対数正規分布	—	—	—	3.662955	0.6358878

次に、1997年及び2005年のデータを用いた報告では、建物種類別の減失率の観察値が示されている。これを直接ワイブル確率密度関数に近似回帰する手法も考えられるが、経年が大きくなると建物現存棟数（サンプル数）が僅少になるため、減失率に特異値が目立つようになる。そこで、 $(1-\text{減失率})$ の値を築年数にしたがって積み上げて建物残存率に換算した値を用い、1987年データと同じ方法でワイブル累積分布関数に回帰した。

以上により得られた 1987 年、1997 年、2005 年におけるワイブル累積分布関数の m と η の結果を表 2 に、残存率関数（＝1－累積分布関数）による近似の状況を図 5～図 9 に示す（残存率 1.0 は 100% 残存の意）。これらのグラフからは、同じ築年数でも、建物の残存率が概ね時代と共に大きくなっている状況が読み取れる。

表 2 建物種類別・年代別のワイブル累積分布関数の同定

建物種類	パラメータ	1987 年	1997 年	2005 年
RC 造共同住宅	m	2.6507	4.6818	5.2185
	η	60.498	46.955	49.259
RC 造事務所	m	2.2512	2.9669	2.9284
	η	46.184	52.855	56.908
鉄骨造共同住宅	m	3.0055	2.9924	4.5208
	η	36.267	45.777	50.543
鉄骨造事務所	m	2.2280	2.0652	2.1593
	η	34.413	38.710	48.639
木造専用住宅	m	2.0780	2.6192	2.9624
	η	47.048	51.683	62.498

図 5 RC 造共同住宅の残存率における近似の状況

図 6 RC 造事務所の残存率における近似の状況

図 7 鉄骨造共同住宅の残存率における近似の状況

図 8 鉄骨造事務所の残存率における近似の状況

図 9 木造専用住宅の残存率における近似の状況

そこで、これら3つの年の m と η を年次に応じて線形で補間または(前方に)外挿すること^{注6)}、他の年のワイブル確率密度関数及びワイブル累積分布関数を同定した。「 y 年における築年数 t 年の建物は、 y 年のワイブル確率密度関数 $f_y(t)$ にしたがって滅失する」とみなせば、建物の長寿命化トレンドを反映した推計が可能になる。これらの m と η を用い、建物種類別に残存率関数 $1-F_y(t)$ でシミュレーションを行った結果が図10～図14である。

図 10 RC造共同住宅の残存率関数のシミュレーション

図 11 RC造事務所の残存率関数のシミュレーション

図 12 鉄骨造共同住宅の残存率関数のシミュレーション

図 13 鉄骨造事務所の残存率関数のシミュレーション

図 14 木造専用住宅の残存率関数のシミュレーション

これらのシミュレーションでは、RC造共同住宅の1987～1997年の期間^{注7)}を除き、残存率が時代と共にほぼ全ての築年数で上昇する結果が導かれた。いま、建物寿命を残存率が0.5に至るまでの年数^{注8)}とすると、各年におけるそれらの値は図15に示す通りとなる。RC造共同住宅が1987～1997年で減少すること、2010年以降の推測値では、木造専用住宅の伸びが他に比べてやや大きい^{注9)}ことを除けば、全体としては長寿命化のトレンドを適度に反映したシミュレーション結果と考えられる。

図 15 残存率が0.5に達するまでの年数の変化

4. 住宅ストック量の推計による有効性の検証

そこで、これらの結果を用いて、過去に建設された住宅の残存数を推計し、実測データと比較してその有効性を検証した。信頼できる公的データとして、毎年の住宅の建設量（住宅フロー）には国土交通省が行う建築着工統計調査の着工新設住宅数⁵⁾を、住宅の残存量（住宅ストック）には総務省が5年ごとに行う住宅・土地統計調査の住宅総数を用いた¹⁰⁾。

住宅・土地統計調査には、10年間の区分で集計される「建築の時期別住宅数」の公表データがある。そこで、対象を1961年から1990年に着工された新設住宅に絞り¹¹⁾、次の方法で推計値と比較した。

- ①1961～1990年の各年の新設住宅を、RC造共同住宅、鉄骨造共同住宅、木造専用住宅のグループに分け¹²⁾、それぞれ既述のシミュレーションで用いた時代別・建物種類別のワイブル確率

