建築防災設備の故障率に関する統計的考察

防災安全工学講座
本田　信也

1991 年 2 月

名古屋大学工学部建築学教室

目 次

序章 1

研究の目的 3

論文の構成 3

1 既存建築物の調査資料の概要 5

1.1 既存建築物および建築設備についてのデータベース 5

1.2 調査対象の建築物および建築設備 6

1.2.1 調査対象建築物の用途・規模および竣工年 6

1.2.2 調査対象建築設備の設置状況 18

1.3 建築設備定期検査の実績及び集計結果 25

1.3.1 定期検査報告の実績 25

1.3.2 設備定期検査の集計結果 31

2 統計的解析手法に関する考察 37

2.1 故障データ 38

2.2 故障時間の統計的モデル 39

2.2.1 指数形モデル 40

2.2.2 正規形モデル 42

2.3 パラメータ推定 43

2.3.1 点推定と区間推定 44

2.3.2 多重時間打切りデータに対する最尤法 45

名古屋大学工学部建築学教室

3 防災設備の故障率解析 51
3.1 防災設備と解析データ 53
3.1.1 防災設備の解析対象 53
3.1.2 データの事前処理 57
3.2 故障率の特性 62
3.2.1 故障率 62
3.2.2 故障率と保全 66
3.3 データベースを利用した故障率の推定 71
3.3.1 ワイブル確率プロット法による推定 71
3.3.2 最尤法による推定 81
3.3.3 故障率の近似推定 83
3.4 推定結果の考察 92

4 故障率に影響を及ぼす要因の考察 97
4.1 建築竣工年による影響 98
4.2 検査報告年・検査報告回数による影響 101
4.2.1 検査報告年 101
4.2.2 検査回数 107

まとめ 112

A 115
A.1 フィッシャー情報量 115
A.2 ワイブル確率紙の使用法 116
A.2.1 分布理論 116
A.2.2 確率紙の構成 117
A.2.3 使用法 117

参考文献 117

謝辞 120

名古屋大学工学部建築学教室

序章

研究の目的

建築物を施工し利用していく場合，その利用者或いは周辺の健康・安全確保のために様々な法規制が存在する。特殊建築物(建築基準法)や防火対象物(消防法)に指定されるような建築物には，不特定あるいは多数の人々の利用が予想されるため，種々の安全構造・安全設備等の対策が義務づけられている。防災設備の多くは，スプリンクラーや煙感知器，防火扉などの防火設備であり，火災発生時の利用者の人命安全確保や財産保護を目的としている。

しかし，防災設備は他の一般設備と異なり日常的には動作状態にないため，例えば実際に火災が発生した場合にしか，その設備が正常に動作するかどうかは分からないといった問題があげられる。そのため，防災設備の動作信頼性を確保するためには，定期的な点検保全活動が特に重要であるということは広く認識されており，多くの建築物で各種防災設備の定期点検等（例えば煙感知器）の維持管理活動が行われている。

このように建築防火計画等において，防火設備の動作信頼性は重要な要素となると考えられる。しかし，ここで問題となる設備の動作信頼性は，工業製品としての出荷時点に保証される性能ではなく，使用状態にある既存建築物内の設備の性能であり，その使用環境や維持保全などに大きく影響されると予想される。

このため，使用状態における動作信頼性や，定期的な維持管理活動の結果の解析には，多数の建築物で長時間にわたる記録を蓄積する必要があり，既存建築物における防災設備の動作信頼性の現状を明らかにした研究は少ない。

本研究では，既存建築物の防災設備について，その動作信頼性の現状と影響を与える要素を明らかにすることを目的とした。

名古屋大学工学部建築学教室

論文の構成

上記のように，防災設備の動作信頼性を決定する要素には，不確定性を持つものが多くを占めており，このような場合，集積されたデータから統計的手法によって推測する方法が適当であると考えられる。本研究ではデータベースを用いて，動作信頼性の一つの指標として故障率を推定することにより，防災設備の一つである非常用照明設備の動作信頼性の現状を明らかにした。

本論文の構成は，4 章からなり各章の内容は下記のように要約される。

第 1 章は本論文で用いたデータベースの概要を示した。データベースは設備定期検査報告を蓄積したものであり，その中の情報を整理・集計した結果から本研究で故障率解析を行った建築物属性及び設備の検査実績について明らかにした。第 2 章では，故障率解析を行うための数学的手法についての考察を行っている。故障率解析の数学的手法はかなり細かく確立されており，その概要と示すと共に，本論文における故障率の解析手法の導入のための基礎的な考察を加えた。第 3 章では故障率解析の手法を示し，データベース内の情報から故障率を推定した結果を建物用途・規模別に示している。第 4 章では，第 3 章で推定した故障率に影響を与えると考えられる要因についての解析・考察を行った。

名古屋大学工学部建築学教室

第 1 章

既存建築物の調査資料の概要

本論文で利用した建築物及び建築設備に関するデータベースは，建築基準法の定める建築物定期調査・報告制度に基づいて行われた建築設備定期検査報告書の資料を集成したものである。定期調査・報告は，建築物そのものに関するものと，建築設備に関するものに大別されるが，報告義務の課される建物規模が一部異なること等を除けば，建築物の概要に関しては同一の情報が記録される。このデータベースには，特殊建築物に分類されるほとんどの用途が含まれており，用途，規模によらず様々な情報が建築物毎に統一した方式で収録されている等，建築物に関する情報のデータベースとして，現時点ではもっとも良く整理されているものである。

本章では，次章以降で述べる故障率の推定に先立って，建築物の用途・規模・竣工年・設置防災設備等の観点からデータベース内の情報を整理し，東京都内における建築ストックの現状を概観する。

1.1　既存建築物および建築設備についてのデータベース

第3章で行うように，防災設備の故障率を統計的に解析するためには，既存建築物・設備検査データが必要となる。本論文では東京都内の特殊建築物等から提出された，建築設備定期検査報告書を基に作成されたデータベースを利用して解析している。このデータベースは，既存建築物の属性についての情報と，建築設備の定期検査結果についての情報の両方を含んでおり，故障率を解析する場合の母数を推定できる，現在最も有用な資料である。本章では，第3章における解析の前段として，この資料を利用して，既存建築物及び建築設備の諸特性を明らかにする。

本論文で建築物及び設置設備に関する情報を得るために用いるデータベースは，(財) 日本建築設備安全センターから提供を受けた，東京都内の特殊建築物及び事務所建築物等からの建築設備定期検査報告書を基に作成されたデータベース (以後データベース) である。建築設備定期

名古屋大学工学部建築学教室

検査報告は，建築基準法第 12 条第 2 項に基づいて行われる作業であるが，対象となる建築物の用途・規模・設備は特定行政庁毎に若干異なり，東京都の場合は建築基準法施行細則により表 1.1 のように指定されている。建築物用途に関して，建物データベース内では表 1.2 に示す分類に従って入力されているが，以後の解析の便を考慮して，類似しているとみなされる用途は一括し，また件数の少ない用途は除いて表 1.3 のようにまとめ直した。本章以降の解析で用いる建物用途はこの 5 用途である。

建物データベースには，報告書に記入された事項のいくつかを除いて表 1.4 の形式で情報が入力されている。これらの情報のうち本論で用いるものを表 1.5 に示す。本章ではこれらの情報を利用して，次章以後で行う故障率の解析にとって基礎となる情報を以下の 2 点から明らかにする。

1) 用途・規模・竣工年別の建物数の情報及び設備の設置状況に関する情報

2) 設備定期検査の実施結果に関する情報

ただし建築物によっては欠落している情報があり，例えば竣工年が不明な建築物は当然のことながら竣工年別の建物数を特定する場合解析から除外している。また，解析結果の用途間の比較を行うことから，複数の用途をもつ建物データは全ての解析から除外している。

1.2 調査対象の建築物および建築設備

1.2.1 調査対象建築物の用途・規模および竣工年

ここでは，建物データベースに記録されている建築物に関して，用途別に規模，竣工年に関する 2 つの情報を把握する。ただし，図 1.1 ～図 1.6 においては延床面積・階層数・竣工年の内 1 つでもデータの欠落している建築物は除外している。

[規模別建物数]

建築物の規模は，様々な捉え方ができるが，ここでは利用できる情報のうち延床面積と階層数について整理する。

図 1.1 は，1989 年までに竣工した建築物について，延床面積 2,000 m^2 毎の建物度数分布を用途別に示したものであり，図 1.2 は同じく階層数の建物度数分布を示したものである。ただし延床面積が 20,000 m^2 を越える建築物，15 階建以上の建築物は一括して示してある。また，

名古屋大学工学部建築学教室

表1.1:建築設備定期検査報告の対象用途および規模（東京都建築規準法施行細則）

	特殊建築物等 (ア) 用途	特殊建築物等 (イ) 規模	(ウ) 建築設備
(一)	劇場・映画館・演芸場	○200m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの ○主階が1階にないもの	○換気設備ー注⑤ ○排煙設備（昭和46年1月1日以後に建築確認を取得し設置されたもの。但し，特別避難階段の附室にあっては，昭和44年5月1日より対象となります）
(二)	観覧場・公会堂・集会場	○200m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(三)	旅館・ホテル	○300m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(四)	百貨店・マーケット物品販売業を営む店舗	○500m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(五)	病院・診療所（患者の収容施設があるものに限る）・養老院・児童福祉施設等	○300m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(六)	学校・体育館	○2,000m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(七)	博物館・美術館・図書館・ボーリング場・スキースケート場・水泳場・スポーツの練習場	○2,000m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	○非常用の照明装置（昭和46年1月1日以後に建築確認を取得し設置されたもの） ○給排水設備（昭和34年1月1日以後に建築確認を取得し設置されたもので給水タンク・貯水タンク・排水タンクが設置されているもの）
(八)	展示場・キャバレー・カフェー・ナイトクラブ・バー・舞踏場・遊技場・公衆浴場・待合・料理店・飲食店	○500m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(九)	下宿・共同住宅・寄宿舎	○300m²を超えるもの（ただし，3階以上の階に100m²をこえるものがある場合に限る）	
(十)	事務所その他これに類するもの	○1,000m²を超えるもの（ただし，5階以上の建築物で延べ面積が2,000m²を超えるもののうち，3階以上の階にあるものに限る）	
(十一)	上記用途（事務所を除く）の建築物に2以上あるもの（複合用途建物）	○500m²を超えるもの ○3階以上の階にあるもの	
(十二)	地下街	○1,500m²を超えるもの	

注 ① 上記表で「3階以上の階にあるもの」とは，3階以上の階でその「用途に供する部分」が100m²を超えるもの。

② 建築物の用途は，建築基準法，同法施行令，東京都建築安全条例等に明確に定義されていないので，社会通念上，他法令等の定義及び各種の通達を参照し実質的な用途とする。

③ 「用途に供する部分」とは，原則として主たる用途に供する部分，これに付属する部分とする。なお，複合用途の建築物では，原則として専用部分の面積を加算して対象建築物になるかどうかを判断する。

（例） 物品販売業を営む店舗：売場，店舗用倉庫，管理事務所，喫煙所，便所等

④ 階は地上階を算定する。また，表でいう「主階」とは専ら観客席のある階をいう。

⑤ 換気設備については，表の項目により下記の換気設備が対象になります。

項目	報告対象換気設備
(一)・(二)	すべての換気設備
(三)〜(十二)	無窓居室・火気使用室 ただし，(三)項のうち2,000m²を超えるもので，3階以上の階にあるもの及び(四)項のうち3,000m²を超えるもので，3階以上の階にあるものにあっては，すべての換気設備が対象になります。

無窓居室 ：（法第28条第2項による無窓居室）
火気使用室：（法第28条第3項による換気設備）

⑥ 竣工してから1年を経過した建築物が報告の対象となります。

表1.2:建築物用途コード

建築物用途	コード	建築物用途	コード
劇場・映画館・演劇場	01	養老院・福祉施設	10
観覧場・公会堂・集会場	02	学校	11
百貨店・マーケット	03	博物館・美術館	12
物品販売店舗	04	図書館・展示場	
飲食店Ⅰ（風営法の対象店）	05	事務所	13
		スポーツ施設	14
飲食店Ⅱ（飲食店Ⅰ以外）	06	共同住宅・寄宿舎・下宿	15
旅館・ホテル	07	舞踏場・遊技場・公衆浴場	16
病院	08	複合建物	17
診療所	09		

表1.3:建築物用途分類

	用途	用途コード
(1)	物品販売店舗	03、04
(2)	旅館・ホテル	07
(3)	病院・診療所	08、09
(4)	事務所	13
(5)	共同住宅・寄宿舎	15

名古屋大学工学部建築学教室

表1.4:データベース内の情報

報告行政庁	総合検査評定	報告受付番号
報告者 氏名，所在地等 所有者 氏名，所在地等 管理者 氏名，所在地等		
建築物 所在地 建築物 名称		
建築物 第1用途，第2用途， 構造 確認年月日	地下階層数，地上階層数 建築面積（㎡），延床面積（㎡） 竣工年月日	
検査者 資格，氏名，所在地		

	最新	前回	前々回
総合評定 換気設備総括評定 排煙設備 〃 非常用照明設備 〃 給排水設備 〃			
受付番号 行政庁			
要改善項目			

表1.5:利用情報一覧

建築物の属性に関する情報	①建築竣工年月日 ②建築確認年月日 ③第1用途 ④第2用途 ⑤延床面積 ⑥地上階層数 ⑦換気・排煙・非常用照明・給排水設備の有無
設備定期検査に関する情報	⑧定期検査年月日 ⑨報告書受理年月日 ⑩総合評定 ⑪各設備の総括評定（良・指導済・要改善） ⑫各設備の要改善項目項目（要改善が指摘された場合）

各用途の建物総数に合わせて縦軸目盛の最大値は 200,600,6000 の 3 種類としている。この図を見るにあたっては小規模な建築物 (表 1.1 報告対象規模参照) の取扱いが用途毎に異なっている点に注意が必要である。表 1.1 によれば，例えば旅館・ホテルの報告対象規模は「延床面積 300 m^2 以上，或いは 3 階以上に当該用途に供する部分を 100 m^2 以上もつ」であるのに対して，事務所では「5 階建 2,000 m^2 以上，かつ 3 階以上に当該用途を 1,000 m^2以上もつ」と指定されている。ただし前節で述べたようにここでは単一用途の建築物と見なせる場合に限定しているので，共同住宅，事務所はそれぞれ「延床面積 300 m^2 以上，かつ 3 階建以上」,「延床面積 2,000 m^2 以上，かつ 5 階建以上」の規模が対象となる。

[竣工年別建物数]

本論文で解析する故障率は，後章で詳述するように，故障の発生を確率過程モデルとして導かれることから，ここでは竣工から 1989 年末に至るまでの竣工年別建物数を概観する。

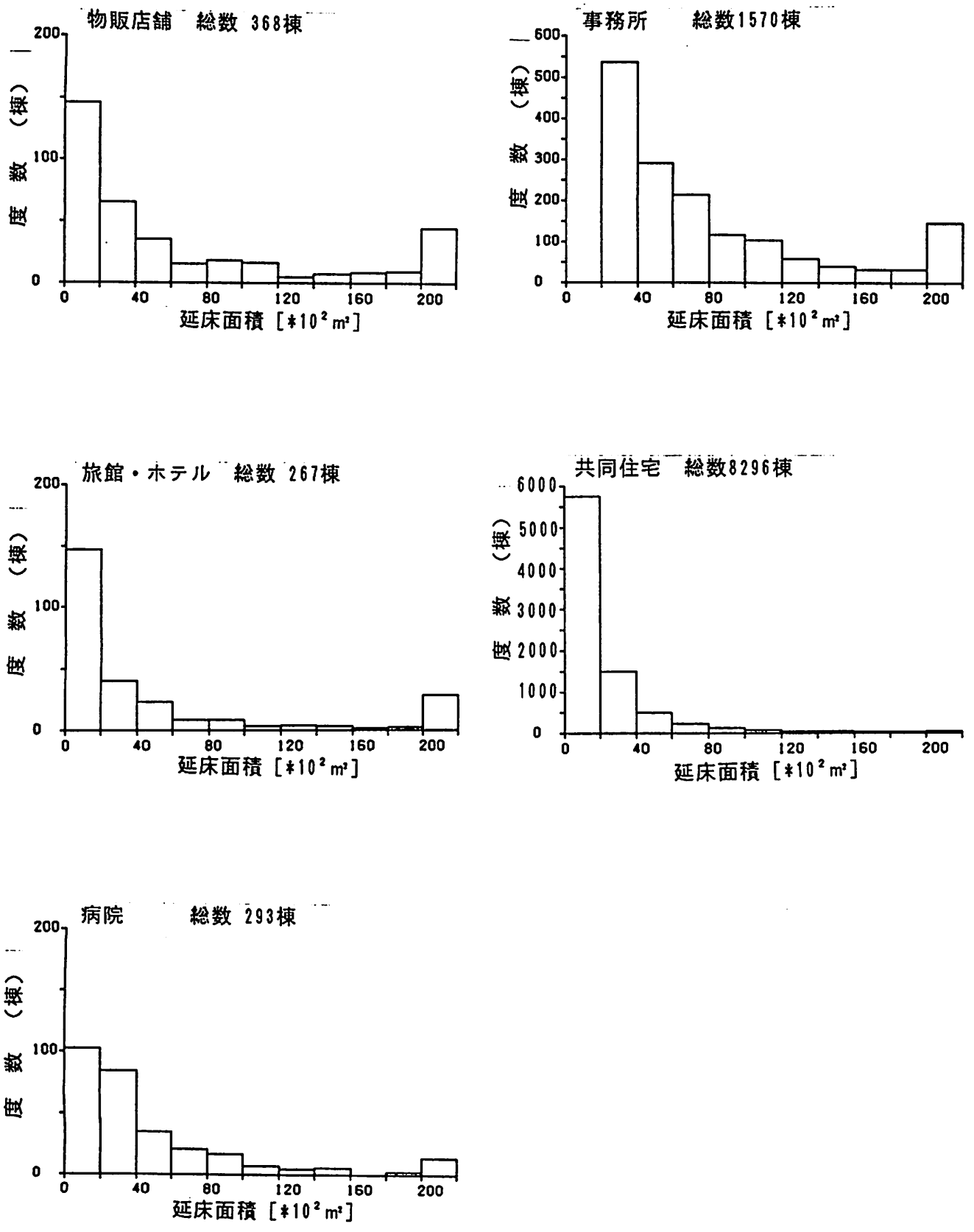
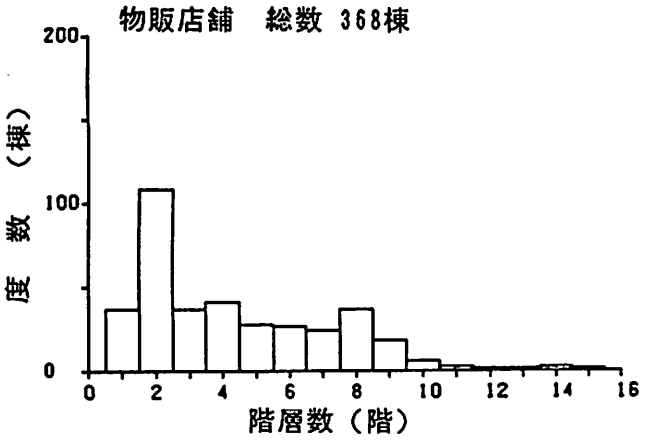
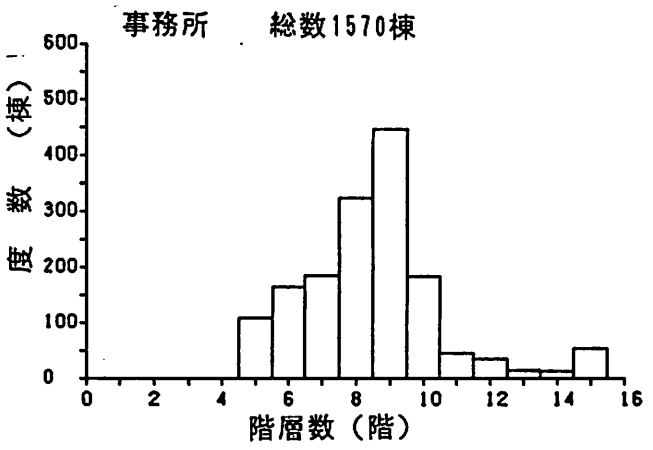
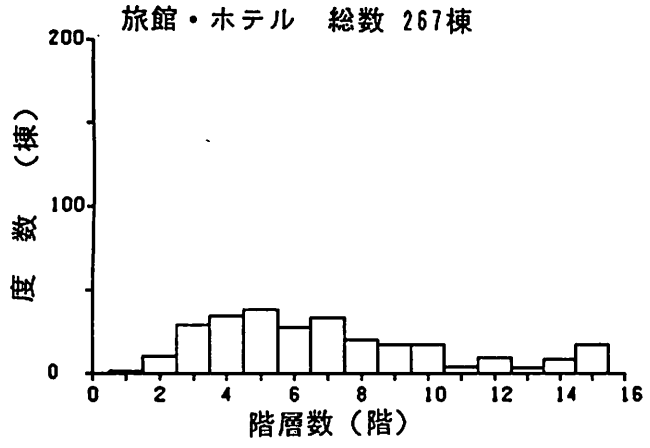


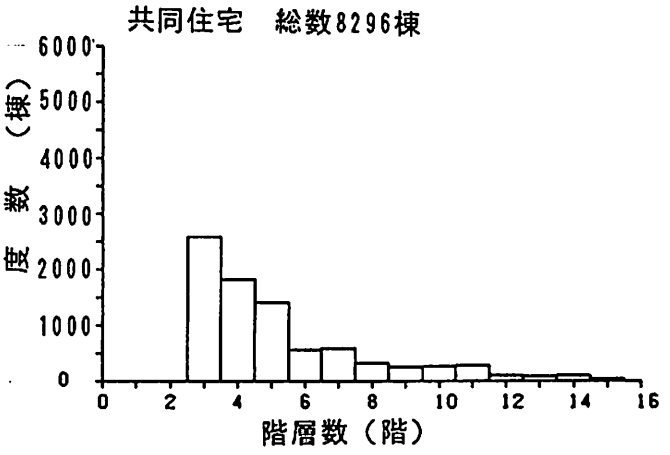
図1.1:延床面積別の建物度数

名古屋大学工学部建築学教室









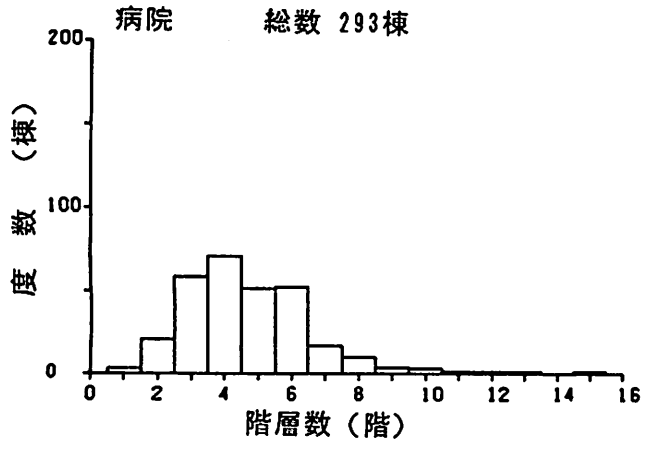


図1.2:階層数別の建物度数

名古屋大学工学部建築学教室

図 1.3 は，竣工年別建物度数を用途毎に示したものであり，図 1.4 は，竣工年別度数を延床面積 5,000 m^2 毎に示したものである。ただし延床面積 20,001 m^2 以上，1955 年以前に竣工した建築物は一括して示してある。縦軸目盛りの最大値は図 1.1, 図 1.2 の値のそれぞれ 1/5 としている。

