住宅総合研究財団
研究年報 No. 18 1991

住宅の寿命分布に関する調査研究(2)（梗概）

加藤　裕久

1．研究目的

我が国における住宅の寿命については，現段階ではまだ不明な部分が多く，研究実績も多いとは言えない状態である。近年，建築物の耐久性向上や維持保全技術の開発に関心が広がっており，ライフサイクルコスト（LCC）などに注目が集まっている。LCC 算定のためには，基礎となるべき耐用年数を設定する必要があるが，そのために実際の住宅寿命を知るのが望ましいことは自明である。また，住宅供給計画などの施策においても，長期的な計画策定のためには住宅寿命の実態を把握しておく必要があろう。このように，住宅寿命は建築経済をはじめとする様々な分野における基本的な数値であるにもかかわらず，これまでその実態についての調査がほとんどないままであったのは，むしろ不思議とも言える。本研究では，統計的なデータに基づいて住宅寿命の実態を把握するための方法論，および，具体的な分析手法の開発を第一の目的とし，さらに，実態調査によって資料を収集して我が国における住宅寿命の現状を明らかにしようとするものである。

2．住宅寿命実態調査の手法について

本章では住宅寿命の定義を耐用年数との違いにおいて述べると共に，他分野における寿命推定の方法と本研究で用いた方法について述べる。

2－1．寿命について

1）寿命と耐用年数の違い

寿命と耐用年数は混同されて使用されることが多いが，ここでは次のように区別して用いることとする。住宅の寿命とは，ある住宅が竣工してから除却されるまでの期間，すなわち，実際に住宅として存在した時間をいう。より厳密にいうとすれば，ある建物が住宅として使用されていた期間ということになる。したがって，住宅として造られた建物が用途変更されたり，使用されなくなった場合でも住宅としての寿命は尽きたということになる。ただし，本研究の場合は資料の性質上，個別の建物の状況が把握できないことと，事例的にはごく稀(まれ)であるという判断からこのような状況については特に考慮せず，住宅として建てられた建物の竣工から除却までの期間をその住宅の寿命として扱うこととする。一方，住宅の耐用年数は，ある建物が住宅としての機能を果すと期待される時間の長さをいうものと考える。別の言い方をすると，寿命は実現された値であるのに対し，耐用年数は予定された，あるいは計画された値ということができる。耐用年数を定めるには，寿命の実態を反映させるのが合理的と言えるが，個々の住宅の寿命は耐用年数とはほとんど無関係に決まることも多い。なお，我が国において常識として知られている住宅寿命の値は，建築の寿命実態に関する資料がほとんど存在しないため，多くの場合次に述べる減価償却のための耐用年数値を根拠にしていると考えられる。

2）住宅に関する耐用年数値

住宅に関する耐用年数値で最も一般的なものは，減価償却のための法定耐用年数である。減価償却については法人税法の第31条，所得税法の第49条等に規定があるが，具体的な耐用年数は大蔵省による「減価償却資産の耐用年数等に関する省令」の別表に定められている。この省令は，昭和26年にはじめて定められ，何回かの改正を経て現在に至っている。建物に関しては，主要なものが別表第一に「建物」および「建物附属設備」として挙げられている。平成元年３月31日に改正された省令（大蔵省令第42号）によると，住宅関係では**表２－１**のような耐用年数が定められている[文9]。

表２－１．大蔵省令による減価償却資産の耐用年数

（１９８９年３月３１日）

構造又は用途	細　目	耐用年数
鉄骨鉄筋コンクリート造又は鉄筋コンクリート造	店舗用、住宅用、寄宿舎用、宿泊所用、学校用又は体育館用	６０年
れんが造、石造またはブロック造	同上	４５年
金属造（骨格材の肉厚が４㎜を越えるものに限る）	同上	４０年
金属造（骨格材の肉厚が３㎜を越え４㎜以下のものに限る）	同上	３０年
木造または合成樹脂造	同上	２４年
木骨モルタル造	同上	２２年
簡易建物	木製主要柱が10cm角以下のもので土居ぶき、杉皮ぶき、ルーフィングぶきまたはトタンぶきのもの	１０年
	掘立造のものおよび仮設のもの	7年

2－2．人口理論における平均余命の推定方法

人間の寿命，正確にいえば平均余命に関する研究は人口理論の分野で行なわれてきた。その成果は例えば毎年厚生省から発表される生命表などによってもなじみが深く，「日本人の寿命が伸びた」とか「世界一になった」とかの話題がマスコミを賑わしている。この原理は，人間の各年齢層における死亡率を人口動態統計および国勢調査結果などの統計資料によって推計し，ある年齢以後はその死亡秩序に従うとして，平均的な生存年数を確率的に推計するものである。特に生れたばかりの0歳児の平均余命を「日本人の寿命」と称している。したがって，この数値は，実際に死亡した人々の平均寿命ではないし，また，ある年に実際に生れた乳児たちの平均寿命が，将来においてその年数になるという保証もない。

具体的な方法の概略は次の通りである（文献１）。

①ある年の中央日（７月１日）にセンサス(census)が行なわれ，男女別に各年齢の人口が判明し，一方でその年次内の男女別・年齢別死亡数が調査されたとする。

②年齢を x とし，その年齢の人口を P_x，死亡数を D_x とすると，中央死亡率 m_x は

$$m_x = D_x / P_x$$

で表される。m_x は平均死亡率とも言われ，正確には人口は x 歳から $x+1$ 歳まで，死亡数も同様の年齢幅をもったものである。

③仮に10万人が同時に出生したとして，この集団の死亡秩序を記述できれば人間の寿命が推定できることになる。この仮想的な集団をコーホートという。

④コーホートの x 歳における死亡率を前述の m_x から推計して q_x とする。ほかに死亡数を d_x，生存数を l_x とすると，次の関係が成立する。

$$d_0 = 100{,}000 \times q_0 \cdots d_x = l_x \times q_x$$

$$l_1 = 100{,}000 - d_0 \cdots l_{x+1} = l_x - d_x = l_x(1 - q_x)$$

$$\therefore \quad l_x = l_0 \times (1 - q_0) \times (1 - q_1) \times \cdots \times (1 - q_{x-1})$$