密度関数 $f_j(t)$ に従って毎年漸減させる（表3に例を示す）¹³⁾。

これを「ワイブル補間・外挿による推計」と呼ぶことにする。このとき比較対象として、1987年及び2005年のワイブル確率密度関数 $f_{1987}(t)$ 、 $f_{2005}(t)$ に固定して漸減させたものもそれぞれ用意する（これらは「ワイブル1987年固定による推計」「ワイブル2005年固定による推計」と呼ぶことにする）。

- ②こうして推計された各年の新設住宅の残存数を、10年ごと（着工年が1961～1970年のもの、1971～1980年のもの、1981～1990年のもの）でまとめ、1998年、2003年、2008年における残存数を推計する（表4）。
- ③これらの推計値を、1998年、2003年、2008年の住宅・土地統計調査による（建築の時期別の）住宅総数、及びこれらの補正値¹⁴⁾と比較する（図16～18）。

表3 着工時期別新設住宅の残存数の推移の一例（1961～1970年着工分/木造専用住宅/ワイブル補間・外挿による推計）
（※表中の太枠で囲んだ斜体文字は表4のそれらに対応）

【木造住宅 ワイブル補間・外挿】		着工年									
		1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
新設着工住宅[戸]		420,106	459,423	539,861	588,996	646,536	642,304	757,765	885,931	960,948	1,035,500
観 察 年 に お け る 推 計 残 存 数	1961	420,106	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	1962	398,852	459,423	0	0	0	0	0	0	0	0
	1963	384,117	438,754	539,861	0	0	0	0	0	0	0
	1964	372,348	423,846	518,448	588,996	0	0	0	0	0	0
	1965	362,332	411,693	502,372	568,554	646,536	0	0	0	0	0
	1966	353,488	401,217	488,989	552,579	627,032	642,304	0	0	0	0
	1967	345,486	391,882	477,294	538,989	611,166	625,561	757,765	0	0	0
	1968	338,120	383,380	466,773	526,946	597,371	611,387	740,786	885,931	0	0
	1969	331,251	375,511	457,119	516,000	584,967	598,789	725,833	868,949	960,948	0
	1970	324,780	368,143	448,134	505,878	573,574	587,292	712,245	853,396	945,258	1,035,500
	1971	318,637	361,177	439,680	496,400	562,954	576,617	699,657	838,945	930,319	1,021,155
	1972	312,766	354,544	431,657	487,436	552,944	566,583	687,841	825,355	916,128	1,006,960
	1973	307,124	348,188	423,991	478,894	543,426	557,060	676,636	812,454	902,579	993,176
	1974	301,678	342,066	416,624	470,702	534,315	547,956	665,928	800,112	889,569	979,814
	1975	296,402	336,146	409,511	462,805	525,543	539,198	655,631	788,233	877,013	966,836
	1976	291,272	330,398	402,616	455,158	517,058	530,732	645,677	776,741	864,839	954,197
	1977	286,271	324,802	395,909	447,727	508,818	522,514	636,013	765,575	852,988	941,852
	1978	281,383	319,337	389,365	440,483	500,789	514,507	626,597	754,687	841,414	929,759
	1979	276,596	313,989	382,965	433,401	492,942	506,683	617,392	744,035	830,075	917,885
	1980	271,898	308,743	376,692	426,460	485,254	499,017	608,370	733,587	818,938	906,198
	1981	267,281	303,590	370,530	419,646	477,705	491,488	599,506	723,314	807,975	894,672
	1982	262,735	298,519	364,468	412,942	470,278	484,079	590,779	713,192	797,160	883,283
	1983	258,256	293,522	358,494	406,336	462,959	476,776	582,172	703,201	786,473	872,012
	1984	253,836	288,592	352,601	399,818	455,736	469,565	573,670	693,324	775,897	860,840
	1985	249,471	283,722	346,780	393,379	448,598	462,437	565,259	683,545	765,414	849,752
	1986	245,156	278,909	341,025	387,011	441,536	455,381	556,928	673,851	755,011	838,734
	1987	240,887	274,146	335,330	380,707	434,542	448,389	548,668	664,231	744,678	827,775
	1988	236,663	269,431	329,689	374,461	427,610	441,455	540,469	654,675	734,402	816,863
	1989	232,479	264,761	324,099	368,269	420,734	434,572	532,326	645,175	724,175	805,991
	1990	228,333	260,131	318,557	362,126	413,908	427,735	524,231	635,722	713,990	795,149
	1991	224,225	255,541	313,058	356,029	407,128	420,940	516,178	626,312	703,838	784,331
	1992	220,151	250,988	307,601	349,974	400,392	414,183	508,165	616,937	693,716	773,530
	1993	216,112	246,470	302,184	343,959	393,695	407,461	500,186	607,594	683,616	762,742
	1994	212,106	241,987	296,805	337,983	387,036	400,772	492,238	598,279	673,536	751,961
	1995	208,133	237,538	291,462	332,043	380,413	394,112	484,319	588,988	663,472	741,185
	1996	204,191	233,121	286,156	326,138	373,824	387,481	476,426	579,720	653,420	730,409
	1997	200,281	228,738	280,884	320,268	367,268	380,878	468,559	570,471	643,379	719,632
	1998	196,516	224,516	275,808	314,615	360,953	374,516	460,976	561,551	633,689	709,223
	1999	192,885	220,447	270,916	309,167	354,866	368,381	453,662	552,944	624,332	699,164
	2000	189,384	216,522	266,198	303,912	348,994	362,462	446,601	544,631	615,289	689,436
	2001	186,004	212,735	261,644	298,841	343,326	356,747	439,782	536,597	606,546	680,023
	2002	182,739	209,077	257,247	293,943	337,851	351,225	433,190	528,829	598,086	670,909
	2003	179,585	205,543	252,998	289,209	332,559	345,886	426,815	521,313	589,896	662,081
	2004	176,534	202,125	248,890	284,633	327,442	340,722	420,646	514,036	581,964	653,524
	2005	173,584	198,820	244,916	280,205	322,489	335,723	414,673	506,988	574,276	645,226
	2006	170,727	195,620	241,069	275,918	317,695	330,882	408,887	500,157	566,821	637,176
	2007	167,962	192,522	237,344	271,767	313,050	326,192	403,279	493,533	559,590	629,363
	2008	165,282	189,521	233,735	267,745	308,549	321,645	397,841	487,108	552,572	621,776