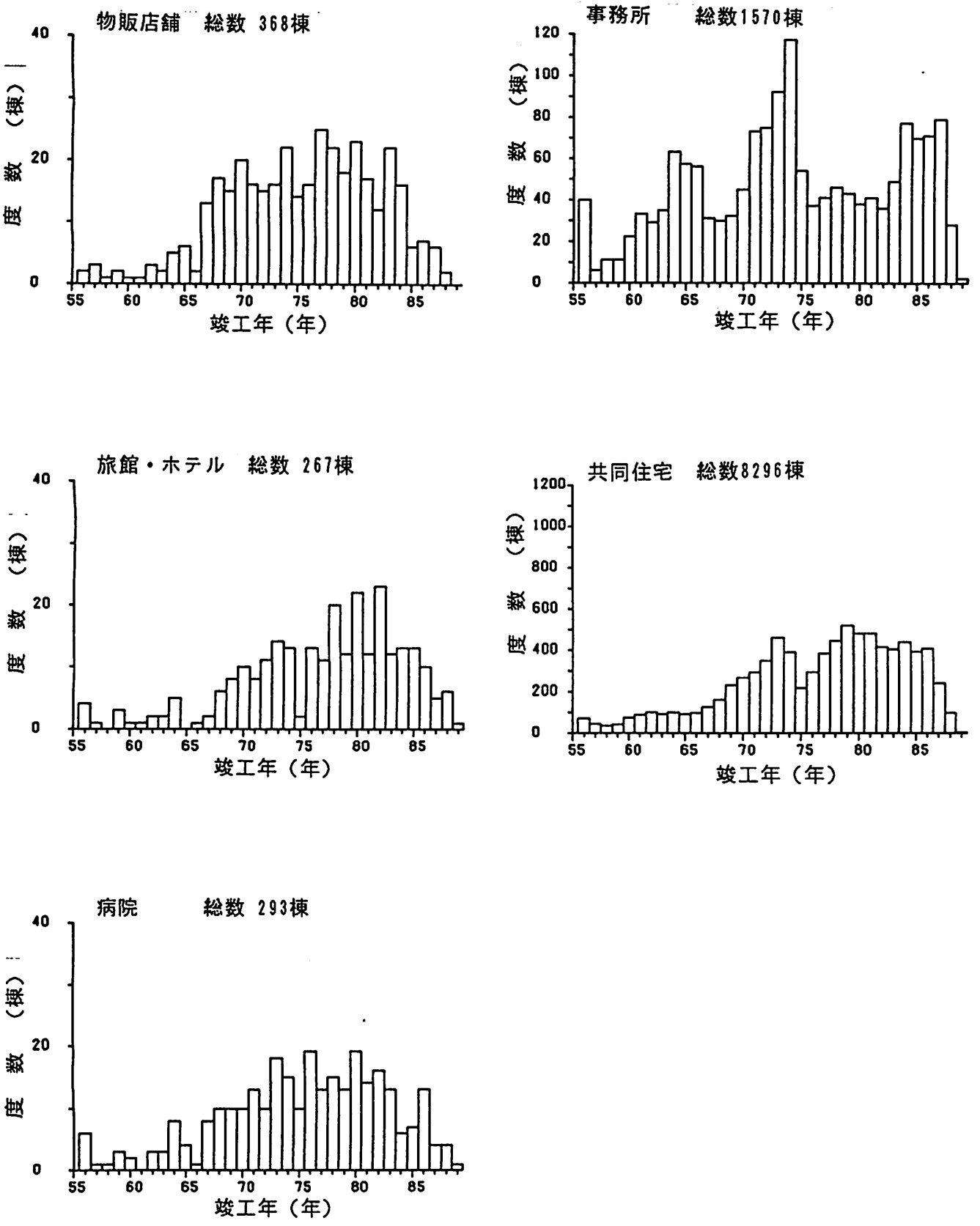


図1.3:竣工年別の建物度数

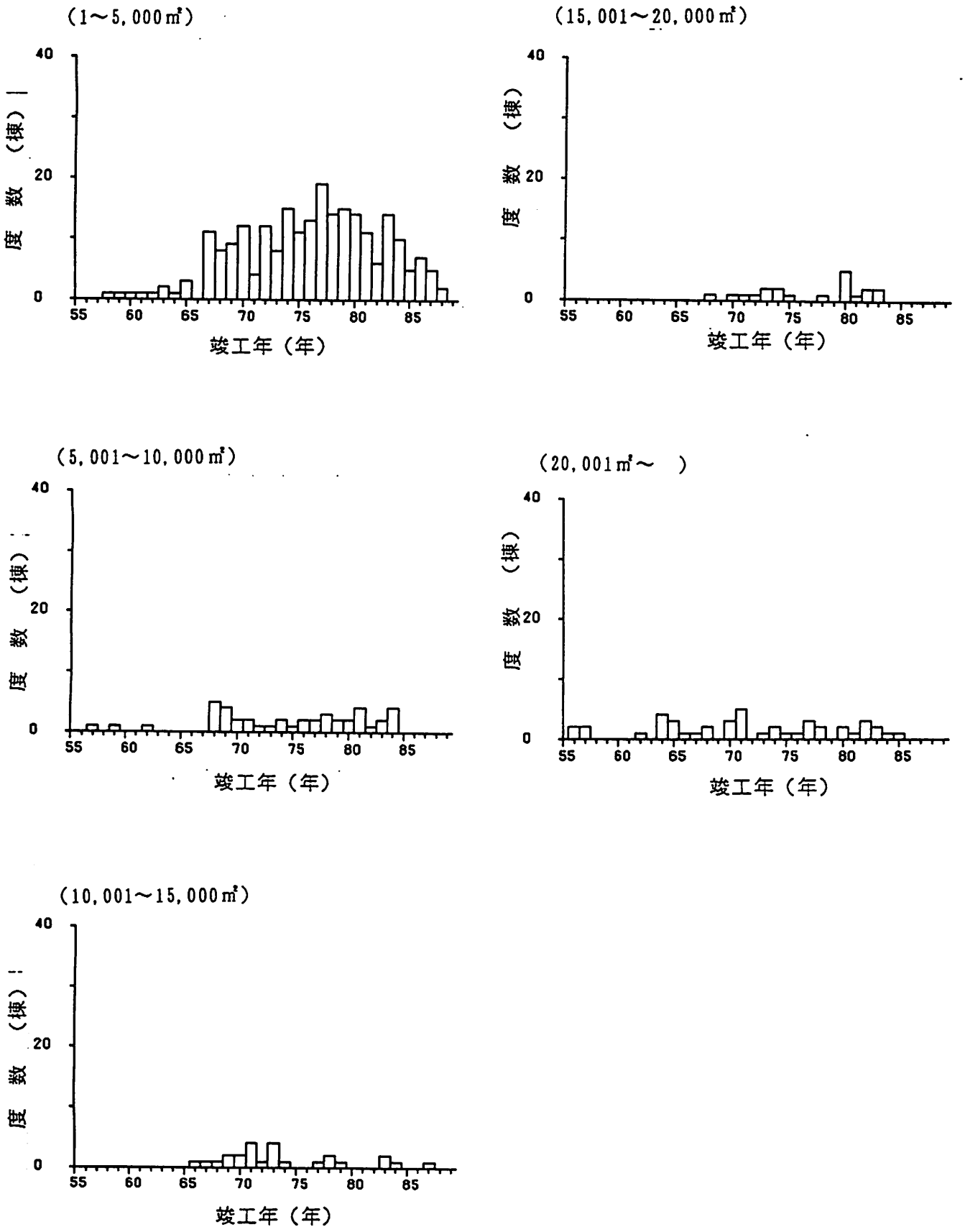


図1.4.a:竣工年別・延床面積別の建物度数（物販店舗）

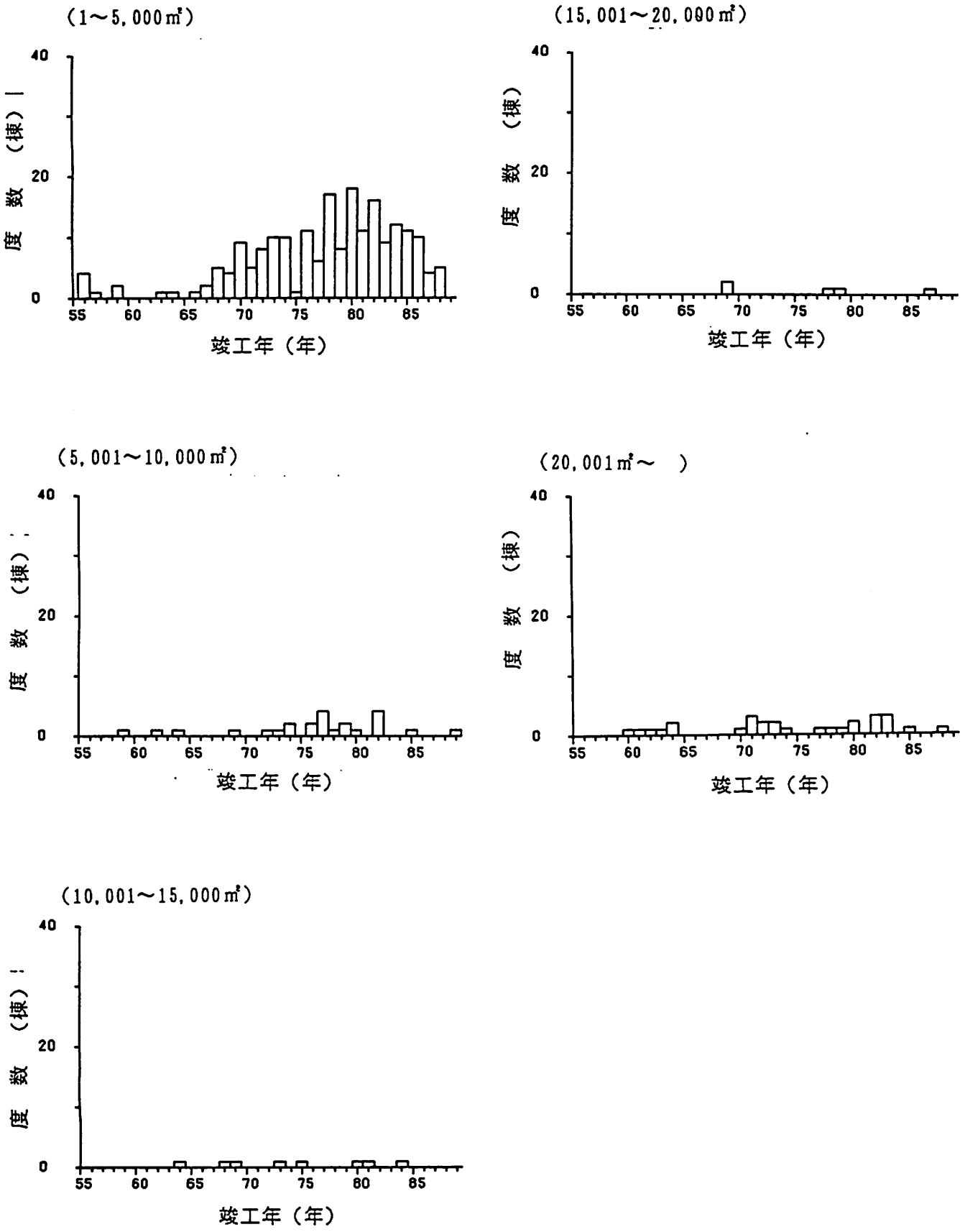


図1.4.b:竣工年別・延床面積別の建物度数（旅館・ホテル）

名古屋大学工学部建築学教室

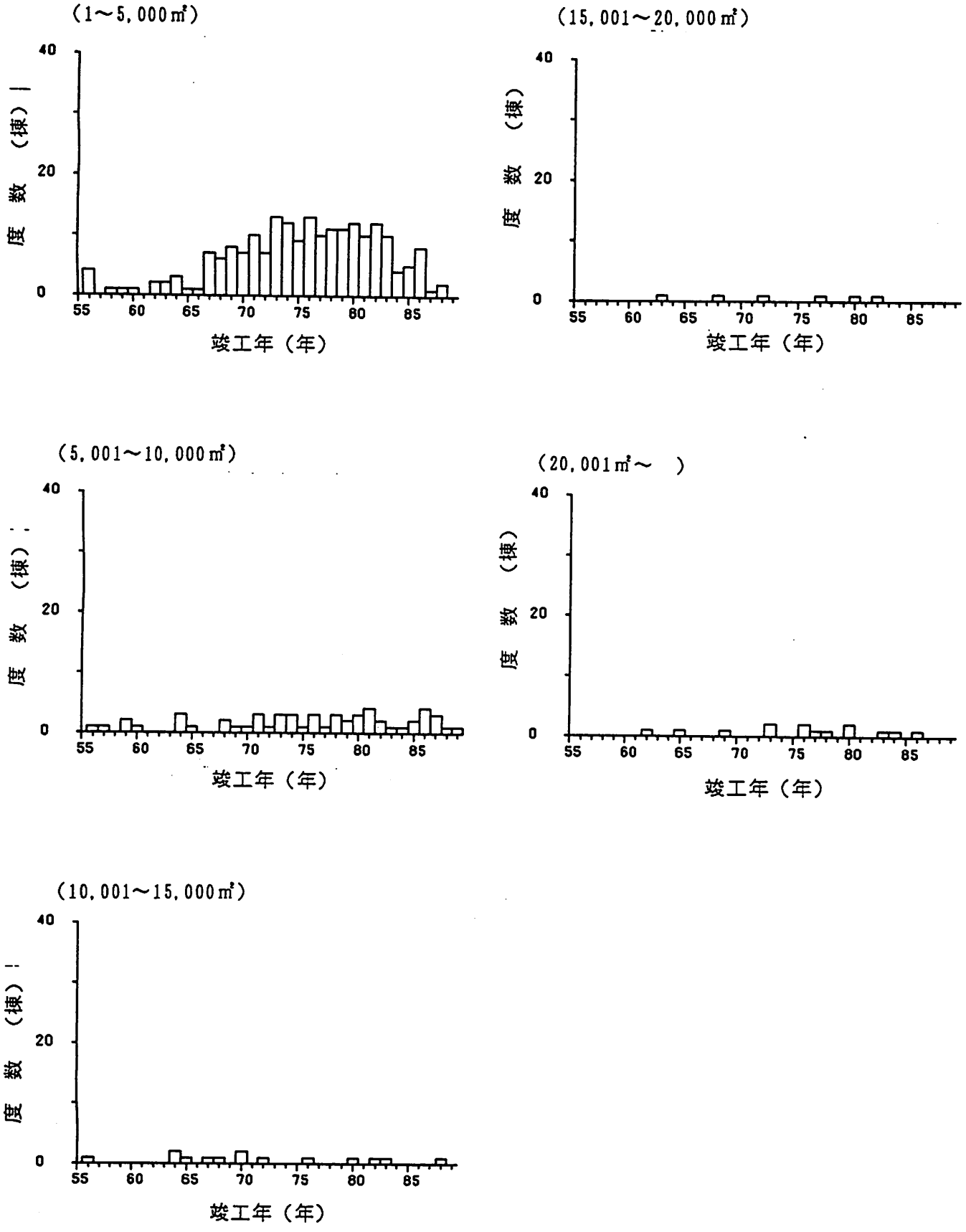


図1.4.c:竣工年別・延床面積別の建物度数（病　院）

名古屋大学工学部建築学教室

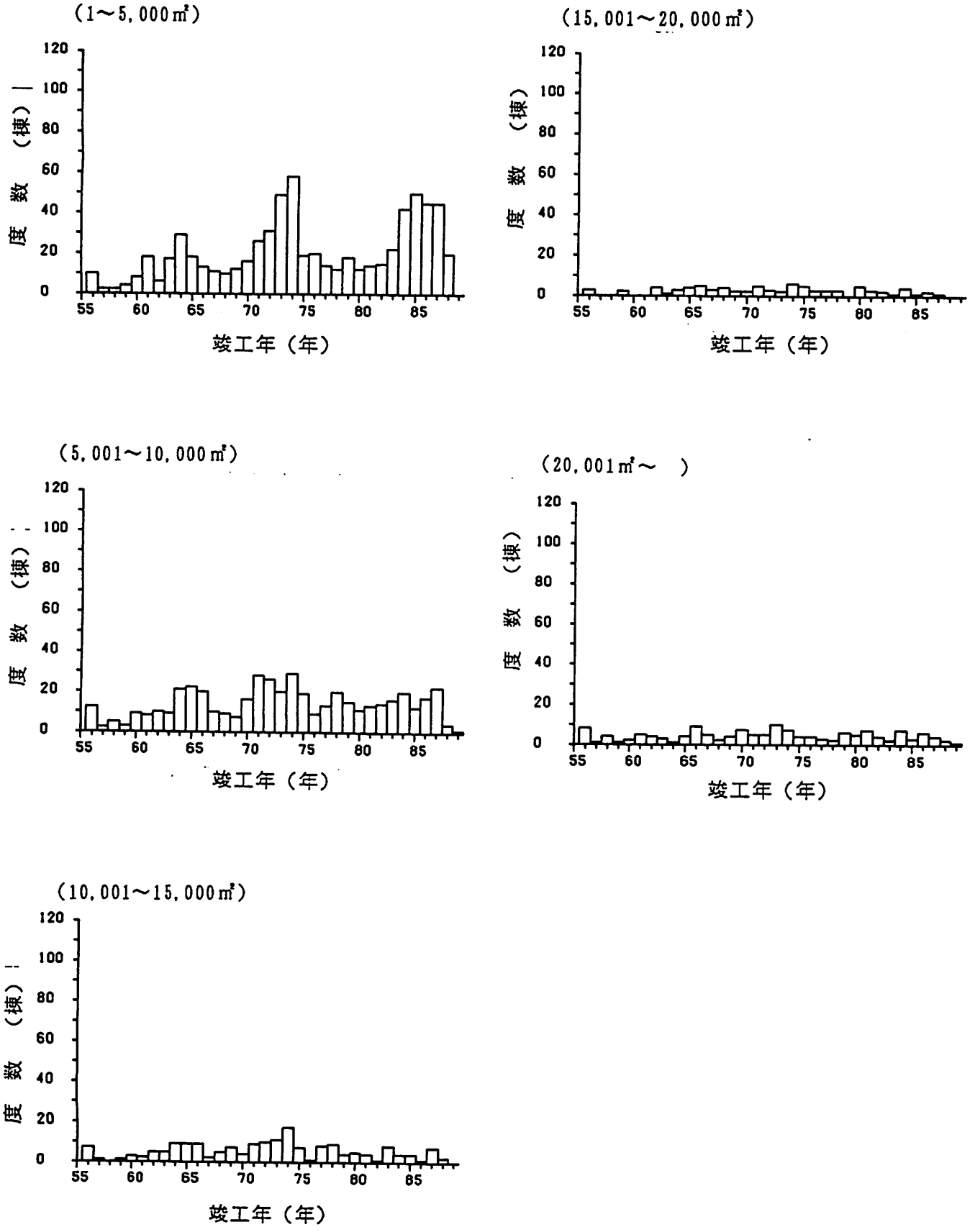


図1.4.d:竣工年別・延床面積別の建物度数（事務所）

名古屋大学工学部建築学教室

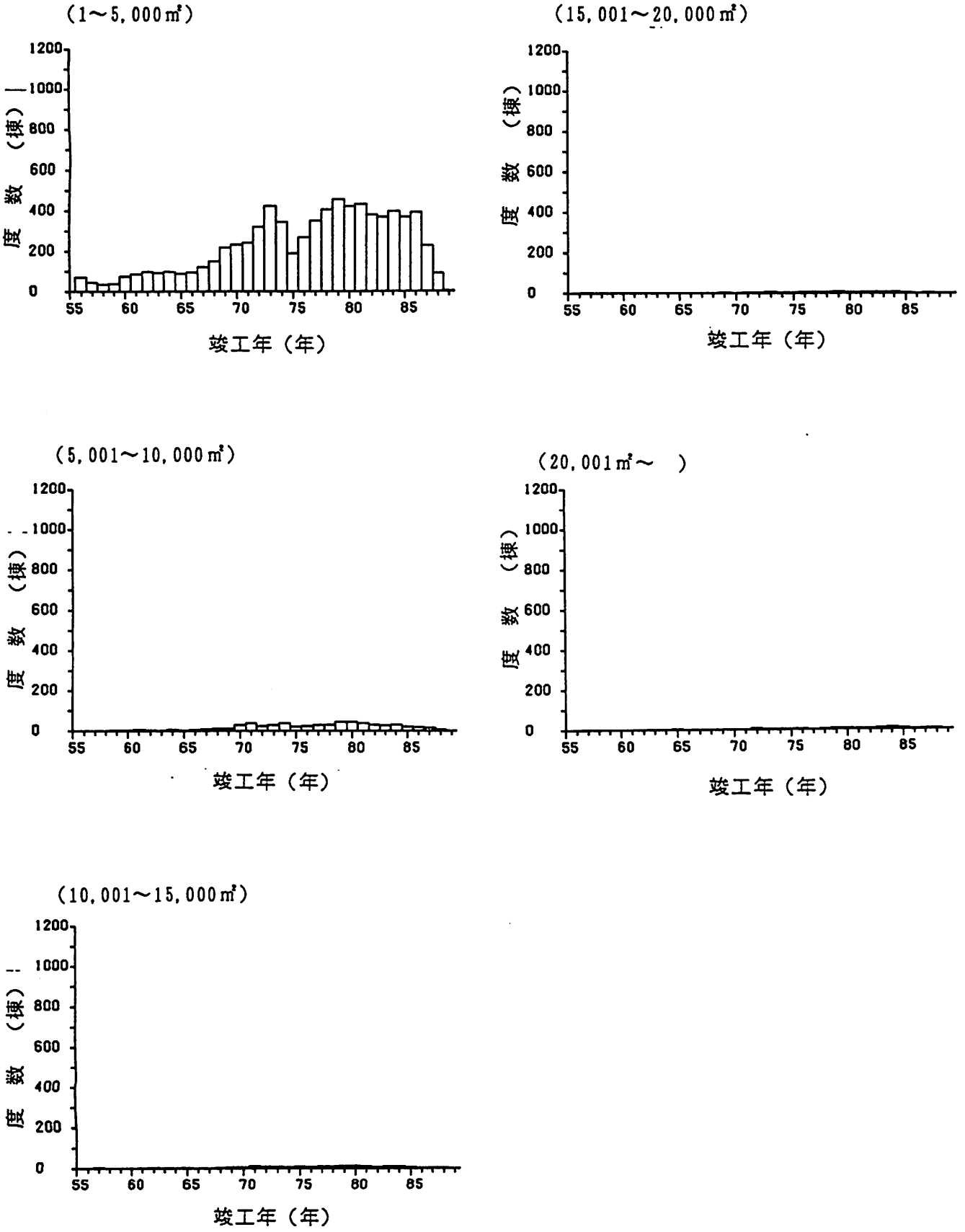


図1.4.e:竣工年別・延床面積別の建物度数（共同住宅）

1.2.2 調査対象建築設備の設置状況

本項では，建築設備と設置状況を概観する。建築設備に関しては，表 1.1 に示した 4 種の設備が，この数十年間に既存建築物にどの程度設置されてきたかを用途別，規模別にみる。次に建築設備定期検査制度は建築基準法によって以前から規定されていたが，監督行政庁への報告結果が公式の形でまとめられ始めたのは最近数年間のことである。

ここでは，建築物の用途毎および延床面積 5,000 m^2 毎に，換気，排煙，非常用照明，給排水設備の設置率の推移を建築物の竣工年に対して明らかにする。

図 1.5 は，建築物用途別にそれぞれの設備の設置率の推移を示したものであり，図 1.6 は，延床面積 5,000 m^2毎に設置率推移を示したものである。

ここで，t 年における設備の設置率 $p(t)$ は以下の式によって算定される。

$$p(t) = \frac{\sum_{i=1900}^{t} (\text{当該設備の設置されている } i \text{ 年に竣工した建物数})}{\sum_{i=1900}^{t} (\ i \text{ 年に竣工した建物数}\ )} \tag{1.1}$$

定期検査の対象となる 4 種の設備のうち，給排水設備は 1959 年，排煙設備と非常用照明設備は 1971 年に，建築基準法で設置が義務づけられたものであり，図 1.5 ，図 1.6 から 1971 年以降ほとんどの建築物用途・延床面積において，排煙設備，非常用照明設備の設置率の高くなることが読み取れる。

ただし，検査されていない設備は，建物データベースに存在が記録されないので，本論文で算定している設置率は，設備の存在を正確に表現していない。

名古屋大学工学部建築学教室

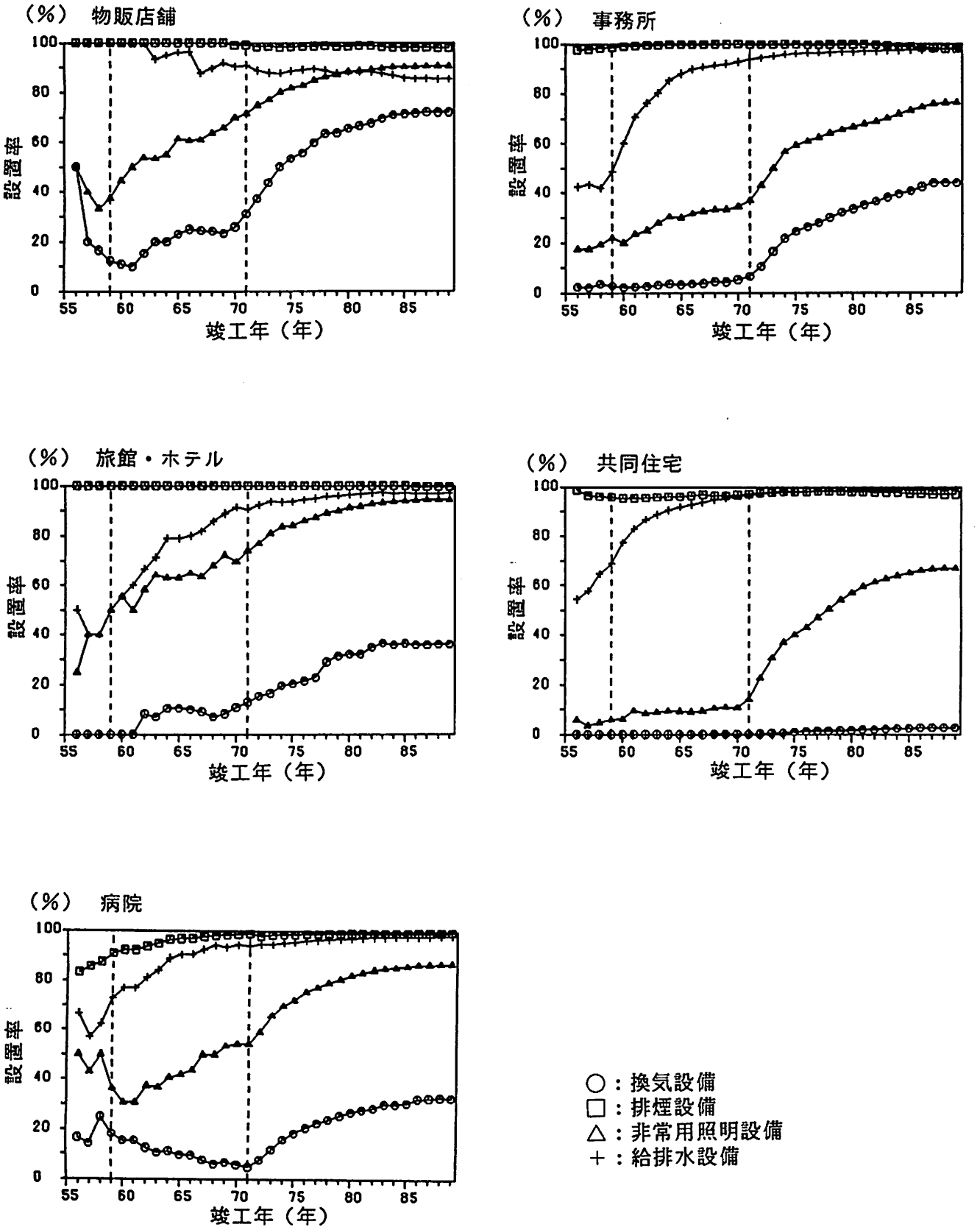


図1.5:竣工年別の設備設置率

名古屋大学工学部建築学教室

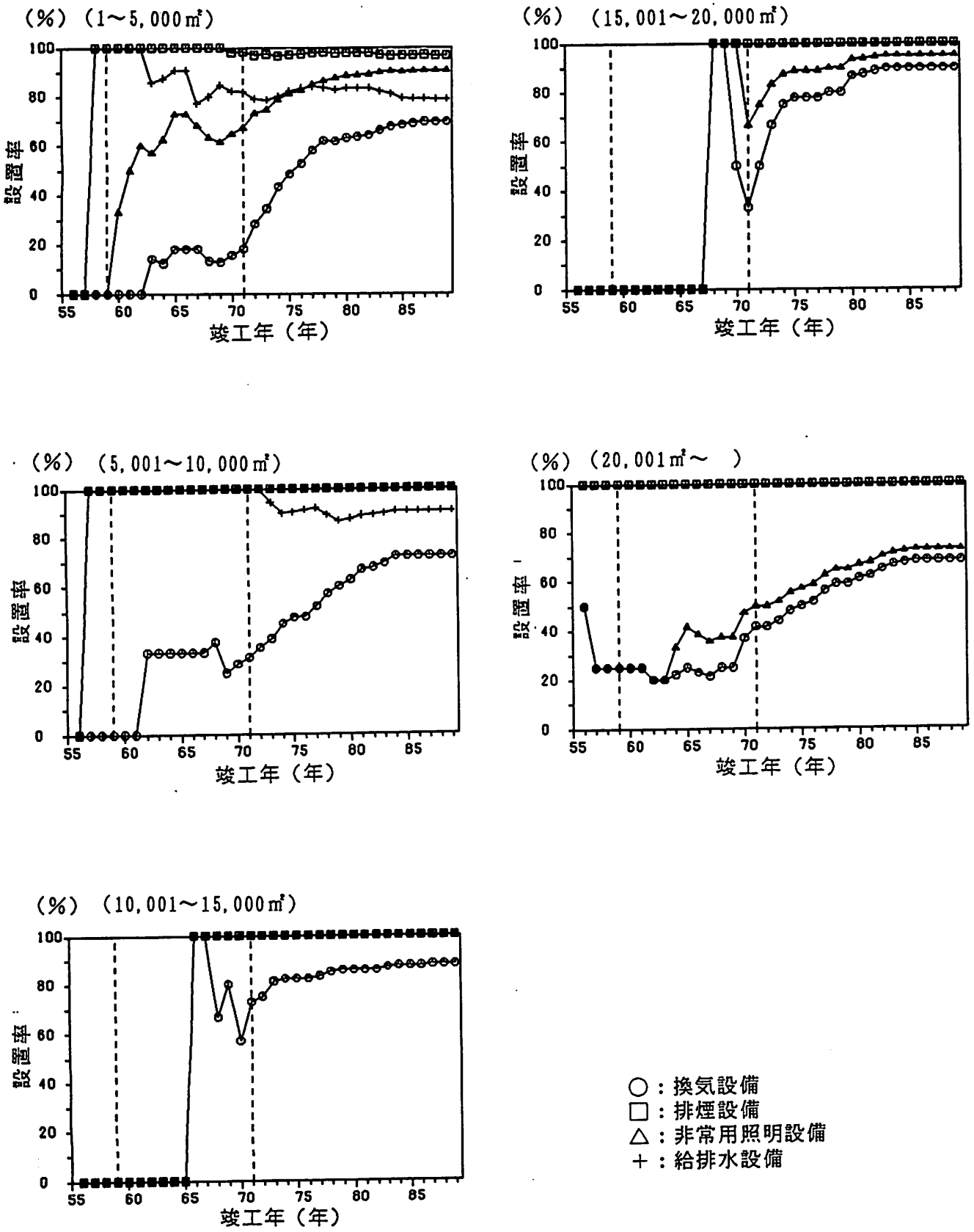


図1.6.a:竣工年別・延床面積別の設備設置率（物販店舗）

名古屋大学工学部建築学教室

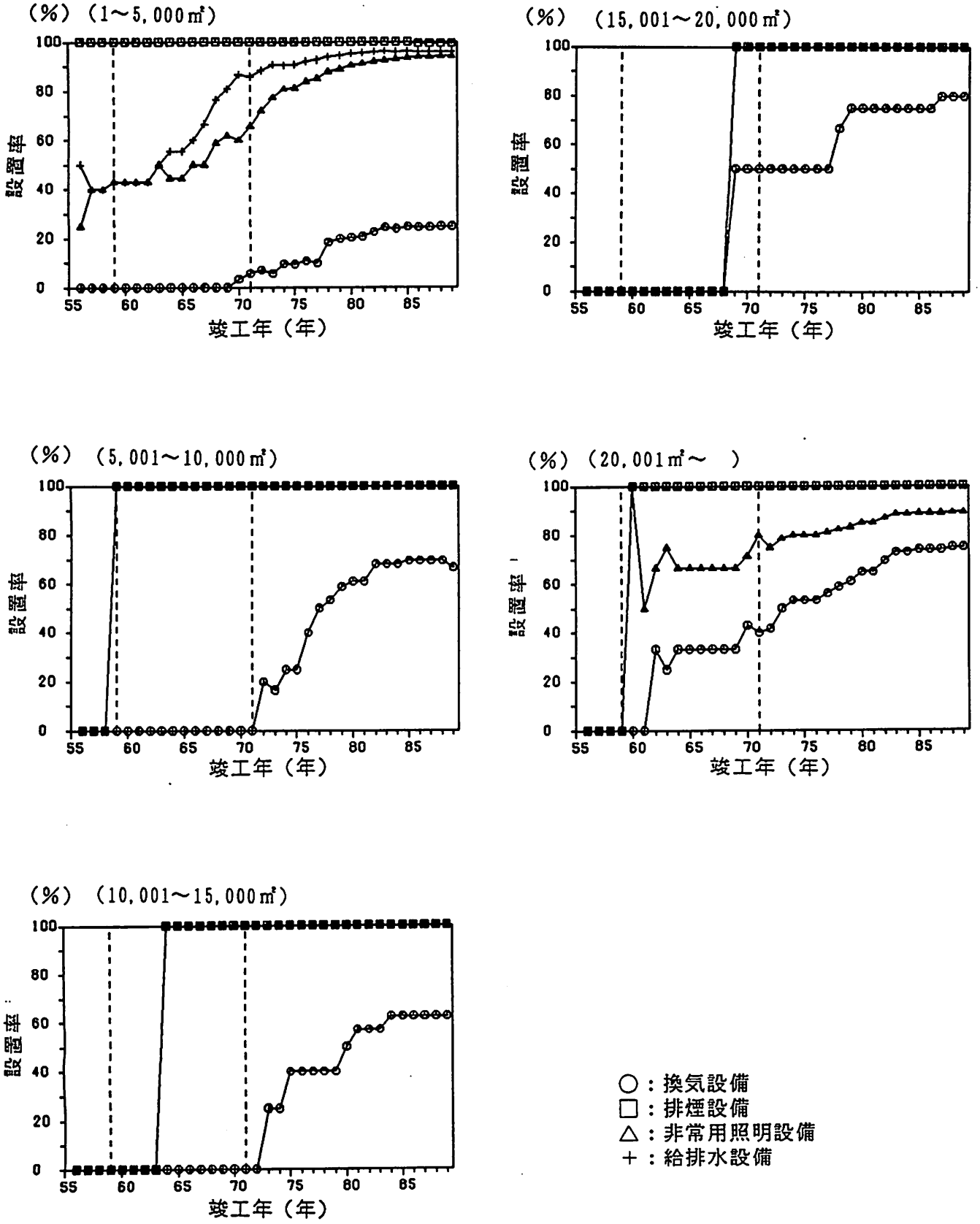


図1.6.b:竣工年別・延床面積別の設備設置率（旅館・ホテル）

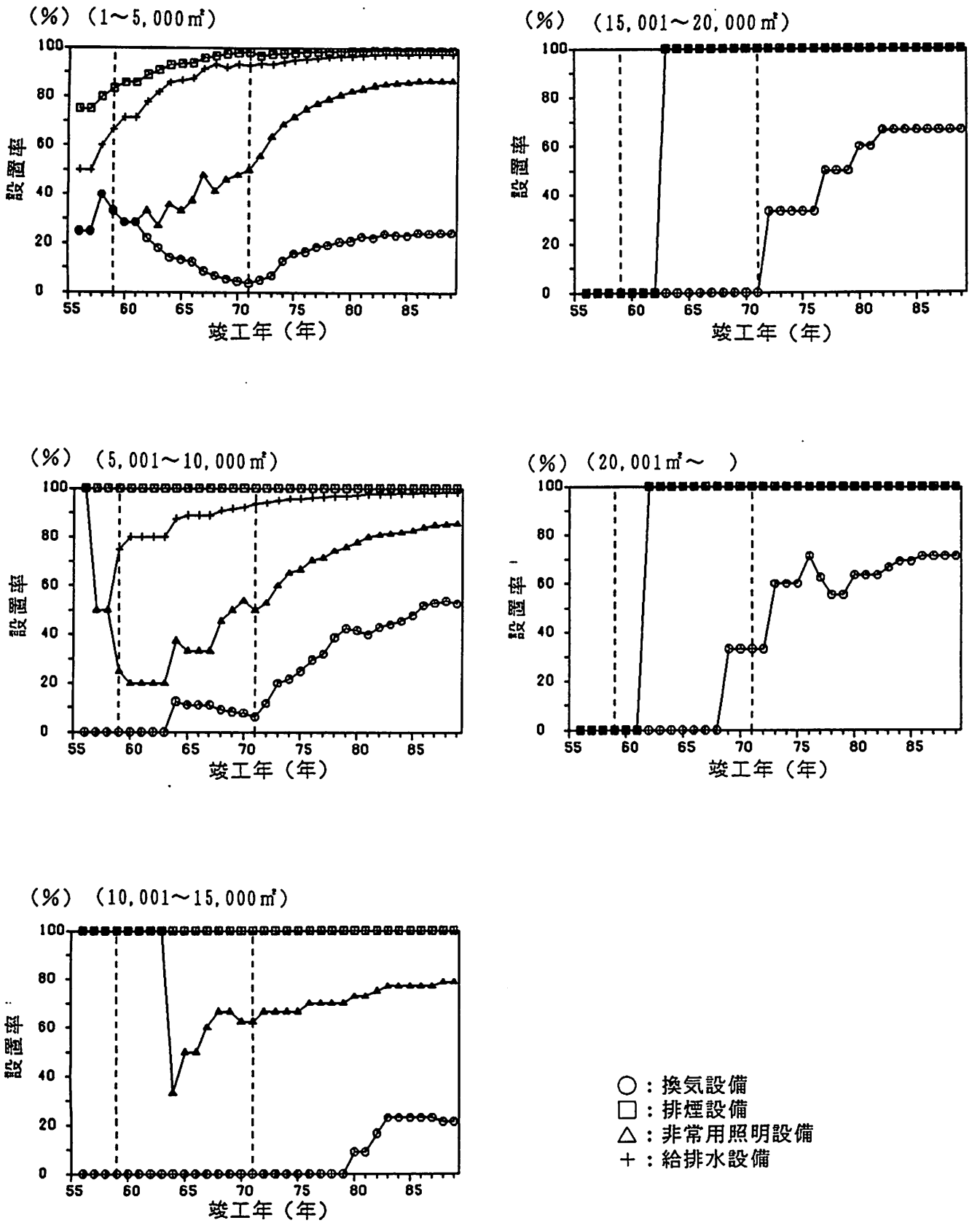


図1.6.c:竣工年別・延床面積別の設備設置率（病　院）

名古屋大学工学部建築学教室

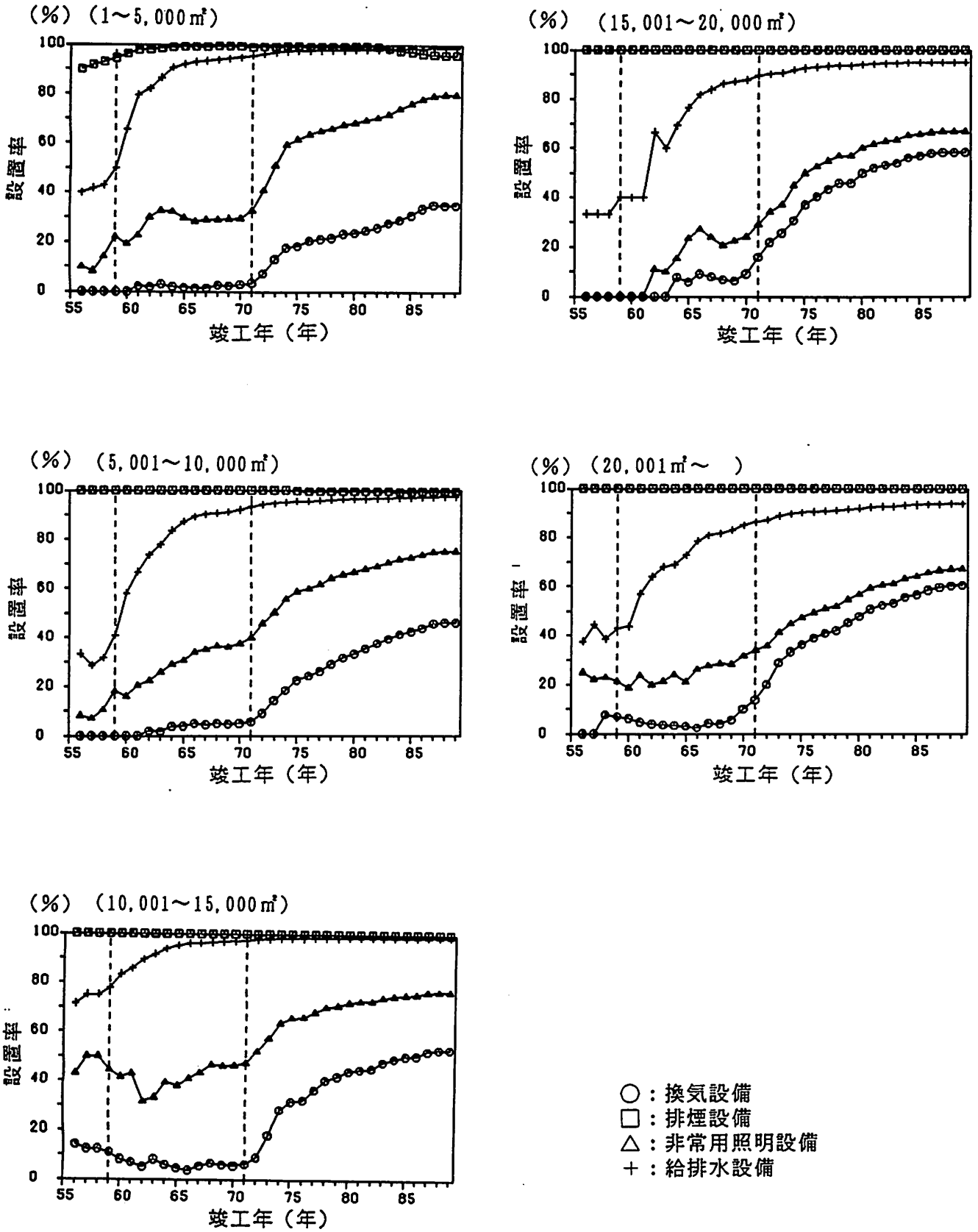
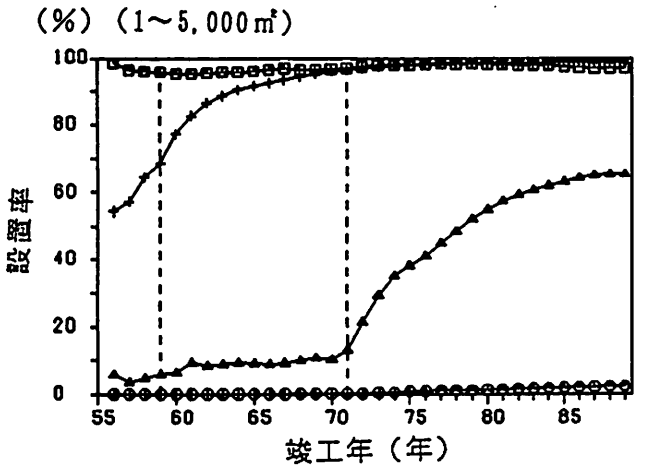
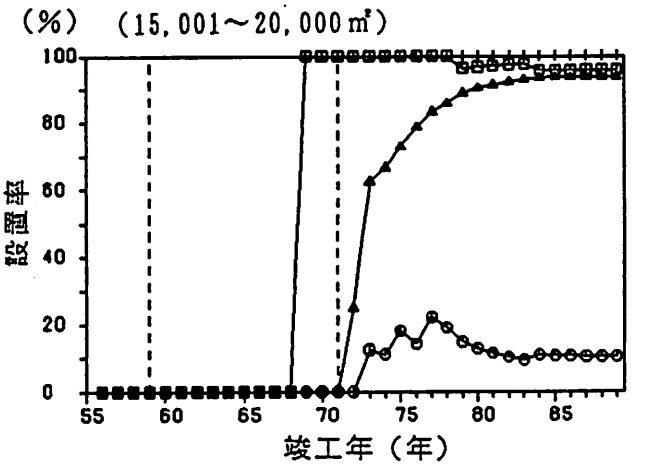
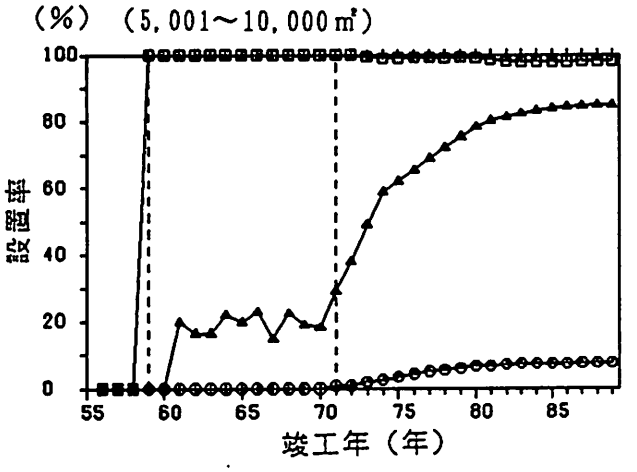


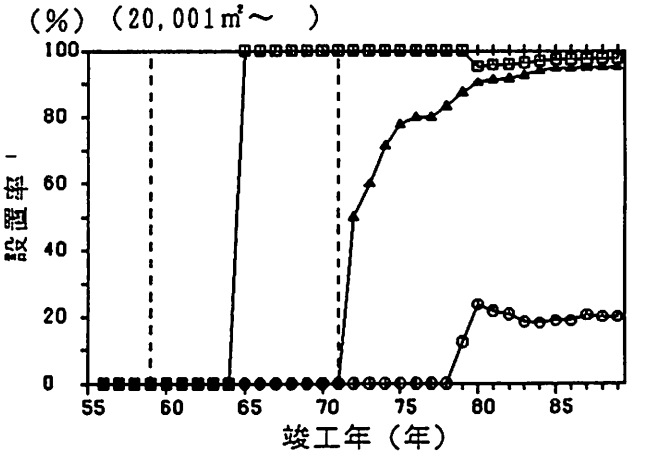
図1.6.d:竣工年別・延床面積別の設備設置率（事務所）

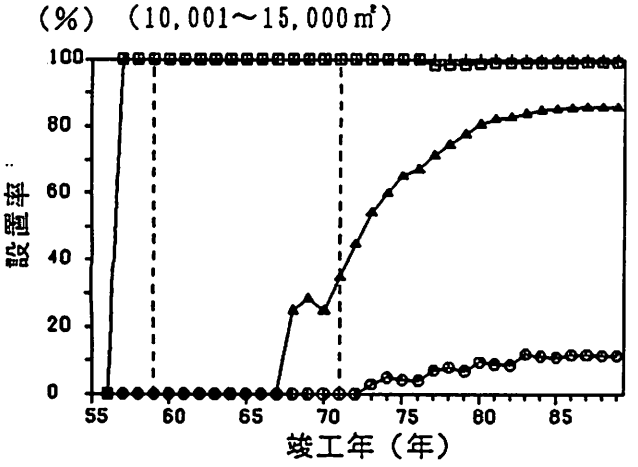
名古屋大学工学部建築学教室











○：換気設備
□：排煙設備
△：非常用照明設備
＋：給排水設備

図1.6.e:竣工年別・延床面積別の設備設置率（共同住宅）

名古屋大学工学部建築学教室

1.3 建築設備定期検査の実績及び集計結果

1.3.1 定期検査報告の実績

ここでは，建築設備定期検査実績を明らかにする。

[検査実施建物数]

表 1.6 は，1985 年～ 1989 年の 5 年間において，各々の年度において設備検査が行われ，報告がなされた建物数を用途別に示したものである。

表1.6:報告年度別の検査実施建物棟数（棟）

	物販店舗	旅館・ﾎﾃﾙ	病 院	事務所	共同住宅
８５年	291	135	195	20	3,949
８６年	336	204	269	468	5,979
８７年	368	234	274	1,337	6,564
８８年	434	228	307	1,530	7,714
８９年	435	255	318	1,708	8,011

検査実施建物数は，年々増加しており，行政庁の指導の結果と考えられる。また，事務所用途は 85 年時点での検査実施建物数が，翌年以降に比べ極端に少なくなっている。これは，建築基準法及び建築基準法施工令の改正 (昭和 58 年法律第 44 号, 昭和 59 年政令第 15 号) により，1984 年に「事務所その他これに類する用途に供する建築物」が，検査対象用途に加えられたためと考えられる。

[検査回数・検査間隔]

表 1.7 は，建物データベースに記録されている各建築物の検査回数を，建築物用途・規模別に集計し示したものである。データベースに記録されるている検査回数の最大は建築物 1 棟当たり 7 回であるが，検査回数 6 回以上の建築物は各用途内で数件の程度であるため，ここでは 1 回～ 5 回の検査回数の建築物の数を示している。ただし延床面積の区分は，第 3章以降での故障率推定の際の面積規模区分に従っている。

表 1.8 は，各建築物用途について，建築物の竣工から最初の定期検査までの平均経過年数と，定期検査が複数回実施されている場合の平均検査間隔年数を，検査回数・延床面積別に示したものである。ここで竣工年のデータの欠落している建築物は除外している。表中，検査回数 1 回の場合の検査間隔の欄，及び建物数が 0 である欄には－が記入してある。

表 1.7 から，どの建築物用途においても 70% ～ 80% の建築物で 2 回以上定期検査が実施されていることが分かり，表 1.8 からは，建築物竣工後初めて定期検査の記録が得られるまで平均的に 10 年前後ないしはそれ以上経過していること，定期検査間隔がほぼ 1 年とみなせることが分かる。建築物竣工から最初の定期検査記録が得られるまでの平均経過年数に関する結果は，設備の故障率を解析する場合の解析手法の選択，稼動開始から故障するまでの時間の取扱い方に関して重要なポイントとなることが予想される。

名古屋大学工学部建築学教室

表1.7:定期検査実施回数別の建物棟数（棟）

用途＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～	計
物販店舗	1回	31	37	11	8	5	0	4	96
	2回	26	36	11	3	2	3	4	85
	3回	13	23	10	8	4	4	3	65
	4回	21	39	23	14	8	12	21	138
	5回	21	69	33	14	12	6	19	174
旅館・ホテル	1回	44	29	6	2	1	1	2	85
	2回	27	18	11	3	1	2	2	64
	3回	23	28	8	4	1	2	4	70
	4回	29	21	14	6	2	3	10	85
	5回	9	17	14	5	5	0	10	60
病院	1回	24	48	14	7	3	0	1	97
	2回	20	41	21	9	3	0	1	95
	3回	7	35	17	11	3	2	3	78
	4回	12	32	28	17	8	2	9	108
	5回	7	41	23	7	3	4	0	85
事務所	1回	-	110	169	85	37	11	19	431
	2回	-	128	151	88	36	23	27	453
	3回	-	163	261	164	94	43	89	814
	4回		25	79	101	61	24	23	313
	5回	-	1	4	2	2	0	6	15
共同住宅	1回	2,055	1,312	302	101	37	11	17	3,835
	2回	1,182	1,100	245	63	21	10	3	2,624
	3回	678	785	238	110	27	27	14	1,861
	4回	850	1,078	368	135	50	50	22	2,526
	5回	548	647	217	72	26	26	18	1,535

表1. 8. a:用途・規模別の定期検査間隔（物販店舗）

検査回数＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～
1 回	竣工－初回	8.99	8.34	11.17	10.17	14.60	－	35.58
	検査間隔	－	－	－	－	－	－	－
2 回	竣工－初回	6.50	7.18	15.93	5.88	7.71	7.61	5.49
	検査間隔	1.17	1.28	1.13	1.64	2.08	1.28	1.11
3 回	竣工－初回	8.32	11.23	11.97	6.84	9.55	9.04	13.78
	検査間隔	1.30	1.17	1.27	1.10	1.11	1.26	1.03
4 回	竣工－初回	13.03	9.21	13.24	14.06	14.05	9.51	16.47
	検査間隔	1.14	1.11	1.13	1.12	1.09	1.08	1.06
5 回	竣工－初回	9.51	8.73	10.17	12.97	10.17	7.38	13.73
	検査間隔	0.99	1.00	1.01	1.02	1.04	1.02	0.99

表1. 8. b:用途・規模別の定期検査間隔（ 旅館・ホテル）

検査回数＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～
1 回	竣工－初回	7.15	8.42	5.05	8.05	20.79	－	27.36
	検査間隔	－	－	－	－	－	－	－
2 回	竣工－初回	8.70	6.67	11.18	16.03	－	4.56	5.68
	検査間隔	1.47	1.25	1.42	1.03	1.02	2.02	1.01
3 回	竣工－初回	7.40	11.74	11.71	7.71	6.60	11.18	7.83
	検査間隔	1.29	1.12	1.06	1.14	1.00	1.68	1.15
4 回	竣工－初回	9.13	7.69	9.20	6.95	13.29	16.92	11.07
	検査間隔	1.11	1.08	1.08	1.04	1.08	1.03	1.09
5 回	竣工－初回	7.92	8.28	9.55	12.28	10.08	－	11.34
	検査間隔	1.00	0.99	1.01	0.98	1.01	－	1.01

表1.8.c:用途・規模別の定期検査間隔（病　院）

検査回数＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～
1 回	竣工－初回	12.79	11.43	10.90	13.13	19.84	－	8.70
	検査間隔	－	－	－	－	－	－	－
2 回	竣工－初回	19.33	9.52	6.73	6.30	51.76	－	12.39
	検査間隔	1.52	1.32	1.41	1.48	1.18	－	1.00
3 回	竣工－初回	15.14	12.24	8.51	8.24	16.40	9.44	9.11
	検査間隔	1.23	1.25	1.49	1.38	1.23	1.17	1.02
4 回	竣工－初回	14.94	11.37	9.04	16.55	14.15	13.06	10.21
	検査間隔	1.11	1.07	1.11	1.05	1.12	1.01	1.09
5 回	竣工－初回	10.20	8.55	10.02	5.83	5.06	12.07	－
	検査間隔	0.98	1.00	1.01	1.01	1.02	1.00	－

表1.8.d:用途・規模別の定期検査間隔（事務所）

検査回数＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～
1 回	竣工－初回	－	10.48	9.15	8.54	10.04	12.37	6.13
	検査間隔	－	－	－	－	－	－	－
2 回	竣工－初回	－	11.69	10.36	14.59	16.09	14.88	15.10
	検査間隔	－	1.13	1.16	1.23	1.20	1.10	1.08
3 回	竣工－初回	－	12.90	13.97	14.44	15.14	15.25	15.45
	検査間隔	－	1.02	1.04	1.08	1.06	1.07	1.02
4 回	竣工－初回	－	10.35	12.97	15.72	15.80	16.33	14.07
	検査間隔	－	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00
5 回	竣工－初回	－	7.52	14.50	15.75	10.15	－	28.78
	検査間隔	－	1.01	0.98	1.02	1.00	－	0.99

表1.8.e:用途・規模別の定期検査間隔（共同住宅）

検査回数＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～
1 回	竣工－初回	8.36	9.28	8.59	9.48	10.54	5.17	8.54
	検査間隔	－	－	－	－	－	－	－
2 回	竣工－初回	9.25	10.75	7.77	8.81	9.33	8.67	7.96
	検査間隔	1.39	1.31	1.37	1.39	1.58	1.18	2.00
3 回	竣工－初回	10.72	10.43	8.30	8.69	6.98	7.49	10.15
	検査間隔	1.21	1.19	1.24	1.19	1.23	1.27	1.22
4 回	竣工－初回	10.95	10.47	9.18	9.69	10.10	7.81	4.17
	検査間隔	1.08	1.08	1.08	1.09	1.09	1.09	1.07
5 回	竣工－初回	10.71	10.55	8.92	7.99	8.28	6.94	6.49
	検査間隔	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01	1.01