⑤生存者数が１人以下になるまで，各年齢ごとの死亡率や生存率を求めていけば生命表が出来上がることになり，平均余命が求められる。

⑥生命表の作成にあたっては，人口の推計，実際の男女別・年齢別中央死亡率からコーホートの年齢別死亡率を推計する場合等に細かな調整が必要となる。

この手法は人口理論において確立されたものであるが，建物の寿命推定にそのまま用いるには問題が残ると思われる。建物の場合，後に示す調査結果からもわかるように，新築年次によっては現存する建物の棟数が極端に少ないことがある。そのような場合，状況によっては「死亡率」が１になることさえあって，現実にはさらに古い建物が残っているにもかかわらず，その時点で寿命の上限が決定されてしまうという矛盾を生じることがある。また，理論が確立された時代がやや古いためか記述統計的な色彩が強く，次に述べる信頼性工学に基づく手法に比較するとやや理論的な背景が弱いように思われる。

2－3．信頼性理論および累積ハザード法について

１）信頼性理論とは

第２次世界大戦においてはレーダーをはじめとする高度な電子機器が兵器として実用化されたが，実戦では故障もかなり多かったとされる。アメリカ国防省等の調査では，1949年の時点で電子兵器の70％は正常に作動していなかったなどの事実が明らかにされ，以後電子兵器の信頼性に関する研究が始められたと言われている。

それ以前は，機器の故障は「あってはならないもの」で，故障が起きることは例外的な事象として処理されてきた。しかしながら機器の部品の数が増えてシステムが複雑になるにつれて，それまでの概念で故障を取扱うことがむずかしくなってきた。故障はシステムのどこかに不具合を生じるために発生するのであって，その箇所と原因を解明し改善策を施せば故障はなくなるというのが古典的な発想である。ところがシステムが複雑になるとこうした古典的発想のみでは現実に対処できなくなってしまった。信頼性理論とは，機器類について時間と共に変化する信頼性という概念を導入し，故障の発生を確率的にとらえようとするものである。すなわち，統計・確率理論を，システムの故障という現象の把握に応用したものである。なお，この信頼性理論の概略および次の累積ハザード法については，文献12）および13）の記述を参考にしている。

２）累積ハザード法

ａ）信頼度関数と累積ハザード関数

時間を表す変数を x として，信頼性全般についての関数を以下のように定義する。

$R(x)$：信頼度関数　$R(0)=1$ で，時間経過と共に減少する。（本研究の場合はある時期に建てられた建物の時間 x における残存率を表す。）

$F(x)$：不信頼度関数

$$F(x) = 1 - R(x) \quad \cdots(2.3.1)$$

$f(x)$：故障確率密度関数

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx} \quad \cdots(2.3.2)$$

時点ａからｂまでの故障発生確率は

$$F(b) - F(a) = \int_a^b f(x)\,dx \text{ で表される。}$$

$\lambda(x)$：故障率関数　本研究の場合は，時間 x における建物の減失率を表すものとする。

$$\lambda(x) = \frac{f(x)}{R(x)} \quad \cdots(2.3.3)$$

式(2.3.3)に式(2.3.1)・(2.3.2)を代入し整理すると以下

の式が得られる。

$$R(x)=\exp\{-\int\lambda(x)dx\}$$

時間 t における $R(t)$ は

$$R(t)=\exp\{-\int_0^t\lambda(x)dx\}\ \cdots\cdots(2.3.4)$$

と表される。このとき

$$H(t)=\int_0^t\lambda(x)dx$$

を累積ハザード関数という。以上が信頼性理論による寿命推定方法の基礎となる部分であり，観察等によりデータを得て $R(x)$ を推定すればよいことになる。

これらの展開は関数 $R(x)$ の連続性あるいは微分可能性を前提としており，(2.3.1)式で定義される $\lambda(x)$ は，時間 x における瞬間的な故障率である。しかしながら，実際に観察できる故障率（あるいは減失数）は一定の単位観察期間（あるいは単位時間）内のものであり，その場合には括弧内の積分は和によって近似する必要がある。

また，本来この理論はある1群の観察対象物(コーホートという）を時間を追って観察する場合に適用されるものである。住宅の場合には長期にわたる観察が必要となって観察そのものが困難であり，また，仮に観察を行なったとしても結果が得られるまでに時間がかかりすぎることになる。したがって，現実的な成果を得るためには，以下に述べるように若干の工夫が必要となる。ここで以下のものを定義する。

P_i：i 番目の観察期間初頭における残存数
q_i：i 番目の観察期間内における故障（減失）発生数
λ_i：i 番目の期間内における故障率
とすると

$$\lambda_i=q_i/P_i$$

となる。また
R_i：i 番目の観察期間終了時点における残存率
とすると(2.3.4)式の近似から，R_t は λ_i を用いて以下のように表すことができる。

$$R_t=\exp\{-\sum_{i=1}^{t}\lambda_i\}\quad\cdots(2.3.5)$$

実在のコーホートを追跡調査する場合は，λ_i はその集団の各観察期間における値を用いればよい。しかしながら本研究においてはそれが困難であるので，λ_i を観察時点における経年別の各集団の減失率で置き換えることとする。すなわち，時系列的な観察を，同一時点における年齢別の観察によって置き換えるわけである。この時系列を年齢へ置き換える考え方は，人間の生命表を作成する場合の考え方を取入れたものである。この場合に間違えてはならないのは，現実の住宅ないし人間集団を対象としてその経年変化についての調査を行なうのではないということで，ある仮想集団，すなわち，その時点でこれから作られよう，あるいは生れようとする集団について，その残存率が経年によりどう変化するかを現実のデータに基づいて予想するのである。

本研究における分析では，P_i，q_i，λ_i および R_i を以下のように定義し直して用いることとする。

P_i：経年 i の集団における調査時点での残存数
q_i：経年 i の集団における調査期間中の故障（減失）発生数
λ_i：経年 i の集団の故障（減失）率
R_i：経年 i の終了時点における仮想集団の残存率

本研究では上記の方法を「累積ハザード法」と称しているが，信頼性工学で用いられている手法とはやや異なるものである。通常の寿命試験などでは，単位時間(日，時，分等）内に発生する試験体の故障はせいぜい1個であり，試験期間中に発生した故障の時間分布を分析する手法として累積ハザード関数を用いることが多い。本研究の場合も資料の収集方法を工夫して，本来の考え方に準じた分析を行なうことも可能と思われるが，その場合の結果は，同一データであっても上記の方法によるものとは必ずしも一致しない。

b）平均寿命の定義

具体的な資料について式(2.3.5)を適用することにより，仮想集団の残存率の経年変化の状態が求められる。目的によってはこれだけで十分な場合もあるが，結果を1つの数値，すなわち「平均寿命」に集約して表現したい場合にはその定義と計算の過程が必要となる。平均寿命の定義と計算過程は密接に関連する。