表4 着工時期別新設住宅の残存数の推計結果

		1961～1970新設住宅				1971～1980新設住宅				1981～1990新設住宅			
		RC造住宅	鉄骨造住宅	木造住宅	合計	RC造住宅	鉄骨造住宅	木造住宅	合計	RC造住宅	鉄骨造住宅	木造住宅	合計
着工総数		1,902,044	446,020	6,937,370	9,285,433	3,931,599	1,726,094	9,534,261	15,191,954	4,472,779	2,860,672	6,617,822	13,951,273
1998年時点の 残存数	推計値	ワイブル1987固定	1,607,062	276,627	4,808,031	6,691,720	3,636,944	1,377,108	7,748,520	12,762,572	4,400,531	2,744,961	6,182,757
		ワイブル補間・外挿	1,467,353	268,616	<i>4,112,363</i>	5,848,331	3,386,223	1,449,621	7,689,782	12,525,626	4,449,504	2,793,055	6,351,741
		ワイブル2005固定	1,714,626	398,007	6,075,089	8,187,722	3,843,540	1,674,395	9,036,194	14,554,129	4,467,399	2,854,237	6,548,720
	実測値等	住調データ	—	—	—	5,476,300	—	—	—	11,491,600	—	—	—
2003年時点の 残存数		住調データ(補正)*1	—	—	—	6,264,777	—	—	—	13,146,160	—	—	—
	推計値	ワイブル1987固定	1,500,439	235,947	4,378,680	6,115,066	3,466,367	1,195,811	7,109,153	11,771,331	4,307,591	2,576,011	5,827,429
		ワイブル補間・外挿	1,310,580	240,336	<i>3,805,886</i>	5,356,802	3,244,354	1,363,829	7,299,087	11,907,269	4,422,594	2,750,049	6,208,185
		ワイブル2005固定	1,551,319	362,685	5,706,631	7,620,635	3,708,779	1,609,423	8,692,632	14,010,833	4,447,686	2,835,037	6,449,060
2008年時点の 残存数	実測値等	住調データ	—	—	—	4,480,000	—	—	—	9,541,400	—	—	—
		住調データ(補正)*2	—	—	—	5,151,863	—	—	—	10,972,318	—	—	—
	推計値	ワイブル1987固定	1,387,796	205,198	3,996,432	5,589,426	3,263,147	1,020,066	6,483,523	10,766,737	4,167,113	2,325,681	5,409,597
		ワイブル補間・外挿	1,132,292	212,386	<i>3,545,774</i>	4,890,452	3,042,445	1,282,686	6,955,927	11,281,058	4,369,725	2,711,546	6,066,195
		ワイブル2005固定	1,337,599	318,647	5,295,708	6,951,954	3,462,482	1,502,756	8,251,883	13,217,120	4,389,340	2,786,400	6,285,800
	実測値等	住調データ	—	—	—	3,890,400	—	—	—	8,969,000	—	—	—
		住調データ(補正)*3	—	—	—	4,517,497	—	—	—	10,414,722	—	—	—