1.3.2 設備定期検査の集計結果

表 1.9 は換気・排煙・非常用照明・給排水の 4 種類の設備毎に，各検査項目で要改善が指摘された建物数を集計し，用途別・検査報告年別に示したものである。ただし，1 棟の建築物において複数の項目について要改善が指摘されている場合があるので，項目毎の和は総括評定 B，C の和と一致しない。

表 1.9 で要改善の指摘された建物数の多い項目は，解析した 5 用途でほぼ同じ傾向を示しており，以下のとおりである。

1) 換気設備では，機械換気設備及び防火ダンパーに関するもの

2) 排煙設備では，排煙口に関するもの

3) 非常用照明設備では，照明器具に関するもの

4) 給排水設備では，器具・配管・給排水設備に関するもの

このうち非常用照明設備の検査結果は，第 3 章以降での故障率推定の際に用いる。

表1.9.a:検査項目と要改善建物棟数（換気設備）

検査報告年度	1985年 検査結果					1986年 検査結果					1987年 検査結果					1988年 検査結果					1989年 検査結果				
建物用途 / 換気設備定期検査項目	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅
1．換気，空気調和設備関係図書の保管														•											
2．検査記録の保管																									
3．保守管理の状態			1		22					2										2					1
4．換気設備の設置					5			5	5	5		1	3	6	12				3	9	1		1	3	6
5．自然換気設備の検査					18				2	12				8	8	1			6	17	1			1	19
6．機械換気設備の外観検査（空気調和設備の送風設備を含む）	5	4	6		250	7	8	21	92	530	9	12	18	134	759	7	6	15	95	671	2	2	14	74	460
7．機械換気設備（中央管理方式の空気調和設備を含む）の性能検査	2	5	5		160	7	7	17	113	487	9	9	16	158	716	6	5	17	116	653	1	1	15	76	455
8．中央管理方式の空気調和設備の室内環境検査	1							3	10	1	1			6		1			5					1	
9．防火ダンパーの検査（延焼の恐れのある部分に設けられたダンパーを含む）	4	3	3		46	2	1	5	29	40	2	1	1	27	27	2	1	1	10	29				9	17
10．空気調和設備主要機器の外観検査	2		1		1			4	8	2		1		5	1				4				1	2	1
設備総括評定：B（指導済み）	9	7	6		236	7	8	16	106	424	11	9	15	94	434	6	6	12	54	376	1		8	32	266
設備総括評定：C（要改善）		1	2		46	3	2	9	34	125	1	2	3	85	330	2	1	5	66	296	1	2	8	48	200
換気設備の検査建物棟数	285	135	193	20	3870	330	204	267	466	5829	360	233	271	1313	6387	425	227	305	1500	7475	424	254	316	1670	7774

表1.9.b:検査項目と要改善建物棟数（排煙設備）

検査報告年度 / 建物用途 / 排煙設備 定期検査項目	1985年 検査結果					1986年 検査結果					1987年 検査結果					1988年 検査結果					1989年 検査結果				
	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅
1．排煙設備関係図書の保管																									
2．検査記録の保管																									
3．保守管理の状態	2					1																			
4．排煙口の外観検査	3					7	1		8	1	3			7	1	5		1	3	3	4		1	5	4
5．排煙口の性能検査	4			1		5		1	8	1	4	2		5	1	6		2	3	3	4			6	7
6．防煙壁の外観検査	1					1			2					1		1									
7．防煙壁の性能検査	1								1																
8．排煙風道の外観検査									3		1					1				1					1
9．排煙風道の性能検査									1					2		1			3		1				1
10．排煙機の外観検査													1			2							1		1
11．排煙機の性能検査							1	1	4		1			3		2		2	2					1	1
12．排煙口の検査									1							1								1	
13．自家用発電装置の外観検査									2		1								1						
14．自家用発電装置の運転試験									2		1														
15．直結エンジンの外観検査	1		1		1				3					2		1			1					1	
16．直結エンジンの運転試験	1		1		2				2					1					1						
設備総括評定：B（指導済み）	5		1	1	2	8	2		14	1	3	2	1	14	1	4	1	2	3	3	4		1	4	4
設備総括評定：C（要改善）	2	1				2		1	6	1	2	1		3	1	4		1	4	2	3		1	4	3
排煙設備の検査建物棟数	187	44	54	7	84	236	65	71	194	112	252	80	75	540	153	304	87	93	653	206	308	87	94	795	244

名古屋大学工学部建築学教室

表1.9.c:検査項目と要改善建物棟数（非常用照明設備）

検査報告年度 / 建物用途 / 非常用照明設備定期検査項目	1985年 検査結果					1986年 検査結果					1987年 検査結果					1988年 検査結果					1989年 検査結果				
	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅
1．電気設備関係図書の保管																									
2．検査記録の保管																									
3．保守管理の状態	2	1			5																				
4．照明器具の外観検査	14	5	4		120	10	2	7	17	96	8	4	5	29	72	8	3	2	17	73				1	
5．照明器具の性能検査	18	6	8		177	17	1	9	33	143	18	5	6	50	116	15	3	5	33	132	1		2	16	36
6．照度測定	18	4	5	1	127	20	1	6	27	94	20	5	6	35	77	15	2	3	24	79	1	2	6	29	71
7．分電盤の検査					1				1						2						3	2	2	16	39
8．切替回路の検査（別置電源方式）	1								2	1				3	1	1			2					1	1
9．蓄電池の外観検査	1								2	1				3		1			2					2	
10．蓄電池の性能検査	1				1				5	1				3		2			3						
11．充電機の外観検査	1								2	1				1		1			2						
12．充電機の性能検査	1								1					1		1			1						
13．自家用発電装置の外観検査																									
14．自家用発電装置の運転試験																									
設備総括評定：B（指導済み）	15	7	8	1	169	18	2	9	37	138	16	7	5	38	109	12	4	5	22	111	3	1	4	17	53
設備総括評定：C（要改善）	6		1		22	2	1		8	19	5	1	2	22	20	9		1	17	38	2	1	3	14	29
非常用照明設備の検査建物棟数	256	127	169	13	2576	304	185	232	346	3841	331	215	231	954	4157	394	211	268	1132	5009	398	234	282	1312	5356

表1.9.d:検査項目と要改善建物棟数（給排水設備）

検査報告年度	1985年 検査結果					1986年 検査結果					1987年 検査結果					1988年 検査結果					1989年 検査結果				
建物用途 / 給排水設備 定期検査項目	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅	物販店舗	旅ホ館テル	病院	事務所	共同住宅
1．給排水設備関係図書の保管																									
2．検査記録の保管																									
3．保守管理の状態	1				7																				
4．衛生器具，排水トラップ及び阻集器の検査（共同住宅等の住戸にかかる部分は除く）	1	2			22	1	1	2	3	11	1	1	3	6	5			1	2	8		1		1	4
5．配管一般及び防露・保温の検査	1	1	3		37			2	9	15			1	3	19				1	14				1	3
6．給水設備の検査（中央給冷水設備を含む）	1	5	2		54	1	1	1	7	34		1		9	28		1		6	26	1		1	4	8
7．給湯設備の検査（共同住宅等の住戸にかかる部分は除く）				1	6					3					3	1				5		1			4
8．給水通気設備の検査	1	2	1		39	1		2	13	29		1	1	5	33	2		1	4	26				1	10
9．循環再利用水設備(中水道を含む)の検査										1															
設備総括評定：B（指導済み）	4	10	7	1	160	3	2	8	30	92	1	1	5	22	78	4	2	2	11	80	3	1	2	9	33
設備総括評定：C（要改善）	1				18	1	1	1	2	8		2	1	3	18	1			2	5				1	4
給排水設備の検査建物棟数	252	129	189	18	3913	288	195	265	453	5922	308	222	267	1301	6474	357	214	299	1496	7631	353	242	311	1677	7952

第 2 章

統計的解析手法に関する考察

JIS 品質管理用語によると，信頼性とは「系，機器，部品などの機能の時間的安定性を表す度合い，または性質」(JIS Z 8115 R1) と定義されている。そして信頼性を定量的に表現する信頼度「系，機器，部品などが規定の条件下で，意図する期間中，規定の機能を遂行する確率」(JIS Z 8115 R4) が定義されている。

一方,「規定の機能を果たす能力の停止」(JIS Z 8115 F1) として故障が定義されるが，その定量化表現が故障率「系，機器，部品が，ある時間故障なく動作した後，引き続く単位時間内に故障をおこす割合」(JIS Z 8115 F26) である。

故障の発生は，一般的には系，機器，部品にとって不可避の現象とされるが，同一と考えられる機器を同一の環境，条件の下で一定期間動作させ続ける信頼性試験を行った場合でも，故障発生の有無，或いは故障時間等は試験毎にそれぞれ異なる。ただ多数の同一機器について同一の環境，条件下で，動作開始から故障までの時間，すなわち故障時間を見るとそこには統計的規則性が認められる。このことから機器等の故障に至る時間的挙動は不確定性をもつ事象として，確率過程としてモデル化され，その統計的性質によって記述される。このようなモデルとデータに基づいて，故障時間分布の決定，パラメータの推定等を行う数学的手法は一般化されており，利用できるデータの種類に応じて適宜選択される。

一方，建築物全体を一つの系とみなすとき，そこに望まれざる燃焼が発生することを出火・火災とすれば，出火・火災は系の機能を阻害する要因となり，系としては故障状態になったと考えられる。このことから，建築物における出火事象が確率過程でモデル化できるならば，信頼性理論において一般化されている解析手法が，出火率の推定に利用できる。

本章では，信頼性データ解析のうち，故障データを用いた故障時間分布のパラメータ推定法について述べる。ここで述べる手法は第 3 章，第 4 章で行う故障率の推定手法の基礎となるものである。

名古屋大学工学部建築学教室

2.1 故障データ

故障データを解析する目的は，系，機器，部品の故障時間分布を同定し，そのパラメータを推定することによって，信頼性の数学的表現を導くことである。解析に用いられるデータは，目的，収集法等の違いから種々の形で得られるが，図2.1は代表的な故障データを模式図にして示したものである。

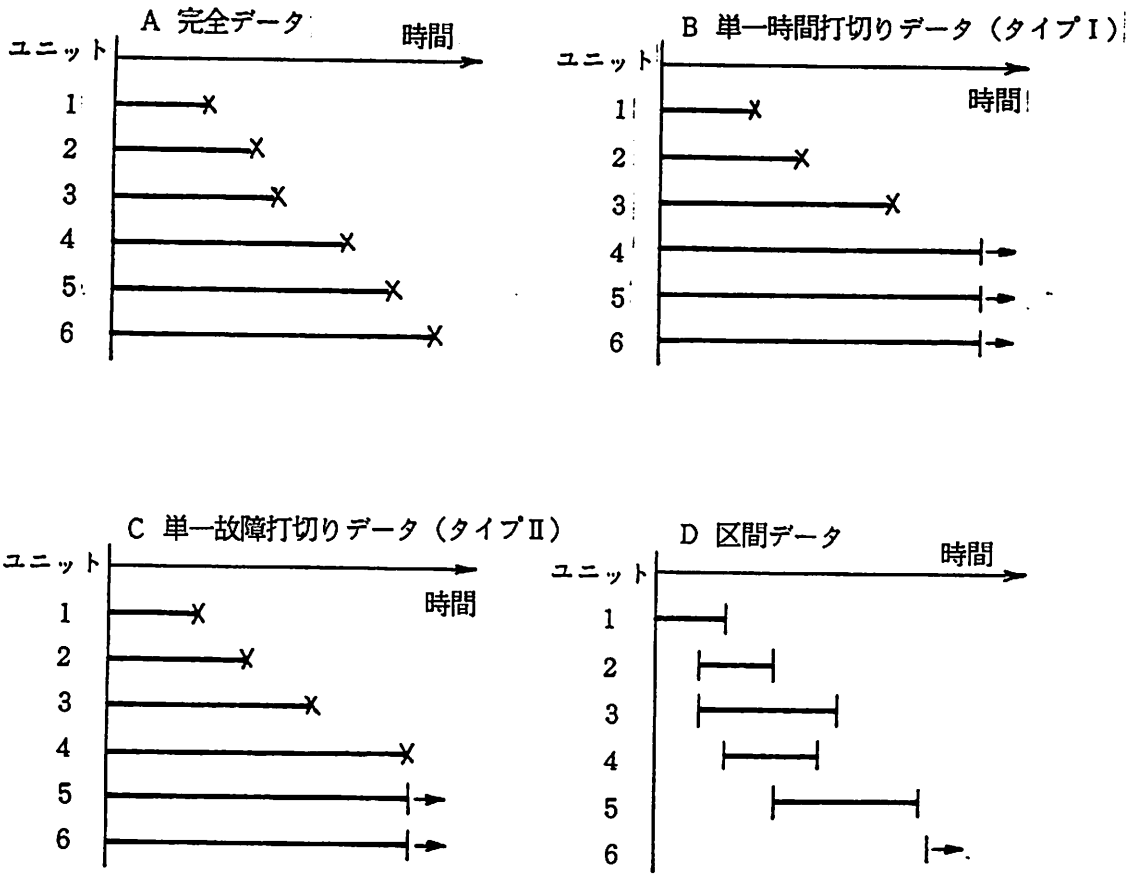


図2.1:故障データの種類（×:故障時間，|→:動作時間）

適切に計画された長期間に亘る寿命試験或いは信頼性試験の結果，図2.1.Aに見られるように全ての機器が故障してデータが終了するという完全データが得られることもあるが，多くの場合試験時間，観測期間には限りがあり，一部の機器の故障をもって試験，観測が終了されたり，正確な故障時間が不明であったり，故障時間に関して一部の情報しか得られなかったりする。従って，使用実績の記録であるフィールドデータは，図2.1.Bのように全ユニットの動作開始から観測終了までを予め決めておいた時間とする定時打切り（タイプⅠセンサリング）データ，図

2.1.C のように動作開始から一定数の故障が発生した時点で観測を終了する定数打切り（タイプ II センサリング）データ，図 2.1.D のようにある点検から次の点検までの間に故障したということしか分からない区間データ，或いはそれらの複合したものとして得られることが普通である。

いずれのデータが利用できるとしても，解析における主たる関心は故障時刻にあるのではなく，動作から故障までの時間，すなわち故障時間にある。データとして用いられるこれらの故障時間は，同一のユニットを同一の条件下で動作させたとの仮定の下で解析されるが，その場合たがいに独立で同一の分布 (i.i.d. ; identical independent distribution) に従う確率変数と見なされる。即ち確率変数 $Y_1, Y_2, \cdots Y_n$ が同一分布 $F(y)$ に従い，

$$X_1 \leq X_2 \leq \cdots \leq X_n \ , \ X_1 = \min_i Y_i \ , \ X_n = \max_i Y_i \tag{2.1}$$

であるとき，$X_1, X_2, \cdots, X_n$ は順序統計量の性質をもつことになる。

多くの場合，故障データは順序統計量として扱われ，順序統計量は母集団分布と故障の順位 i，標本数 n に依存する標本分布に従うため，母集団分布のパラメータ，特性値を推定するのに広く用いられる。

ここで統計量という用語は，(1) 統計量の値を決定するのに用いられる手続き，(2) 与えられた標本に対して決定された値，(3) 標本分布，のことであり，未知の母集団値 θ を近似する統計量$\theta^*(Y_1, Y_2, \cdots, Y_n)$ は，特定の標本に対する場合には推定値，手続きや標本分布を指す場合は推定量と呼ばれる。

2.2 故障時間の統計的モデル

同一と考えられる機器，設備を同時に稼動させ始めても，個々の故障時刻は異なる。前述したように，稼動開始から故障に至るまでの時間，すなわち故障時間は確率変数として取り扱われる。ここでは代表的な故障時間分布関数について要約して述べる。

一般に，故障時間 T が確率密度関数 $f(t)$ をもつとして，時刻 t までに故障する確率，すなわちその分布関数は $f(t) = \int_0^t f(x)dx$ と表される。$f(t)$ については経験的にいくつかの分布形が得られているが，主なものとして

i) 指数分布或いはそれから誘導されたもの

ii) 正規分布

が挙げられる。部品・機器・系の故障時間分布に関して，現在知られている密度関数は指数形のものが非常に多い。

以下では，指数形分布および正規形分布の特徴について述べる。

名古屋大学工学部建築学教室

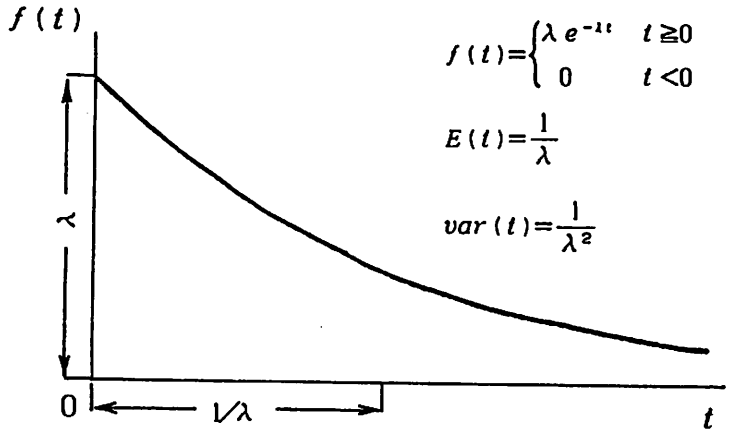


図2.2:指数分布の確率密度

2.2.1 指数形モデル

指数形の基本的な分布は，(2.3) 式，及び図 2.2 に示す密度関数をもつ一般に指数分布とよばれるものである。この分布では，平均値 $E(t)$ は$\frac{1}{\lambda}$，分散は $\frac{1}{\lambda^2}$ で与えられ，真空管の寿命，ボールベアリングの寿命がこれに従うことがよく知られている。その他の多くの系，機器，部品の寿命或いは故障時間がこの分布でよく近似できるといわれているが，その最大の特徴は，一定時間 t 故障が発生しないという条件の下で，その時間経過した直後の Δt 時間以内に故障する確率が，T とは無関係に$\lambda\Delta t$ で表現されることである。この分布で記述される故障は，履歴によらずまったく不規則に生起する原因に基づいて発生するものであり，これはポアソン過程から導かれる。

ある事象の生起が不規則であると考えられる場合，一定時間内の事象の生起数を確率変数 X（整数）とすると，t 時間の間にその実現値が x となる確率は，下記のポアソン分布で表現される。

$$Pr\{X = x\} = \frac{e^{-\lambda t}\lambda^x}{x!} \tag{2.2}$$

ここで，λ はポアソン率とよばれ，一定時間に生起する事象数の平均値を示す。事象の生起がこのような確率過程で表せる場合には，各事象間の時間も確率変数となる。事象間の時間を確率変数 T とすると，$T \leq t$ となる確率は，(2.2) 式で $x = 0$ として与えられ，

$$Pr\{X \leq t\} = e^{-\lambda t} \tag{2.3}$$

と表される。(2.3) 式の確率密度関数は,

$$f(t) = \begin{cases} \lambda \exp(-\lambda t) & (t \geq 0) \\ 0 & (t < 0) \end{cases} \tag{2.4}$$

によって与えられる。不規則に発生する原因で故障が生起する場合，故障時間分布は (2.4) 式で表現されることになる。

指数分布を導出するモデルは，不規則に生起する原因で必ず故障が発生するものであるが，この概念を拡張したいくつかのモデルが考えられている。以下に代表的な 2 つの拡張モデルを示す。一つは故障原因は 1 種類であるが故障に至る確率を考慮するもの，他の一つは原因が複数回与えられた後故障に至るものである。

故障原因が 1 種類だけと考える場合，その原因によって故障する確率が時間 t の関数であるとする。故障原因発生のポアソン率を λ とすれば，確率密度関数は,

$$f(t) = \lambda P(t) \exp\{-\lambda P(t)\} \tag{2.5}$$

となる。ここで,

$$P(t) = \int_0^t p(\tau)\, d\tau \tag{2.6}$$

この拡張モデルにおいて最も重要な場合は，経過時間に対する劣化の程度を簡単なパラメータで表現できる下式を，$p(t)$ の関数として採用した場合である。

$$p(\tau) = \frac{m\tau^{m-1}}{\lambda t_0} \tag{2.7}$$

これを (2.5) 式に代入すると,

$$f(t) = \begin{cases} \dfrac{mt^{m-1}}{t_0} \exp\left(-\dfrac{t^m}{t_0}\right) & (t \geq 0) \\ 0 & (t < 0) \end{cases} \tag{2.8}$$

が得られ，この分布関数は,

$$F(t) = 1 - \exp\left(-\frac{t^m}{t_0}\right) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right\} \tag{2.9}$$

となる。(2.9) 式の m は形状母数 (shape parameter)，η (或いは $t_0 = \eta^m$) は尺度母数 (scale parameter) と呼ばれる。図 2.3 に m による密度関数形を示した分布がすなわちワイブル分布として知られるものであり，m の値を変えることで劣化程度を表現できるため，非常に広い範囲で故障時間分布，寿命分布として利用されている。

もう一つの拡張モデルは，同一の故障原因が $r(\geq 1)$ 回引き続いて起こった場合故障するというモデルである。この確率密度関数は,

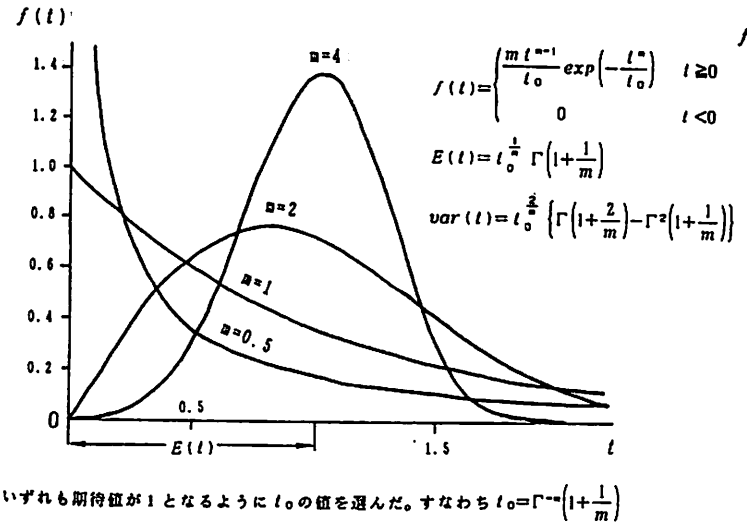


図2.3:ワイブル分布の確率密度

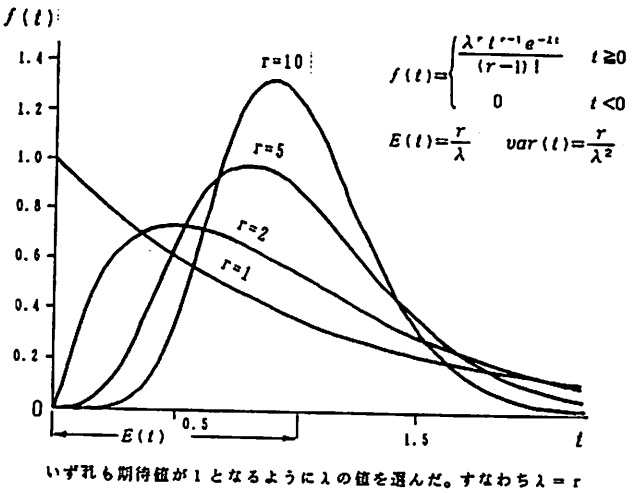


図2.4:ガンマ分布の確率密度

$$f(t) = \begin{cases} \dfrac{\lambda^r t^{r-1} \exp(-\lambda t)}{(r-1)!} & (t \geq 0) \\ (0 & t < 0) \end{cases} \tag{2.10}$$

と与えられるが，これは引数 r のガンマ分布と呼ばれる。(2.10) 式の r，λ はワイブル分布と同様にそれぞれ形状母数，尺度母数と呼ばれる。図 2.4 に r に対する密度関数を示した。

ここで，上述の拡張モデル，ワイブル分布とガンマ分布において，それぞれの形状母数が 1 の場合は，(2.4) 式に一致し，指数分布がワイブル分布，ガンマ分布の特殊な場合であるとともに，ワイブル分布，ガンマ分布が指数分布から直接導出されていることが理解される。

2.2.2 正規形モデル

正規形は一般の統計の分野では広く用いられる分布であり，その確率密度関数 (図 2.5) は，

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \tag{2.11}$$

表わされ，上式は $t > 0$ の領域をもつ分布形として定義される。従って，厳密には故障時間，寿命の確率変数には適用できないが，現実の故障時間或いは寿命には，特に摩耗型の部品には近似的にこの分布形を示すものは少なくない。

例えば Epstein は [1]

名古屋大学工学部建築学教室

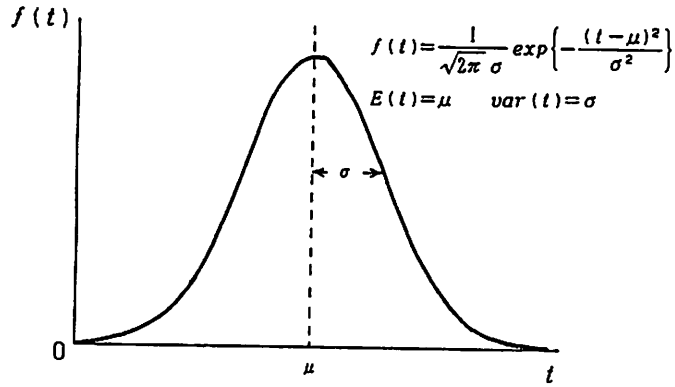


図2.5:正規分布の確率密度

1) 疲労累積の結果，引き続いて r 個の原因が起こり，その効果の累積によって寿命が尽きるモデル(前項ガンマ分布と同様のモデル)では，r が大きくなるとその形は正規分布に漸近する

2) 製品中の物質が使用され尽くしたとき寿命が尽きるモデル，例えば電池等がこれにあたるが，その寿命分布は正規分布で近似できる

ことを指摘しており，また(2.10)式中の μ が σ よりかなり大きい場合 ($\mu > 3\sigma$) には実用上支障がないと言われており [2] 信頼性の分野でも広く利用されている。

2.3 パラメータ推定

不確定性をもつとみなされる現象の全体像（母集団）を客観的に定量化するには，確率・統計論的手法は有用な数理手法の1つである。前述したように，部品・機器・系の動作に関する時間的挙動等を明らかにしようとしてきた信頼性工学の展開においても，確率・統計理論がその根拠となっている。

現象の観察あるいは観測結果が統計的に処理できるような標本として得られた場合，その処理方法はパラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法の2種類に大別できる。それぞれの方法の詳細・相違は多くの成書に論ぜられている [3] のでここでは述べないが，基本的には用語からも明らかなようにパラメトリックな方法とは，標本(母集団)分布に既知の理論分布を仮定した上で特性値，或いはパラメータを求めるものであり，ノンパラメトリックな方法とは，分布形を仮定せず特性値を求めるものである。信頼性工学の分野ではどちらの方法もよく用い

られ，特に後者は寿命・故障時間解析における確率プロット法或いは累積ハザード法においてしばしば用いられる。確率プロット法，累積ハザード法は，予め用意された各種分布の確率紙へのデータプロットにより，プロットした点が直線であればその分布が適合するとして，分布のパーセント点，パラメータ，故障率等の簡単な点推定値を得るものである。またプロットした点が滑らかな曲線を描けばノンパラメトリック分布として各種推定値を得ることもできる。この種の図的解析法は，数学的により厳密な統計的解析手法をとる前に，解析すべきデータの特性把握，異常データの検出，各種分布の適合性の判断を行うのに便利であり，ここで得られた推定値が実用上十分と考えられる場合も少なくない。しかしながら一般に工学の分野においては，以下のような理由からパラメトリック分布に基づく手法がよく用いられる。

i) 間隔尺度或いは比例尺度のような，その数値自身に物理的意味のある形でデータが得られる。

ii) パラメトリック法を適用する際に，仮定される統計モデルが実用上妥当性をもつことが確認されている。

iii) ii) の条件の下で必要な観測の精度が得られているとき，ノンパラメトリック法に比べてデータの節約ができる。

本項では上述した理由からパラメトリック法について，パラメータ推定法を要約して述べる。

2.3.1 点推定と区間推定

ここで，推定パラメータの統計学上の性質については，以下のように述べられている [2]。

機器等の故障時間分布として指数分布，正規分布，対数正規分布，ワイブル分布等種々の分布形が導出，提案されているが，それらの分布にはいくつかのパラメータが含まれ，一般的にはその値が与えられない。そこでパラメータを推定する必要が生ずるが，その場合パラメータの値そのものを推定しようとする点推定と，真のパラメータ値がどれほどの確かさでどの範囲にあるかを推定しようとする区間推定とがある。

点推定とは，確率変数 X の分布関数 $F(x\,;\theta_1,\theta_2,\cdots,\theta_n)$ が与えられている下で，X の実現値 $x_1,x_2,\cdots,x_n$ (標本値) が得られた場合に，未知パラメータに依存しない関数 $g_i(x_1,x_2,\cdots,x_n)$, $i=1,2,\cdots,k$ を作り，θ_i の推定値としての値を採用するということである。ここでは確率変数であったので，その実現値は標本毎に確率的変動をするはずで，g_i も 1 つの確率変数となる。そこでθ_i の推定量として $g_i(X_1,X_2,\cdots,X_n)$ という統計量を考える必要があるが，このようにして得る点推定量がよい推定量であるためには以下のような性質が要求される。

名古屋大学工学部建築学教室

(1) 不偏性 (unbiasedness)

(2) 一致性 (consistency)

(3) 有効性 (efficiency)

(4) 充足性 (sufficiency)

しかしながら点推定によって導かれた値が真の値と一致することは一般には望み得ない。そこで真の値 θ が確率 $(1-\alpha)$ で下限 u と上限 v の範囲に存在することを明らかにする区間推定の方法が考えられる。これは確率変数 X の n 個の実現値がであった場合，実現値からなる関数 $u\,(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ ，$v\,(x_1, x_2, \cdots, x_n)$ を定め，

$$u \leq \theta \leq v \tag{2.12}$$

と推定する方法である。これによれば一組の標本毎に，u, v が定まり，そのたびに θ の値はに存在すると結論することになるが，その結論が真である確率は，

$$Pr\{\ u\,(X_1, X_2, \cdots, X_n) \leq \theta \leq\ v\,(X_1, X_2, \cdots, X_n)\ \} \tag{2.13}$$

と与えられる。この確率は区間 (u, v) を大きくとれば大きく，小さくとれば小さくなる。一般には適当な小さな値 α (0.1, 0.05 etc.) をとり，(3.11) が $(1-\alpha)$ となるように，u, v を定める。このとき区間，

$$[\ u\,(X_1, X_2, \cdots, X_n)\ ,\ v\,(X_1, X_2, \cdots, X_n)\ ] \tag{2.14}$$

を信頼係数 (confidence coefficient) $1-\alpha$ の信頼区間 (confidence interval) と呼ぶ。

2.3.2 多重時間打切りデータに対する最尤法

前述した推定値を求めるには，最尤法，最小2乗法，モーメント法等が知られているが，標本サイズが大きい場合には (漸近的に) 最小の分散を与え [4]，また種々の分布形，変動係数，データ数に対して最も安定した手法であること [5] 等から，ここでは最尤法について述べる。

最尤法は母数の推定量を直接誘導する方法であるが，密度関数 $f(x, \theta)$ をもつ確率変数 X に関して $x_1, x_2, \cdots, x_n$ なる標本値が得られたとき，θ がとり得る値のうちこれらの標本値が実現する確からしさを最大にする θ を求めるということが点推定における最尤法の論理的根拠で

ある。ただし，最尤法によって得られた推定値 $\hat{\theta}$ ，或いはその母集団値 θ の推定量 $theta^*$ が，前述したようなよい推定量の性質をもつかどうか，一般的には明かではない。

特定の標本値 x_i が実現する確からしさは，x_i の確率密度関数の値に比例する。標本が無作為抽出によって得られたとして，n 個の独立な観測値 $x_1, x_2, \cdots, x_n$ が確率変数 $X_1, X_2, \cdots, X_n$ の実現値であり，かつ $X_1, X_2, \cdots, X_n$ が結合確率密度関数をもつとき，

$$f(\ x_1, x_2, \cdots, x_n\ ;\ \theta\ ) \qquad (\theta;\text{未知パラメータ}) \tag{2.15}$$

と表現される。このとき (3.14) を θ の関数と考え，

$$L(\theta) = f(\ x_1, x_2, \cdots, x_n\ ;\ \theta\ ) \tag{2.16}$$

として，$L(\theta)$ を尤度関数 (likelihood function) とよぶ。この $L(\theta)$ を最大にする $\hat{\theta}$ を未知パラメータ θ の推定値とする。$\hat{\theta}$ を得るには $L(\theta)$ を θ について微分し，微係数を 0 とおけば通常絶対最大値が得られる [6] 。すなわち，

$$\frac{\partial L(\theta)}{\partial \theta} = 0 \tag{2.17}$$

尤度関数は一般に積の形で与えられることから，尤度関数 $L(\theta)$ の対数をとり，

$$\frac{\partial \log L(\theta)}{\partial \theta} = 0 \tag{2.18}$$

とする方が便利である場合も多い。また 2 個以上の未知パラメータをもつ密度関数に対してはその尤度関数は，

$$L(\ \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m\ ) = f(\ x_1, x_2, \cdots, x_n\ ;\ \theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_m\ ) \tag{2.19}$$

となり，最尤推定値は次の連立方程式，

$$\frac{\partial L(\ \theta_1, \theta, \cdots, \theta_m\ )}{\partial \theta_i} = 0 \qquad (i = 1, 2, \cdots, m) \tag{2.20}$$

の解で与えられる。

最尤法の概略は上述のとおりであるが，本章第 1 節にも述べたように実際に得られるフィールドデータが完全データであることはほとんどなく，特に本論で扱ったような建築設備の定期点検記録データは通常はタイプ I（時間）の打切りを受けたデータと考えるべきである。さらにこれらのデータは竣工時期，設備の設置時期等が異なった複数の建物から得られることが普通であり，そのため未故障の設備の稼動開始から点検までの稼動時間はそれぞれ異なる。すなわ

名古屋大学工学部建築学教室

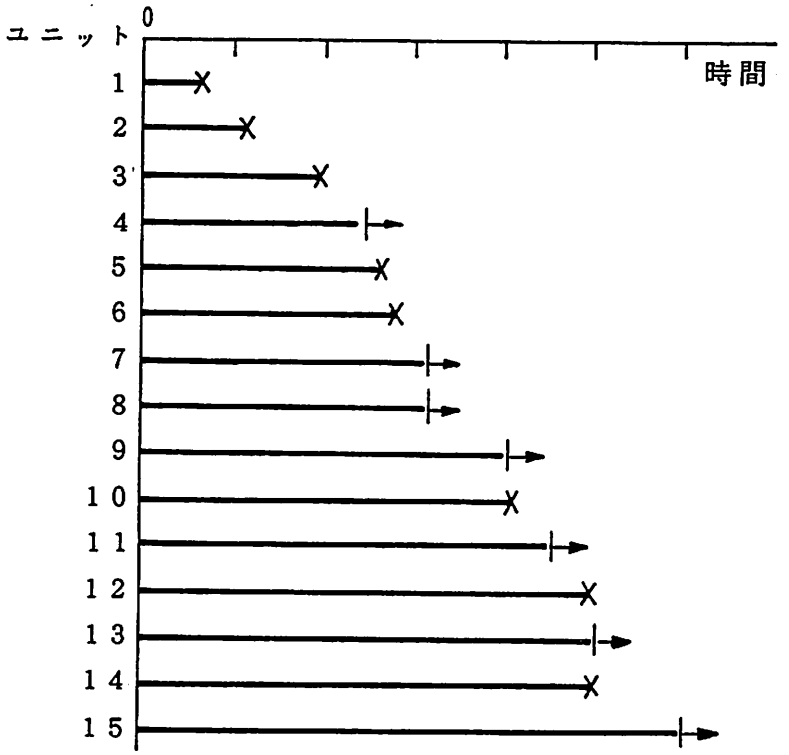


図2.6:多重時間打ち切り故障データ
(×:故障時間, |→:故障しなかったユニットの動作時間)

ち多重の時間打切りを受けたデータとも考えねばならない。そこで以下に多重時間打切りを受けたデータの最尤法を詳述する。なおここでは，故障時間分布の項で挙げた指数型の代表的分布形である1母数分布の指数分布を例に述べる。ワイブル分布，正規分布等多母数の分布において最尤推定値の分散，共分散の計算法は異なるものの，一般理論は1母数と同じでありここでは詳述しない。

多重時間打切りデータとは，図2.6に示すような形で与えられるデータであり，このようなデータに対する最尤法は理論上完全データと同一である。ただし時間打切りをされているため尤度関数が異なる。

今 n 個の標本ユニットの寿命が独立に同一の確率密度をもつ分布に従う場合，r 個が故障時間 $x_1, x_2, \cdots, x_r$ で故障をし，$(n-r)$ 個が打切り時間 $x_{r+1}, x_{r+2}, \cdots, x_n$ で生存したとする。このとき標本尤度は，各ユニットが統計的に独立であるならば，故障ユニットの尤度，

$$L_i(\theta) = f(\ x_i\ ;\ \theta\ ) \tag{2.21}$$

と生存確率で表される生存ユニットの尤度，

$$L_i(\theta) = R(\ x_i\ ;\ \theta\ ) \qquad \text{ただし} \qquad R(\ x_i\ ;\ \theta\ ) = \int_{x^i}^{\infty} f(x\ ;\ \theta)dx \tag{2.22}$$

との積で表され，指数分布の場合，

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{r} \frac{1}{\theta} \exp\left(-\frac{x_i}{\theta}\right) \prod_{i=r+1}^{n} \exp\left(-\frac{x_i}{\theta}\right) \tag{2.23}$$

と表される。またこの (自然) 対数尤度は，

$$\ln L(\theta) = r \ln\left(\frac{1}{\theta}\right) - \left(\frac{1}{\theta}\right) \sum_{i=1}^{n} x_i \tag{2.24}$$

となる。最尤推定値 θ は上式の標本尤度 $L(\theta)$ ，或いは対数標本尤度 $\ln L(\theta)$ を最大にする θ であり，これは以下の方程式，

$$\frac{\partial L(\theta)}{\partial \theta} = 0 \qquad \text{或いは} \qquad \frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} = 0 \tag{2.25}$$

の解である。すなわち，

$$\frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} = -\frac{r}{\theta} + \frac{1}{\theta^2} \sum_{i=1}^{n} x_i \tag{2.26}$$

従って，

[最尤推定値]

$$\widehat{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{r} \tag{2.27}$$

となり，ユニットの総動作時間を故障数で割ったものとなる。この $\widehat{\theta}$ が $L(\theta)$ 或いは $\ln L(\theta)$ を最大にするかどうかは確認せねばならないが，前に述べたように通常は絶対最大値を与える。

ここで，前に触れたように最尤推定量 θ^* がどのような性質をもった推定量であるかは一般には不明である [4] が，漸近理論 [4] によれば，(最尤推定量) は n が大きいとき近似的に平均 θ ，分散 $\dfrac{1}{nI(\theta)}$ の正規分布に従うと見なされることから，最尤推定量が BAN 推定量 (最良漸近推定量 : best asymptotically normal estimator) となることが示されており [4] ，2.3.1 節に示したよい推定量の性質のいくつかをもつことが明らかにされている。ここで，

$$I(\theta) = E\left(\frac{\partial}{\partial \theta} \ln f(X\ ;\ \theta)\right)^2 \tag{2.28}$$

である。最尤推定量は，漸近的に の正規分布に従うことから，その分散は漸近分散とよばれる。故障数 r が大きい場合最尤推定量 θ^* の漸近分散はフィッシャーの情報量 [7](Appendix.A-1 参照) の逆数に等しく以下のように求められる。

名古屋大学工学部建築学教室

[最尤推定量 θ^* の漸近分散]

$$Var(\theta^*) = \frac{1}{E_0\left(-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L(\theta)\right)_0} \tag{2.29}$$