まず一般的な平均寿命の定義としては，1つのコーホートに含まれるすべての個体の予想生存年数を平均したもの，すなわち「平均余命」を考えることができる。理論的式(2.3.4)で表される $R(x)$ から，経年 t に至るまで存在する個体の割合は $R(t)$ であり，それらが経年 t 以降に生存する年数の総和は，

$$\int_t^\infty R(x)dx$$

で表される。したがって，平均寿命は時点 t における個体の総数を1とした場合であるから，

$$E_t=\frac{1}{R(t)}\int_t^\infty R(x)dx$$

で表されることになる。通常は経年0のものの平均余命を用いるので

$$E_0=\int_0^\infty R(x)dx\qquad(\because R(0)=1)$$

が平均余命ということになる。

やや簡便な別の定義として，全体の50%が減失するに至るまでの年数（半減期）を用いることが考えられる。これを50%減失年数と呼ぶことにして，記号 B_{50} で表す

こととする。また限界とする減失割合を様々に設定することにより，B_{10}・B_{20}などを考えることもできる。これらは比較的新しい建物の情報のみを使用することになるので，目的によっては有効な指標となり得よう。

2－4．建物寿命推定における実態調査手法

1）基本資料について

我が国における建築物についての統計資料の代表的なものは，毎年あるいは毎月の「建築着工統計」（建設省建築経済局）である。これは，文字通り着工された（滅失建物も含まれる）建築物についての統計であって，ストックに関するものではない。人口については厚生省の「人口動態統計」があるが，建築物に関して公にされている資料では，人口動態統計に相当するものは存在しない。そこで本研究では各地方自治体に備えられている固定資産家屋台帳を利用することとした。これには，固定資産税の課税対象となる建築物が，当局により捕捉しうるかぎりにおいて掲載されており，現在建築物のストックに関して利用し得る資料の中では，最も精度の良いものであると考えられる。また，新築年次・構造種類・用途などの事項も把握できるのは研究上都合がよい。本研究では，後述のように各都道府県の県庁所在都市と政令指定都市（計48都市）を対象としてアンケート調査を行ない，各種類の住宅について新築年次別の現存棟数と除却棟数の資料を得た。

2）建物の経年等の扱い方について

a）調査時点による現存棟数の補正

固定資産台帳の調査は，ある時点（年月日）における各種建物の新築年次別現存棟数と，その時点を含むか暦の上で隣接している1年間の新築年次別除却棟数を得るものである。具体例で示すと，例えば除却棟数調査年次を1991年として，次のような場合が考えられる。なお，除却棟数の調査は年度であっても，年次であっても差し支えはないが，比較する対象の間では統一しておく必要がある。本研究ではすべて年次（1月1日～12月31日）としている。

	現存棟数調査時点	除却棟数調査年次
ケース1	1991. 12. 31	1991
ケース2	1992. 01. 01	1991
ケース3	1991. 01. 01	1991
	(1990. 12. 31)	
ケース4	1991. 07. 01	1991

これらの場合について，本研究における建物群の経年と現存棟数の扱い方を説明する。なお，それぞれのケースにおいて，1980年に新築された建物を例とし，その現存棟数がn，除却棟数がdであったとする。

ケース1の場合，計算を実施する上での仮想の観察時点（以下単に観察時点という）は滅失の生じた期間の当初とする必要があるので，1991年1月1日におく。この時，1980年新築の建物群の経年は

1991－1980＋1＝12年

として扱うことにする。したがって「経年12年」の意味は，年齢表示とは異なり「11年以上12年未満」ということになる。なお，建物群の経年と個々の建物の年齢の関係については後述する。観察時点が調査時点からさかのぼる形となるので，現存棟数は滅失数を加えた$n+d$となる。

ケース2の場合は現存棟数調査時点がケース1と1日違うだけなので，ケース1と全く同様に扱うこととする。

ケース3の場合は観察時点を調査時点と同じ1991年1月1日におく。現存棟数はnのままとなる。経年の扱いは上の場合と同様である。この場合，経年1年（未満）の建物の現存棟数は，記録が調査時点では存在しないので0である一方，もし1991年中に新築されて除却された建物があったとすると，除却数は0ではなくなる。したがって，理論的には滅失率の計算が不可能となるが，経験的判断から経年1年未満の建物の滅失率は0とみなして差し支えないものとする。

ケース4の場合，観察時点は1991年1月1日におき，そのために現存棟数の補正が必要となる。この場合，滅失は1年間を通して均等に発生したとみなして，観察時点から調査時点までの日数（この場合は181日）によってその間の滅失数を計算し，調査時点の現存数に加えることとなる。この例の場合の現存棟数は$n+(181/365)\times d$となる。また，経年1年の現存棟数については，滅失の場合と同様に年間に均等に新築が発生するものとして，調査時点までの棟数nを年間の棟数に換算する。この例では$(365/181)\times n$となる。もし滅失建物があれば，さらに，前記の補正を行なうこととなる。

b）建物群の経年と個々の建物の年齢

図2－1は，建物群の経年と個々の建物の年齢の関係を模式的に示したものである。図中の斜線は，ある時点で新築された建物の時間的な推移を表している。図で観察時点をtで示す。また，調査時点$t+1$における年齢は，新築時点から調査時点にいたる時間経過であるから，個々の斜線の長さが建物の年齢に相当すると考えてよい。「経年3」として示されているグループは，新築年次が$t-2$年と$t-1$年の斜線，および，観察時点t年と$t+1$年の垂直線で囲まれた網掛けの部分で示されるが，この中で除却された建物の棟数が経年3年の除却棟数となる。なお，経年n年で滅失した建物の滅失時点における年齢は，最大で$n+2$歳から，最小はn歳までとなる。

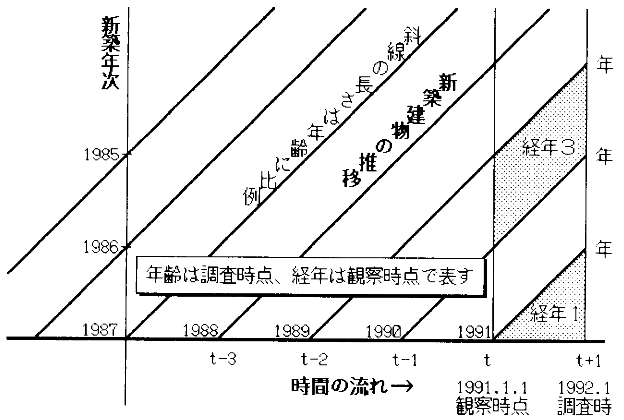

図２－１．建物群の経年と建物の年齢

２－５．実態調査データの分析方法

本研究で用いるデータは，前述したように固定資産家屋台帳に基づくもので，ある種類の建物についての新築年次別の現存棟数と除却棟数である。このデータから経年別減失率と残存率を推定する方法を述べる。

