

寄稿：

応急処置による機能維持を考慮した 保全度の数理モデル

EHS&S 研究センター研究アドバイザー 高草木明

Keyword：保全度，応急処置時間，機能停止時間，確率密度分布

1. はじめに

空調設備等の機能維持に関して引用・参照されることの多い信頼性工学では、信頼度の尺度を平均故障間隔 (MTBF)、保全度のそれを平均保全 (修復) 時間 (MTTR) としている。保全時間は設備の機能が停止していると想定している。

実際の保全現場では、故障が発生するととりあえず応急処置をほどこし、改めて本復旧を図る場合が多い。通常、応急処置によって設備の機能はある期間回復することが多いので、信頼性評価においてこの保全行為を無視することは現実的でない。しかし、JISの信頼性関連用語^{1,2)}に「応急処置」の定義は見当たらない。

一方、筆者らの建築物の保全記録に基づく故障・不具合に関する研究³⁾では、応急処置がとられている故障件数が、例えば空調設備、衛生設備の場合では共におよそ1/3 (応急処置として行ったがそれが結果として本復旧となったものを含む) に及んでおり、応急処置による稼働を考慮しないと、例えば冗長設計において冗長度の過剰 (不経済) を招くなどの不都合が考えられる。また、状態基準保全の故障診断において、応急処置の可否は最適点検頻度に影響する⁴⁾。このような観点から応急処置は無視できない。

筆者らは、応急処置による機能維持を考慮した保全度の数理モデル (1回の故障に伴う断続的機能停止の総時間の確率分布) を導出し、具体的な計算例を示した。このモデルは、設備の機能停止時間が大きな損失をもたらす場合の、リスクや不効用の評価などに基礎的情報を提供すると考えられる。このモデル作成過程で得られた応急処置回数の確率密度に関する知見は、空調設備の冗長設計における信頼性評価にも有用と考えられる。

2. 応急処置と保全時間のモデル

2.1 保全時間の確率分布を得る目的

本報文で、応急処置を考慮した保全度の数理モデルとは、1回の故障において最初の機能停止から本復旧終了までの間に断続的に生じる機能停止総時間の確率分布であるとするとする。

機能停止時間は何らかの損失をもたらすため、短時間であっても重要であり、この時間の割合を強調して示す不稼働率 (アンアベイラビリティ) の値に影響が大きい。設計条件などの信頼性評価値には一般に不稼働率が用いられる。本研究で機能停止時間総計に焦点を当てた所以である。

信頼度と保全度を統合したアベイラビリティの計算式 $A = MTBF / (MTBF + MTTR)$ を成立させるためには、保全時間分布は指数関数と想定しなければならない。従って多くの場合、冗長設計など信頼性理論の展開のために多少無理があっても指数分布に近似される。これを前提とするなら、平均機能停止時間さえ得られていれば近似的な指数分布が得られる。しかし応急処置が施される場合、機能停止総時間の確率分布の、指数分布への近似の妥当性 (当てはまりの程度) の評価が気になるのである。一方リスクとして、あるいは不効用として保全時間を捉えたい場合 (機能停止で大きな経済損失が生じる等) には、特にこの確率分布について分布形を含む知見は不可欠である。

これまで応急処置を考慮すれば、機能停止時間の分布関数はどのようなものになるか、全く知見がなかった。現実的な応急処置を考慮した保全時間の確率分布について基礎的知見を得ることは意義があると考えられる。

2.2 応急処置が可能な場合

図1に「応急処置が可能な場合」の故障への対処に関する想定を示す。

故障で設備機能が停止すると、対応方法についての検討を経て応急処置が可能であれば直ちにこれにとりかかる。つまり初回の応急処置時間 t_{TMF} は、対応方法の検討時間を含むので、これ以降の応急処置時間 t_{TM} より平均値において長い確率変数である。この時間には、設備機能は停止する。

初回の応急処置が完了すると、直ちに本復旧準備を始めるものとする。この準備は故障原因追及の技術的困難や取替部品調達困難などを伴うことがある。従って、修復準備時間 t_p (確率変数) は、極めて長期に及ぶことも考えられ、この間に故障再発により機能が停止 (その

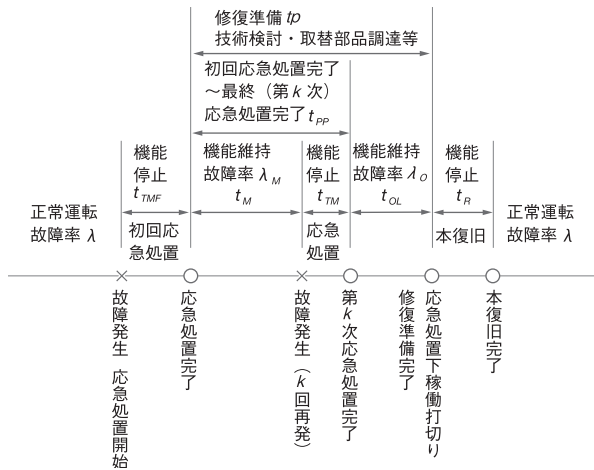


図1 応急処置が可能な場合の故障への対処

都度応急処置)する事象が複数回発生することが考えられる。表1は筆者らの保全記録の調査からの事例で、厨房のスチームコンベクションの故障対応である。現場保全員により2度の応急処置が行われている。