ここで添字 0 は $\theta = \theta_0$ (真値) において計算することを示している。この信頼限界は (2.28) 式で θ_0 を θ^* で置き換えた最尤推定値，或いは標本局所フィッシャー情報量の逆数である局所推定値を用いる。

[最尤推定値の漸近分散]

$$Var(\hat{\theta}) = \frac{\theta_0^2}{\sum_{i=1}^{n}\left\{1-\exp\left(-\frac{\eta_i}{\theta_0}\right)\right\}} \tag{2.30}$$

となる。この分散の最尤推定値は θ_0 を最尤推定値 $\hat{\theta}$ で置き換えたものとなる。しかしながらここには各ユニットの計画打切り時間η_i が含まれており，この時間が故障ユニットについては未知である場合が多いので，その場合は分散の

[局所推定値]

$$Var(\theta^*) = \frac{1}{\left\{-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L(\theta)\right\}_{\theta=\theta^*}} \tag{2.31}$$

を利用する。タイプ I データにおいては最尤推定値と局所推定値はごく近い値をとる。

ここまでの結果から故障率の最尤推定値は，

$$\lambda = \frac{1}{\hat{\theta}} \tag{2.32}$$

で与えられ，漸近分散は，

$$Var(\hat{\theta}) = \frac{\hat{\theta}^2}{\sum_{i=1}^{n}\left\{1-\exp\left(-\frac{\eta_i}{\hat{\theta}}\right)\right\}} \tag{2.33}$$

と与えられる。

また θ_0 の信頼区間は，標準正規分布の [$\frac{100(1+\gamma)}{2}$] パーセント点を K_r として，例えば $\gamma = 0.5$ の場合，

$$\left[\hat{\theta} - K_r[Var(\hat{\theta})]^{1/2}\ ,\ \hat{\theta} + K_r[Var(\hat{\theta})]^{1/2}\right] \tag{2.34}$$

で与えられる。

名古屋大学工学部建築学教室

第 3 章

防災設備の故障率解析

建築物には利便性・安全性等の観点から様々な設備が備え付けられ，それらは機械的・電気的に動作するものも多い。このような機器・設備は，寿命或いは故障により，または経済的理由等により新品に取り換えられる，すなわち更新されることもあるが，部品交換，修理等の保全によりその性能・動作を確保しながら使用され続ける場合もある。信頼性の分野では，前者のような場合のシステムを非修復系，後者のような場合を修復系と呼んでいるが，本論文で故障解析の対象とする防災設備の多くは修復系として取り扱われる。修復系の機器・設備の性能・動作保持は，一般には機器・設備の状態を「点検」し，調整・修理等の「保全」によって行われる。信頼性工学の分野では，各種の修復システムに関する点検・保全方策が数多く議論されている [12] 。

一方，建築設備の分野では，近年，ようやく一般の建築設備の故障・保全に対する調査・研究が系統的に行われる [13] ようになったが，対象とする設備の多くについて，信頼度，故障率等に関して十分な結果は得られていない。

防災設備に関しては上述の事情に加えて，通常動作状態にないため定期点検によってしか故障を発見できないという事情もあり，故障率の推定はもちろんのこと点検結果の整備もほとんどされていないのが現状である。

第1章に概要を示したデータベースは，様々な用途・規模の多数の建築物から得られた大量のデータを収録しており，設備の種類は限定されるものの，防災設備の定期検査データも含まれている。本章では，データベースに収録されている防災設備の定期検査データを利用して，過去にほとんど解析されなかった防災設備の故障率を，建築物用途・規模別に推定している。

本論文で故障率の解析に用いる建築設備定期検査データは，機器の種類・故障履歴が不明，故障時刻が非常に広い時間間隔の中でしか分からない等，故障率を推定するための基本的情報の

名古屋大学工学部建築学教室

いくつかが欠如している。その結果，竣工時点で動作が確認された後，公式な定期検査の行われるまで，おそらく故障が放置されていたと思われるデータが多く見受けられることとなっている。本章では，このような定期検査データの性質を考慮して，第2章で述べた解析手法を展開し，いくつかの解析方法を試みている。

本章では，まず，データの全体像を把握するために，ワイブル確率プロット法による図的解法を試みている。次に，

1) 建築物の竣工から定期検査までの時間・検査回数が建築物毎に異なる

2) 最初の検査で故障の発見される建築物もあれば，最後の検査まで故障が発見されない建築物もある

3) 故障時刻が竣工から第1回検査までの間，或いは検査と検査の間に起きたことしか分からない

等を考慮して，定期検査データを多重時間打切りを受けた区間データと分類し，最尤法によりその故障率を推定している。

上述した手法は，第2章に述べたように，故障率等の推定によく利用されるものである。しかし，本論文で扱う故障データには，上記3) に見られるような制約があり，定期検査開始以前と以後で，解析される故障時間の性質が変化する可能性がある。従って，故障率の現状把握が目的である場合，最尤法が最良の方法であるかは疑問である。そこで，定期検査開始以前と以後で故障時間の性質が変わることを考慮し，本論文で提案する瞬間故障率の近似推定法による推定も行い結果を比較している。

3.1 防災設備と解析データ

3.1.1 防災設備の解析対象

第1章では，建築設備定期検査報告書に基づくデータベースの概要を示し，表1.9に，その集計結果として4設備の各検査項目についての要改善建物数を用途・検査報告年別に明らかにした。ただし，次の点に注意する必要がある。

データベースでは，建物属性と共に各設備の有無，及び設備検査結果が建築物毎に記録されている。検査結果は，各設備毎の検査項目に従って検査を行い，改善事項が指摘された場合にはその検査項目が列記される。同時に検査後の指導に対する所有者等の措置にも応じて，以下の総括評定が各設備毎に示される。

1)「良」 (A)：要改善事項が全くなかった場合，または指導後直ちに整備した場合

2)「指導済」(B)：要改善事項に対して3カ月以内に整備することを確約した場合

3)「要改善」(C)：改善指導を行ったにも関わらず，以上の措置がとられない場合

従って，換気・排煙・非常用照明・給排水の各設備が設置されているかどうかは分かるが，例えば換気設備の検査項目6.(機械式換気設備の外観検査)のような場合，要改善が指摘されていなければ，その検査項目の対象となる機器等の状態が良好であったのか，或いは設置されていないのかは識別できない。さらに，一部の機器を除いて，設置されている機器或いはシステムの方式に関する記載もない。そのため，同種の設備であっても，建築物用途・規模に応じて採用される機器，システムが異なったり，小規模の建築物では設置されない機器・設備があることを考え併せれば，データベースを利用する場合，建築物の用途・規模の全体を通じて故障率が推定できる設備は極めて限られる。

本論文では，上述の事情と防災設備の故障率を推定するという目的を考慮して，非常用照明設備に注目して，照明器具の性能検査である検査項目5.を解析の対象とした。その理由は以下の通りである。

1) 非常用照明設備は，居住者の安全に関わる防災設備の1つである

2) 定期検査の対象となっている4種類の設備の中で，建築物用途・規模によるシステム，使用機器の相違が最も小さいと考えられる上，非常用照明設備が存在していれば必ず非常用照明器具が存在している

3) 5. で要改善が指摘されるのは，照明が点灯しなかった，或いはし続けなかった場合であり，要改善を機器の故障と判断することができる

4) 設置率が,「物販店舗」用途,「旅館・ホテル」用途の建築物で 90 %程度,「病院」用途の建築物で 80 %程度,「事務所」用途,「共同住宅」用途の建築物で 70 %程度と，用途によらず比較的高い

5) 表 3.1 は，各用途・規模の建築物を数例 (2 ～ 7 例) づつ抜出して，建築物 1 棟当たりの非常用照明器具数の平均と，器具 1 個当たりの平均床面積を示したものである。表 3.1 で，用途別に器具当たりの平均床面積を見ると,「病院」用途における延床面積 10,001 ～ 15,000 m^2 の建築物，及び「共同住宅」用途における延床面積 3,000 m^2 以下の建築物で大きく異なっているが，同一の用途内では器具当たりの平均床面積がほぼ一定しており，設置器具数が建築物規模に大略比例しているとみなせる

表3. 1:非常用照明器具の平均設置数および器具 1 個当り平均床面積

用途＼延床面		(㎡) ～ 1,000	1,001 ～ 3,000	3,001 ～ 6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001～
物販店舗	平均設置数	13	27	77	147	321	502	844
	平均床面積	57㎡	96㎡	62㎡	44㎡	35㎡	36㎡	44㎡
旅館・ホテル	平均設置数	47	134	303	484	277	701	681
	平均床面積	17㎡	17㎡	15㎡	17㎡	44㎡	23㎡	44㎡
病 院	平均設置数	19	46	146	128	91	398	442
	平均床面積	36㎡	24㎡	34㎡	61㎡	137㎡	39㎡	59㎡
事務所	平均設置数	－	79	120	311	292	879	1,539
	平均床面積	－	31㎡	38㎡	32㎡	36㎡	21㎡	14㎡
共同住宅	平均設置数	11	13	20	35	64	61	107
	平均床面積	94㎡	87㎡	226㎡	213㎡	165㎡	193㎡	209㎡

6) 法規で設置が義務付けられている (建築基準法第 35 条，昭和 45 年建設省告示第 1830 号他) 設備であることから，非常用照明器具の構成要素である光源・電源等の規格が明確であり，製品による性能，寿命等のばらつきが少ないと考えられる

7) 電球・予備電源・切替ス　イッチ等経時劣化の要素を含む器具であるので，事前保全等の維持管理活動による動作状態の変化が明確に示されると予想される

なお，上述 3) の理由から，本論文では以後，要改善と故障の用語を同一の意味で使用している。

表3.2:非常用照明設備設置建物数および要改善建物数（棟）

用途＼規模	(㎡) ～ 1,000	1,001 ～ 3,000	3,001 ～ 6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001～
物販店舗	81	166	83	39	34	22	36
	5	8	7	0	0	0	1
	0	1	0	0	0	0	0
	6	11	7	0	0	0	1
旅館・ホテル	99	101	45	18	8	5	24
	2	5	1	0	1	0	0
	1	0	0	0	0	0	0
	2	5	1	0	1	0	0
病院	47	150	78	41	13	8	12
	2	6	2	0	1	1	0
	0	0	0	0	0	0	0
	2	7	4	1	1	1	0
事務所	－	271	405	254	147	59	101
	－	18	22	6	1	1	1
	－	3	1	1	0	0	0
	－	21	22	10	1	1	1
共同住宅	2,436	2,848	1,011	355	115	60	47
	107	123	56	18	6	4	6
	1	1	2	0	0	0	0
	117	131	61	22	6	4	6

1 段 非照設備設置建物件数、2 段 検査細目 5.1.(1)、3 段 検査細目 5.1.(2)、4 段 検査細目 5.2

表 3.2 は，建築物用途・延床面積別に検査項目 5. に要改善が指摘された建物数を検査細目別に集計したものである。ここで各々の建築物において，1988 年末時点で最新の検査結果を示している。図 3.1 は，建築設備定期検査業務規準指導書に おける検査項目 5. の検査要領を示したものである。図 3.1 によれば，検査細目 5.2. は，検査器具抜取り数が延床面積毎に指示されているため，建築物毎の設置器具数が不明であるという制約を受けない。このことに加えて，表 3.2 に示される検査細目別要改善建物数，及び非常用照明設備の本来の機能を考慮して，故障率の解析にあたっては，検査細目 5.2. に関する検査結果を用いる。

非常用照明器具に関して若干の説明を加えておく。図 3.2 は，一般に使用される非常用照明器具の種類を示したものである。建築設備定期検査報告書原本を数十例調査した限り，共同住

No. 検査項目	検査細目	結果		該当するものなし	検査要領	適用法規	重要度ランク	検査結果の特記事項
5. 照明器具の性能検査					5・0・1　器具の点灯検査は抜取とし，検査数は4・0・1表と同じ。詳細は図1－1⑥による。ただし，2,000㎡以下の小規模の建物は全数検査が望ましい。			
	5・1　器具は予備電源で点灯するか				5・1・1　抜取点灯検査は避難行動上有効な位置の器具を選択して行う。	昭45，告第1830号第1，第3	A	
	(1) 電源内蔵形器具は分電盤の開閉器または器具の点検用スイッチで予備電源に切替えられ点灯するか	良	要改善		5・1・2　前記の抜取点灯検査のほかに30分以上の点灯試験を行う。検査数は抜取とし次表による。			
	(2) 予備電源が別置の場合，停電検出装置の操作で予備電源に切替えられ点灯するか	良	要改善					
					5・1・3　別置予備電源による全館一斉点灯試験を行う場合は電池容量を考慮して30分以内に終了のこと。			
					5・1・4　常時点灯方式で常時タンブラスイッチで点滅させるものは，タンブラスイッチの操作で予備電源に切替らないこと，およびタンブラスイッチの「減」の状態で一段電源を遮断することにより予備電源に切替ることを調べる。			
	5・2　電源内蔵形器具は予備電源で30分以上点灯するか	良	要改善				A	

建築物延面積	検査数
1,000m²以下	5ヵ所以上
3,000 〃	10 〃
6,000 〃	15 〃
10,000 〃	20 〃
10,000m²をこえるものは5,000m²増す毎に	5ヶ所増し

図3. 1:非常用照明設備の性能検査の検査要項
（建築設備定期検査業務規準指導書）

宅用途を除くどの用途も，延床面積が小さな建築物では，電池内蔵・蛍光灯，或いは電池内蔵・白熱灯の器具が多く使用されており，延床面積が大きくなると，電源別置，ないしは発電機・電源別置併用と電池内蔵の器具を混合して使用する建築物が増加してくる。また建築物内の場所によって，居室，廊下部分では白熱灯，階段部分では蛍光灯が多く使用されている。共同住宅用途では，延床面積の大小に関わらず，全ての建築物で電池内蔵の器具が使用されている。これらの器具は，建築基準法施行令第126条の5及び昭和45年告示第1830号に定められる，非常用照明装置の構造規準に適合しているものである。非常用照明器具を構成する部品のうち，検査細目5.2.の主要検査対象は光源と電源であるが，保全が比較的困難と考えられる電源に関して以下に述べる。上述構造基準には，電源に関して予備電源を蓄電池とする旨の指定があるが，これが上述の内蔵，別置の電池にあたるもので，一般自家用として利用される電池は，鉛蓄電池及びアルカリ蓄電池が多い。蓄電池の性能として，充電電圧から放電終止電圧に降下するまでに要する時間が，例えば10時間であるような放電電流を10時間率放電と呼ぶが，10時間率放電を採用しているのが鉛蓄電池であり，5時間率放電を採用しているのがアルカリ蓄電池である。蓄電池の寿命性能は，鉛蓄電池よりアルカリ蓄電池の方が高く，保守も簡単であるとされている。

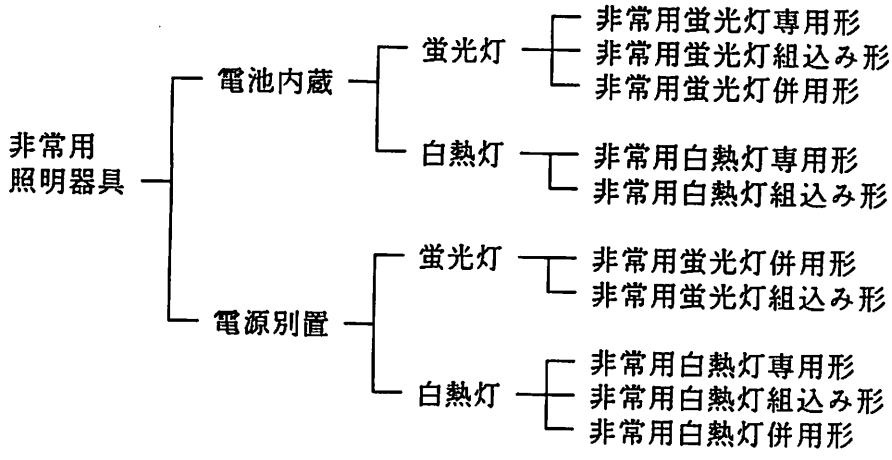


図3.2:非常用照明器具の種類

3.1.2 データの事前処理

本論文で利用したデータベースをはじめとして，一般にフィールドデータと呼ばれる機器・設備の使用現場での記録から構成されるデータは，記録目的が，機器・設備の動作・故障に関する解析にはおかれていない場合が多いため，フィールドデータを用いて故障率の解析を行う場合，いくつかの妥当と考えられる仮定を設ける必要が生ずる。前述したように，建築設備定期検査報告書から作成されたデータベースについても，機器・設備の故障率解析に用いるには様々な制約が存在する。以下では，データベース内の定期検査データの性質を確認し，故障率を推定するためにはどのような仮定が必要となるかを検討した後，故障データとして使用するためのデータの再整理について述べておく。

機器・設備の故障率を推定する場合に必要と考えられる情報のうち，非常用照明設備に関連する情報を以下に列挙するが，○印を付した項目はデータベース内で既知なものを，●印の項目は未知なものを示す。

○ 建築物の用途，建築面積，延床面積，及び地上・地下階数

○ 建築物の竣工年月日，建築確認年月日

○ 各建築物に設置されている設備の種類

○ 各建築物における最新の定期検査及び過去1年～4年(検査回数1～4回)の定期検査の実施年月日とその結果

名古屋大学工学部建築学教室

- 設置非常用照明器具に関する情報(器具の種類・型式・設置時期・寿命等々)
- 建築物毎の非常用照明器具数
- 竣工から第1回検査までの期間における使用・保全履歴
- 要改善が指摘された場合の修理の完了時刻，或いは連続した検査で要改善が指摘された場合の各検査後の修理の有無

上記●印の情報のいくつかは，故障率を推定するために不可欠な情報と考えられる。本論文では，これら未知の情報を補完するため，現時点で最も妥当と考えられるいくつかの仮定をした。

各建築物に設置されている非常用照明器具の種類は，前述したように，小規模な建築物では電源内蔵型の器具が多く使用されており，建築物規模が大きくなるに従って光源については蛍光灯の，電源については電源別置型，或いは自家発電機型の使用が増加するようになる。ただし自家発電機を使用する建築物は全体からみれば少数であり，ほとんどの建築物では電源内蔵型か電源別置型との併用とみなせる。白熱灯，蛍光灯いずれの光源にしても，その寿命特性は摩耗型と考えられること，JIS 等により規格が明確であること，さらに検査細目 5.2. は抜取検査であるため光源・電源が一対で検査されること等から，全て電源内蔵型器具と仮定される。

非常用照明設備の設置時期に関しては，関係法規の制定が昭和 45 年であり，図 1.5 に見られるように設備の設置率も昭和 46 年から急に高くなること，建築物竣工後の設置は大規模な内装改修を伴う可能性があること等から，解析の対象である非常用照明設備設置建築物の大半を占める，過去 20 年以内に竣工したものにあっては，設置時期は竣工時期に一致すると仮定できる。

前述した未知情報のうち，第 1 項に対して以上の仮定をしたが，第 2 項，第 3 項を考慮して，故障時間を 2 通り算出して用いている。区間データ，多重時間打切りデータについては第 2 章で述べたが，ここで扱うデータも，基本的には多重時間打切りを受けた区間データと分類される。すなわち，建築物の竣工時点から初回定期検査時点までの時間・定期検査の回数は建築物毎に異なり，データとして得られている最初の検査で故障が発見されるものもあれば，最後の検査まで故障が発見されないものもあり，さらにその故障時刻は，竣工から第 1 回検査までの間，ないしは検査と検査の間であることしか分からないというデータである。

このことから，故障率を推定するデータとして，故障時間を 2 通りに整理できると考えられる。

名古屋大学工学部建築学教室

1) 図3.3は，竣工時点（＝設置時点＝稼動開始時点）から最初に故障が発見されるまでの時間を故障時間と考えて，稼動開始以降の累積故障確率を求めることにより，故障率を推定する場合のデータ整理の方法を示している。このデータ整理では，左側に建築物竣工時点をそろえることで，右側で多重時間打切りを受けたデータとすることができる。ただし竣工から初回検査までの記録がないこと，各検査が定期検査であることから，故障が発見される検査までは区間データとなる。従って，初回検査で発見された故障は，竣工時点と初回検査時点の中間点で発生し，それ以外の検査で発見された故障は，一期前の検査との中間点で発生したと仮定される。

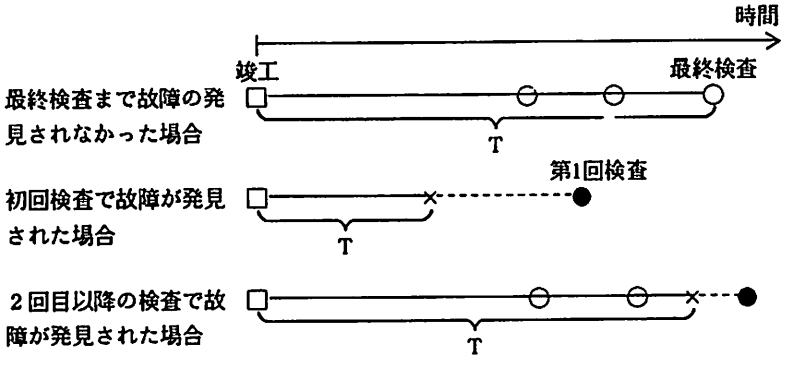


図3.3:初めて発見された故障に関する故障時間

2) 図3.4は，短い時間間隔における平均故障率(これはほぼ瞬間故障率と考えてもよい)を推定する場合のデータ整理の方法を示している。このデータ整理方法は，最終の検査(L検査)とその一期前の検査(L-1検査)に注目し，L-1検査終了時点を稼動開始時点と考えるものである。データベースに含まれる建築物の，用途別平均検査間隔は1.03年～1.09年であり，L-1検査からL検査までは約1年(365日)と見なせるが，これは竣工から最終検査までの時間に対して短いものである。図3.4に示したデータ整理に関して，L検査，L-1検査とも要改善と記録されている場合は，その期間中故障状態にあったと考えて，故障率の解析データからは除外している。

故障率の推定のために，上述の2通りのデータ整理が必要な理由を以下に示す。

表3.3は，建築物用途・延床面積別に，非常用照明設備の設置された建物数，第1回定期検査で検査細目5.2.が要改善とされた建物数，及び第1回以外の定期検査で検査細目5.2.が要改

名古屋大学工学部建築学教室

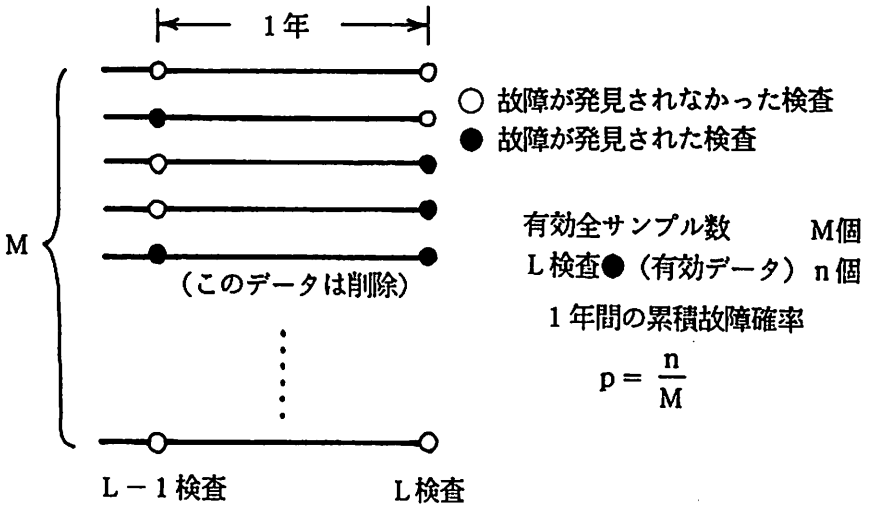


図3.4:各建物で最新1年間での故障

善とされた建物数を示したものである。表3.4は，建築物用途・延床面積別に，竣工から最終検査までの平均経過年数とその標準偏差を示したものである。

表3.3に示される結果からは，初回検査で発見される故障が多く，図3.3に示したデータ整理に基づく解析の重要性が分かる。しかし，表3.4に示される結果，及び第1章に示した竣工年別建物数の推移を見ると，竣工後第1回検査までかなり長期間に及ぶ建築物のあることが分かる。区間データに関して，時間区間がそれほど長期でなければ，故障時刻を区間の中間点と仮定してもよいとされている[7]。しかし，本論文で用いたデータベースには，時間区間が長期にわたる建築物も多く含まれ，第1回検査までの使用・保全履歴が不明であることに対して行った，故障時刻を中間点とする仮定が，故障率の推定誤差を大きくすると考えられる。

一方，最終検査までの1年間を対象とする，後者のデータ整理に基づく解析は，故障時間の分布に指数分布を仮定することになるが，後節で詳述するように，竣工から最終検査までの期間に比べて1年間が比較的短期間であることから，最終検査時点における故障率の推定値に，良い推定精度を与えることが予想される。

名古屋大学工学部建築学教室

表3.3:故障発見検査別の要改善建物数（棟）

用途＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001～	計
物販店舗	設置建物数	41	116	55	32	27	18	31	320
	初回故障	2	1	5	3	0	1	0	12
	他の故障	1	7	1	0	1	0	1	11
旅館・ホテル	設置建物数	75	72	36	15	7	5	24	234
	初回故障	0	1	1	0	1	0	0	3
	他の故障	1	5	1	0	0	0	0	7
病院	設置建物数	20	89	60	32	8	6	12	227
	初回故障	0	3	2	0	0	0	0	5
	他の故障	1	1	0	1	0	1	0	4
事務所	設置建物数		215	332	217	123	48	93	1,028
	初回故障		18	21	6	1	1	1	48
	他の故障		3	5	8	1	0	0	17
共同住宅	設置建物数	1,618	2,168	799	291	92	46	35	5,049
	初回故障	67	82	43	15	5	6	4	222
	他の故障	13	38	13	7	2	1	1	75

表3.4:竣工後平均経過年数（年）

用途＼延床面積		(㎡) ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001～
物販店舗	平　均	9.0	10.4	13.1	12.8	13.5	10.0	12.6
	標準偏差	6.76	5.03	5.13	7.15	5.60	4.86	7.06
旅館・ホ	平　均	8.5	10.2	11.2	12.9	12.8	10.4	11.1
	標準偏差	4.88	7.65	5.79	6.81	7.21	7.52	6.56
病院	平　均	11.6	10.3	10.0	11.6	18.7	14.0	11.5
	標準偏差	5.37	5.13	4.97	10.93	15.54	7.38	7.65
事務所	平　均	－	10.2	10.3	12.6	13.6	12.2	11.7
	標準偏差	－	7.18	6.79	6.92	6.25	6.10	7.16
共同住宅	平　均	8.1	8.4	8.9	9.3	9.4	8.5	7.5
	標準偏差	4.73	4.96	4.81	4.33	4.25	3.74	4.03

3.2 故障率の特性

3.2.1 故障率

系，機器，部品等の信頼性を数学的に表現する様々な尺度が提案されているが，重要な尺度の一つに故障率がある。第2章に述べたように，信頼性を表現する他の尺度として，確率を用いて表現する信頼度があったが，これは一般には時間を含めて確率分布として表現されるものである。

系，機器，部品の故障時間 X が，確率密度関数 $f(x)$ なる確率分布に従い，その故障時間分布関数 $F(x)$ をとすると，動作を始めてから時刻 t までに故障する確率が，故障時間を x として

$$Pr\{x \leq t\} = \int_0^t f(x)dx = F(t) \tag{3.1}$$

と表現され，また

$$Pr\{x > t\} = \int_t^\infty f(x)dx = R(t) \tag{3.2}$$

ここに，$R(t)$ は信頼度である。$R(t)$，$F(t)$，及び $f(t)$ には

$$R(t) + F(t) = 1 \tag{3.3}$$

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dR(t)}{dt} \tag{3.4}$$

の関係がある。

故障率は，時間の関数として $\lambda(t)$ と表現され，故障率関数と呼ばれるが，t 時間後の稼動割合を $R(t)$，t 時刻の故障割合を $f(t)$ とすれば

$$\lambda(t) \equiv \frac{f(t)}{R(t)} \tag{3.5}$$

と表現される。この $\lambda(t)$ を用いて，時刻 t まで故障しなかったという条件の下で，すなわち稼動開始からの動作時間 t の機器が t と $t+dt$ の間で故障する確率は $\lambda(t)dt$ となる。(3.5) 式は (3.4) 式より

$$\lambda(t) = \frac{-\dfrac{dR(t)}{dt}}{R(t)} \tag{3.6}$$

と表されるので,

$$\begin{aligned}\int_0^t \lambda(x)dx &= \int_0^t -\frac{1}{R(x)}\cdot\frac{dR(x)}{dx}dx \\ &= [-\ln R(x)]_0^t \\ &= \ln R(0) - \ln R(t) \\ &= -\ln R(t) \end{aligned} \tag{3.7}$$

となる。従って,

$$R(t) = \exp\left\{-\int_0^t \lambda(x)dx\right\} \tag{3.8}$$

と表されることになる。一般に $R(t)$ は (3.8) 式に示すような指数形で表現され, $\lambda(t)$ の設定の仕方によって $R(t)$ が決まる。よく知られている故障時間分布, 例えば指数分布, ガンマ分布, ワイブル分布等はいずれも指数形である。

以上のように, 故障率が信頼性を測る重要な尺度として定義されているが, 系, 機器, 部品の動作開始から廃却に至るまでの $\lambda(t)$ は, 一般に図3.5 のように推移するといわれている。

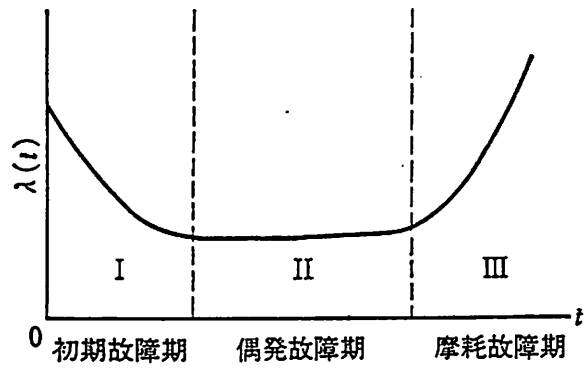


図3.5:典型的な故障率関数

I の期間は, 初期故障期間と呼ばれ, この期間にはエージング, 或いは馴らし運転によって欠陥を除去するデバッギングが行われる。II の期間は, 偶発故障期と呼ばれ, 故障率が一定となる期間を表している。通常多くの機器はこの期間に使用されると考えられるが, 故障率が一定であるとは, 時間的に不規則に故障が発生するため故障を予知できず, 故障を予防するための事前保全等による処置が不可能な期間となる。III の期間は, 故障率が単調に増加する摩耗故障

名古屋大学工学部建築学教室

期と呼ばれ，摩耗や疲労などの原因により次第に寿命がつきてゆく期間である。故障率関数の形によって故障時間分布関数が決定されることは既に述べたが，上記I，II，III に相当する故障率関数から導かれる故障時間分布関数のうち，代表的なものを表3.5 に示す。

表3.5:代表的な故障時間分布

分布形	確率密度関数（PDF）	パラメータ	平均値，分散
指数分布	$f(x)=\lambda e^{-\lambda x}$	λ	$E(X)=\frac{1}{\lambda}$ $Var(X)=\frac{1}{\lambda^2}$
正規分布	$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma}e^{-\frac{(x-\mu)}{2\sigma}}$	μ σ	$E(X)=\mu$ $Var(X)=\sigma^2$
ワイブル分布	$f(x)=\frac{m}{\eta}\left(\frac{t-\gamma}{\eta}\right)^{m-1}e^{-\frac{(t-\gamma)}{\eta}}$	m η γ	$E(X)=\eta\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)$ $Var(X)=$ $\eta^2\left[\Gamma\left(1+\frac{2}{m}\right)-\left\{\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right)\right\}^2\right]$
ガンマ分布	$f(x)=\frac{\lambda^\alpha}{\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\lambda x}$	λ α	$E(X)=\frac{\alpha}{\lambda}$ $Var(X)=\frac{\alpha}{\lambda^2}$

指数分布は，故障率が時間に対して一定の場合の故障時間分布であり，図3.5 中II の期間の故障時間分布を表現する。この分布は他の指数形分布の基本をなし，単一のパラメータで表現できるため数学的な取扱いが簡単であり，通常の使用期間での故障時間解析，保全時間解析等にしばしば用いられるものである。

正規分布は，確率変数の定義域が $(-\infty,\infty)$ であるため，厳密には故障時間分布として使用できないが，$\mu > 3\sigma$ なる場合には実用上支障がないとされる7)。故障時間分布が正規分布の場合の故障率関数は，任意の μ,σ において，時間 t に関して単調増加するが，そのことから摩耗，疲労による故障をよく記述するといわれ，図3.5 のIII の期間を表現する分布となる。

同一分布 $F(x)$ に従う確率変数の最大値，或いは最小値の漸近分布として極値分布が知られているが，最小極値分布に属するものの一つにワイブル分布がある。もともとワイブル分布は，真空管故障，疲労故障を記述するものとして提案されたが，ワイブル分布の故障率関数は時間に

名古屋大学工学部建築学教室

関し単調となり，表 3.5 に示すパラメータ m の値によって単調減少 $(m < 1)$，一定 $(m = 1)$，単調増加 $(m > 1)$ の性状を示す。そのため様々な故障形態に対応できるとされ，故障時間分布としてよく用いられる分布の一つとなっている。

ガンマ分布は，指数分布を拡張したもので，アーラン分布の名でも知られるが，形状パラメータ α，尺度パラメータ λ の2つのパラメータをもつ。ガンマ分布の故障率関数も，ワイブル分布と同様に，α の値によって単調減少 $(\alpha < 1)$，一定 $(\alpha = 1)$，単調増加 $(\alpha > 1)$ の性状を示す。

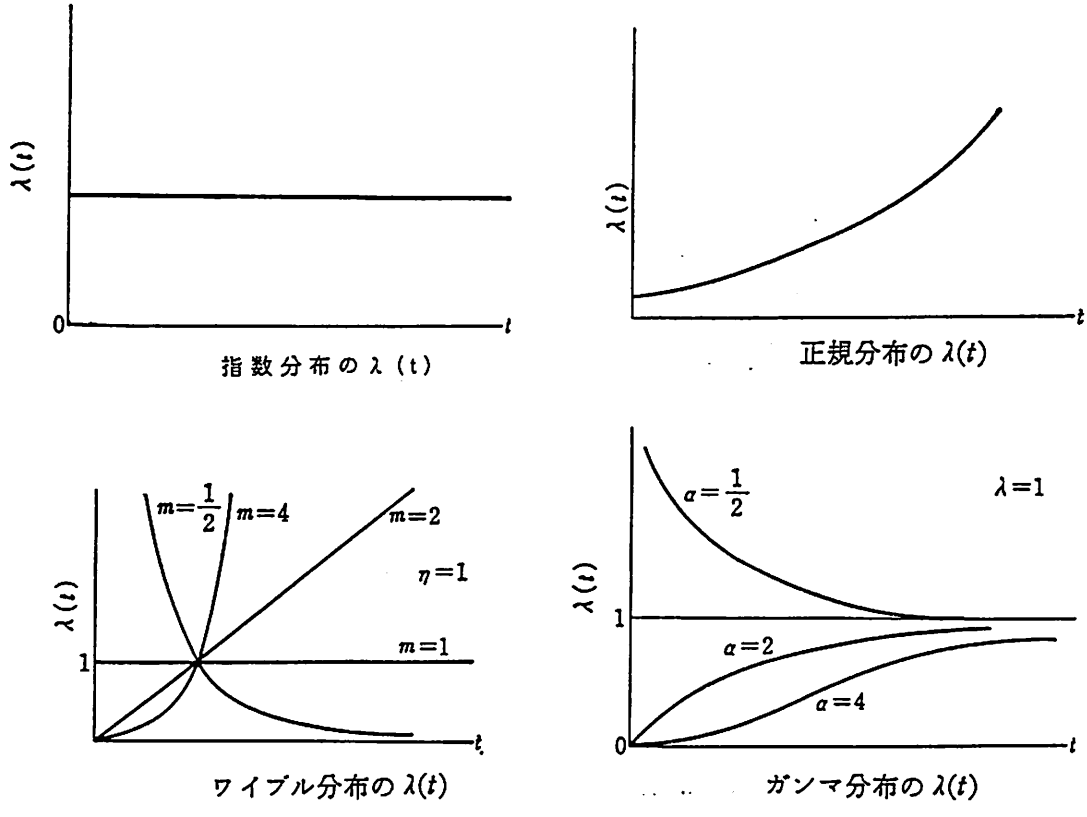


図3. 6:故障時間分布別の故障率関数

図 3.6 は，表 3.5 に示したそれぞれの分布による故障率関数を示したものである。

これらの図は，時間に対する故障率関数の変化を表現しており，ここから故障の起こりやすさが時間的に変動することが分かる。一般に系，機器，部品は，時間が経過するにつれて故障しやすくなると言われる。例えば，図 3.6 の正規分布の故障率関数に見られるような，時間に関して増加型の故障率関数がそのことを示す。本章で解析する防災設備の多くは，竣工時に動作確認がなされて後，おそらく前述したデバッギングが十分になされていないか，或いは適切なエージング期間がとられていないと思われ，文献 [12] でも指摘されているように，フィール

名古屋大学工学部建築学教室

ドデータの解析からはほとんど故障率増加型しか見いだされない。しかしながら，実際に使用されている機器の故障の起こり易さ，逆に言えば故障の起こりにくさは，機器が固有にもつ故障率だけで表現されるものではない。特に修復系の場合，機器等の時間的品質特性以外に保全活動等の影響を受ける。次項では故障率関数と保全との関係を述べる。

3.2.2 故障率と保全

系，機器，部品の故障の起こり易さを示す指標として，信頼度，故障率が定義されていることをここまで述べてきたが，逆に故障した系や機器の機能回復のされ易さを表す指標として保全度が定義されている。JIS Z 8115 M10 によれば，保全度とは「系，または機器に故障を発生して後，規定の保全環境においてその修理がある時間内に完了する確率」とされている。保全とは系，機器の機能回復のための措置の総称であり，保全度の定義にある修理とは，部品，システム内コンポーネント或いはユニットの交換も含めて考えるものである。

上述した保全度の定義では，保全は故障時に行われるものとなっているが，一般には，故障時に行う保全を事後保全 (CM: corrective maintenence)(JIS Z 8115 M3)，故障の発生を未然に防止する措置を予防保全 (PM: preventive maintenance 或いは predictive maintenance)(JIS Z 8115 M2) として，それらを保全と総称している。予防保全は，清掃，注油など日常的に行われるものから，部品の修理・交換，システム全体の交換・調整など計画的に実施するものまで，システムを効率的に運営する作業の全てを含めて考えるものである。

信頼性の定量的表現として信頼度関数，故障率関数が定義されると同様に，保全についても保全度関数，保全率関数が定義されている。これは故障とまったく同様に，例えば一定時間の間の保全完了率 (保全率) が時間に依存せず一定 (μ) と考えると，故障後保全が完了し正常に動作し始めるまでの時間，すなわち保全時間分布関数が，

$$G(t) = 1 - \exp(-\mu t) \tag{3.9}$$

と指数分布で表される。

一般に，保全時間分布関数としては対数正規分布がよくあてはまるといわれる。ただし，保全時間分布関数は個別に検証する必要があり，保全時間分布の決定はかなり困難であるのが普通である。

保全を伴う機器，システムは，故障のし易さと修復のされ易さの両面から評価され，使用期間全体を通して性能が検討されることになるが，信頼性の分野ではこのことを考慮して，信頼