１）経年別減失率の推定方法

ある新築年次をもつ建物群について，観察時点における現存棟数 n と除却棟数 d がデータとして得られたとする。経年 t については前節で示した通りである。経年 t における減失率 λ は $\lambda=d/n$ で計算される。なお，統計数理学的には λ は二項分布 $\mathrm{B}(n,\ p)$ における p の不偏かつ最尤推定量であることが知られている。

２）残存率の推定方法

本研究では時間の単位を１年としているので，上述のような経年別減失率を使い，２－３．２）で述べた「累積ハザード法」を用いて経年 t の残存率 R_t を $t=0$ から順次求める方法を基本としている。それを要約すると，

①経年別の現存棟数と除却棟数から，経年別減失率 λ（λ_i）を求める。

②経年の変数を i として，経年 t における残存率 R を以下のように計算する。

$$R_t=\exp\left\{-\sum_{i=1}^{t}\lambda_i\right\}\quad\cdots(2.5.7)$$

③寿命の定義に従い，R_t の分布から寿命の代表値を計算する。

ということになる。ここで得られる R_t は数字の羅列に過ぎず，個々の経年別の建物群に固有の様々な事情をそのまま反映した結果となっている。資料が量的に十分であるか，または分析の精度をあまり要求しない時には，この数値列のままで十分なこともあるが，場合によっては次に挙げるような不都合を生じることがある。その第一は経年別の資料が十分に得られない場合で，③の寿命の代表値の計算が不可能となる。例えば得られた資料の経年の最大値を m とするとき，R_m が0.5以上であれば平均余命は言うまでもなく，「半減期」B_{50} の推定すら不可能となる。また，調査資料を１つの標本と考えると，得られた数値列から母集団における残存率の分布を数式で表現できることが望ましい。そこで R_t の数値列から，残存率を理論分布へ当てはめることを試みることとする。

２－６．理論分布への当てはめと適合性の検討方法

寿命の代表値としての平均余命を求める場合，定義上は残存率分布関数の積分範囲は経年０から無限大に及ぶ。実際の計算は(2.3.5)式で得られる R_1，R_2，R_3，… を R_t の値が十分小さくなるまで順次加えて行くことになるが，ある時点で資料が途切れてしまうとそれ以降の R_t が求められないので，この方法では計算は実行できない。我が国の場合，明治維新以前の建物についての固定資産台帳資料は，新築年次別には整備されていないのが普通なので，1991年時点では経年123年以上のものについての経年別の資料は得られないと考えてよい。そこで，平均余命を求める積分などに関しては，実際に得られたデータに適当な数式を当てはめた上で計算を行なう必要を生じる。幸い信頼性理論では，こうした当てはめに適した分布関数の形がいくつか経験的に知られている。建築物の寿命分布に適用できる可能性のあるものは，故障密度確率関数 $f(x)$ が以下の３つのいずれかに従う場合であると考えられる。

正規分布　　対数正規分布　　ワイブル分布

それぞれの分布は次の様な式で表される。

正規分布

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma}\exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}\cdots(2.6.1)$$

x：時間
μ：平均値
σ：標準偏差

対数正規分布

$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma\cdot x}\exp\left\{-\frac{(\ln(x)-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\}\cdots(2.6.2)$$

なお対数正規分布は，$u=\ln(x)$ とした $f(u)$ が正規分布となるものである。パラメータの意味は，u については正規分布と同様であるが，x については μ，σ は平均値や標準偏差と呼ぶことはできない。

ワイブル分布

$$f(x)=\frac{m}{\eta}\left(\frac{x-\delta}{\eta}\right)^{m-1}\exp\left\{-\left(\frac{x-\delta}{\eta}\right)\right\}\cdots(2.6.3)$$

m：形状パラメータ
η：尺度パラメータ
δ：位置パラメータ

ワイブル分布は，最弱リンクモデルから導かれる分布

であり，1939年にスウェーデンの物理学者W.Weibullによって提唱され，信頼性工学においては寿命分布等の記述によく用いられるものである。位置パラメータδを含む場合と含まない場合があり，本研究では前者を３パラメータのワイブル分布，後者を２パラメータのワイブル分布と呼ぶことにする。特に２パラメータのワイブル分布で，$m=1$，$\eta=1/\lambda$ とした場合は，信頼性工学においては基本的な分布関数とされる指数分布となる。なお，過去の研究事例では，我が国の木造住宅については，対数正規分布が最もよく適合するという結果が得られている[文2]。

最小二乗法とは，観測値を Y_i，理論式による Y_iの予測値を $\dot{Y}_i$（ただし $i=1,n$）とするとき，次式で表されるSが最小になるように，理論式のパラメータを決める方法である。

$$S=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\dot{Y}_i)^2 \quad \cdots(2.6.4)$$

これを本研究の場合に当てはめると，次のようになる。

$f(x)$を理論分布の故障密度関数とする。

時間xにおける理論分布による残存率$R(x)$は，$f(x)$を用いて

$$R(x)=1-\int_0^x f(t)\,dt=1-F(x)$$

$F(x)$：時間xにおける累積故障（滅失）率

と表される。このとき$f(x)$がα，βといったパラメータをもつので$R(x)$も同様のパラメータをもつことになる。

また$R_i(i=1,n)$は，観察により得られた区間iにおける残存率とし，さらに

$F_i=1-R_i$　とする。

最小二乗法は，(2.6.4)式より

$$S(\alpha,\ \beta,\ \cdots)=\sum_{i=1}^{n}(R(i)-R_i)^2=\sum_{i=1}^{n}(F(i)-F_i)^2 \quad \cdots\cdots\cdots(2.6.5)$$