*1 ×50,246,000/43,922,100

*2 ×53,890,900/46,862,900

*3 ×57,593,100/49,598,300

※住調は「住宅・土地統計調査」の略

図16～18をみると、「ワイブル補間・外挿による推計」の結果は、どの時期に建てられた住宅に対しても、実際のストック数と見なすことのできる「住宅・土地統計調査の補正值」に近い値で推移している^{注15)}。特に経年数が大きい1961～1970年の新設住宅では、「ワイブル1987年固定による推計」や「ワイブル2005年固定による推計」の結果が実際とは大きく乖離してしまう(約100万～200万戸もの差が生じている)のに対して、依然として高い精度を保っており、推計方法として有効であると考えられる。

図16 1961～70年の新設住宅における推計値・実測値等の推移

図17 1971～80年の新設住宅における推計値・実測値等の推移

図18 1981～90年の新設住宅における推計値・実測値等の推移

5. 結論

本報告では、既存の建物滅失データをもとに、近似したワイブル関数を補間・外挿により年次に応じて順次変化させることで、長寿命化トレンドを反映した建物の滅失率の同定方法についての提案とその検証を行った。

限られた年次・期間の観察データを用い、パラメータの漸進的変化の仮定をもとに推計を行っているため、統計上の有意水準が保証されるものではないが、住宅のフロー、ストックそれぞれの全国統計データを用いた検証では、推計値と実際の値がよく一致することが示された。また、長寿命化トレンドを考慮しない従来の推計方法では、経年数が大きくなるにつれて両者の差がかなり大きくなることも明らかになった。

以上から、①従来の方法で算出されてきた種々のストック推計手法には見直しの検討の余地があること、②本研究で提案する「ワイブル補間・外挿による推計」を用いたストック推計手法は、従来に比べて精度の高い結果を導き得る手法として、一定程度の信頼性・実用性を有すると判断できること、などが明らかになった。ただし、提案手法においても、推計精度をより高くするには、同定するパラメータの精度を高める必要がある。それには建物残存率の観察データを増やし、推計にフィードバックさせていくことが望ましい。

将来の建物のストック量や滅失量の推計手法が異なれば、それに伴う建築廃材の排出量の推計結果も修正が必要となる可能性がある。次報では、石膏ボード及びアスベスト含有建材の事例をもとに、それらの排出量の推計について検討を行う予定である。

参考文献

- 1) 小見康夫・野城智也・佐藤考一・栗田紀之：建築用硬質ポリウレタンフォーム断熱材のストック量の推計－既存建物における使用建材の総ストック量及び発生廃材量に関する研究(その1)，日本建築学会環境系論文集 第578号，pp. 97-101, 2004.4
- 2) 加藤裕久・吉田卓郎・小松幸夫・野城智也：住宅の寿命分布に関する調査研究(2)，住宅総合研究財団研究年報 NO.18，pp357-366, 1991
- 3) 小見康夫：木造住宅の滅失による廃材の推計及びその再利用・再資源化に関する考察－既存建物における使用建材の総ストック量及び発生廃材量に関する研究(その2)，日本建築学会環境系論文集 第584号，pp107-112, 2004.10
- 4) 小松幸夫：1997年と2005年における家屋の寿命推計，日本建築学会計画系論文集 第632号，pp2197-2205, 2008.10
- 5) 建築統計年報(平成21年度版)，財団法人建築物価調査会，2010.1