名古屋大学工学部建築学教室

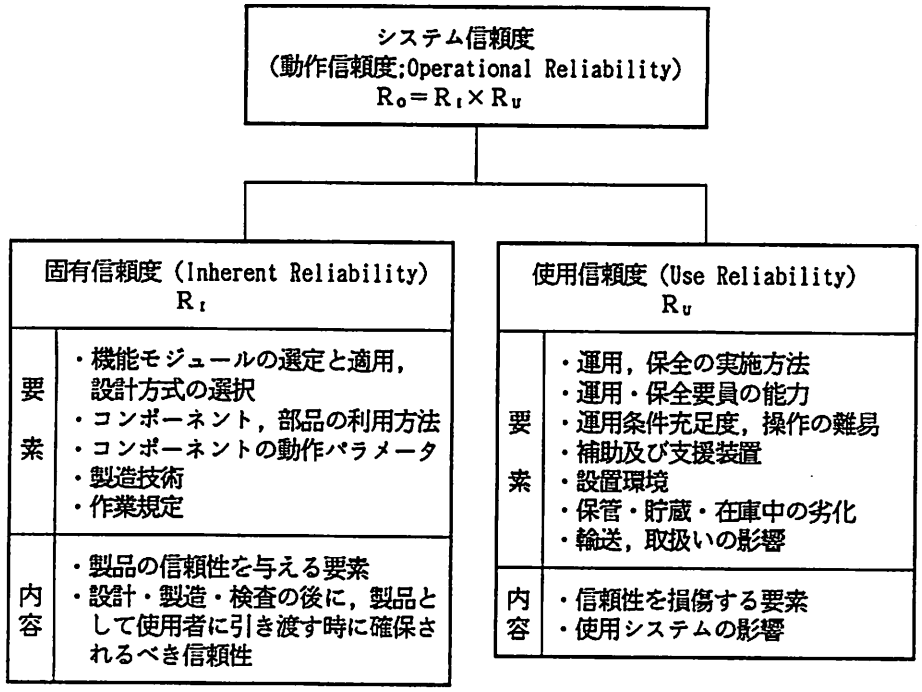


図3.7:システム信頼度と構成諸要素

度を固有信頼度「系，機器，部品が規定の試験条件で規定の時間，規定の機能を適正に遂行する確率」(JIS Z 8115 R6) と使用信頼度「系，機器，部品の使用の時，使用者の保全および操作能力，装備環境，輸送取扱い，保管などの使用条件が固有信頼度を低減する確率」(JIS Z 8115 R7) に分けている。この関係を図示したものが図3.7[14] である。図3.7 によれば，システムの使用中における信頼度は，固有信頼度 R_I と使用信頼度 R_U の積で表される。一般に，機器，システムの使用信頼度は，使用環境・条件によって変化するため，使用信頼度を一義的に決定することはできない。実用的な方法としてしばしば用いられるのは，使用方法，保守方法，使用環境の過酷さ等による固有信頼度の減少程度を示す調整係数 (JIS Z 8115 D11) の1つの，環境係数 K を実験室試験とフィールドデータの結果から算定することである。表3.629) は，環境係数 K の一例を示したものであるが，この環境係数 K によって，使用現場での故障率は，基本故障率 (固有信頼度を決定する故障率) を λ_0 として，

$$\lambda = K\lambda_0 \tag{3.10}$$

で表される。

名古屋大学工学部建築学教室

表3.6:Hughes社の発表した環境係数（Kファクター）

部品名		実験室	地上	航空機搭載	ロケット搭載
コンデンサ	紙	.92	1	2.0	5.0
	CPV	.92	1	2.0	5.0
	マイラー	.92	1	2.0	5.0
	ガラス	.92	1	2.0	5.0
	タンタル固体	.85	1	4.0	25.0
	タンタル湿式	.85	1	4.0	25.0
	タンタル箔	.85	1	4.0	25.0
	可変	.83	1	5.0	42.0
コネクター	一般用	.76	1	10.0	220.0
ダイオード	一般用	.95	1	1.5	2.6
	整合用	.95	1	1.5	2.6
	ツェナー	.95	1	1.5	2.6
	電力用	.85	1	4.0	25.0
	バラク	.80	1	7.0	100.0
電気一機械部品	一般	.73	1	15.0	550.0
	メーター	.71	1	20.0	1000.0
	モーター	.73	1	15.0	550.0
ヒューズ	一般用	.83	1	5.0	42.0
コイル	可聴周波	.82	1	6.0	70.0
	無線周波	.82	1	6.0	70.0
機械部品	ジャイロ	.76	1	10.0	220.0
	ナーボギアー	.76	1	10.0	220.0
	駆動ギアー	.71	1	20.0	1000.0
マイクロサーキット	機械部	.76-.67	1	10.0-30.0	220.0-2800.0
	ディジタル	.90	1	2.5	8.5
	リニア	.90	1	2.5	8.5
抵抗器	コンポジション	.92	1	2.0	5.0
	炭素皮膜	.92	1	2.0	5.0
	金属皮膜	.92	1	2.0	5.0
	精密巻線	.92	1	2.0	5.0
	電力用巻線	.88	1	3.0	13.0
	可変巻線	.85	1	4.0	25.0
	ポテンショメータ	.85	1	4.0	25.0
リレー	一般用	.71	1	20.0	1000.0
	小形	.74	1	12.0	340.0
	電力用	.73	1	15.0	550.0
スイッチ	トグル	.83	1	5.0	42.0
	押し	.83	1	5.0	42.0
	回転	.83		5.0	42.0
端子	ハンダづけ	.76	1	10.0	220.0
	クリンプ	.71	1	20.0	1000.0
	溶接	.65	1	40.0	5500.0
	巻きつけ	.60	1	100.0	8000.0
変成器	フィラメント	.82	1	6.0	70.0
	電力用	.82	1	6.0	70.0
	パルス	.82	1	6.0	70.0
トランジスタ	一般用	.90	1	2.5	8.5
	整合用	.90	1	2.5	8.5
電子管	電力用	.85	1	4.0	25.0
	受信管	.81	1	6.5	80.0
	送信管	.71-.65	1	20.0-40.0	1000.0-5500.0

信頼性工学においては，機器，システムの使用過程における信頼度の扱いが上述のように定式化される [14] が，防災設備の多くについては，保全時間分布の決定が困難であるのに加えて，使用信頼度或いは環境係数の決定も困難であり，固有信頼度，したがって基本故障率も知られていない。従って，防災設備については，固有信頼度を規定する基本故障率とは別に，現場での使用・保全環境等の要因も含まれたものとして，より広く柔軟に故障率を捉え直す必要がある。

本論文で使用したデータベースに含まれる建築物のうち，共同住宅に関してランダムサンプリングした 15 棟の建築物に対して，設備の維持管理実態の詳細調査が中高層共同住宅の品質性能確保に関する調査委員会 [15] で行われたが，調査結果の一部を表 3.7 に示す。表中非常用照明設備の不良箇所を見ると，建築物の経過年数によらず，ほとんどの建築物の管理者はバッテリーの劣化を不良原因に挙げており，データベース全体でこの傾向が変化しないならば，非常用照明器

名古屋大学工学部建築学教室

表3.7:定期検査対象建物の詳細調査結果（共同住宅）

建物番号	規模	竣工年－調査年（確認）	経過年数	非常用照明器具設置数	不良箇所	処置
1	A	'76－'90	14	16 灯	点灯不良	器具交換
2	B	'81－'90	9	26 灯	球切れ，バッテリー不良	部品交換
3	A	'81－'90	9	9 灯	施工・竣工検査の不備	
4	B	'74－'90	16	89 灯	不点灯，劣化	部品交換，器具交換
5	A	'76－'90	14	－	－	
6	B	'82－'90	8	105 灯	バッテリー容量不足	器具交換
7	B	'73－'90	17	89 灯	球切れ，バッテリー劣化	部品交換
8	B	'74－'90	16	39 灯	バッテリー劣化	部品交換
9	A	'79－'90	11	13 灯	バッテリー不良	部品交換
10	B	'76－'90	14	34 灯	蛍光灯不良，バッテリー不良	部品交換
11	B	'82－'90	8	36 灯	－	－
12	B	'74－'90	16	36 灯	バッテリー容量不足	部品交換
13	B	'74－'90	16	26 灯	－	不良判明次第随時修理，器具交換（旧器具は２灯）
14	B	'79－'90	11	95 灯	不点灯	配線不良のため引き直し，不良発見次第部品交換
15	A	'73－'90	17	23 灯	バッテリー不良	修理（部品交換？）

規模　A（2,000㎡以下）B（2,001㎡以上）

具の検査細目5.2に対して指摘された要改善の大部分が，バッテリーの不良と考えられる。第2章では，代表的故障時間分布についてその性質等を述べたが，電池の寿命時間分布が正規形で近似されることを述べた。従って，主たる故障原因が蓄電池の不良である場合，故障時間分布に正規分布を仮定することは不合理ではない。図3.8は故障時間分布が正規分布の時の故障率関数の時間推移を示している。図3.8は，蓄電池の固有信頼度に係る基本故障率関数を示すものであり，照明器具の故障が蓄電池の故障，寿命だけに左右されるならば，図3.8に示す故障率関数がそのまま照明器具の故障率関数となる。しかし，蓄電池には保守が必要なこと，上述の詳細調査によればバッテリーの交換が相当数の建築物でなされていることから，照明器具の故障率は電池に対する保全を含めて考えねばならない。さらに，1節で述べたように，蓄電池の性能として5時間率放電，10時間率放電が採用されており，照明器具の故障率には，定期的な点灯試験の頻度等の使用環境も影響すると予想される。これらのことは，照明器具というユニットの故障が，単に蓄電池というエレメントの基本故障率だけによらず，見かけ上保全，使用環境等の要因が取り込まれた，使用信頼度を含めたものとして出現することを意味している。

図3.8の故障率関数が保全によりどのように変化するかを，図3.9，図3.10に示す。図3.9は，保全のレベルが同一で保全回数が異なる場合を示し，図3.10は，保全回数が同じで保全レ

名古屋大学工学部建築学教室

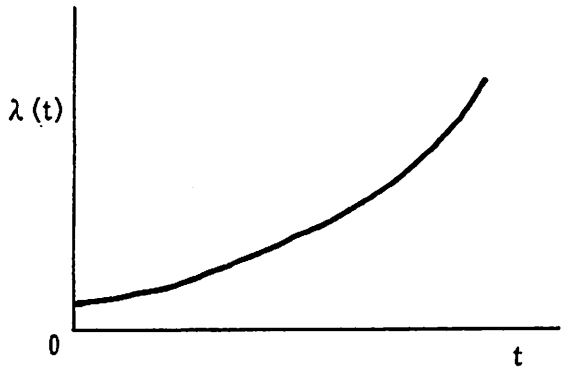


図3.8:基本故障率関数（正規分布）

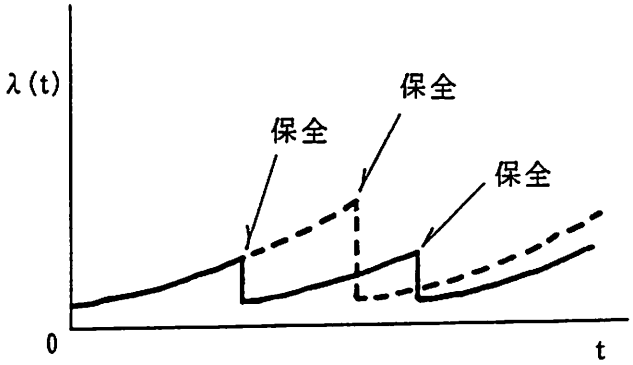


図3.9:保全回数が異なるときの故障率関数

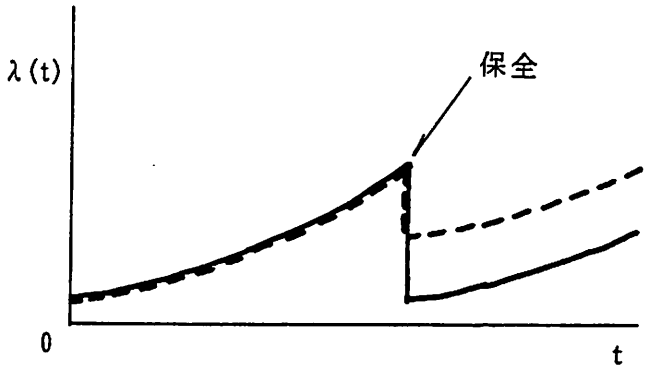


図3.10:保全レベルが異なるときの故障率関数

ベルが異なる場合を示している。保全のレベルとは，具体的には蓄電池の電圧検査の精度，電解液比重管理の精度，充電管理の精度，電池交換を行うかどうかの判断等を指している。保全回数が多く，保全レベルの高い方が，任意の時間間隔における平均故障率は低くくなるが，現状では保全レベルと故障率低減量に関して定量的に明らかにした資料はなく，実際の維持管理現場においては，様々な保全レベル・保全回数が組み合わされていると考えられ，それぞれの構成部品に対する保全の影響を数値的に組み上げて，照明器具全体の故障率を求めることは不可能である。

次節では，蓄電池の要因，光源の要因，使用・保全の要因等が全て含まれた結果出現する故障における，使用故障率とも呼ぶべき見かけの故障率を，非常用照明器具の故障率として推定するが，防災設備の故障に関して，環境係数を決定するような実験データ，或いはメーカーのデータが得られていない現状では，このような使用故障率が故障の現状を最もよく表現すると考えられる。

名古屋大学工学部建築学教室

3.3 デ-タベースを利用した故障率の推定

3.3.1 ワイブル確率プロット法による推定

確率紙へのプロットは，第2章に述べたように，故障データの解析の初期段階に利用されるもので，ここから得られた結果が実用上十分とされる場合も多い。本論文でこの方法を用いるのは，次項で行う最尤推定のための，データのチェック・故障時間分布及びパラメータの概略把握をしておくためである。

既に述べたように，非常用照明器具の故障の主要因はバッテリーの不良と考えられ，また電池等の故障時間分布は正規分布と見なされることから，確率紙として正規確率紙を用いることが妥当である。しかしながら，本論文では複数の用途及び規模の相違を考慮した解析を行う関係から，故障の要因を蓄電池の不良だけに絞らず，前節に述べた環境係数 K に関連する要因を含んだものとして故障率を捉えている。従って，広い範囲で故障時間分布を近似できるワイブル分布は，初期のデータチェックのために有用と考え，本論文ではワイブル確率紙を用いた。ワイブル確率紙の理論と使用法の概要は，巻末 (Appendix.A-2) に示した。

確率プロットされる故障時間は，次項の最尤法の場合と同じく，定期検査により最初に発見された故障 (図 3.3 参照) から得られるものである。すなわち第 1 回目の定期検査で発見された故障は，竣工時点と検査時点の中間点を，それ以外の故障は，検査間の中間点を故障時刻と考えている。

図 3.11 ～図 3.15 は，物販店舗，旅館・ホテル，病院，事務所，共同住宅の各用途についてのプロット結果を示したものである。事務所と共同住宅はデータ数が多く，図 3.14.b ～ 3.14.d，及び図 5-15.b ～ 5-15.h に規模別のプロット結果も示した。ただし事務所，共同住宅に関してはプロット点が多いため，プロット結果全体の傾向が変化しないことを確認した上で，図 3.14.a は 5 点間隔，図 3.15.a は 10 点間隔でプロットしてある。また事務所，共同住宅に関しては初回検査で発見された故障を●印，それ以外の検査で発見された故障を○印で表示してある。