で表されるSの最小値を与えるα，β等のパラメータを求めることになる。具体的には，(2.6.5)式のαやβによる偏微分係数を０とした連立方程式

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha}=0$$

$$\frac{\partial S}{\partial \beta}=0 \quad \cdots(2.6.6)$$

をニュートン・ラフソン法などの近似解法によって解き，αやβなどを求めることになる。

２－７．残存率分布と本研究における寿命値

残存率分布の理論式が得られたとすると，ある建物の集団が今後どのように滅失していくかの予測が一応可能となったことになる。しかしながら目的によっては，この分布を１つの数値として表現することが必要な場合もある。これを寿命値とすると，生命表の場合は特に０歳における「平均余命」が人間の寿命として表現されることが多い。平均余命を用いると，積分の計算を伴うのでいささか面倒であり（コンピュータなしではほとんど不可能である），また，無限大近くまでの積分を行なうとすれば，$R(x)$の形が関数として求められていることが必要となる。本研究の場合はこの方法も不可能ではないが，実際に得られるデータは限られた経年のものであって，問題となるのが比較的新しい住宅であることが多いことなどを考慮すると，調査対象としていない経年に至るまでの残存率曲線を使用する平均余命の考え方にはなじまないものがあると思われる。

そこで，本研究においては，寿命値を50％滅失年数(B_{50})とすることとした。すなわち，全体のちょうど半数が滅失する年数をもって寿命値とするものである。なお，B_{50}の小数点以下の部分については直線補間により求めるものとする。B_{50}は故障密度関数が正規分布である場合には経年０の場合の平均余命とほぼ一致するが，それ以外の分布関数形の場合には平均余命とは必ずしも一致しない。平均余命の計算と比較すると，新築年次別のデータがある程度そろっていれば特に理論分布曲線を求めなくともよく，残存率のグラフだけからでも一応の値が直接読み取れるという利点のほか，比較的新しい建物の情報のみで数値が得られることから，場合によっては平均余命よりも利用価値は高いと考えられる。

３．住宅寿命に関する実態調査

３－１．調査対象および方法

全国の県庁所在地46市（那覇市は含まず）に，人口百万人以上である川崎市と北九州市を加えた48市を対象とし，固定資産台帳に記載された各種住宅および比較対照用の非住宅建築の現存棟数と除却棟数を，新築年次別にアンケート方式により調査した。なお，東京都と名古屋市についてはそれらの中の各１区のデータを使用した。具体的な調査建物の種類は，木造・鉄筋コンクリート造・鉄骨造のそれぞれ専用住宅および共同住宅と，鉄筋コンクリート造と鉄骨造の各事務所の計８種類である。調査時点は現存棟数については1987年１月１日現在，除却建物については1987年１月１日から12月31日までの１年間とした。なお，建物の種類によっては一部の都市で資料が得られなかったものもある。

また，調査方式が以上の通りであるため資料は都市別に得られたが，木造専用住宅以外は都市別のままではサ

表３－１．調査対象都市

北海道	札幌市
東　北	青森市　盛岡市　仙台市　秋田市　山形市　福島市
関　東	水戸市　宇都宮市　前橋市　浦和市　千葉市　東京都中野区　横浜市 川崎市
中　部	新潟市　富山市　金沢市　福井市　甲府市　長野市　岐阜市　静岡市 名古屋市
近　畿	津市　大津市　京都市　大阪市　神戸市　奈良市　和歌山市
中　国	鳥取市　松江市　岡山市　広島市　山口市
四　国	徳島市　高松市　松山市　高知市
九　州	北九州市　福岡市　佐賀市　長崎市　熊本市　大分市　宮崎市　鹿児島市

ンプルサイズが小さく，分析が困難であると判断された。そこですべての建物種類について，各都市のデータを新築年次別に合計したものに基づいて分析を進めることとした。また新築年次が古くなると，場合によっては現存する棟数が１桁（けた）になったり，０の場合がある。このような場合にはデータを分析に含める価値は少なく，むしろこうした部分の影響で全体が偏った結果となる恐れがある。したがって，分析に利用するデータとしては，こうした部分以降の経年のものは切り捨てることとして，比較的経年の小さなもののみを用いた。

３－２．木造専用住宅に関する分析

木造専用住宅について観測値による残存率を求め，最小二乗法によって理論分布を推定した結果では，当てはまる分布は「対数正規分布」であった。観察値と理論分布の残存率の比較を**図３－１**に，減失率を**図３－２**に示す。図中において点で示されているのが観察値，実線で示されているのが理論値である。(これは以降のグラフでも同様である。)減失率については理論値と観測値との間にかなりの食い違いがあるが，残存率では両者のずれは小さく，実用上は観測値の代りに理論値を用いても支障はないと言えよう。

過去の調査例（文献14）から，改めて1982年時点の全国のデータを引用し，今回開発した手法によって改めて分析し直した結果が**図３－３**，**図３－４**である。この調査は1983年に行なわれたもので，全国の人口５万人以上（当時）の都市のうち176都市から結果を得た。調査時点は都市によって異なり，1981年から1983年の間の１時点となっているが，大部分の都市のデータが1982年時点のものであるので，全体を1982年時点のものとみなすことにする。したがって，今回とは調査対象が若干異なってはいるものの，例えば，今回の調査で約38.98年であった50%減失年数をみると，前回の調査では38.93年とほとんど変化がないことがわかる。理論分布は同じく対数正規分布であり，詳しく検討してみても今回の調査とほとんどかわらない結果である。両者の主要な分析結果を**表３－２**に示す。