注

- 注1) 国土交通省では建築着工統計調査と同時に建築物滅失統計調査を行い、除却や災害により失われた建築物の数及び床面積の合計を公表しているが、それらがいつ着工されたものかについての情報がないため、建物の滅失率は不明である。
- 注2) 故障密度がどのような分布になるかは、扱う対象や故障の種類(初期故障、偶発故障、摩耗故障)によって異なる。ここでは建物の耐用寿命による滅失が主たる対象であり、摩耗故障を想定した議論を行う。信頼性工学の分野では、摩耗故障の確率分布は正規分布・対数正規分布・ワイブル分布(後述するように形状パラメータ $m>1$ の場合)などに比較的好く適合することが知られているが、いずれにしても上に凸の釣鐘形(左右対称とは限らない)となり、耐用寿命が長くなればその山は変形しながら時間軸の正の方向にずれると考えられる。図1～4はそれらを定性的に表したものである。
- 注3) ワイブル分布において、時間パラメータの初期値を補正するのが δ である。ここでは相互のワイブル確率密度関数を比較し、形状パラメータ(m)・尺度パラメータ(η)でトレンドを帰帰(補間・外挿)でき

るよう、竣工後の経過年＝経過時間、すなわち $\delta=0$ として単純化した。
これは建物の竣工とともに劣化が始まることを意味しているが、建物滅失の意味から考えてこの仮定に特に問題はないと考えられる。

- 注 4) 対数正規分布のパラメータのうち、 μ は平均値、 σ は標準偏差を示す。
- 注 5) 表 1 で示すように、故障密度関数としてワイブル分布以外に対数正規分布が用いられているが、故障率が時間 t の対数 $\ln(t)$ で正規分布する対数正規分布は、故障自体は偶発的だが一定以上時間が経過するとその確率が極めて緩慢に減衰する現象に適しているのに対して、ワイブル関数は故障率が比較的早い段階で収束する（一定以上時間が経過すると概ねどのサンプルも故障に達する）摩耗的現象に多く適用される。観察値による一定区間の分布形状の近似よりも建物滅失の意味を優先し、その分布を外挿して将来予測に用いるなら、ワイブル分布で再度回帰することにも一定の妥当性があると考えられる。
- 注 6) 一般に劣化現象や故障（ここでは滅失）のメカニズムやストレスが変化すると、ワイブル分布のパラメータ m および η が変化する。 m があまり変化しないで η だけ変わる場合は、故障の原因が変わらずその現象の発生速度が変化したと考えられ、 m が変化する場合は故障の原因も変化したと考えられる。建物の滅失には機械の故障のような物理的要因だけでなく、性能・機能の陳腐化や経済情勢、所有者の状況や嗜好など様々な要因が関連するため、長寿命化にあたっては m と η の双方が変化すると考えるのが適当である。ただし 1987 年、1997 年、2005 年で同定した $m \cdot \eta$ の値の補間・外挿から他の年のそれらを求めても、通常の有意水準で統計的有意性を確認することは難しい。ここではマクロでみた建物の長寿命化は漸進的に進むとの認識から「隣接する年次においてパラメータは漸進的に変化する」との仮定をもとに補間・外挿を行い、その結果を採用した。これらから提案される推計手法の信頼性・実用性は、後述する実データを基にした検証により確認している。
- 注 7) 1987 年時点における RC 造共同住宅は、区分所有法により民間マンションの供給が本格的に始まった 1962 年から数えても最大 25 年が経過しているに過ぎない。従って経年劣化による滅失だけでなく、その他の偶発的な理由による滅失が相対的に多く、結果として緩やかな残存率曲線を描くことになったと考えられる。一方、1987 年はいわゆるバブル経済が始まった年とされており、その直後からマンションの新築・建て替えが活発化するとともに、築 30 年を超える建物が徐々に増加して滅失に至ったため、1997 年や 2005 年では大きく様相の異なる曲線を描き、最終的には 5 つの建物種の中でも最も短寿命な性状を示すことになった。これらは RC 造共同住宅の特殊な状況を反映したものと考えられる。
- 注 8) これは半減期を平均寿命とみなすもので、注 3) や注 5) でも同様の方法で検討を行っている。ちなみにワイブル分布自体の平均値 μ は次のガンマ関数で与えられる。

$$\mu = \eta \times \Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right)$$