名古屋大学工学部建築学教室

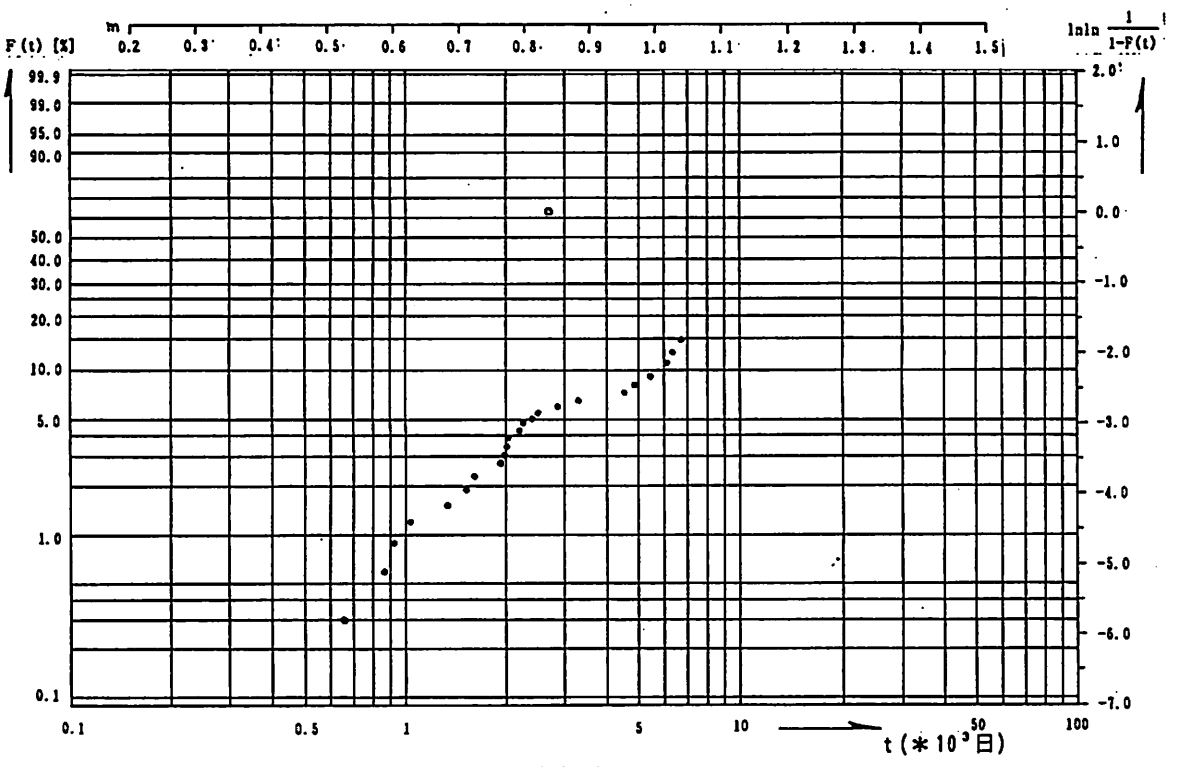


図3. 11:ワイブル確率プロット結果（物販店舗）

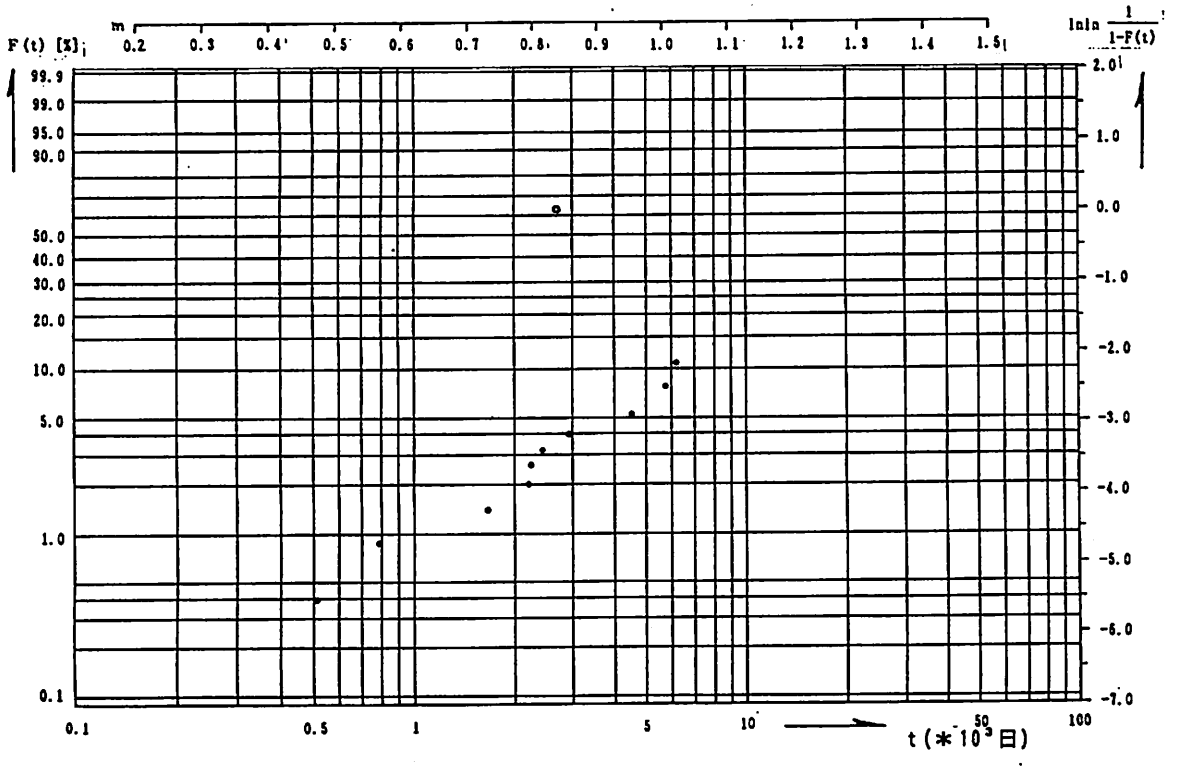


図3. 12:ワイブル確率プロット結果（旅館・ホテル）

名古屋大学工学部建築学教室

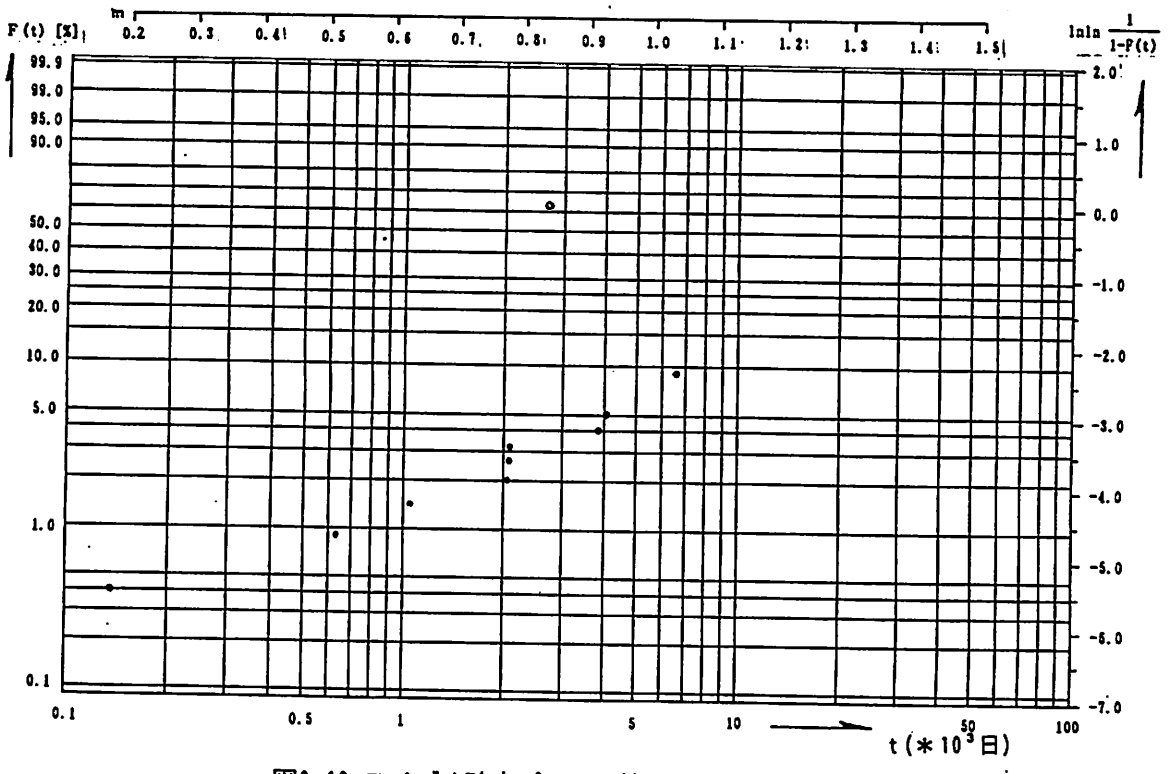


図3. 13:ワイブル確率プロット結果（病　院）

名古屋大学工学部建築学教室

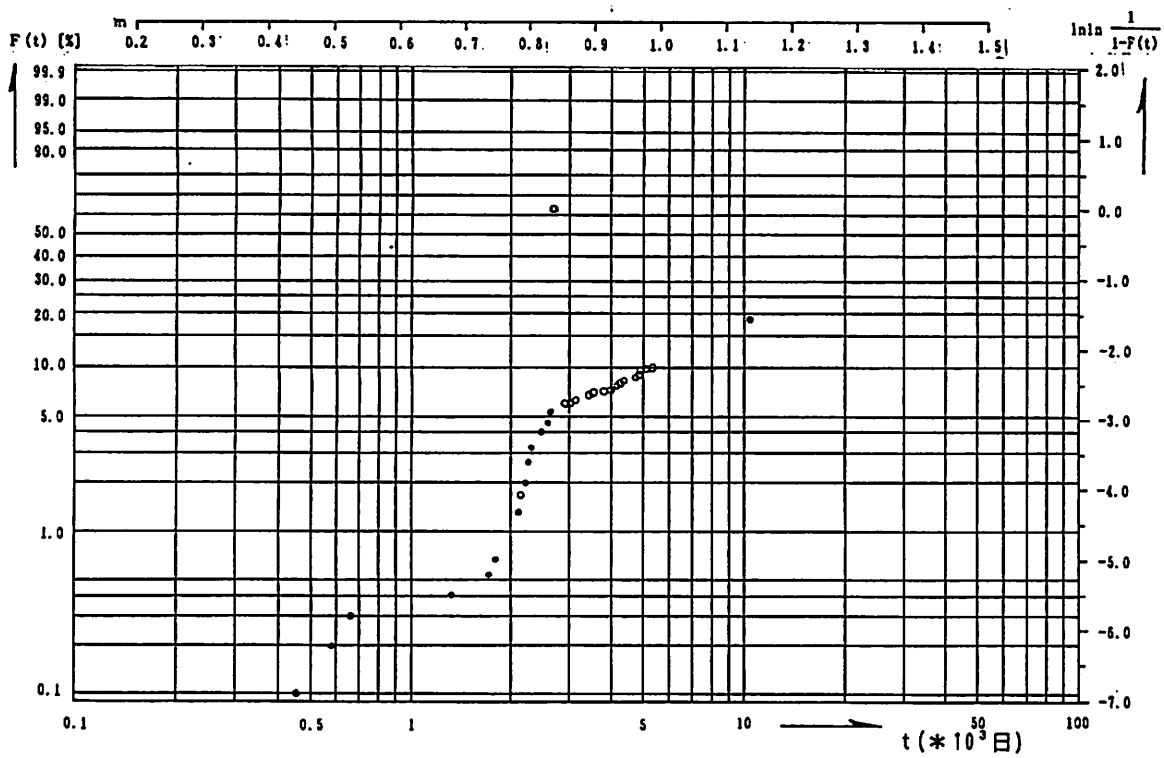


図3.14.a:ワイブル確率プロット結果（事務所全体）

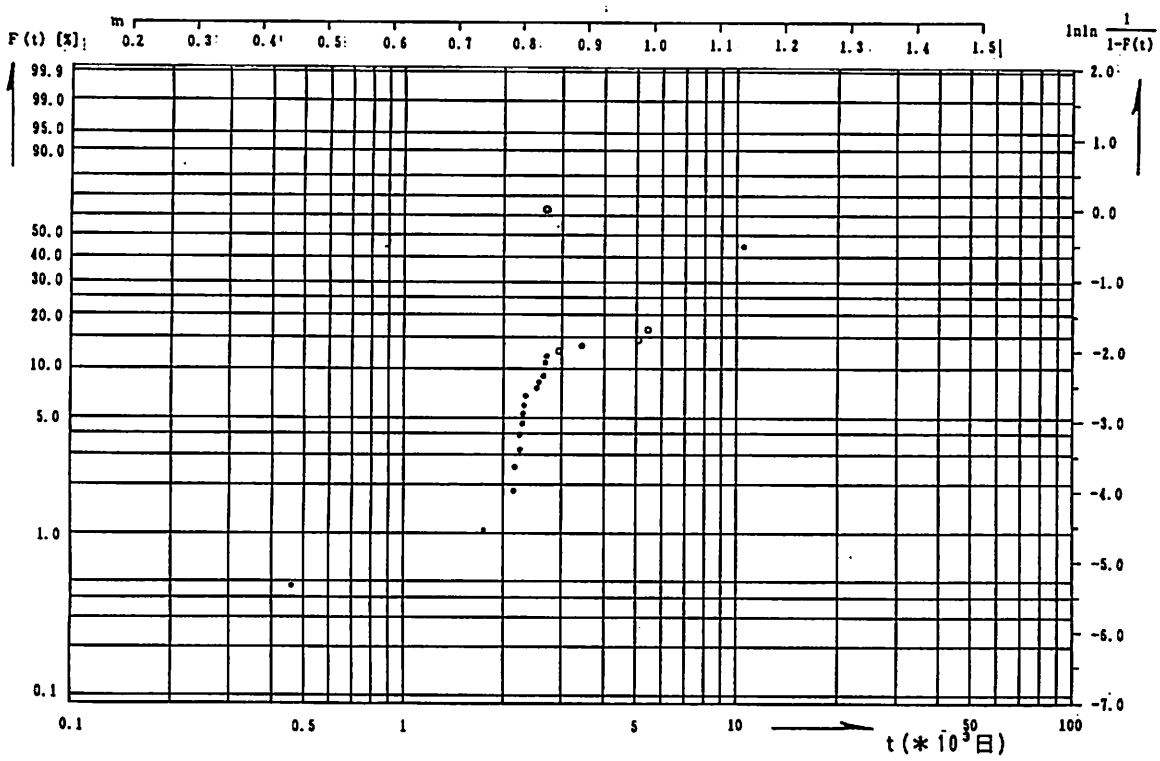


図3.14.b:ワイブル確率プロット結果（事務所 1,001～3,000m²）

名古屋大学工学部建築学教室

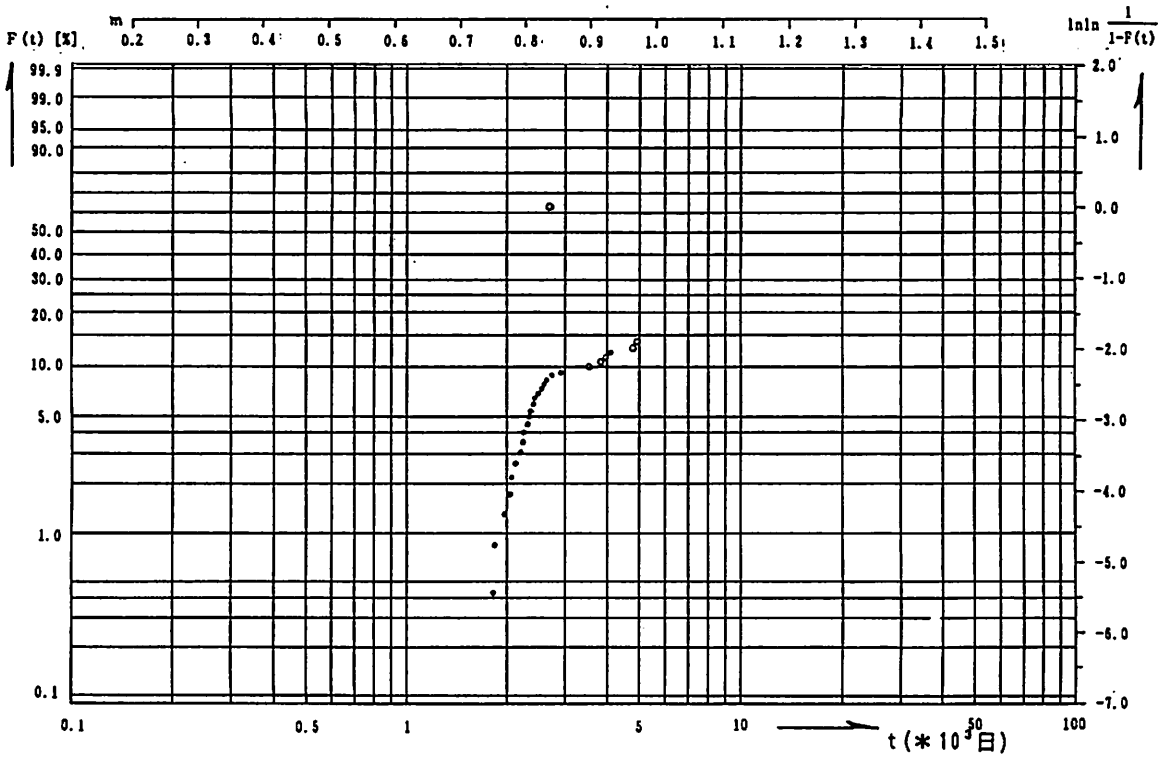


図3.14.c:ワイブル確率プロット結果（事務所 3,001～6,000m²）

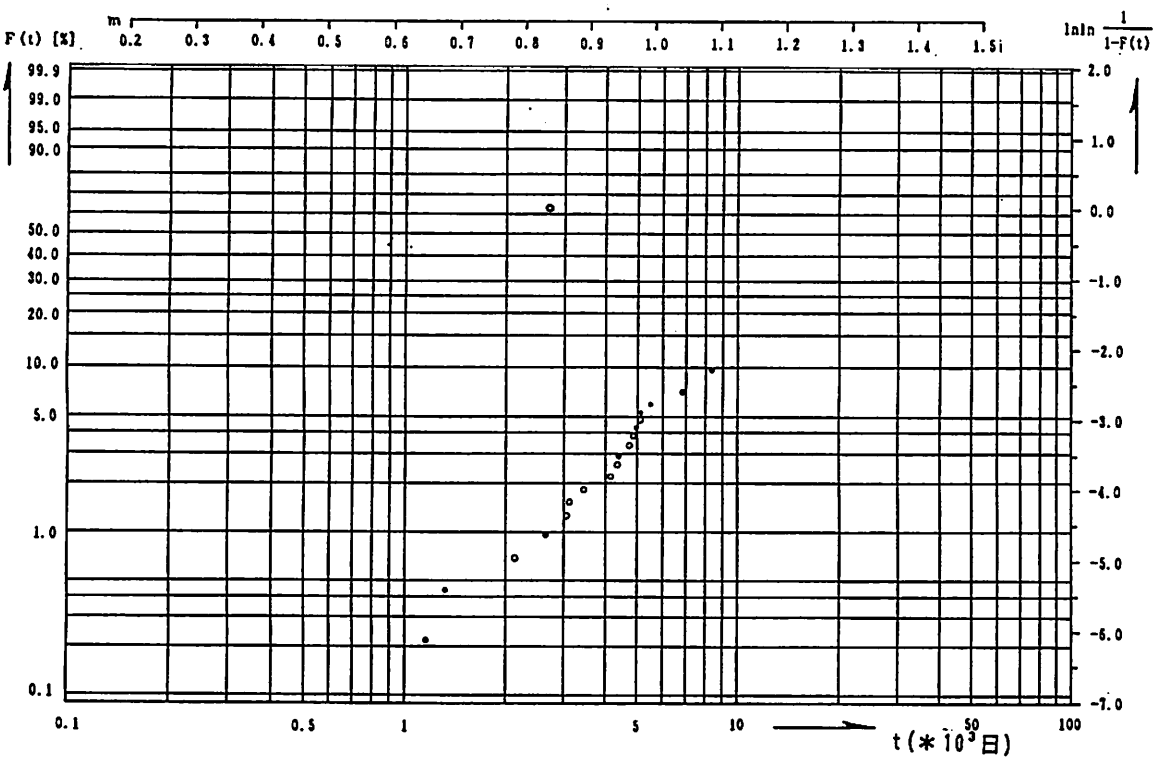


図3.14.d:ワイブル確率プロット結果（事務所 6,001m²～　　）

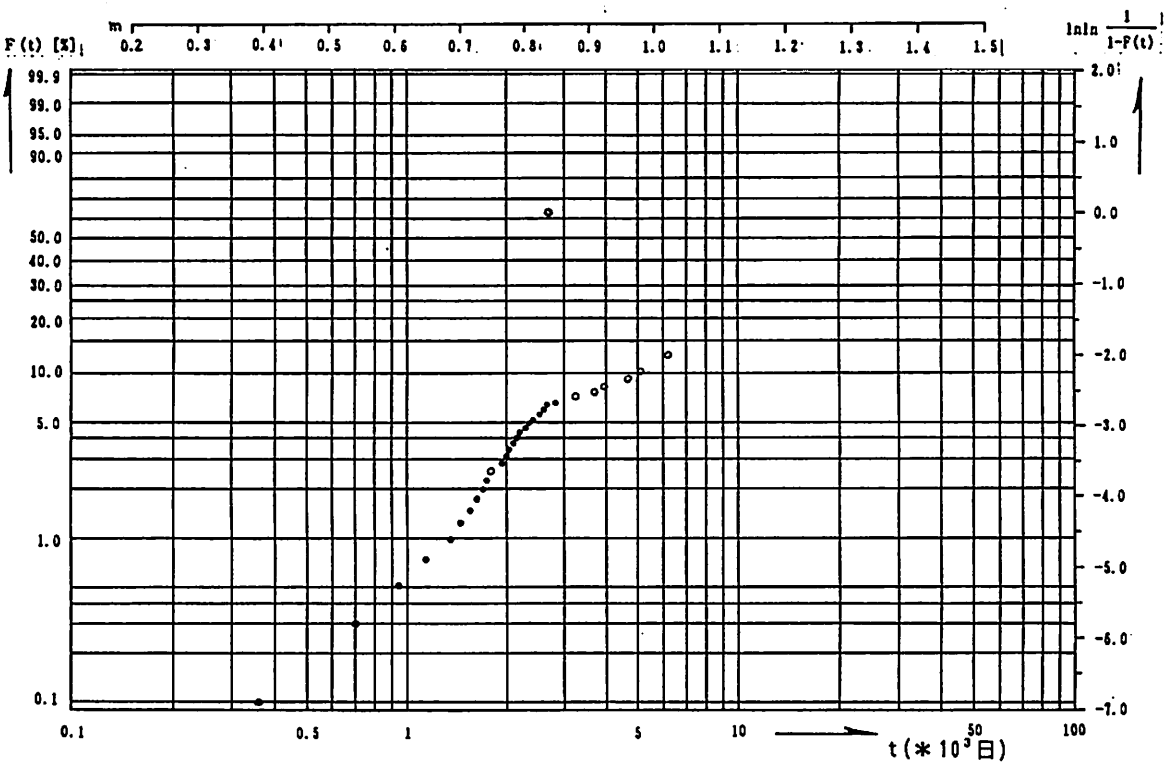


図3. 15. a:ワイブル確率プロット結果（共同住宅全体）

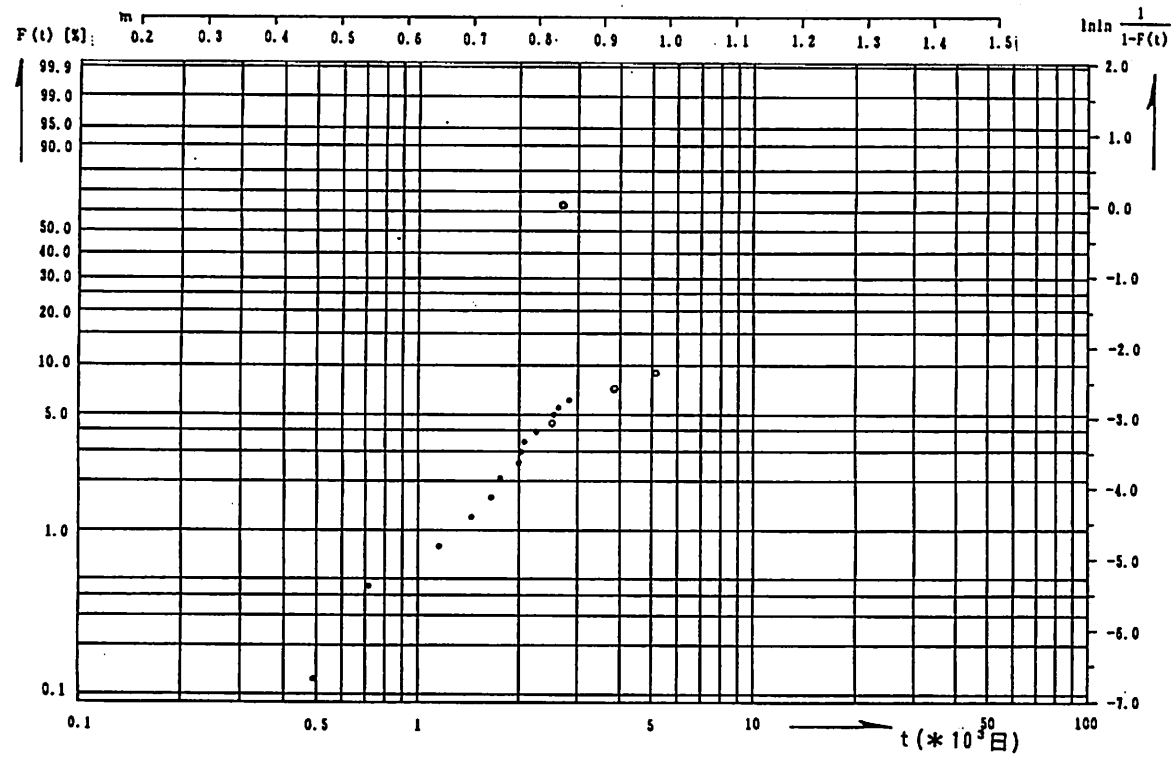


図3. 15. b:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 1～1,000m²）

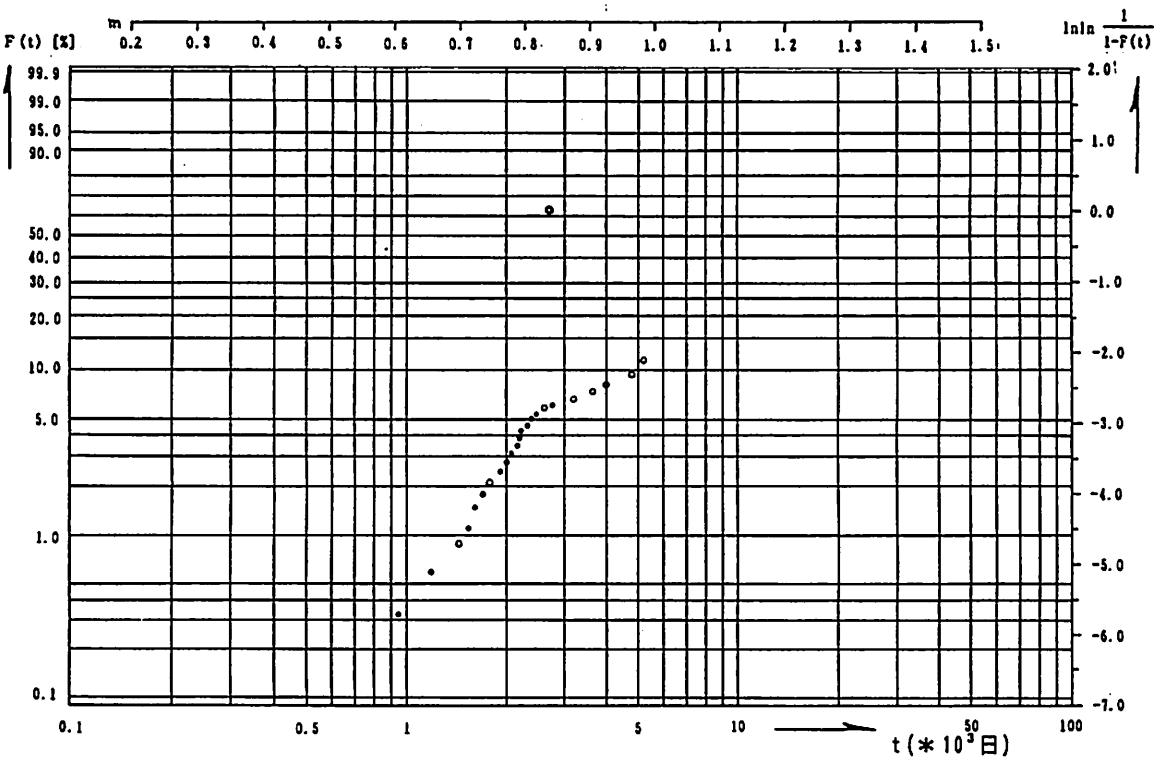


図3.15.c:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 1,001～3,000m²）

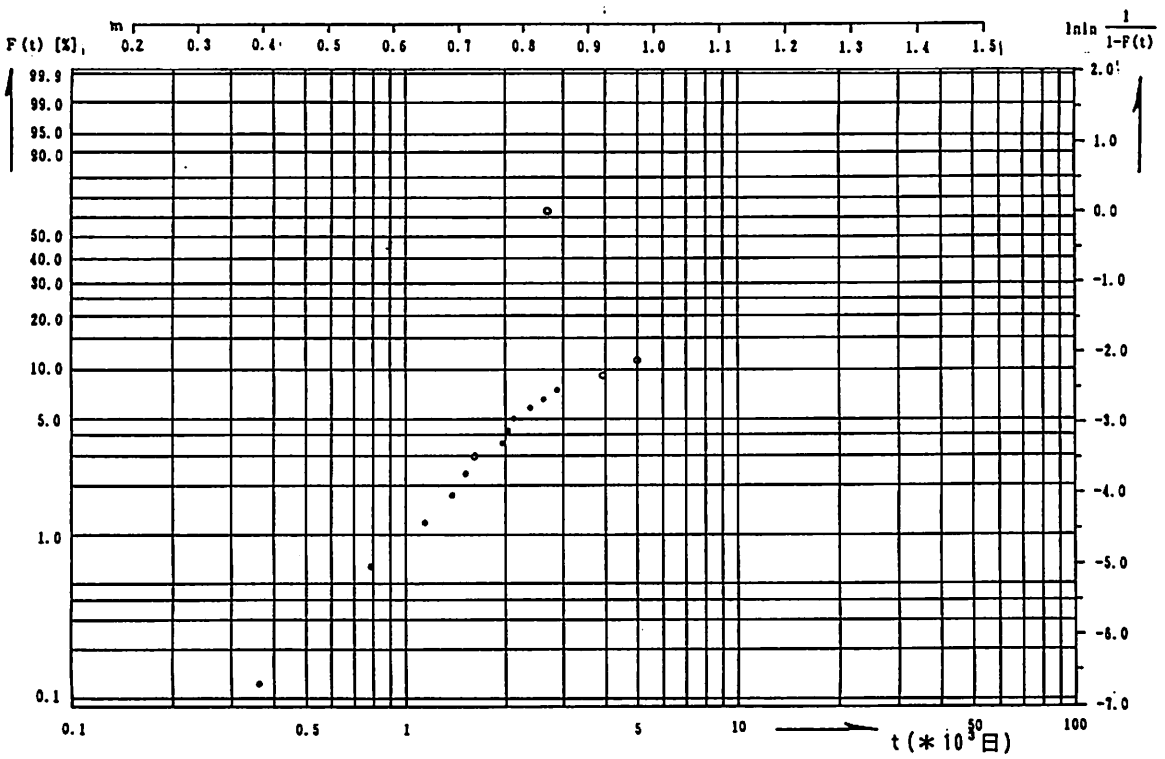


図3.15.d:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 3,001～6,000m²）

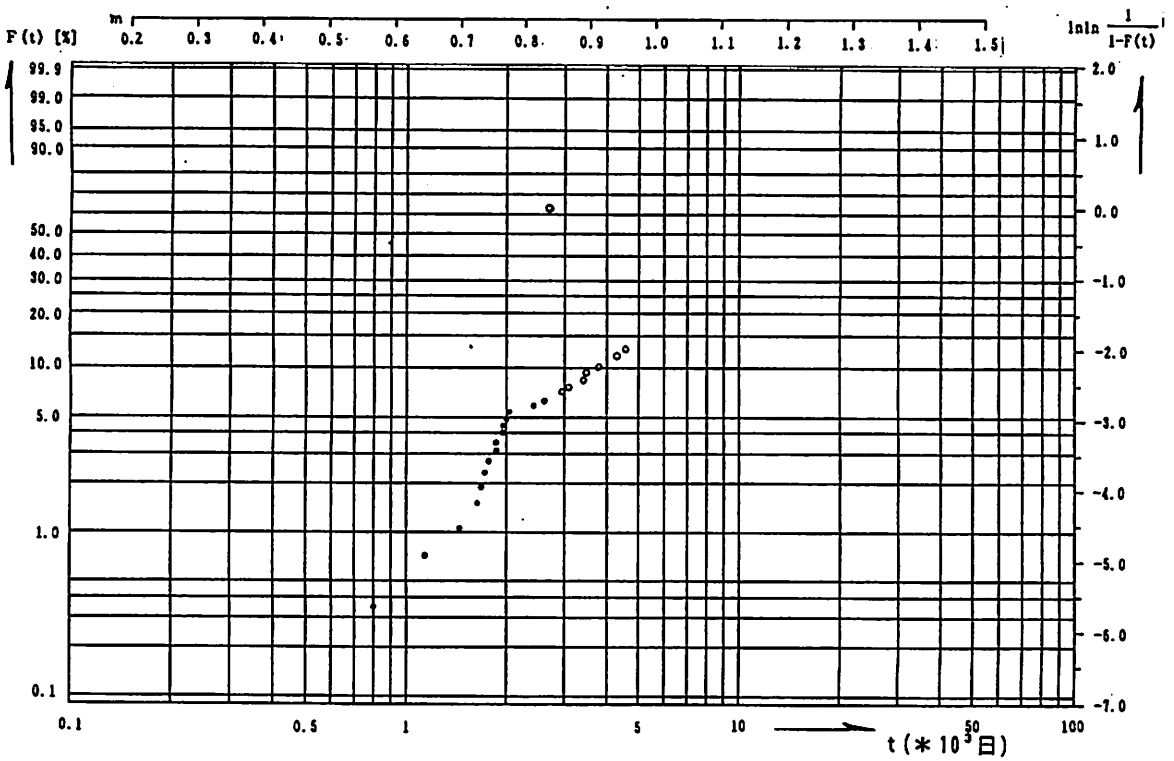


図3. 15. e:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 6,001～10,000m²）

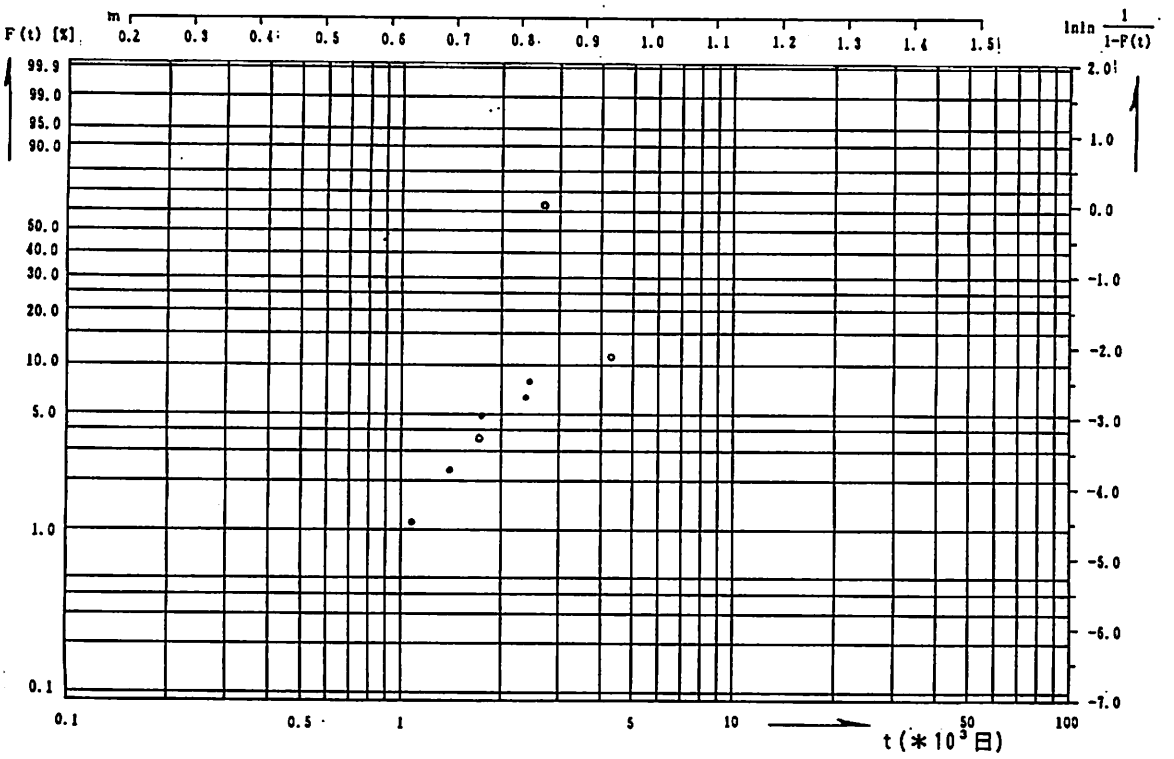


図3. 15. f:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 10,001～15,000m²）

名古屋大学工学部建築学教室

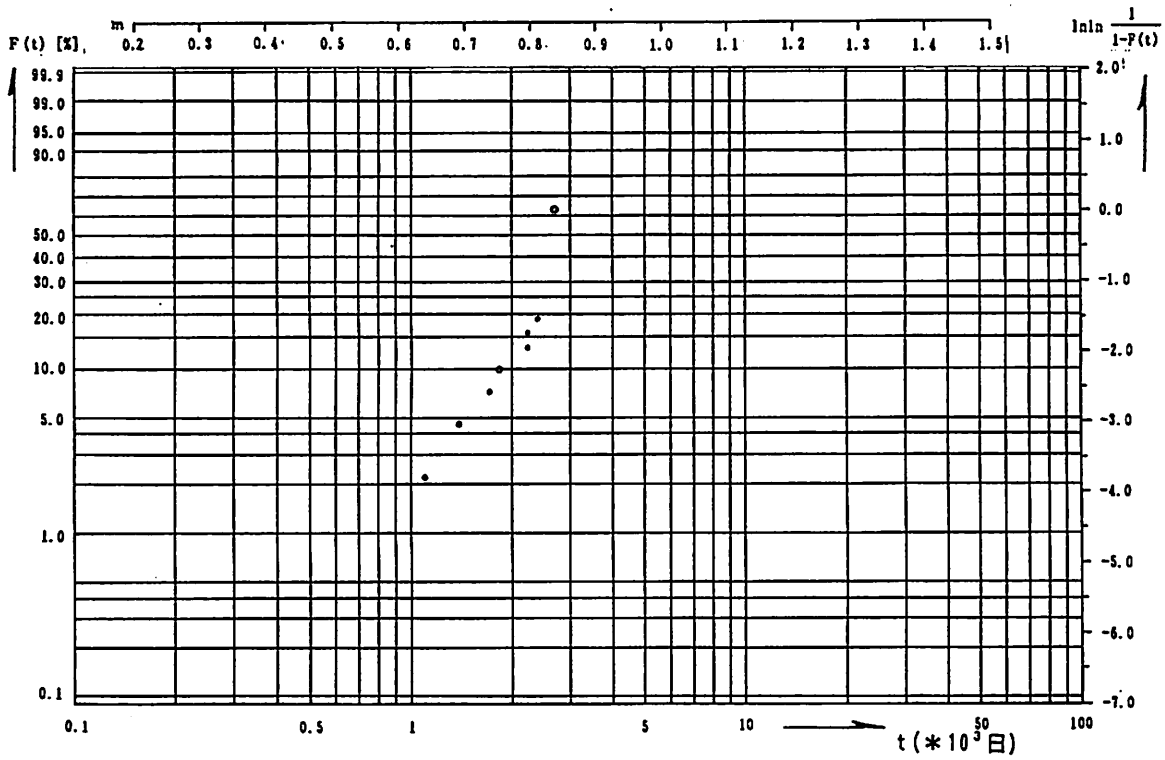


図3.15.g:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 15,001～20,000m²）

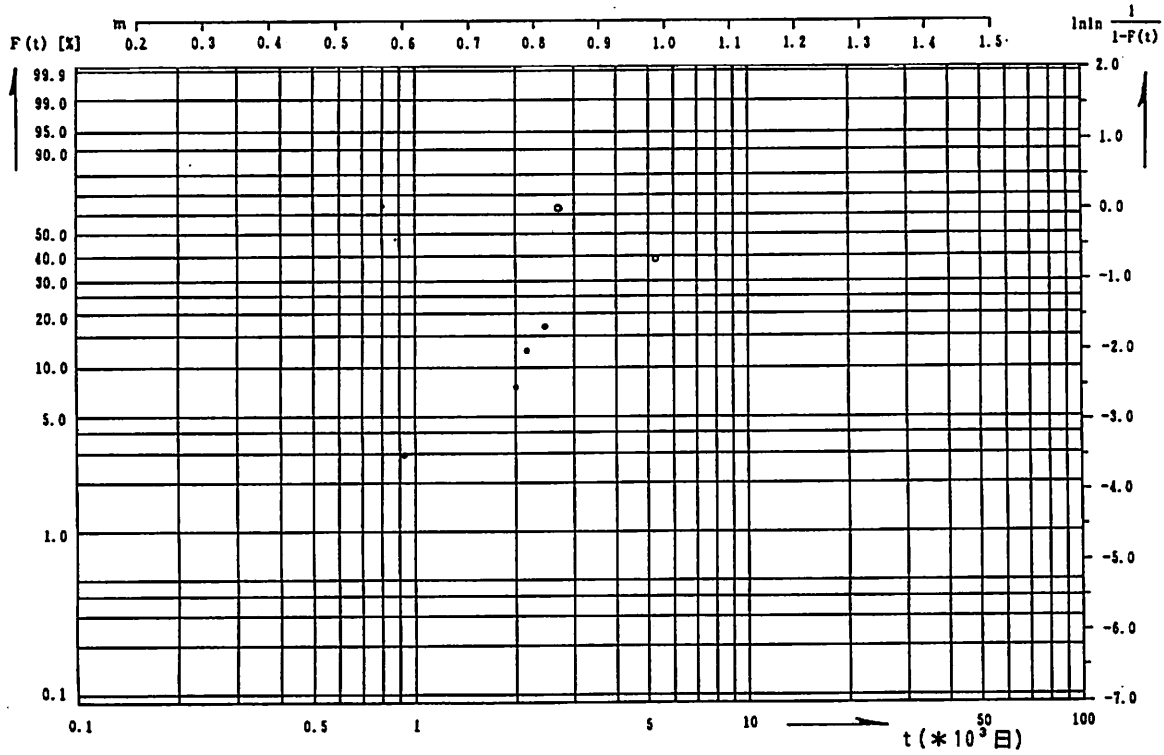


図3.15.h:ワイブル確率プロット結果（共同住宅 20,001m²～　　）

これらの図から，特に事務所の図3.14.a，3.14.b，及び共同住宅の図3.15.a，3.15.c，3.15.eが，どのような方法でもプロット点を直線で回帰できず，ワイブル分布に従わないことが分かる。その原因は●印でプロットした故障時間分布と，○印でプロットした故障時間分布の異なることと読めるが，故障時刻に関する仮定が適切ではないことを示している。

表3.8:ワイブル確率プロットによる推定結果

用途 (規模 m²)	パラメータ m	η	$t_0=\eta^m$	特性値 μ	σ	10年(365日)後の瞬間故障率λ(t)	γ
物販店舗	1.70	$17.1*10^3$	$1.57*10^7$	$15.3*10^3$	$9.58*10^3$	$3.37*10^{-5}$(回/日)	
旅館・ホテル	1.14	$42.0*10^3$	$1.86*10^5$	$40.3*10^3$	$31.5*10^3$	$1.93*10^{-5}$(回/日)	
病院	1.05	$68.0*10^3$	$1.19*10^5$	$66.0*10^3$	$62.6*10^3$	$1.33*10^{-5}$(回/日)	$-0.24*10^3$
事務所 6,001～	1.96	$28.0*10^3$	$5.21*10^8$	$24.8*10^3$	$13.2*10^3$	$9.89*10^{-6}$(回/日)	
共同住宅 ～1,000	2.06	$11.7*10^3$	$2.40*10^8$	$10.4*10^3$	$5.27*10^3$	$5.12*10^{-5}$(回/日)	
3,001～6,000	2.0	$9.6*10^3$	$9.22*10^7$	$8.51*10^3$	$4.42*10^3$	$7.92*10^{-5}$(回/日)	
10,001～15,000	1.57	$14.0*10^3$	$3.23*10^6$	$12.6*10^3$	$8.19*10^3$	$5.21*10^{-5}$(回/日)	
15,001～20,000	2.55	$4.5*10^3$	$2.07*10^9$	$4.00*10^3$	$1.67*10^3$	$4.09*10^{-4}$(回/日)	
20,001～	1.59	$8.4*10^3$	$1.74*10^6$	$7.54*10^3$	$4.87*10^3$	$1.16*10^{-4}$(回/日)	

表3.8は，直線で回帰できた場合に関して，そのパラメータ等を示したものである。表3.8に示される結果のうち，規模別に推定できた共同住宅の形状パラメータmの値から，最尤法において故障率増加型(例えば正規分布)の故障時間分布が仮定できることが示される。

なお表中，γに値を与えることで直線回帰のできた病院については，γも示してある。

3.3.2 最尤法による推定

ここでは，非常用照明器具の故障が主にバッテリーの不良ないしは電球の不良と見なして，故障率増加型の分布である正規分布を仮定し，多重時間打切りを受けたデータに対する最尤法で推定する。多重時間打切りを受けたデータに対する最尤法は，第2章で述べたが再記すると，

故障時間密度関数：$f(x_i;\mu,\sigma)$

信頼度関数　　：$R(x_i;\mu,\sigma)$

未知パラメータが μ,σ であるデータに関して

$$L(\mu,\sigma)=\prod_i f(x_i;\mu,\sigma)\prod_j R(x_j;\mu,\sigma) \tag{3.11}$$

なる尤度関数を定義する。f は故障ユニットについて，R は打切りユニットについてのものである。尤度関数或いはその自然対数をとった対数尤度関数を，それぞれのパラメータに関して，

$$\frac{\partial \ln L(\mu,\sigma)}{\partial \mu}=0 \tag{3.12}$$

$$\frac{\partial L(\mu,\sigma)}{\partial \sigma}=0 \tag{3.13}$$

となるような μ,σ のうち $L(\mu,\sigma)$ を最大にする$\hat{\mu},\hat{\sigma}$ を最尤推定値とする。通常 (3.11) 式のような同時非線形方程式は解析的には解けないので数値計算によって解くことになる。その場合 (3.13) 式，或いは (3.13) 式を直接解く方法と，(3.11) 式で表される尤度を最大にする点を求める方法がある。本論文では，対数尤度を最大にする点を求める方法によった。

表 3.9 は，各用途，各延床面積区分における μ,σ の最尤推定値，対数尤度等を示したものである。表中の故障率は，表 3.9 に示した平均経過年数における瞬間故障率を示したものである。

表3.9:最尤法による推定結果

用途	規模 (㎡)	データ数 設置建物	故障建物	μ	σ	対数尤度	λ(t) 回／日	(経過日数)
物販店舗	～ 1,000	41	3	10890	4402	-35.4	$2.14*10^{-5}$	(3,300日後)
	1,001～ 3,000	116	8	10412	3991	-94.5	$2.66*10^{-5}$	(3,800日後)
	3,001～ 6,000	55	6	9153	2877	-66.1	$3.50*10^{-5}$	(4,300日後)
	6,001～10,000	32	3	11841	4617	-35.0	$2.78*10^{-5}$	(4,700日後)
	10,001～15,000	27	1※	9188	1585	-10.8	$6.50*10^{-6}$	(4,900日後)
	15,001～20,000	18	1※	13015	5596	-12.5	$1.87*10^{-5}$	(3,700日後)
	20,001～	31	1※	24110	10221	-13.6	$6.50*10^{-6}$	(4,600日後)
旅館・ホテル	～ 1,000	75	1※	7145	541	-9.5	$5.35*10^{-16}$	(3,100日後)
	1,001～ 3,000	72	6	13449	6085	-71.8	$1.92*10^{-5}$	(3,700日後)
	3,001～ 6,000	36	2	16722	7861	-25.7	$1.48*10^{-5}$	(4,100日後)
	6,001～10,000	15	0	－	－	－	－	(　－日後)
	10,001～15,000	7	1※	12962	7152	-12.0	$3.27*10^{-5}$	(4,700日後)
	15,001～20,000	5	0	－	－	－	－	(　－日後)
	20,001～	24	0	－	－	－	－	(　－日後)
病院	～ 1,000	20	1※	10627	3389	-11.9	$2.01*10^{-5}$	(4,200日後)
	1,001～ 3,000	89	4	9999	3115	-47.0	$1.81*10^{-6}$	(3,800日後)
	3,001～ 6,000	60	2	15933	6463	-26.3	$1.06*10^{-6}$	(3,700日後)
	6,001～10,000	32	1※	34759	15758	-14.0	$3.97*10^{-6}$	(4,200日後)
	10,001～15,000	8	0	－	－	－	－	(　－日後)
	15,001～20,000	6	1※	8694	1932	-9.9	$3.78*10^{-5}$	(5,100日後)
	20,001～	12	0	－	－	－	－	(　－日後)
事務所	～ 1,000	－	－	－	－	－	－	(　－日後)
	1,001～ 3,000	215	21	10764	4196	-235.8	$2.42*10^{-6}$	(3,700日後)
	3,001～ 6,000	332	26	10501	3786	-295.7	$2.29*10^{-5}$	(3,800日後)
	6,001～10,000	217	14	14315	5785	-172.5	$1.77*10^{-5}$	(4,600日後)
	10,001～15,000	123	2	15174	4027	-25.1	$4.10*10^{-6}$	(5,000日後)
	15,001～20,000	48	1※	12835	3411	-12.3	$5.95*10^{-6}$	(4,500日後)
	20,001～	93	1※	16556	4414	-12.7	$1.91*10^{-6}$	(4,300日後)
共同住宅	～ 1,000	1618	80	9667	3511	-938.1	$1.93*10^{-5}$	(3,000日後)
	1,001～ 3,000	2168	120	9207	3244	-1382.2	$2.15*10^{-5}$	(3,100日後)
	3,001～ 6,000	799	56	8494	2980	-634.3	$2.87*10^{-5}$	(3,200日後)
	6,001～10,000	291	22	7762	2526	-245.0	$3.71*10^{-5}$	(3,400日後)
	10,001～15,000	92	7	7973	2712	-78.9	$3.72*10^{-5}$	(3,400日後)
	15,001～20,000	46	7	5329	1599	-70.2	$1.03*10^{-4}$	(3,100日後)
	20,001～	35	5	5271	1425	-47.9	$5.70*10^{-5}$	(2,700日後)

※ 推定パラメータが2個に対して故障数が1のため推定精度が確保されない

3.3.3 故障率の近似推定

故障率の推定に関して前項までとってきた方法の根底には，機器，設備の設置時点或いは動作開始時点からの全時間にわたる時間的特性を明らかにしようとする意図がある。本論文の考察の目的は，機器の履歴等が不明瞭であったり，定期検査開始前後で故障時間・保全のあり方が変化したと見なされるような多数の機器の，建築物の用途，規模毎の故障率の現状についてである。そのためには，建築物竣工から最後の検査までの時間に対して，比較的短期間となる最新の1年間の発生故障に関する情報が有用である。ここでは，表3.2に示した1988年末時点で最新1年間の検査結果を用いた。

本論文では，上述したような不完全なデータを利用する場合に，故障率の現状を明らかにする方法として，以下のような推定法による考察を加える。

推定における条件は，本論文中で述べてきたように，

- 各建築物での最近1年間の故障記録は完全に得られている
- 故障時刻は不明である
- 1棟の建築物で抜取り検査される器具の数は明かであるが，どの器具が故障したかは不明である

これらの条件を考慮すると，米陸軍の物資調達に関する検査方法H108 31)，或いはMIL-S-1900C 31)として知られる，指数型定時打切り取替無し計数1回抜取り検査法を適用することが妥当と考えられる。この検査法は本来，採用物資を決定するための検査方法として提案されたものであるが，抜取りした一定数の機器について故障時間分布を指数分布と仮定し，故障しても取り替えることなく一定時間動作させ，その発生故障数から故障率を推定し，機器の採否を決定するものである。

本論文で使用する故障データでは，抜取り器具のどれが故障したか不明であるという特徴があり，そのような条件の下での数学的取扱いは以下のようになる。

[点推定]

1棟の建築物に設置された M 個の非常用照明器具のうち N 個 $(\leq M)$ が抜取検査され，そのうち1個でも点灯しないか或いは点灯し続けないことを故障として，故障があれば要改善と記録される。このような場合に要改善となる確率を考える。ただし，各器具の故障時間分布は

故障率 λ (=const.) の指数分布で，全ての器具が独立で同一の故障時間分布に従うとする。また稼動開始から検査までの期間を T 時間とする。

器具の故障時間分布が指数分布の時その密度関数は，

$$f(x) = \lambda \exp(-\lambda x) \tag{3.14}$$

稼動開始から T 時間後まで無故障である確率，T 時間後までに故障する確率は，それぞれ信頼度 $R(T)$，不信頼度 $F(T)$ で与えられ，

$$\begin{aligned} R(T) &= \int_T^{\infty} f(x)dx = \exp(-\lambda T) \\ F(T) &= \int_0^T f(x)dx = 1 - \exp(-\lambda T) \end{aligned} \tag{3.15}$$

となる。検査では故障しているか否かだけが問題となるのであるから，M 個のうち i 個の器具が故障する確率は，二項分布に従うものとして，故障器具数を表す確率変数を X_i とすると，

$$Pr\{X_1 = i\} = {}_M C_i \{F(T)\}^i \{R(T)\}^{M-i} \tag{3.16}$$

と表される。

さて，2種の事象要素(例えば「正常」と「故障」)からなる有限な母集団からのサンプルを分析する場合，よく知られているように多くの標本抽出計画の基礎分布をなす超幾何分布がある。これによると，M 個の器具のうち i 個が故障しており，この M 個から N 個を無作為に抽出した場合の故障器具数を表す確率変数を X_2 とすると，抽出した N 個のサンプルに x 個の故障器具が含まれる確率は，

$$Pr\{X_2 = x | X_1 = i\} = \frac{{}_i C_x \cdot {}_{M-i} C_{N-x}}{{}_M C_N} \tag{3.17}$$

として表される。従って，抜取検査で故障器具が含まれる確率は，

$$Pr\{X_2 \geq 1 | X_1 = i\} = \sum_{x=1}^{N} \frac{{}_i C_x \cdot {}_{M-i} C_{N-x}}{{}_M C_N} \tag{3.18}$$

となる。これは抜取された N 個に故障器具が無いという事象の背反であり，

$$\begin{aligned} Pr\{X_2 \geq 1 | X_1 = i\} &= 1 - Pr\{X_2 = 0 | X_1 = i\} \\ &= 1 - \frac{{}_{M-i} C_N}{{}_M C_N} \end{aligned} \tag{3.19}$$

ところが $i > (M-N)$ の時には，抽出された N 個のサンプルに確率 1 で故障器具が含まれる。即ち (3.19) 式が適用できなくなる。従って，抜取検査で要改善と記録される確率は，(3.16) 式と (3.19) 式の積，及び $i > (M-N)$ の場合との和によって，

$$
\begin{aligned}
&Pr\{X_2 \geq 1\} \\
&= \sum_{i=1}^{M-N} \left(1 - \frac{{}_{M-i}C_N}{{}_MC_N}\right) {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} \\
&\quad + \sum_{i=M-N+1}^{M} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i}
\end{aligned} \tag{3.20}
$$

となる。しかし，器具の全数 M が未知の場合，(5.20) 式では算定できない。そこで (3.20) 式を変形すると，

$$
\begin{aligned}
&Pr\{X_2 \geq 1\} \\
&= \sum_{i=1}^{M-N} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} - \sum_{i=1}^{M-N} \frac{{}_{M-i}C_N}{{}_MC_N} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} \\
&\quad + \sum_{i=M-N+1}^{M} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} \\
&= \sum_{i=0}^{M} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} - \{R(T)\}^M \\
&\quad - \left[\sum_{i=0}^{M-N} \frac{{}_{M-i}C_N}{{}_MC_N} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} - \{R(T)\}^M\right] \\
&= \sum_{i=0}^{M} {}_MC_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-i} \\
&\quad - \{R(T)\}^N \sum_{i=0}^{M-N} {}_{M-N}C_i\{F(T)\}^i\{R(T)\}^{M-N-i}
\end{aligned} \tag{3.21}
$$

上式の第 1 項，及び第 2 項における総和式は，$\{F(T)+R(T)\}^k = 1$ (ただし $k = M, M-N$) の展開式であるので，

$$
Pr\{X_2 \geq 1\} = 1 - \{R(T)\}^N \tag{3.22}
$$

となる。(3.22) 式に (3.15) 式を代入すると，(3.20) 式は

$$
Pr\{X_2 \geq 1\} = 1 - \{\exp(-\lambda T)\}^N \tag{3.23}
$$

となり，器具の全数 M にかかわらず，抜取数 N が既知であれば $Pr\{X_2 \geq 1\}$ を算定することができる。

要改善が記録される確率の，1 年間における累積確率は，

名古屋大学工学部建築学教室

$$\text{累積故障確率（1年間）} = \frac{\text{要改善建物数}}{\text{設備設置建物数}} \tag{3.24}$$

表される。これを p とすると，(3.23) 式から

$$p = 1 - \{\exp(-\lambda T)\}^N \tag{3.25}$$

となり，λ について解くと，

$$\lambda = -\frac{\ln(1-p)}{NT} \tag{3.26}$$

となる。

ここで，面積区分 15,001 ～ 20,000 m^2 での抜取個数である N=30, T=365(日) を代入すると，例えば 15,001 ～ 20,000 m^2 の「病院」に設置された器具の故障率は，

$$\lambda \simeq -\frac{\ln(1-0.122)}{30 \times 365} \simeq 1.2 \times 10^{-5} \qquad \text{（回/日）} \tag{3.27}$$

となる。

[区間推定]

「正常」か「故障」かの 2 種事象要素を対象としたベルヌーイ試行の場合，その故障確率は 2 項分布に従う。区間推定を行うに際し，便利のために先に 2 項分布と不完全ベータ関数比の関係を導入しておく。

(3.28) 式で表される不完全ベータ関数 $B_x(a,b)$ の完全ベータ関数 $B_1(a,b)$ に対する比は不完全ベータ関数比と呼ばれ，(3.29) 式で示される。

$$B_x(a,b) = \int_0^x y^{a-1}(1-y)^{b-1}dy \tag{3.28}$$

$$I_x(a,b) = \frac{B_x(a,b)}{B_1(a,b)} = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}\int_0^x y^{a-1}(1-y)^{b-1}dy \tag{3.29}$$

n, r を正の整数としたとき，3.29式の右辺を部分積分することにより，

$$\begin{aligned}
I_x(r, n-r+1) &= \frac{\Gamma(n+1)}{\Gamma(r)\Gamma(n-r+1)}\int_0^x y^{r-1}(1-y)^{n-r}dy \\
&= \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!}\int_0^x y^{r-1}(1-y)^{n-r}dy \\
&= \frac{n!}{r!(n-r)!}x^r(1-x)^{n-r} + I_x(r+1, n-r) \\
&= \frac{n!}{r!(n-r)!}x^r(1-x)^{n-r} + \frac{n!}{(r+1)!(n-r-1)!}x^{r+1}(1-x)^{n-r-1} \\
&\quad + I_x(r+2, n-r-1) \\
&\ \ \vdots \\
&= \sum_{i=r}^{n}\binom{n}{i}x^i(1-x)^{n-i}
\end{aligned} \tag{3.30}$$

となる。これは2項係数と不完全ベータ関数比の関係を示している。またF分布と不完全ベータ関数比に関して，

$$I_x(a,b) = p \tag{3.31}$$

となる x が，F_{2b}^{2a} 分布の上側 $100\,p$ % 点 $F_{2b}^{2a}(p)$ を用いて以下の式によって与えられる。

$$x = \frac{1}{1 + \frac{b}{a} F_{2a}^{2b}(p)} \tag{3.32}$$

同時に，以下の関係が成立する。

$$I_x(a,b) = 1 - I_{1-x}(b,a) \tag{3.33}$$

さて，時刻 T までの故障数を確率変数 K で示し，k がその実現値である場合，不信頼度 $F \equiv F(T)$ とおくと，

$$Pr\{K = k\} = \binom{n}{i} F^k (1-F)^{n-k} \tag{3.34}$$

となる。そこで，次式の解として与えられる確率変数 F_L, F_U を考える。

$$\sum_{i=K}^{n} \binom{n}{i} F_L^i (1-F_L)^{n-i} = \frac{\alpha}{2} \qquad (K \geq 1) \tag{3.35}$$

$$\sum_{i=0}^{K} \binom{n}{i} F_U^i (1-F_U)^{n-i} = \frac{\alpha}{2} \qquad (K \leq n-1) \tag{3.36}$$

すなわち，F_L, F_U はともに K の関数になるが，$F_L = F_L(K)$ と表すことにすると，$F_L(K)$ は K の増加関数になっている。

そこで a $(0 \leq a \leq 1)$ に対し，k_a を

$$k_a = \min\{k | F_L(k) \geq a\} \tag{3.37}$$

で定義すると，$F \leq F_L(k_F)$ を考慮して，

$$\begin{aligned} Pr\{F_L(K) \geq F\} &= Pr\{K \geq k_F\} \\ &= \sum_{i=k_F}^{n} \binom{n}{i} F^i (1-F)^{n-i} \\ &\leq \sum_{i=k_F}^{n} \binom{n}{i} \{F_L(k_F)\}^i \{1 - F_L(k_F)\}^{n-i} = \frac{\alpha}{2} \end{aligned} \tag{3.38}$$

となる。同様にして，F の上限は(3.36)式で定められる F_U で与えられることが示される。すなわち，

$$Pr\{F \leq F_L(K)\} \leq \frac{\alpha}{2}, \qquad Pr\{F \geq F_U(K)\} \leq \frac{\alpha}{2} \tag{3.39}$$

$$Pr\{F_L(K) \leq F \leq F_U(K)\} \geq 1-\alpha \tag{3.40}$$

となる。

2 項分布と不完全ベータ関数比の関係式(3.30)と(3.36)式から

$$I_{F_L}(K, n-K+1) = \frac{\alpha}{2} \tag{3.41}$$

また，F_U については，(3.36)式は

$$\sum_{i=K+1}^{n} \binom{n}{i} F_U^i (1-F_U)^{n-i} = 1 - \frac{\alpha}{2} \tag{3.42}$$

と書き直されるので，

$$I_{F_U}(K+1, n-K) = 1 - \frac{\alpha}{2} \tag{3.43}$$

の関係がある。F 分布の上側パーセント点を用いると，不完全ベータ関数と F 分布の関係式(3.32)から，上限・下限が

$$F_L = \frac{1}{1 + \frac{n-K+1}{K} \mathrm{F}_{2K}^{2(n-K+1)}(\frac{\alpha}{2})} \tag{3.44}$$

$$F_U = \frac{1}{1 + \frac{n-K}{K+1} \mathrm{F}_{2(K+1)}^{2(n-K)}(1-\frac{\alpha}{2})} = \frac{1}{1 + \frac{n-K}{K+1} \mathrm{F}_{2(n-K)}^{2(K+1)}(\frac{\alpha}{2})} \tag{3.45}$$

と与えられる。

ここで，ある用途・延床面積規模区分における不信頼度 $F(T)$ は，設備設置建物棟数 n と 1 年間のにおける要改善建物棟数 K から累積故障確率 $p = \frac{K}{n}$ として得られている。従って，(3.44)，(3.45)式に，n, K を代入することにより求められる。F_U, F_L から累積故障確率 p の 100(1-α)% 両側信頼区間は，$[F_L, F_U]$ で与えられる。従って以下の関係式が成り立つ。

$$F_L \leq p \leq F_U \tag{3.46}$$

F_L, F_U に対応する故障率をλ_L, λ_U とおくと(3.25)式から次式が成り立つ。

$$1-\{\,exp(-\lambda_L T)\}^N \;\le\; 1-\{\,exp(-\lambda T)\}^N \;\le\; 1-\{\,exp(-\lambda_U T)\}^N \tag{3.47}$$

ここから故障率 λ の 100(1- α)% 両側信頼区間は,

$$-\frac{\ln(1-F_L)}{NT} \le -\frac{\ln(1-p)}{NT} \le -\frac{\ln(1-F_U)}{NT} \tag{3.48}$$

$$\lambda_L \le \lambda \le \lambda_U \tag{3.49}$$

で与えられる。

図 3.16 は，最近 1 年間における累積故障確率を建築物用途，規模に対して示したものである。図 3.17 は表 3.2 と図 3.16 から得られる設備設置建物数，要改善建物数，および累積故障確率を，ここで示した近似推定法に適用し，推定故障率とその 90% 両側信頼区間を示したものである。ただし，要改善建物棟数が 0 であった用途・規模区分は，信頼区間が推定できず，図中には示されていない。