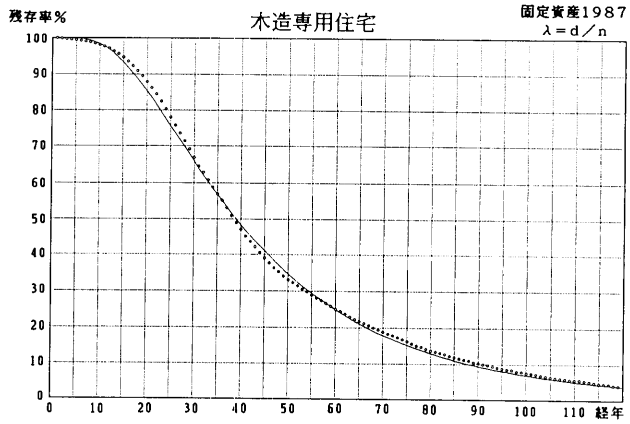

図３－１．木造専用住宅の残存率

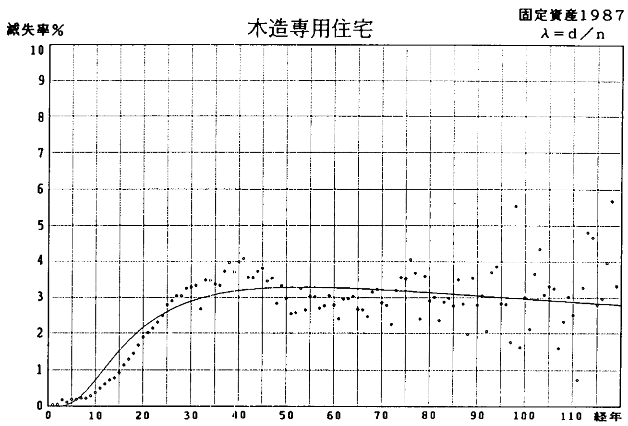

図３－２．木造専用住宅の減失率

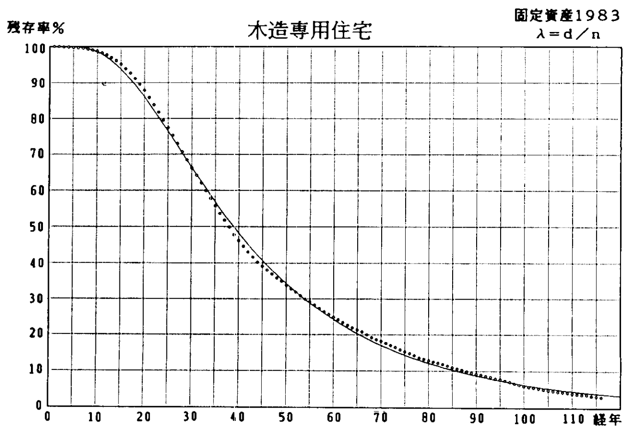

図３－３．木造専用住宅（1982年時点）の残存率

表3－2．1987年時点と1982年時点の木造専用住宅の比較

年次	10%減失年数	20%減失年数	30%減失年数	40%減失年数	50%減失年数	60%減失年数	70%減失年数	80%減失年数	90%減失年数
1987	17.227	22.803	27.910	33.170	38.977	45.804	54.435	66.622	88.163
1983	17.630	23.144	28.156	33.289	38.928	45.526	53.823	65.476	85.919
対数正規分布のパラメータ									
1987	μ =.3662955E+01	σ =.6368878E+00							
1983	μ =.3661691E+01	σ =.6177646E+00							

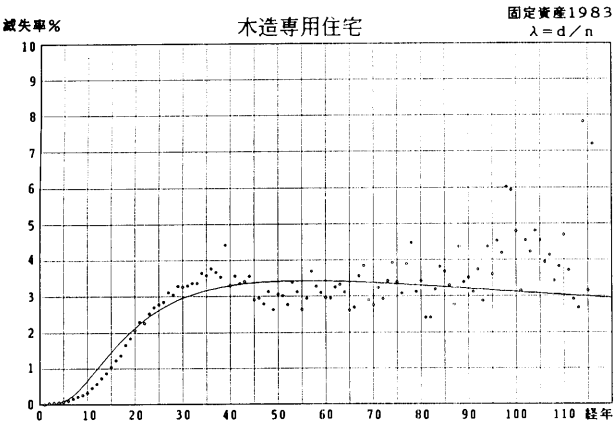

図3－4．木造専用住宅（1982年時点）の減失率

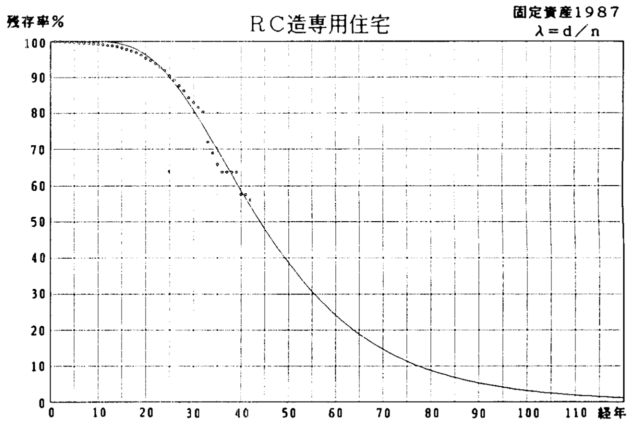

図3－5．鉄筋コンクリート造専用住宅の残存率

3－3．鉄筋コンクリート造専用住宅に関する分析

鉄筋コンクリート造専用住宅について残存率を最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は「対数正規分布」であった。残存率について，観察値と理論分布の比較を図3－5に示す。

3－4．鉄骨造専用住宅に関する分析

鉄骨造専用住宅についての残存率を求め，最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は「ワイブル分布」であった。残存率について，観察値と理論分布の比較をそれぞれ図3－6に示す。

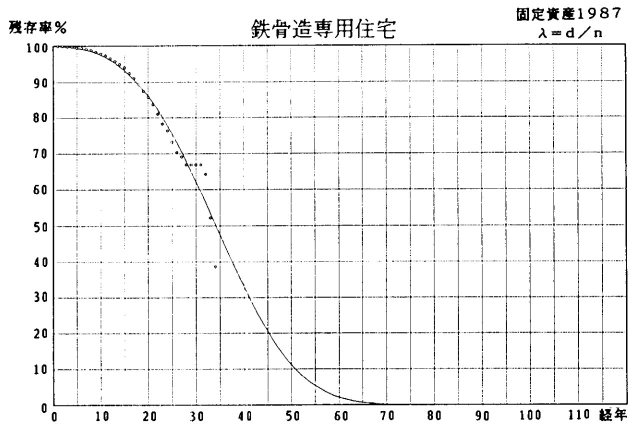

図3－6．鉄骨造専用住宅の残存率

3－5．木造共同住宅に関する分析

木造共同住宅についての残存率を求め最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は「対数正規分布」であった。残存率について，観察値と理論分布の比較をそれぞれ図3－7に示す。

3－6．鉄筋コンクリート造共同住宅に関する分析

鉄筋コンクリート造共同住宅についての残存率を求め，最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は「ワイブル分布」であった。残存率について，観察値と理論分布の比較をそれぞれ図3－8に示す。