これを用いた計算結果は次の表ようになる。こちらを平均寿命とみなすこともできるが、各々の値は半減期の場合とほとんど変わらず、大勢には影響ない（両者の差は最大でも約 2 年）。

	1987	1997	2005	2010	2025	2040
RC 造共同住宅	53.8 年	42.9 年	45.3 年	46.8 年	51.3 年	55.7 年
RC 造事務所	40.9 年	47.2 年	50.8 年	53.0 年	59.7 年	66.4 年
鉄骨造共同住宅	32.4 年	40.9 年	46.1 年	49.4 年	58.9 年	68.2 年
鉄骨造事務所	30.5 年	34.3 年	43.1 年	48.6 年	65.1 年	81.8 年
木造専用住宅	41.7 年	45.9 年	55.8 年	62.0 年	80.9 年	100.2 年

- 注 9) 30 年後の 2040 年に新築される木造専用住宅が築 102 年、すなわち 2142 年において半数残存しているという予測は、100 年超の住宅を目指す長期優良住宅の関連政策が現在活発に進められていることから考えると、全く意外ではないが、他の建物種類の値と比べると、ややバランスを欠く結果になっている。
- 注 10) 住宅・土地統計調査は 5 年毎の 9～10 月に実施される。直近では 2008 年に調査が行われ、2010 年 2 月に確定版の集計結果が公表されている。一方、住宅の着工統計は毎月の調査結果の集計データ（ここでは 1～12 月の年次で集計したもの）を用いており、建築期間や調査時期を考えると両者の時期の扱いには若干の時差があるが、ここでは無視することとした。

- 注 11) 住宅・土地統計調査の時期別住宅数では 1951～1960 年のデータもあるが、その時期は着工数が 20～40 万戸/年程度と少なく、また RC 造や鉄骨造の住宅もほとんど無いため、比較対象の時期から外した。1991～2000 年（及びそれ以降）のデータについては、一部が 1998 年の観察年を超える上、築年数が浅いと偶発故障型の滅失が支配的になり、ここでの議論にそぐわない等の理由から、対象時期から外した。
- 注 12) 住宅着工統計では、「木造」「鉄骨鉄筋コンクリート造」「鉄筋コンクリート造」「鉄骨造」「コンクリートブロック造」「その他」の 6 つの構造別のデータがある。ここでは、木造 $\div$ 木造専用住宅、鉄骨鉄筋コンクリート造 $\div$ 鉄筋コンクリート造 $\div$ コンクリートブロック造 $\div$ RC 造共同住宅、鉄骨造 $\div$ その他 $\div$ 鉄骨造共同住宅に分け、それぞれの滅失率関数に従うとみなした。
- 注 13) 図 10～図 14 には示されていないが、1986 年以前についても（後方に）外挿を行い、毎年の滅失率関数を同定したものを計算に用いた。
- 注 14) 住宅・土地統計調査における建築の時期別データは、近年増加の一途を辿っている「空き家等」を含んでいない。そこで、各データに（空き家等を含む総住宅数/空き家等を含まない総住宅数）を乗じた値をそれぞれの補正值とした。
- 注 15) 1981～1990 新設住宅では、「ワイブル補間・外挿による推計」よりも「ワイブル 1987 年固定による推計」の方がよく一致している（特に 2008 年）。これは、そもそも建物滅失率の観察年である 1987 年が 1981～1990 年の間にあるからだが、比較的短いスパンなら（2008 年時の経年は 18～27 年）、時代とともに滅失率を変化させるのが必ずしも有効に働かない可能性があることを示唆している。その説明として、比較的初期の滅失は、時代の影響よりも初期性能や偶発的理由が支配的であることが考えられる。ただし、滅失の観察値がない時代につくられた住宅の滅失関数は、補間や外挿によって同定するしかなく、また、経年が十分大きくなると時代の影響が大きくなってくことは分析からも明らかであり、全体として補間・外挿による推計方法の優位性を損ねるものではないと判断される。

（2010 年 2 月 28 日原稿受理，2010 年 7 月 1 日採用決定）