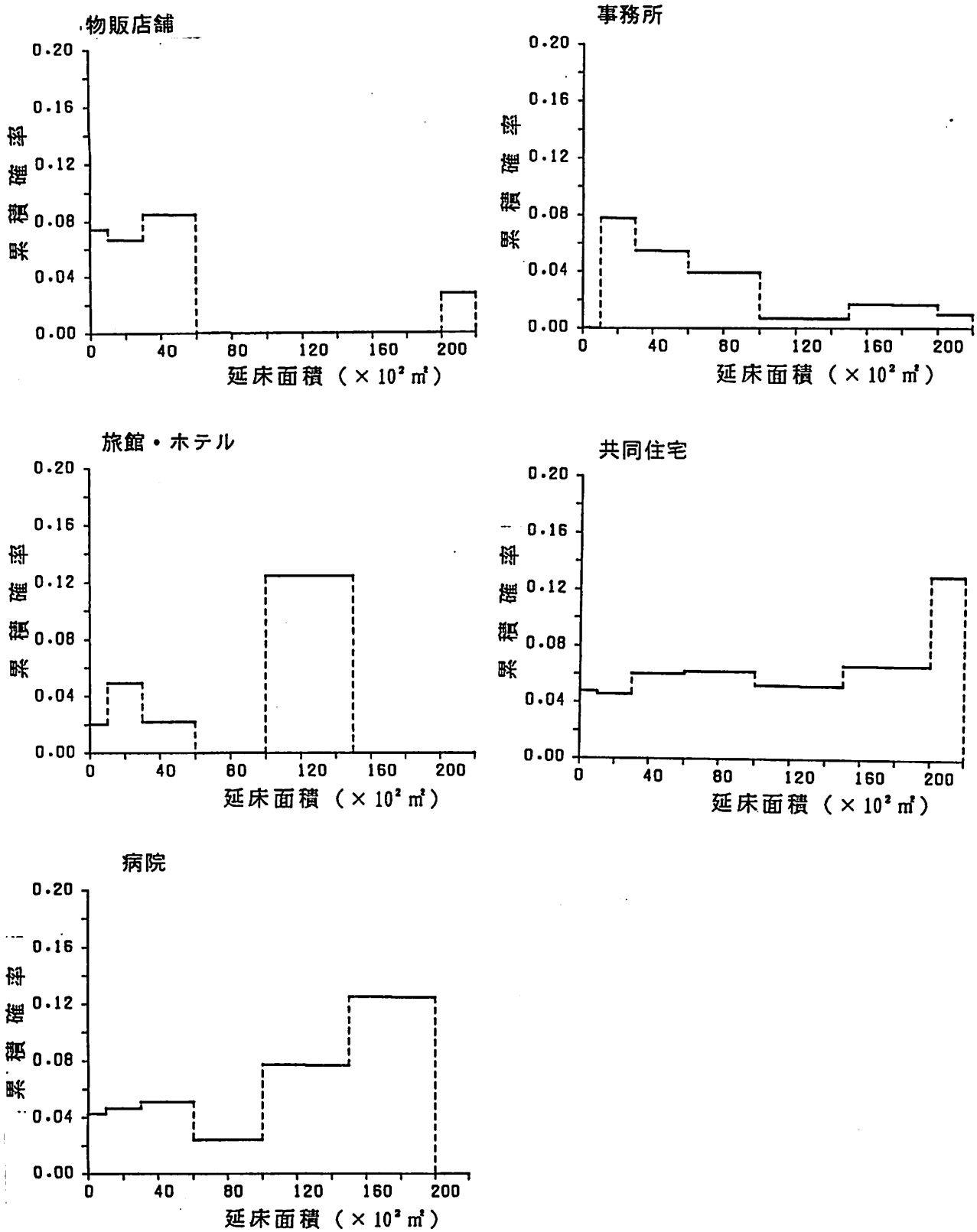


図3.16:延床面積別の累積故障確率

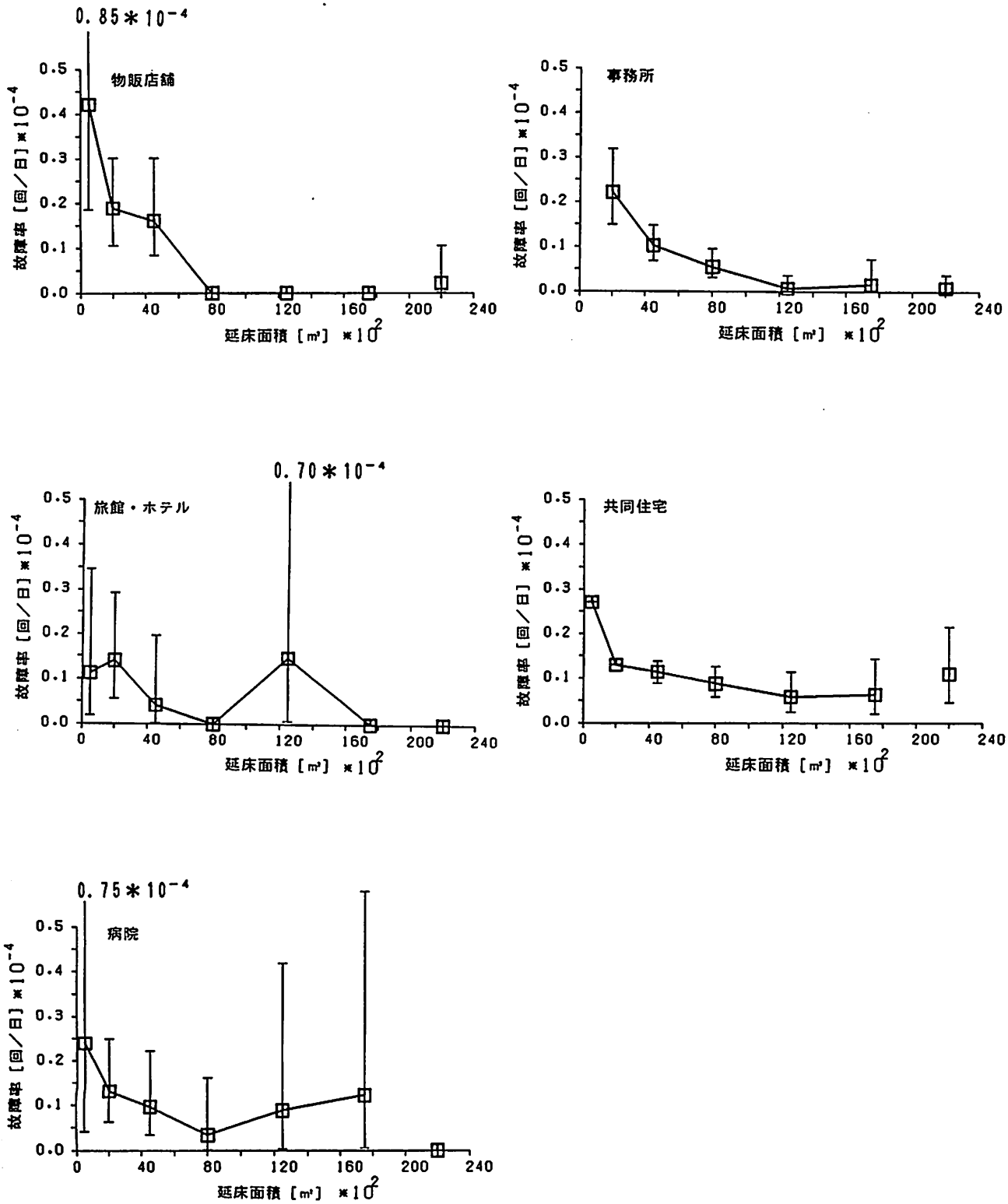


図3.17:近似推定法による故障率と90%両側信頼区間

3.4 推定結果の考察

本章では，3 種類の推定法により非常用照明器具の故障率を推定したが，ワイブル確率プロット法，最尤法による推定結果は，近似推定法による結果と次の点で意味が異なっている。すなわち，近似推定法が非常用照明器具 1 個当たりの故障率を推定しているのに対して，ワイブル確率プロット法，最尤法は建築物の単位で推定している。定期検査では，抜取り検査された器具のうち 1 つでも故障していれば要改善と評定され，その結果，要改善とされた建築物に設置された非常用照明器具は，すべて故障していると扱われることになる。このことから，1 棟の建築物で抜取り検査された器具は，それぞれの器具を独立のユニットとした場合，どのユニットの故障もシステムの故障となる直列システムを構成しているとみなされ，定期検査はこのシステムに対して行われることになる。ワイブル確率プロット法，最尤法で推定されているものは，このシステムの故障率である。

直列システムの故障率について，システムが n 個のユニットで構成されているとき，システムの信頼度は，

$$R(t) = \prod_{i=1}^{n} R_i(t) \tag{3.50}$$

と表され，信頼度と故障率の関係を示した (3.8) 式より，

$$R_i(t) = \exp\left\{-\int_0^t \lambda_i(x)dx\right\} \tag{3.51}$$

従って，システムの故障率は，

$$\lambda_s(t) = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i(t) \tag{3.52}$$

と表される。ワイブル確率プロット法，最尤法による推定結果は，(3.52) 式の$\lambda(t)_s$ である。本章の解析において，各器具の故障時間は独立で同一の分布に従うことを仮定していたから，器具の故障率は，抜取り器具数を n として，

$$\lambda_i(t) = \frac{\lambda_s(t)}{n} \tag{3.53}$$

と表される。ただし，プロット法による解析には 2 個以上の故障が必要であり，本論文で対象とした建築物用途においては，延床面積別の発生故障数が 1 個である場合が多いことから，器具の故障率をプロット法では算定していない。

表3.10:最尤法と近似推定法の比較（回／日）

用途 ＼ 規模		m² ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001～
物販店舗	最尤法	$9.68*10^{-5}$	$5.19*10^{-5}$	$4.52*10^{-5}$	$2.15*10^{-5}$			
	近似法	$4.22*10^{-5}$	$1.88*10^{-5}$	$1.61*10^{-5}$				$2.21*10^{-6}$
旅館・ﾎﾃﾙ	最尤法		$3.33*10^{-5}$	$1.72*10^{-5}$				
	近似法	$1.12*10^{-5}$	$1.39*10^{-5}$	$4.10*10^{-5}$				
病院	最尤法		$7.59*10^{-6}$	$2.35*10^{-5}$				
	近似法	$2.38*10^{-5}$	$1.31*10^{-6}$	$9.62*10^{-6}$	$3.38*10^{-6}$	$8.77*10^{-6}$	$1.22*10^{-5}$	
事務所	最尤法	－	$5.00*10^{-6}$	$3.82*10^{-5}$	$1.81*10^{-5}$	$2.83*10^{-5}$		
	近似法	－	$2.21*10^{-5}$	$1.02*10^{-5}$	$5.50*10^{-6}$	$7.48*10^{-7}$	$1.56*10^{-6}$	$7.79*10^{-7}$
共同住宅	最尤法	$1.30*10^{-4}$	$7.00*10^{-5}$	$4.87*10^{-5}$	$4.23*10^{-5}$	$3.10*10^{-5}$	$3.87*10^{-5}$	$4.40*10^{-5}$
	近似法	$2.70*10^{-5}$	$1.29*10^{-5}$	$1.14*10^{-5}$	$8.76*10^{-6}$	$5.87*10^{-6}$	$6.30*10^{-6}$	$1.07*10^{-5}$

表中空白部分は故障がなかったもの、或いは推定できなかったものを示す

表 3.10 は，最尤法による結果を，(3.53) 式によって器具当たりの故障率に換算したものと，近似推定法による推定故障率をまとめて示したものである。

最尤法による推定結果を示した表 3.9 において，μ 及び σ が推定されたパラメータである。μ は動作開始から故障までの平均時間を示し，σ は μ の標準偏差である。$\mu > 3\sigma$ なる場合には，故障時間分布に正規分布が仮定できる 7) とされているが，表 3.9 に示した建築物用途・延床面積別の μ,σ は，非常用照明器具の故障時間分布に正規分布を仮定できることを示しているとともに，平均故障時間を表す μ が，延床面積 20,001 m^2 以上の共同住宅で 5,271(日)，延床面積 3,001 ～ 6,000 m^2 旅館・ホテルで 16,722(日) のように大きく異なっていることが分かる。さらに，最尤法と近似推定法により推定された故障率の比較から，延床面積 3,001 ～ 6,000 m^2 の旅館・ホテルにおいて示される故障率に対して，延床面積 1,000 m^2 以下の共同住宅において示される故障率が，最尤法による場合は約 8 倍異なり，近似推定法による場合は 10^{-5} ～ 10^{-7} 回/日と，最尤法による場合より大きな拡がりをもつことが分かる。このことから，同一種類の設備であっても，用途・規模によって故障のし易さが大きく異なることが予想される。

一方，最尤法と近似推定法による推定故障率を比較すると，最尤法による推定故障率は建築物用途・延床面積によらず 10^{-5} 回/日と安定しているのに対して，近似推定法による推定故障

率は建築物用途・延床面積毎に非常に大きな相違を示し，故障率の推定目的に応じた推定法の選択が重要であることが分かる。最尤法は，動作開始からの全時間にわたる故障の時間的特性を明らかにした上で故障率を推定しようとするものであり，近似推定法は，動作開始以降の故障・保全履歴が不明である場合の，任意の時刻における瞬間故障率の近似値を推定しようとするものである。表 3.10 に示される結果は，非常用照明器具の時間に対する故障率の変化が，建築物用途・延床面積によらず平均的には同一とみなせることが，最尤法による推定故障率から示され，短期間における故障率の変化が，建築物用途・延床面積毎に大きく異なることが，近似推定法による推定故障率から示されていると解釈できる。

本論文で防災設備の故障率を推定する目的は，防災設備の故障の発生し易さの現状を把握することである。推定された故障率に対する上述の解釈が妥当ならば，機器の故障特性，保全の程度等が推定故障率に明確に表出すると考えられる近似推定法がよりよくこの目的に合致すると判断され，特に，本論文で用いたデータは，定期検査の開始によって，時間に対する故障傾向が変化したとみなされるため，最尤法による推定は，故障率の現状を正確に表現しないと考えられる。従って，以下の考察では，近似推定法による推定故障率を採用する。

図 3.17 から非常用照明器具という同一種類の機器に関して推定された故障率が，建築物用途・延床面積別に異なることが分かる。信頼区間からその推定精度が高いと考えられる事務所用途と共同住宅用途の結果から，延床面積が増大するにつれ故障率が減少するタイプと，規模によらず一定となるタイプに分かれると推測される。また，他の 3 用途についてもデータ数が少なく，信頼区間の幅が広いために事務所用途や共同住宅用途と同様に推測することは難しいが，点推定の故障率から，延床面積に対する傾向が大ざっぱにつかむことがで，先の 2 つのタイプに別れると考えられる。

ここで，本章で非常用照明器具の故障に関して明らかになった主な事実を整理する。

i) 建築設備定期検査報告書の原本の抜き取り調査から，共同住宅では延床面積の大小によらず電源内蔵形の器具が使用されており，他の用途では延床面積が大規模になると電源内蔵形と電源別置形の器具が併用されている。

ii) 共同住宅に対する設備維持管理実態の詳細調査 (表 3.7) によれば，多くの建築物で故障の原因は蓄電池の不良とされており，バッテリー等の交換がなされている。

iii) 非常用照明器具の推定故障率を示す図 3.17 より，事務所用途では，延床面積の増大につれて故障率が低下する傾向にあり，共同住宅用途では一部の延床面積規模を除いて故障率が変化しないとみなせる。

iii) に挙げた延床面積別の故障率の示す特徴は，i) の事実から用途・規模によって器具の寿命性能が異なっていたことに起因すると考えられる。これは。全ての延床面積区分で電源内蔵形の器具が使用されている共同住宅用途において，延床面積 1,000m^{2}以下の区分の建築物を除いて故障率が延床面積に対して変化しないこととも一致する。しかし，i) の事実は，日常的な保全による故障率の変化が無視できないことを示している。特に，1,001m^2 以上の延床面積区分の故障率に比べて際だって高いことがそのことを示していると考えられる。

名古屋大学工学部建築学教室

第 4 章

故障率に影響を及ぼす要因の考察

第 3 章においては，近似推定法による推定故障率が建物用途・延床面積別に異なることが明らかになった。その要因としては，以下のことが考えられる。

1) 機器とその性能 (固有信頼度) が建物用途・延床面積によって異なる

2) 使用環境，維持・保全レベル (使用信頼度) が建物用途・延床面積によって異なる

3) 上記 1), 2) の 2 つの要因が複合している

データベース内の各々の建築物に関して，器具の機種および使用・保全履歴等は不明であるため，1), 2) の各々の影響を明らかにすることは不可能であると考える。そこで，上記の信頼度がある程度反映されていると考えられるデータベース内の情報に注目する。

例えば，設備の設置時期が建築物の竣工とほぼ同じ時期であると仮定すれば，建築竣工年はその設備の古さを示す指標となると考えられる。第 3 章で示したように非常用照明器具の故障率関数を時間に対して増加型とみなせる場合，設備の設置からの時間が故障率を変動させる要因となる。

本章では，推定故障率に影響を与えると考えられる要因として，1) 設備の可動開始から検査までの時間，2) 定期検査が実施されることによる維持・保全レベルの変化の 2 点に注目し，それぞれ建築竣工年と定期検査報告年・実施回数の情報から解析・考察を行った。

名古屋大学工学部建築学教室

4.1 建築竣工年による影響

同一用途内で規模によって故障率が異なる要因として，各々の建築物の非常用照明器具の可動開始から経過した時間が規模区分によって異なっているという可能性について考える。例えば,「事務所用途等で小規模区分の建築物における故障率が高くなっているのは，この区分では他の区分に比べて平均的に設備の設置から検査までの時間が長く，故障率が増加しているためである」といった予測をたてることができる。ただし，データベースでは設備の設置時期に関する情報は含まれていないため，ここでは建築竣工時点で設備が設置され稼働し始めたとみなして解析する。

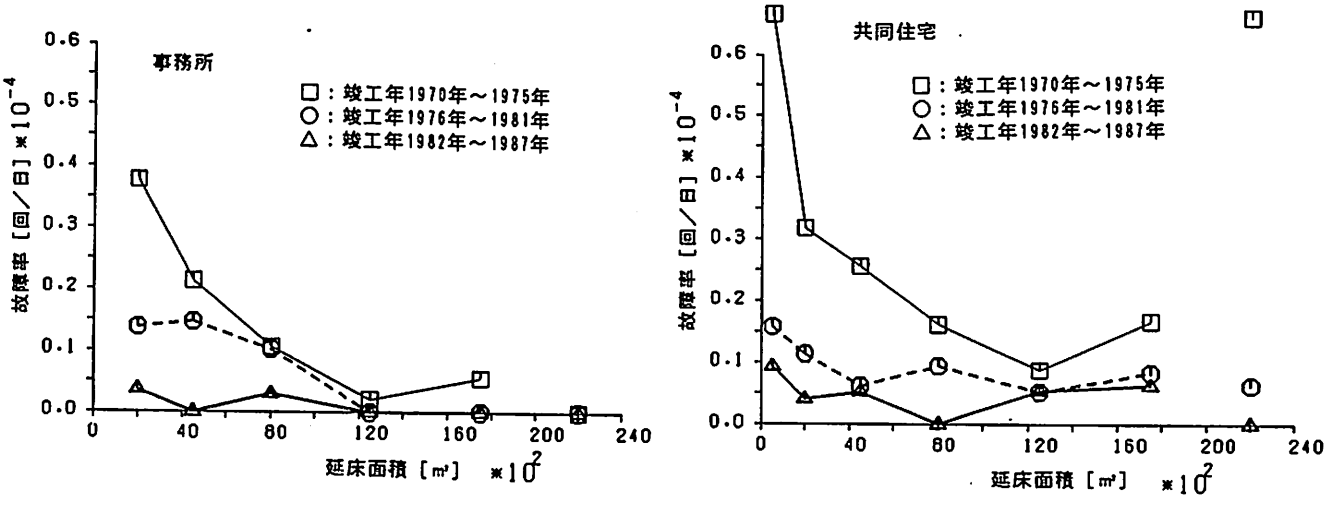


図4. 1:竣工年別の推定故障率

図4.1 は，前章表 3.2 の検査結果を，建築竣工年別に分類して故障率を推定した結果を示したものである。ただし，事務所・共同住宅以外の用途は，要改善建物数が少なく，竣工年別に分類して故障率を推定するには無理があるので，この 2 用途について示した。図4.1 において，竣工年の古い建築物で故障率が高くなる傾向は「事務所」「共同住宅」の両用途において共通している。また,「事務所」用途では先に示した延床面積に対する故障率の分布傾向（即ち，面積が増大するにつれて故障率が減少する傾向）は竣工年別に区分した図4.1 においても保持されている。共同住宅用途では 1970 年～ 1975 年の竣工区分の建築物では故障率が延床面積に対して大きく変動しているものの，他の竣工年区分では延床面積に対して一定とみなすことができ，事務所用途と同様に先に示した傾向を保持している。

名古屋大学工学部建築学教室

表4.1:竣工年別の検査建物棟数

用途＼竣工年	1970年～1975年	1976年～1981年	1981年～1987年
物販店舗	92	114	63
旅館・ホテル	55	91	65
病　院	64	84	51
事務所	354	236	282
共同住宅	1,127	2,110	1,650

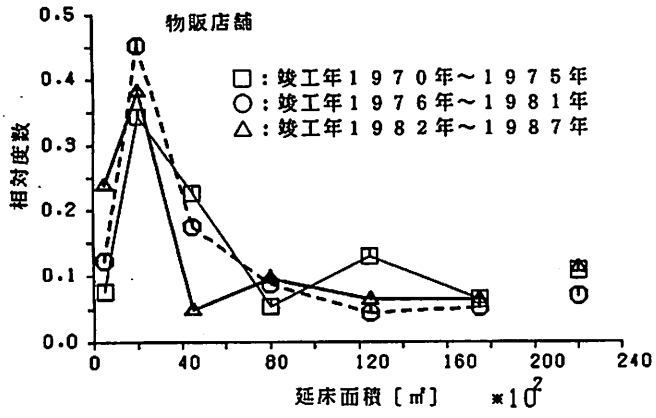
一方，図4.2は非常用照明設備の設置建物数を図4.1と同じ建築竣工年区分で分類し，延床面積別の相対度数を5用途について示したものである。同時に各竣工年区分での建物数を表4.1に示した。図4.2において,「共同住宅」「病院」用途では各竣工年区分間で相対度数の分布にほとんど差があらわれていない。また,「物販店舗」「旅館・ホテル」「事務所」用途においても多少のばらつきはあるものの，各竣工年区分でほぼ同じような分布傾向を示している。

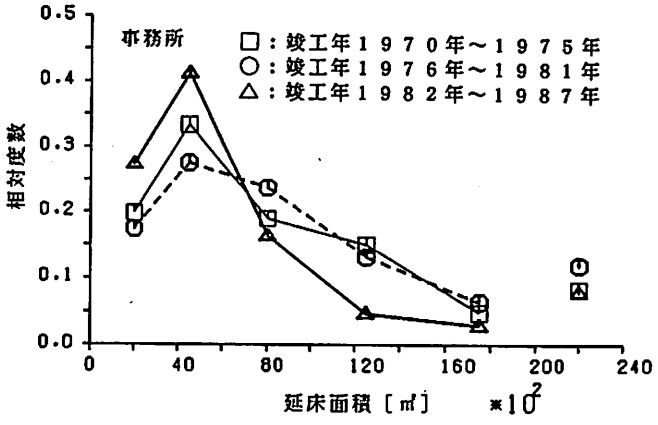
図4.1の結果から，竣工年の古い建築物においては設置された非常用照明器具の故障率が高くなるという傾向はつかむことができる。しかし，建築物の竣工から定期検査までの間に器具或いは部品が交換されている可能性もあるため，図4.1の結果は必ずしも故障率の経年変化を示すものではない。図4.1, 図4.2から明らかになったことは以下の2点である。

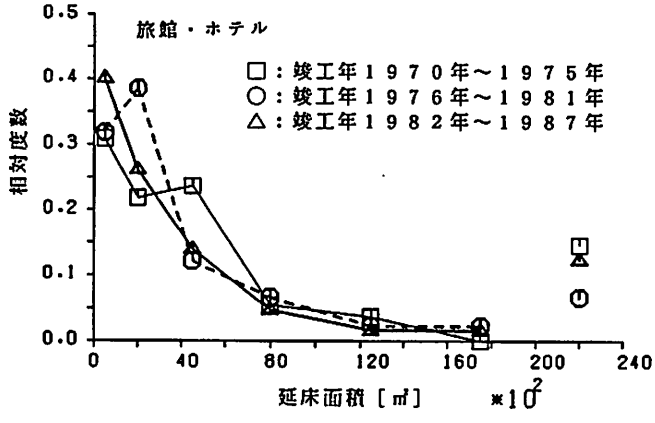
1) 延床面積に対する故障率の分布傾向は，建築竣工年で区分しても変化せず，ほぼ同じ様な傾向を示す

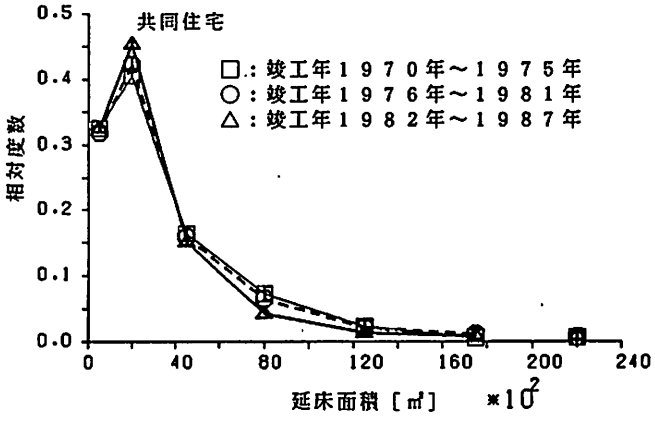
2) 延床面積に対する設備設置建物数の相対度数分布をみると，建築竣工年の違いによる差はほどんどない

これより，竣工年の古い建築物では故障率が高くなっているものの，建築竣工年の違いが床面積別の故障率の相違を説明する要因にはならない，つまり，先にあげた予測が成り立たないということが分かる。









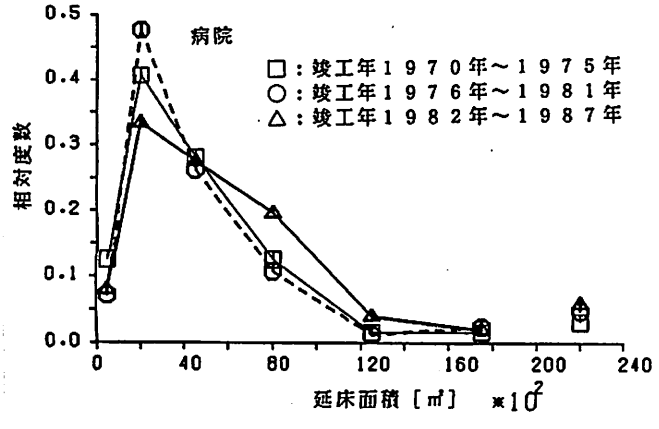


図4.2:竣工年別の検査建物相対度数

4.2 検査報告年・検査報告回数による影響

定期的な検査を行うことにより，機器の故障の発見やその保全等の活動が促進され，機器の動作信頼性が高くなることが予測される。設備定期検査報告が行われることにより，故障率がどう変化するかについて明らかにするために，過去に複数回行われている検査結果を用いて，解析・考察を行った。

4.2.1 検査報告年

データベースには，1985 年から 1989 年まで 5 年間の検査結果が蓄積されており，表 4.2 は各検査報告年における非常用照明設備の検査建物数および検査項目 5.2. に関する要改善建物数を示したものである。

図 4.3 は，表 4.2 に示した各検査報告年の検査結果から近似推定法を用いて用途・延床面積別の故障率を推定し，示したものである。ここで各報告年における故障率は，解析対象とする報告年とその 1 期前の検査の約 1 年間において累積された要改善建物数を用いて推定したものである (図 3.3 参照) 。ただし，1 年前での信頼度を 1 と仮定するために，各解析対象年での検査報告以前に過去 1 回以上の検査報告がなされている建築物を対象とし (即ち解析する検査結果は各々の建築物において 2 回目以降の検査報告結果となる)，さらに 1 期前から連続して要改善である建築物の検査報告結果は除外して故障率推定を行った。また，要改善建物数が 0 であった区分は図 4.3 から除外している。

図 4.3 から以下のことが読みとることができる。

1) 推定した故障率は第 3 章で推定した故障率よりも，全体的に低い値となっている

2) 各用途・延床面積規模における故障率の報告年による推移をみると,「事務所」「物販店舗」用途の小規模面積区分を除けばほぼ 2 倍以内の変動に収まっている

3)「物販店舗」「事務所」「共同住宅」用途においては，第 3 章で示された故障率の延床面積に対する分布傾向が同じように出現している。

4) 86 年または 87 年時点で高い故障率を示している延床面積区分 (例えば事務所，物販店舗の小規模区分) において，88 年から 89 年にかけて故障率が低く推移している

表4. 2:報告年別の検査結果

用途＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～	計
物販店舗	86年	20 0	76 2	42 3	16 1	14 0	10 0	17 0	195 6
	87年	32 3	102 5	54 2	22 0	22 1	17 1	28 0	276 12
	88年	46 3	126 7	59 2	39 4	27 1	21 1	32 1	350 19
	89年	58 2	140 0	68 2	30 1	24 1	19 1	30 0	369 7
旅館・ホテル	86年	31 0	28 0	16 0	6 0	6 0	1 0	11 0	99 0
	87年	40 1	47 2	30 1	13 0	6 0	2 0	19 0	157 4
	88年	41 0	59 2	33 1	15 0	8 0	2 0	20 0	178 3
	89年	60 1	63 0	38 1	15 0	9 0	4 0	21 0	210 2
病院	86年	13 1	59 2	36 3	12 1	5 0	4 0	3 0	132 7
	87年	21 0	73 1	47 1	26 0	8 0	6 1	9 0	190 3
	88年	15 0	85 1	50 2	26 0	12 0	8 0	11 0	207 3
	89年	25 0	108 3	68 2	32 0	12 1	8 0	11 0	264 6
事務所	86年	－	3 1	3 0	2 0	3 0	0 0	2 0	13 1
	87年	－	30 1	73 2	77 1	53 0	20 0	24 0	277 4
	88年	－	167 9	265 11	187 4	122 1	49 0	81 0	871 25
	89年	－	215 8	333 7	236 5	141 0	56 0	86 0	1067 20
共同住宅	86年	524 12	770 17	307 9	113 8	37 1	23 1	15 0	1789 48
	87年	828 14	1324 30	534 15	186 4	65 2	37 0	19 0	2993 65
	88年	1078 15	1606 31	635 15	256 3	87 4	51 3	45 1	3758 72
	89年	1295 17	1924 28	765 23	268 3	92 5	51 2	34 0	4429 78

注）表中　上段：解析対象建物数，下段：要改善建物数

第3章1.2節に示したように要改善の指摘されている建築物の中で，初回検査で要改善の指摘された建築物が多数を占めていた(表3.3参照)。初回検査で要改善と指摘された建築物はその1年前の記録がないにもかかわらず，先に(第3章)近似推定法で故障率推定した際には，1年前に機器が稼動状態にあった(即ち，信頼度1)ものとして推定を行った。上記1)の結果は，故障率を報告年別に推定する際に2回以上の検査報告がなされている建物に限ったことにより，要改善建物数の多数を占めると考えられる「初回検査で要改善を指摘された建築物」が解析から除かれたためである。第3章においては「初回検査で要改善を指摘された建築物」の1年前の信頼度を不明のまま(便宜上1と仮定して)故障率を推定したことを考慮すると，図4.3での推定の精度はよくなっているものと考えられる。

また，図4.3は1986年から1989年までの各報告年を断面として故障率を示すものであり，検査報告が行われる建築物やその建物棟数は報告年によって異なっている。それにも関わらず，上記2)，3)のような結果が得られたことは，前述のように検査報告に関して多くの不確定性が含まれている下で，推定故障率がほぼ安定していることを示している。さらに4)の結果は，そうした不確定性の下での推定故障率の変動幅である可能性もある。ここで他の延床面積区分より(極端に)高い故障率が示された場合に，徐々に故障率が下がるような何らかの変化があった(例えば，定期検査報告が行われ始めたことにより，いままで全く保全等がなされていなかった建築物が検査前にチェックするようになった)と予測することもでき，興味深い結果である。

名古屋大学工学部建築学教室

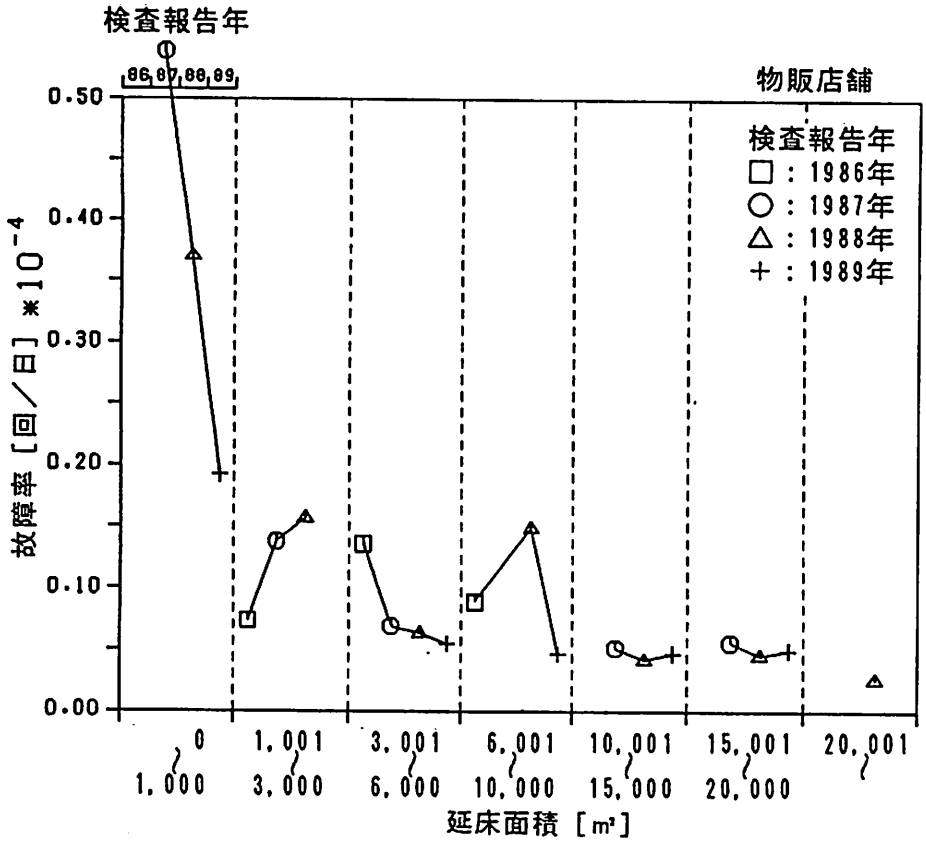


図4. 3. a:検査報告年別の故障率（物販店舗）

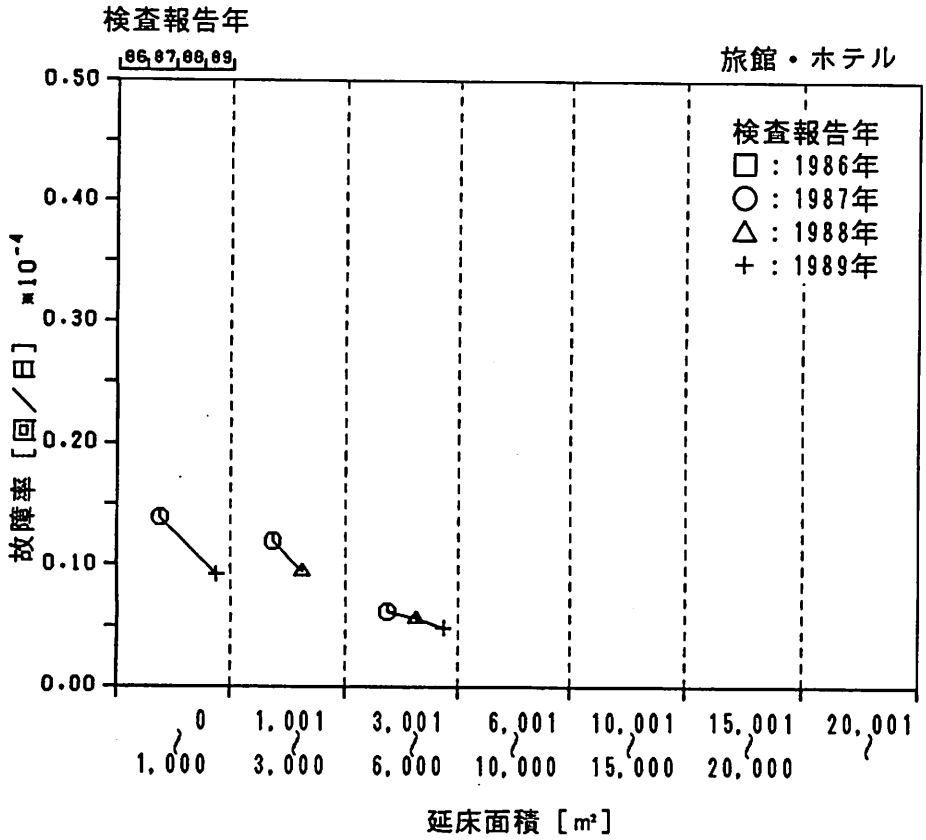


図4. 3. b:検査報告年別の故障率（旅館・ホテル）

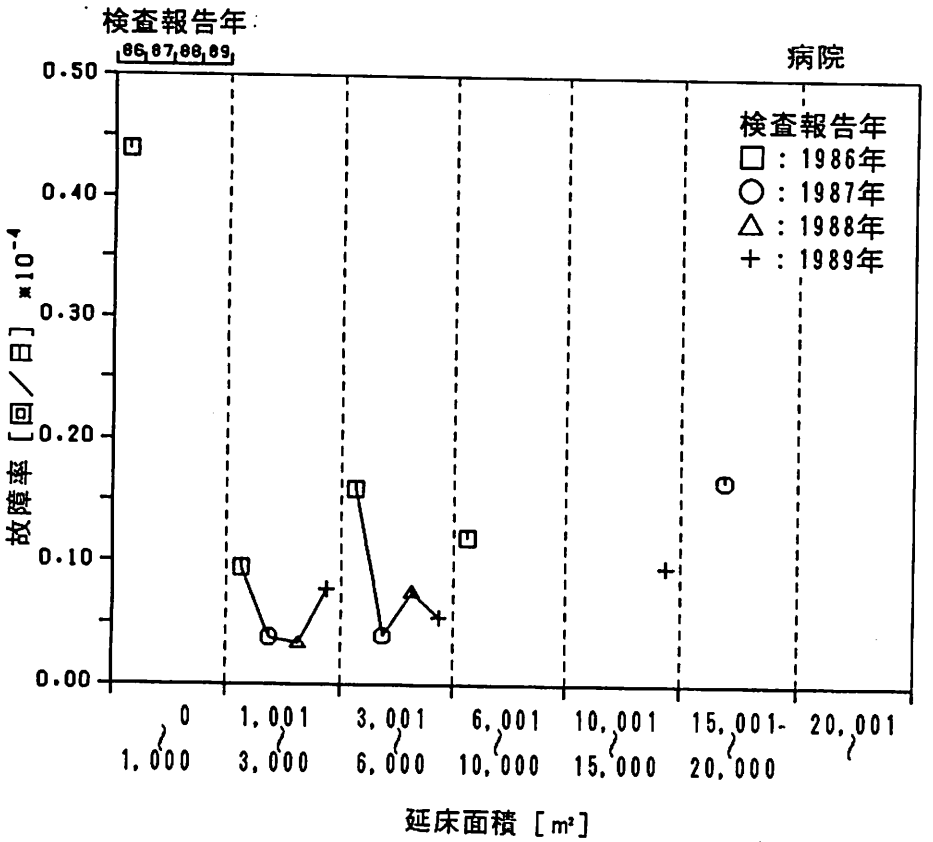


図4.3.c:検査報告年別の故障率（病院）

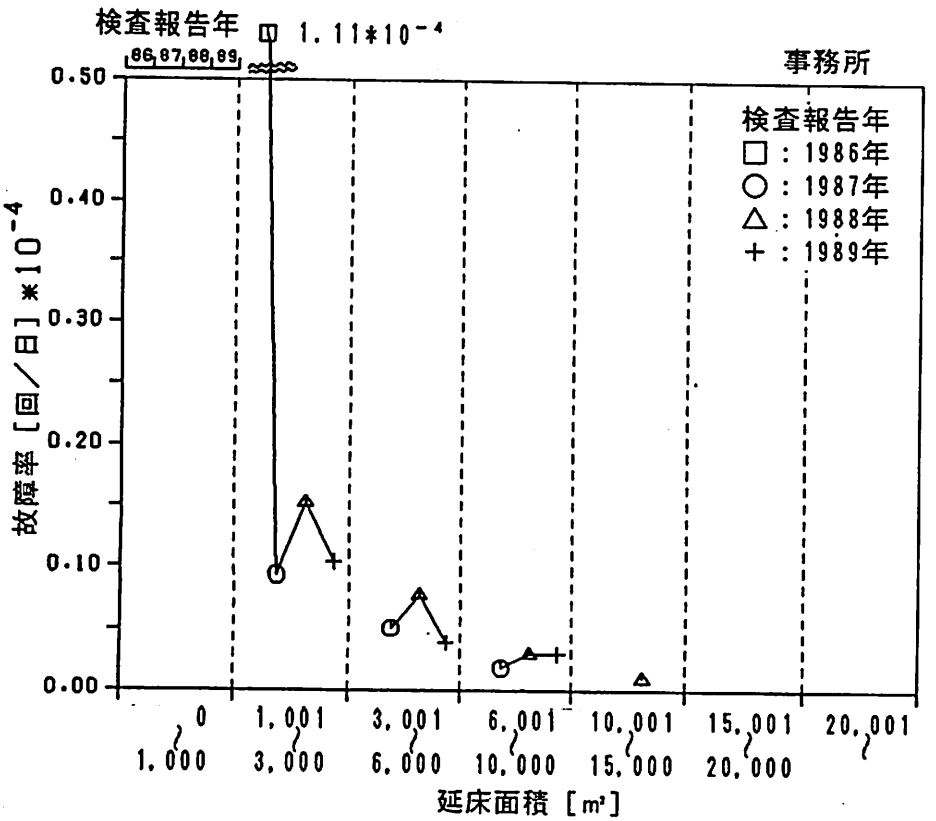


図4.3.d:検査報告年別の故障率（事務所）

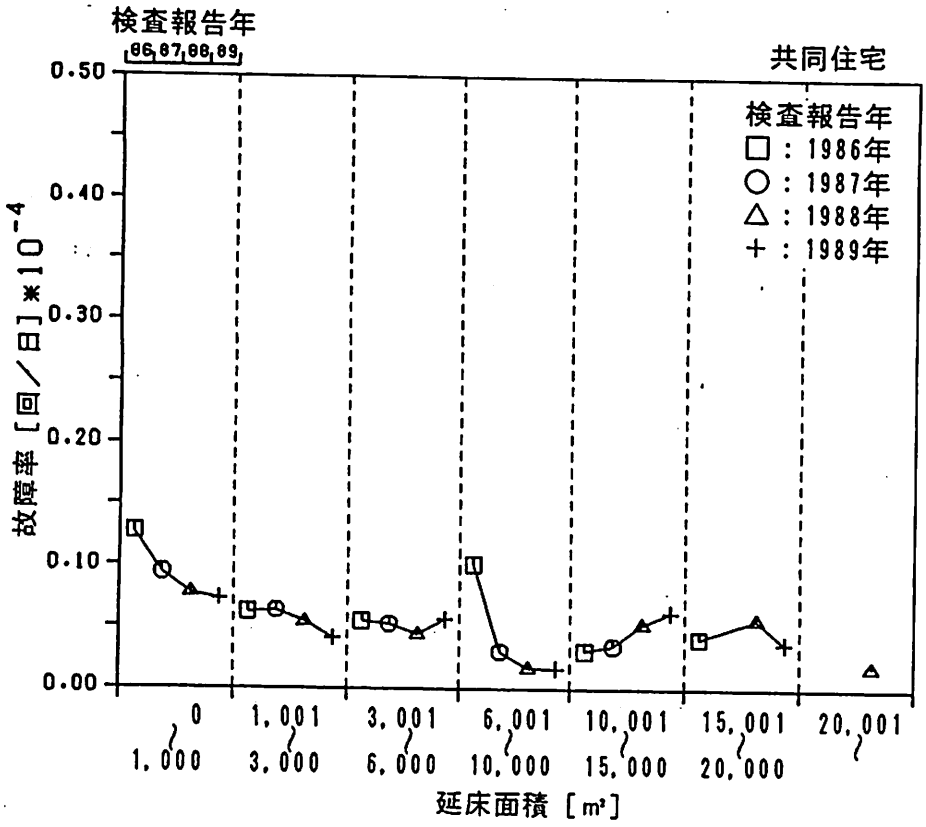


図4.3.e:検査報告年別の故障率（共同住宅）

4.2.2 検査回数

前節では検査報告年による故障率の推移をみたが，先に指摘したように各報告年ごとに検査報告を行う建築物やその棟数が異なっており，故障率の経年変化を示し得るものではなかった。従って，本節では過去4回以上の設備検査報告を行っている建築物に関して検査の回数の増加と故障率の関係について解析する。