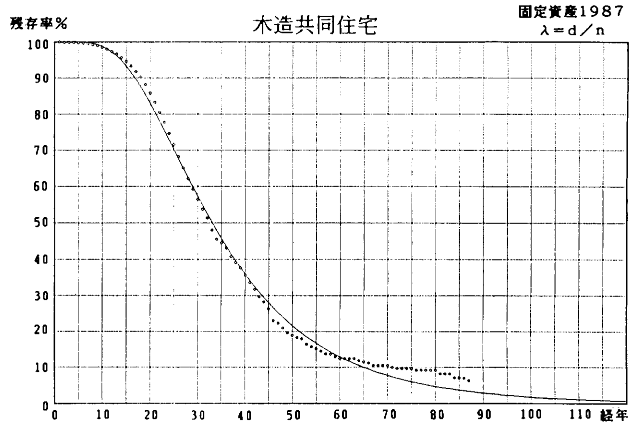

図3－7．木造共同住宅の残存率

3－7．鉄骨造共同住宅に関する分析

鉄骨造共同住宅についての残存率を求め，最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は「ワイブル分布」であった。残存率について，観察値と理論分布の比較をそれぞれ図3－9に示す。

3－8．非住宅建築に関する分析

非住宅である鉄筋コンクリート事務所と鉄骨造事務所について，観測値による残存率を求め，最小二乗法によって分析した結果では，当てはまる理論分布は鉄筋コンクリート造務所が「対数正規分布」であり，鉄骨造事務所は「ワイブル分布」であった。鉄筋コンクリート造事務所と鉄骨造事務所の，残存率の観察値と理論分布の比較をそれぞれ図3－10と図3－11に示す。

3－9．実態調査のまとめ

各建物の10％～90％滅失年数および分布形とパラメータの一覧を表3－3にまとめておく。

木造専用住宅については，50％滅失年数は約40年であり，1982年の資料をもとに分析した結果とほとんど変化はない。非木造専用住宅については，鉄筋コンクリート造が38年から44年，鉄骨造が31年から34年となり，鉄骨造の寿命の方がやや短いという傾向がある。なお，この幅は滅失率の推定方法を，d を滅失数，n を現存数として

$\lambda_5=(d+0.5)/(n+1)$　$\lambda_1=(d+1)/(n+1)$

とした場合の残存率の理論分布から求めたものである。

共同住宅については，木造が32年から33年，鉄骨造が27年から32年とほぼ等しいのに対し，鉄筋コンクリート造は47年から53年とかなり長くなっている。木造と鉄骨造は共同住宅の方が専用住宅よりも寿命が短いという結果になったが，鉄筋コンクリート造の場合は集合住宅の方がかなり長い寿命をもっていると考えられる。

比較対照用とした鉄筋コンクリート造事務所と鉄骨造事務所については，前者が34年から39年，後者が28年から29年となって，住宅とほぼ変らない寿命値であることがわかった。

鉄筋コンクリート造共同住宅の場合は，いわゆるマンション形式の分譲住宅が多く含まれて権利関係が複雑であること，および，建物規模が専用住宅や木造・鉄骨造の共同住宅に比べてかなり大きいことなどが寿命の長さに影響しているものと思われる。

4．まとめ

本研究により，経年別の現存数と滅失数のデータがあれば，建物の寿命分布などをコンピュータによりほぼ自動的に求めることができるようになった。また，固定資産台帳による実態調査からは，木造・鉄筋コンクリート

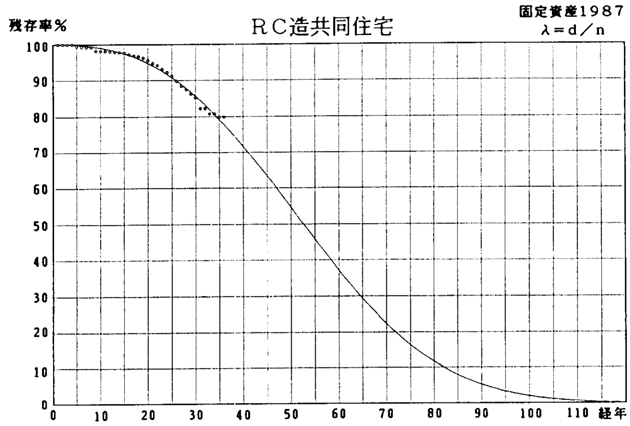

図3－8．鉄筋コンクリート造共同住宅の残存率

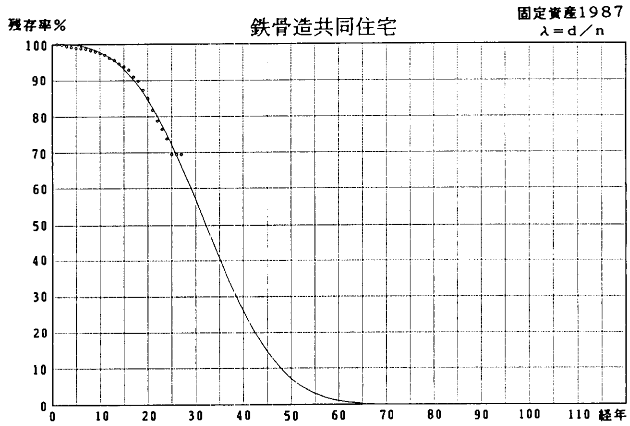

図3－9．鉄骨造共同住宅の残存率

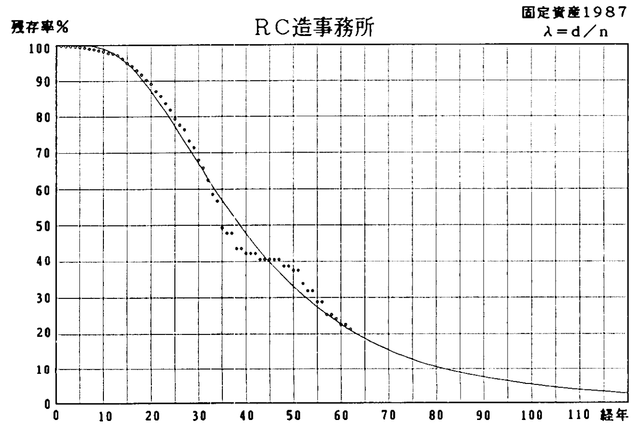

図3－10．鉄筋コンクリート造事務所の残存率

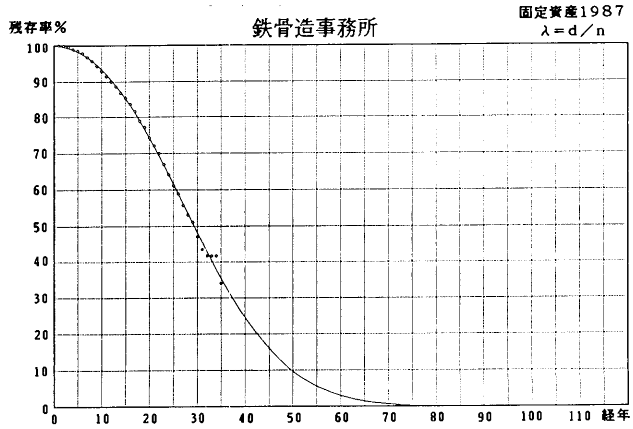

図3－11．鉄骨造事務所の残存率

表３－３．分析結果の概要

滅失年数									
種類	10%滅失	20%滅失	30%滅失	40%滅失	50%滅失	60%滅失	70%滅失	80%滅失	90%滅失
木造専用住宅	17.23	22.80	27.91	33.17	38.98	45.80	54.44	66.62	88.16
ＲＣ専用住宅	25.02	30.38	34.94	39.38	44.04	49.24	55.50	63.83	77.50
鉄骨専用住宅	17.49	23.04	27.19	30.79	34.16	37.53	41.10	45.24	50.86
木造共同住宅	16.82	21.22	25.09	28.94	33.08	37.81	43.62	51.57	65.03
ＲＣ共同住宅	25.88	34.39	41.03	46.93	52.60	58.35	64.58	71.91	82.10
鉄骨共同住宅	17.15	22.02	25.74	29.01	32.11	35.24	38.59	42.51	47.88
ＲＣ事務所	18.32	23.69	28.51	33.40	38.72	44.89	52.58	63.27	81.78
鉄骨事務所	12.29	17.50	21.71	25.54	29.29	33.16	37.42	42.52	49.74

故障密度関数の分布形とパラメータ		
種類	分布形	パラメータの値
木造専用住宅	対数正規分布	$\mu = 3.662955$ $\sigma = 0.6368878$
ＲＣ専用住宅	対数正規分布	$\mu = 3.784984$ $\sigma = 0.4410785$
鉄骨専用住宅	ワイブル分布	$m = 3.350591$ $\eta = 43.21146$ $\delta = -4.572896$
木造共同住宅	対数正規分布	$\mu = 3.498890$ $\sigma = 0.5274611$
ＲＣ共同住宅	ワイブル分布	$m = 2.747338$ $\eta = 61.51844$ $\delta = -1.240550$
鉄骨共同住宅	ワイブル分布	$m = 3.005484$ $\eta = 36.27570$ $\delta = 0.$
ＲＣ事務所	対数正規分布	$\mu = 3.656244$ $\sigma = 0.5834942$
鉄骨事務所	ワイブル分布	$m = 2.367776$ $\eta = 36.14284$ $\delta = -1.672601$

ただし正規分布（対数正規分布は経年 i を対数変換すれば同様）は

$$P(\mu, \sigma, i) = \int_{-\infty}^{i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\cdot\sigma} \exp\left\{-\frac{(t-u)^2}{2\sigma^2}\right\} dt$$

ワイブル分布は

$$P(m, \delta, \eta, i) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{i-\delta}{\eta}\right)^m\right\}$$

ト造と鉄骨造の事務所についての寿命実態を，1987年現在で明らかにすることができた。主要構造材料別の傾向では，鉄筋コンクリート造のものが比較的寿命が長く，木造と鉄骨造はほぼ同じか，木造の方がやや長いという結果が得られた。専用住宅と共同住宅の比較では，鉄筋コンクリート造の場合のみ共同住宅の方が寿命が長くなっているものの，木造と鉄骨造では専用住宅の方が寿命が長くなっている。また，一般に事務所建築の耐用年数は住宅よりも長く設定されているが，実態調査の結果では両者の寿命には大きな違いがないことがわかった。以上の事柄を考えあわせると，建物の寿命は構造種類や用途によって異なるのではなく，むしろ建物の規模やコストあるいは収益性といった要因で決められるのではないかという仮説が浮び上がってくる。この仮説を検証するためには，こうした要因を考慮して資料を収集して分析する必要があるが，現有の資料にはこうした情報は含まれておらず，実態調査を含めて将来の課題としたい。

【謝辞】

本研究の実態調査にあたってご協力頂いた各自治体，ならびに自治省税務局固定資産税課の担当者諸氏に深く謝意を表します。またプログラム作成に協力頂いた横浜国立大学・小松研究室（当時）の宇都正哲君，ならびにデータ入力に協力頂いた小山工業高等専門学校・加藤研究室（当時）の卒業研究生諸君に感謝致します。

なお，プログラム作成に際しては松本光平氏（当時建設省建築研究所）より，最小 χ^2 法についてのご教示と参考プログラムをご提供頂きました。また，一部で東京大学大型計算機センターのライブラリプログラムを参考にさせて頂きました。記して謝意を表したいと存じます。

〈参考文献〉

第１章

1) 「建築学体系３　建築経済」，彰国社，1955
2) 伊藤鄭爾　「家屋耐用年限について」　昭和22年度日本建築学会学術講演梗概集第２部
3) 伊藤鄭爾　「家屋耐用年限の理論的考察」第２回日本建築学会学術講演会，1948.3
4) 関野　克　「木材量と耐用年限の関係について」同上，1948.3
5) 伊藤鄭爾　「家屋耐用年限理論」　住宅研究２号，彰国社，1953.8
6) 伊藤鄭爾　「一般家屋の残存率表」日本建築学会研究報告第26号，1954
7) 谷　重雄　「平均余命としての家屋耐用年限」日本建築学会研究報告第22号，1953
8) Gleeson, M. E. “Estimating housing mortality from loss records.” Environment and Planning A 1985, volume 17, pp.647-659

第２章

9) 「最新減価償却資産の耐用年数表」，大野新二編著，税務研究会出版局，1989
10) 野城智也，「新海悟郎氏所蔵資料にみる昭和２０年代の耐用年数論議Ⅰ，Ⅱ」，BELCA NEWS, 1990.1・1990.3
11) 「人口分析の方法」，舘稔，古今書院，1963
12) 「日科技連信頼性工学シリーズ２　信頼性・保全性の基礎数理」，三根久・河合一，日科技連，1984
13) 「日科技連信頼性工学シリーズ３　信頼性の分布と統計」，市田嵩・鈴木和幸，日科技連，1984

第３章

14) 加藤裕久・小松幸夫，「木造専用住宅の寿命に関する研究　―累積ハザード法に寄る寿命推定―」，日本建築学会計画系論文報告集第363号，pp.20-26，1986

〈研究組織〉

主査　加藤　裕久　小山工業高等専門学校　教授
委員　吉田　倬郎　工学院大学　教授
〃　小松　幸夫　横浜国立大学　助教授
〃　野城　智也　武蔵工業大学　助教授