まず，データベース内の建築物の内，1989年末までに4回以上検査報告された建築物だけに限定し，2回目から4回目までの検査結果を表4.3に示す。図4.4は表4.3の各々の検査実施回数における検査結果から近似推定法により推定した故障率とその90%両側信頼区間を検査回数別の故障率として示したものである。推定時のデータの取扱いは前節と同じ方法であり，連続して要改善の指摘された建物を除き，かつ2回目以降の検査結果について故障率推定を行った。

データ数がさらに少なくなるため,「共同住宅」用途以外では傾向をつかむことは難しい。そこで,「共同住宅」用途を主として考察することとし，共同住宅用途に関して図4.4の縦軸(故障率)の目盛りの最大値を1/5倍して再度図4.5に示す。

図4.5では，信頼区間の幅が広いために検査回数別の故障率の変化が明確にはつかめない。しかし，例えば1,000 m^2 以下の延床面積区分では検査回数が増すにつれて明らかに故障率が低減している。その他の延床面積区分においても点推定故障率でみる限り，検査回数の増加に従って故障率が低減していると推測される。

建築物竣工の新旧によらず，建築物に設置されている機器・システムやその性能が数年間(ここでは，検査報告結果の蓄積された5年間)に大きく変化することはあり得ないと予測される。むしろ，上記のような結果が現れたのは，定期検査の実施回数を重ねることにより，機器の交換も含め点検・保全活動が以前よりも行われるようになったためと予測することが妥当である。

また，前節での考察も併せて考えると，設備定期検査報告制度によって非常用照明設備の動作信頼性を向上させうることを示していると考えられる。

表4.3:検査回数別の検査結果（４回以上検査された建築物対象）

用途＼規模		㎡ ～1,000	1,001 ～3,000	3,001 ～6,000	6,001 ～10,000	10,001 ～15,000	15,001 ～20,000	20,001 ～	計
物販店舗	対象	34	104	54	25	21	17	29	286
	２回目	34 3	101 7	54 2	25 2	21 1	17 1	29 0	281 16
	３回目	32 1	103 4	53 1	24 1	21 1	17 1	29 1	279 10
	４回目	32 1	103 2	54 1	25 3	21 1	17 1	29 0	281 9
旅館・ホテル	対象	33	36	27	11	7	1	18	133
	２回目	33 1	36 0	27 1	11 0	7 0	1 0	18 0	133 2
	３回目	33 0	36 1	27 1	11 0	7 0	1 0	18 0	133 2
	４回目	33 1	36 0	27 0	11 0	7 0	1 0	18 0	133 1
病院	対象	14	64	45	20	9	6	9	167
	２回目	14 1	64 0	44 2	20 0	9 0	6 0	9 0	166 3
	３回目	14 0	64 1	45 3	20 0	9 0	6 1	9 0	167 5
	４回目	14 0	64 0	45 1	20 0	9 0	6 0	9 0	167 1
事務所	対象	－	24	64	67	48	19	19	241
	２回目	－	24 1	64 2	67 0	48 0	19 0	19 0	241 3
	３回目	－	24 0	63 2	67 0	48 0	19 0	19 0	241 2
	４回目	－	24 0	64 3	67 0	48 0	19 0	19 0	241 3
共同住宅	対象	691	1147	487	177	63	38	29	2632
	２回目	689 11	1145 22	486 13	174 9	63 2	36 0	29 0	2622 57
	３回目	690 6	1145 20	484 14	173 3	63 1	37 0	29 0	2621 44
	４回目	691 1	1145 11	483 12	176 2	62 1	38 3	29 0	2624 30

注）「対象」欄は1989年末までに４回以上の検査報告が実施された建物数を示す
「　回目」欄中
（上段：解析対象とした建物数（「対象」欄中の建物数の内，連続して要改善であった建物数を除いた数）
下段：要改善建物数）

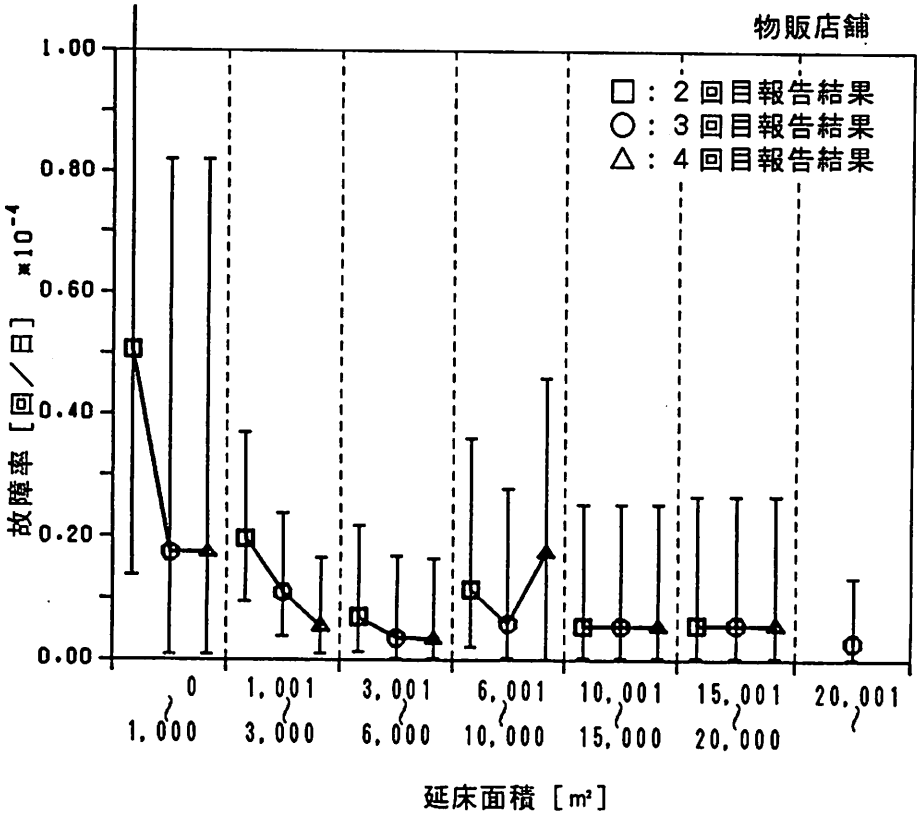


図4.4.a:検査回数別の故障率（物販店舗）

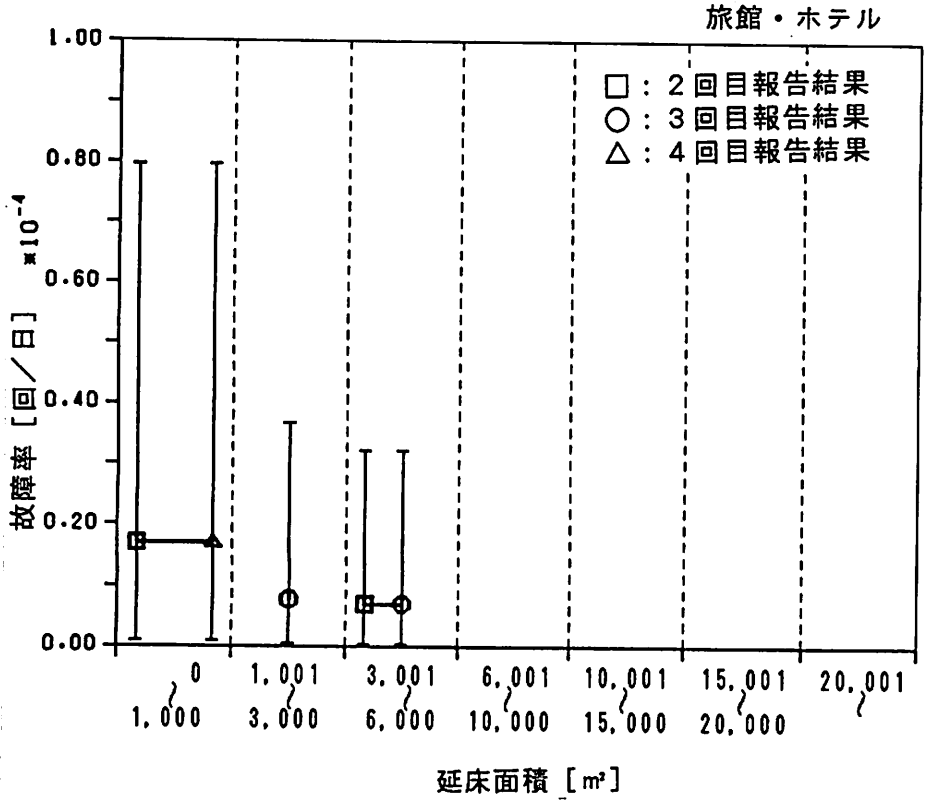


図4.4.b:検査回数別の故障率（旅館・ホテル）

名古屋大学工学部建築学教室

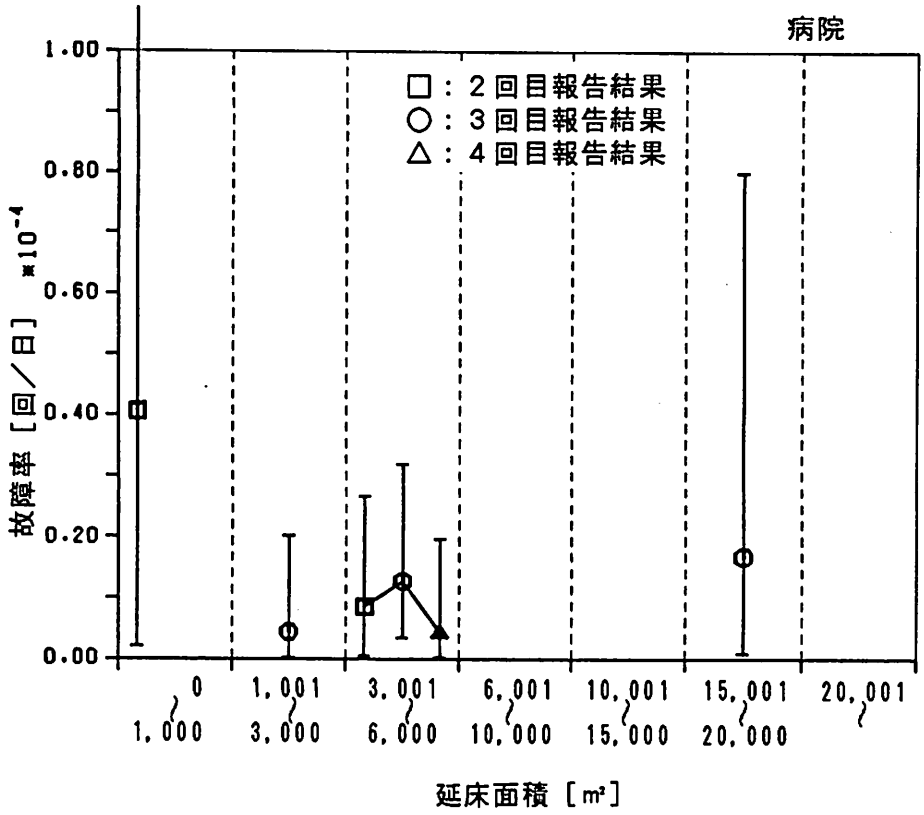


図4. 4. c:検査回数別の故障率（病院）

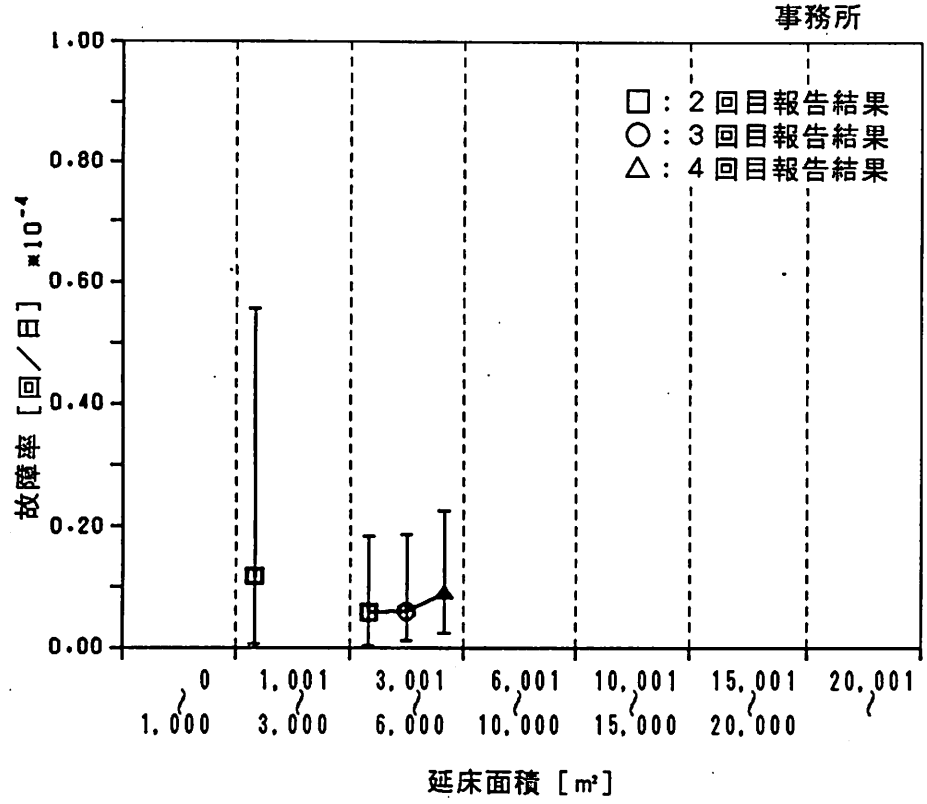


図4. 4. d:検査回数別の故障率（事務所）

名古屋大学工学部建築学教室

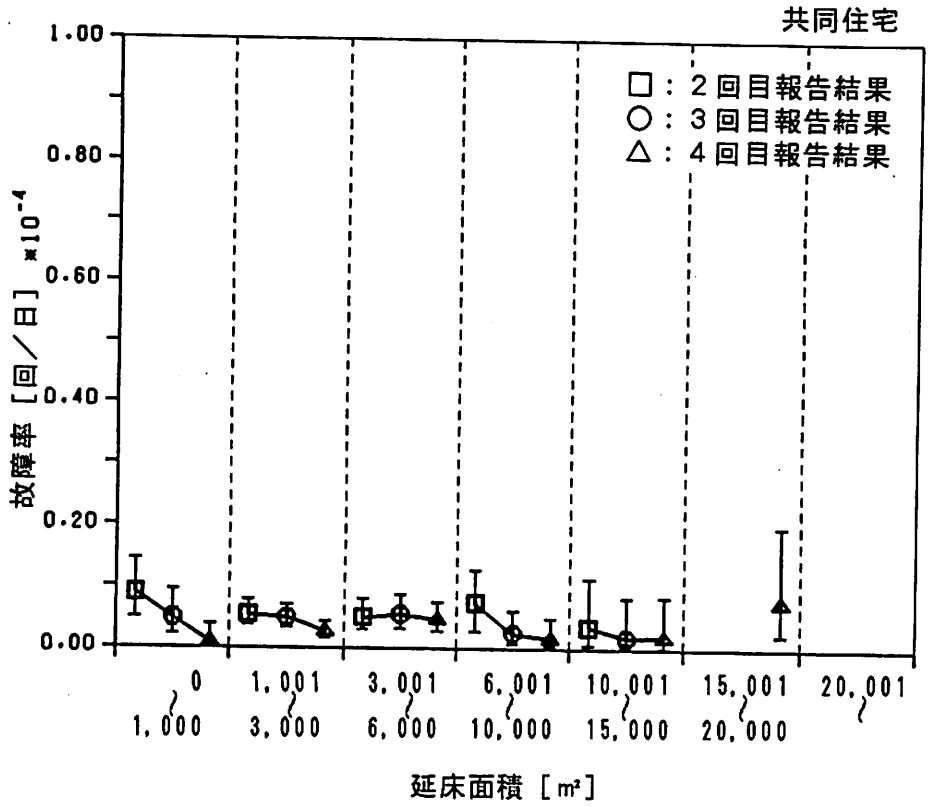


図4. 4. e:検査回数別の故障率（共同住宅）

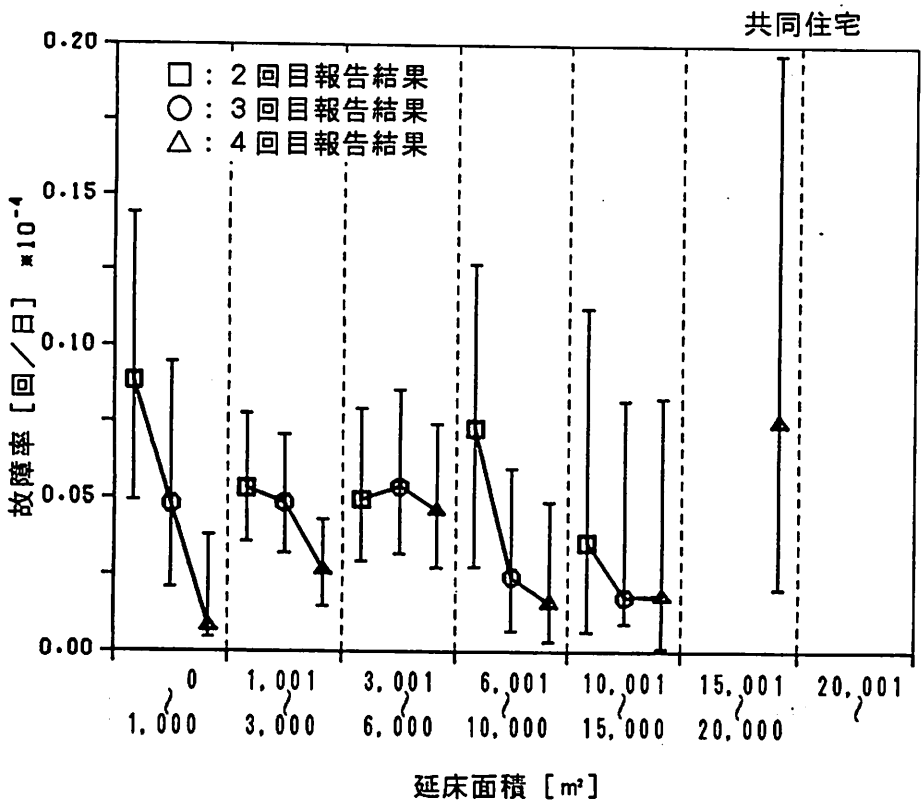


図4. 5:検査回数別の故障率（共同住宅）
［図4. 4. eにおける縦軸を変更］

名古屋大学工学部建築学教室

まとめ

本論文では，建築物の火災安全性を信頼性理論の視点から評価する際の基礎資料となる，建築物の非常用照明設備の故障率を，実地に得られるデータに基づいて解析・推定し，その特性について明らかにした。

第1章では，本論文で故障率の推定に用いた，建築物・建築設備の調査資料について，データベース内各情報を整理して示した。本章では，故障率の解析にとって重要と考えられる，調査対象の数，調査期間を,「物販店舗」「旅館・ホテル」「病院」「事務所」「共同住宅」の用途の建築物について明らかにした。具体的には，延床面積・階層数・竣工年別の建物数を明らかにした。さらに建築設備については，調査対象である換気・排煙・非常用照明・給排水の4設備の設置状況，定期検査実施状況，検査結果を明らかにした。

第2章では，時間的に不規則に生起する事象の生起時間間隔を，定常確率過程として取り扱う解析方法について要約して述べた。事象の生起頻度が低く，標本毎に観測期間が異なる場合，事象の生起が観測されない標本が多数出現するため，このような事象の生起時間間隔に関するデータは，解析に際して多重時間打ち切りを受けているとみなされる。本論文で解析対象とする設備の故障事象は，生起頻度が低いこと，および個々の建築物における調査期間に差異があるという調査資料上の制約をもつことからここでは，確率分布のパラメータ推定法としてよく用いられる手法の一つである最尤法について，特に多重打ち切りの条件の下での解析について述べた。

第3章では，防災設備の一つである非常用照明器具の故障率の推定について論じた。一般に，故障事象の生起時間間隔(故障時間)は定常確率過程でモデル化され，その解析によって故障時間分布およびパラメータが同定されるが，稼動開始以降の任意の時間における故障の生起率(故障率)は，故障時間分布，パラメータ，動作時間或いは経過時間をもって推定される。特に，時間に対して故障率が増加する正規分布，ワイブル分布等の故障時間分布が予想されるときには，任意の時刻における信頼性を故障率により評価する必要が生ずる。本章では，第1章に示したデータベースから得られる建築設備の故障時間が，多重時間打ち切りをされた区間データの性

名古屋大学工学部建築学教室

質をもつことを考慮して，図的解法の一つであるワイブル確率プロット法，第2章で述べた最尤法，本論文で提案する近似推定法による故障率の推定について述べた。データベースの性質と推定結果との総合的な考察に基づいて，故障率の現状を把握する上で，本論文で提案する近似推定法が有効であることを論ずると共に，建築物の用途・延床面積の違いによって，非常用照明器具の故障率の異なることが明らかになった。

第4章では，第3章で推定した故障率に影響を与える要因についての解析を行った。現状のデータベースから推定できることには当然限界があるものの，固有信頼度或いは使用信頼度がある程度反映されていると考えられる情報に注目した。本章では，建築竣工年から推測した機器の動作時間による影響と，設備定期点検の実施による影響についての解析・考察を行った。その結果，推定故障率の延床面積に対する分布傾向が，建築物の維持・保全活動の差によって現れている可能性があることを示した。

以下，非常用照明設備の推定故障率の特性に関して明らかになったことをまとめる。

1) 推定故障率を建築物の延床面積別に示すと，用途によって異なる傾向を持っている。即ち,「事務所」「物販店舗」用途においては，延床面積規模が大きくなると故障率が減少し，「共同住宅」用途等では，延床面積規模によらずほぼ一定である。

2) 建築竣工を機器の稼動開始として稼動時間を推測した場合，稼動時間が長い機器においては，故障率が高くなる。ただし，それぞれの延床面積規模における建築竣工年の分布には差が無いため，この特性は上記1) に示されるの延床面積別の故障率の傾向を説明する因子とはならない。

3) 設備定期検査が行われることにより，機器の故障率が低減する傾向があり，防災設備の動作信頼性の確保のために，定期点検・保全等が有用である。

4) 3) の結果などから，1) に示された延床面積別の故障率の相違は，建築物における維持管理・保全活動等の差によってもたらされている考えられる。即ち,「共同住宅」用途においては，建物規模によらず維持管理に差はないが，大規模な「事務所」用途などにおいては小規模建築物に比べ維持管理のレベルが高いと推測される。

名古屋大学 工学部建築学教室

Appendix A

A.1 フィッシャー情報量

分散は母数やその関数に関する近似信頼限界を求めるために用いられるが，母数の最尤推定量の漸近分散を求めるにはフィッシャーの情報量を計算する必要がある。フィッシャー情報量は対数尤度の母数に関する2階偏微分に負号をつけたものの期待値であり，以下では指数分布でタイプI打切り(時間打切り)の場合について述べる。

n 個の標本における x_i をユニット i のランダムな故障時間，η_i を(既知の)計画打切り時間とするが，一般的には故障ユニットの η_i は不明な場合が多い。まずユニット i に対して次の指示関数を用いる。

$$I_i(x_i) = \begin{matrix} 1 & x_i < \eta_i & \text{(故障が観測される場合)} \\ 0 & x_i \geq \eta_i & \text{(打切られる場合)} \end{matrix} \tag{A.1}$$

期待値を計算する場合には，x_i と $I_i(x_i)$ を確率変数とみなす。ユニット i についてその対数尤度は，

$$\ln L_i(\theta) = I_i(x_i)\ \ln f(x_i\ ;\ \theta) + \{1 - I_i(x_i)\}\ \ln R(x_i\ ;\ \theta) \tag{A.2}$$

と書くことができ，ユニット i に対するフィッシャー情報量は

$$\begin{aligned} E_0\left\{-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L_i(\theta)\right\}_0 &= \int_{-\infty}^{\infty}\left\{-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L_i(\theta)\right\}_0 f(x_i\ ;\ \theta_0)\ dx_i \\ &= \int_{-\infty}^{\eta_i}\left[-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln\{f(x_i\ ;\ \theta)\}\right]_0 f(x_i\ ;\ \theta_0)\ dx_i \\ &\quad + \left[\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln\{R(\eta_i\ ;\ \theta)\}\right]_0 R(\eta_i\ ;\ \theta_0) \end{aligned} \tag{A.3}$$

となる。添字0は $\theta = \theta_0$ (真値)において計算することを示している。x_i が独立であれば標本フィッシャー情報量は，

名古屋大学工学部建築学教室

$$E_0\left\{-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L(\theta)\right\}_0=\sum_{i=1}^{n}E_0\left\{-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L_i(\theta)\right\} \tag{A.4}$$

となる。

標本局所フィッシャー情報量は，標本対数尤度の2階偏微分に負号をつけ，

$$-\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln L(\theta)=-\sum_{i=1}^{n}\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln f(x_i\ ;\ \theta)-\sum_{i=1}^{n-r}\frac{\partial^2}{\partial\theta^2}\ln R(x_i\ ;\ \theta) \tag{A.5}$$

を $\theta=\hat{\theta}$ (最尤推定値) で計算したものとなる。

ここで上式中 $f(\cdot)$ は r 個の故障ユニットについてのものであり，$R(\cdot)$ は $(n-r)$ 個の打切りユニットについてのものである。

A.2 ワイブル確率紙の使用法

A.2.1 分布理論

以下では時間に対する確率変数としてを用いる。

累積分布関数 $$F(t)=1-\exp\left\{-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0}\right\} \tag{A.6}$$

確率密度関数 $$f(t)=\frac{m(t-\gamma)^{m-1}}{t_0}\exp\left\{-\frac{(t-\gamma)^m}{t_0}\right\} \tag{A.7}$$

瞬間故障率 $$\lambda(t)=\frac{f(t)}{1-F(t)}=\frac{m(t-\gamma)^{m-1}}{t_0} \tag{A.8}$$

ただし m : 形状パラメータ (shape parameter)
t_0 : 尺度パラメータ (scale parameter)
γ : 位置パラメータ (location parameter)

ワイブル分布の k 次のモーメントは

$$\mu_k=\int_{-\infty}^{\infty}t^k\ f(t)\ dt=r^k+\int_0^{\infty}t^{k-1}\{1-F(t)\}\ dt \qquad 0\le\gamma\le t<\infty \tag{A.9}$$

であるが，一般には $\gamma=0$ として扱える場合が多く，$\gamma=0$ として1次，2次モーメントを求めると，

$$\mu=t_0^{\frac{1}{m}}\Gamma\left(1+\frac{1}{m}\right) \tag{A.10}$$

$$\sigma^2=t_0^{\frac{2}{m}}\left\{\Gamma\left(1+\frac{2}{m}\right)-\Gamma^2\left(1+\frac{1}{m}\right)\right\} \tag{A.11}$$

となる。

名古屋大学工学部建築学教室

A.2.2 確率紙の構成

ワイブル分布の信頼度は () 式より

$$R(t) = 1 - F(t) = \exp\left(-\frac{t^m}{t_0}\right) \tag{A.12}$$

となり，() 式の両辺の自然対数を 2 度とれば

$$\ln\ln\frac{1}{R(t)} = m\ln t - \ln t_0 \tag{A.13}$$

となる。図 A-1 はワイブル確率紙を示したものであるが，縦軸を $\ln\ln\frac{1}{R(t)}$，横軸を $\ln t$ に目盛れば () 式のグラフは直線となり，m は傾斜から，t_0 は $t=1$ に対応する縦軸から読み取ることができる。

A.2.3 使用法

i) t_{t-i} から t_i $(i = 1, 2, \cdots)$ までの観測個数を n_i とし，累積故障確率

$$F(t_i) = \frac{\sum_i n_i}{N} \tag{A.14}$$

をつくる。ここで N は試験サンプル総数である。

ii) t_i に対する $F(t_i)$ を確率紙上にプロットする。

iii) 1 本の直線に回帰させる。そのまま直線に回帰できる場合はとなるが，直線に回帰できないときはある数値を加えるか差し引くかして直線化する。この数値が γ となる。

iv) m は確率紙中の○を通って回帰直線に平行線を引き，$\ln t = 0$ の垂線を横切る点を右軸で読み取って得る。

v) t_0 は回帰直線が $\ln t = 0$ を切る点の右軸の値を a として

$$\ln\frac{1}{t_0} = -a$$
$$t_0 = e^a \tag{A.15}$$

として求める。

他の各種特性値は確率紙上に記入された目盛尺から読み取ることになるが，一般的な使用法は上述の手順に従う。ここで本論で使用するデータは多重時間打ち切りを受けていることより累積故障確率 $F(t_i)$ の計算法が異なる。多重打ち切りを受けたデータの図的解法として Herd-Johonson 法，Kaplan-Meier 法等が与えられているが，本論中のプロット点は Herd-Johnson 法によっている。

名古屋大学工学部建築学教室

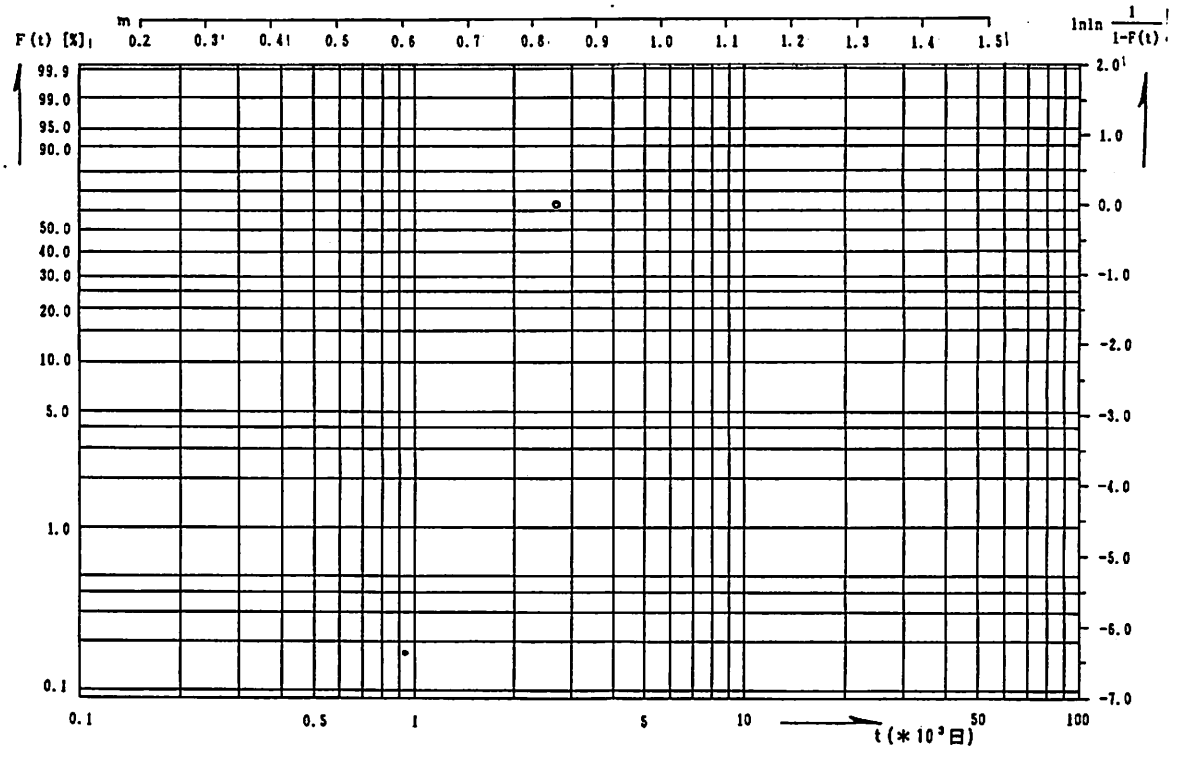


図 A.1: ワイブル確率紙

名古屋大学工学部建築学教室

参考文献

[1]B.Epstein ; Exponential distribution and its role in life testing, IQC ,dec.1955

[2] 三根 久，河合 一；信頼性保全性の数理，朝倉書店

[3] S．ジーゲル；ノンパラメトリック統計学（藤本 他訳），マグロウヒルブック

[4] 竹内 啓；数理統計学，東洋経済

[5] 杉山 俊幸，藤野 陽三，伊藤 学；統計データからの分布形・特性値の決定，構造工学論文集 Vol.31A，1985.3

[6]P.G.Hoel ; Introduction to Mathematical Statistics , 3rd Ed , J.Wiley and Sons , New York , 1962

[7]W.Nelson ; 寿命データの解析（柴田 他訳），日科技連

[8]D.R. コックス，P.A.W. ルイス；事象系列の統計解析（浅野 他訳），森北出版

[9] 安全工学講座 4 故障，安全工学協会編，海文堂

[10] 島田 正三；日科技連ライブラリー「信頼性と寿命試験」，日科技連

[11] 安全性に関する評価法及び測定法の開発，建設省建築研究所，1796

[12] 稲垣 敏之，井上 紘一，明石 一；不十分な情報に基づくシステム保全方策，システムと制御 Vol.21,No.10 , 1977 Y.Sawarai,T.Katayama,S.Fujishige ; State Estimation for Linear Continuous-Time System with Interrupted Observation , IEEE Trans. Automatic Control , Vol.AC-19, No.4 , 1974 等

[13] 建築設備の耐久性向上技術，建設大臣官房技術調査室監修，(財) 建築保全センター編，オーム社

名古屋大学工学部建築学教室

[14] 塩見 弘；故障物理入門，日科技連

[15] 共同住宅における設備の故障詳細調査，中高層共同住宅の品質性能に関する調査委員会，

[16] 信頼性管理便覧，日刊工業新聞社

[17] 松浦 房次郎，松島 修；建築設備の信頼性 (2)，空気調和・衛生工学第 60 巻第 8 号

[18]David G.Robinson; A New Nonparametric Groth Model, IEEE Transactins on Reliability , vol.R-36, No.4, 1987 October

謝辞

本論文をまとめるにあたって，終始一貫して御指導頂いた名古屋大学建築学科辻本 誠 助教授に感謝いたします。また，数々の適切な助言をして頂いた 同大学院研究生 朴 哲也 氏をはじめ，第 6 講座，第 7 講座の諸氏，および愛知工業大学講師 建部 謙治 氏に感謝の意を表します。また，データベースを提供して頂いた (財) 日本建築設備安全センターの関係諸氏に感謝します。最後に論文を作成するにあたって多くの援助，協力，激励をしていただいた同大学院坂本研究室の田中 鉄也 君をはじめ，防災安全工学講座の諸氏に感謝します。

名古屋大学工学部建築学教室