再発の発生確率は、応急処置下であるから、当然通常時の信頼度(原始信頼度, 故障率 λ)より低い。この時間中の故障率を λ_M とする。 $\lambda_M > \lambda$, $\lambda_M = 1/T_M$, T_M は応急処置下の平均故障間隔(以降, 平均値は大文字)である。

修復準備期間中の故障(再発)に対し、再度応急処置を行う。これに要する時間 t_{TM} は確率変数である。応急処置完了後、平均して時間 t_M の間、機能が維持されるものとする。

保全度のモデルにおいて、保全員の優先性判断から依存関係の順を考えると、最優先は本復旧作業の開始である。初回の応急処置からこれに至るまでの時間が修復準備時間 t_p であり、この時間枠内に応急処置が実施される。この時間枠内で最後の応急処置による機能維持は、修復準備の終了により打ち切られ、本復旧の処置に移行する。この最後の機能維持時間を t_{OL} (確率変数, $t_{OL} \leq t_M$)

とする。

応急処置回数 k は、修復準備時間 t_p から最終機能維持時間 t_{OL} を差し引いた時間 t_{PP} を、応急処置後の機能維持時間 t_M と応急処置1回に要する時間 t_{TM} の和で除して求められる。応急処置による機能維持が打ち切られるまでの時間(最終の機能維持時間) t_{OL} は、平均的には $0.5 \times t_M$ である。

修復準備が終わったら本復旧の処置を行う。この間は、設備機能は停止する。この最終処置にはメーカー技術者などが加わる事が多く、これに要する時間 t_R は、応急処置に要する時間 t_{TM} より平均的に長い独立の確率変数である。

2.3 応急処置なしに直ちに修復準備を行う場合

故障対処の検討で応急処置が不要と判断される、あるいは応急処置の手段が見出せない場合、本復旧につながる修理、あるいは設備更改などの最終的な方法が採られる。この場合、故障発生から復旧までの機能停止時間 t_{F2} は応急処置が考慮されない保全時間であり、平均 T_{F2} の指数分布に従うものとする。

以上の想定により、故障1件当たり応急処置を考慮した機能停止時間総計の確率分布の理論式を導出する。

3. 機能停止時間の確率密度分布

3.1 修復準備時間中の応急処置回数の確率密度

初回応急処置完了から最終(第 k 次)応急処置完了(本復旧処置開始)に至るまでの時間 t_{PP} を応急処置とそれによる機能維持の1サイクル $t_M + t_{TM}$ で除すれば、修復準備時間中の応急処置回数 k が得られる。

$$k = t_{PP} / (t_M + t_{TM}) \quad \dots(1)$$

確率変数 t_{PP} は指数分布に従うものとする。 t_{PP} の確率密度 $f_{PP}(t)$ は、

$$f_{PP}(t) = T_{PP}^{-1} \exp(-t/T_{PP}) \quad \dots(2)$$

表1 保全記録における応急処置を複数回行った事例

食堂(1階)	[対象設備] スチームコンベクション	[不具合概要] 蒸気発生に時間がかかる	蒸気発生器付近にスケール付着のため 給水時間が長くなる 起動時、蒸気発生まで時間がかかり厨房業務に支障
年月日	保全対応概要	保全対応(筆者らのまとめ)	
2015年5月15日	現場確認、起動時給水表示が通常より長くなることを確認	不具合申告 →不具合確認	
2015年5月16日	現場調査実施、スケール付着量を確認自社でできる範囲で除去 正常動作確認(数カ月でスケール付着可能性あり)	調査 →応急処置(分解清浄) →応急処置の有効確認	[保全対応解説] 蒸気発生に時間がかかるという不具合確認。スケール除去を行ったが4カ月後再発 再度スケールの除去を行う 年明けに更改の予定があるので、そのタイミングで修復修繕実施
2015年9月29日	スケール付着による給水表示のエラー再発生 現場確認、スケールをビルメンテナンススタッフによりできる範囲で除去 正常動作確認(スケール再付着可能性あり) 1/30~31更改予定	再発 →不具合確認 →応急処置(分解清浄) →応急処置の有効確認 →更改提案 →見送り	
2016年1月31日	更改実施 正常動作確認完了	修復修繕(更改)実施 (製造メーカー) →確認→終了	

確率変数の和 $t_M + t_{TM}$ の確率密度 $f_{01}(t)$ は、

$$f_{01}(t) = \int_0^{\infty} f_M(z) f_{TM}(t-z) dz \quad \dots(3)$$

ここで、確率変数 t_M , t_{TM} も指数分布に従うものとする。

確率変数 t_{PP} と確率変数 $t_M + t_{TM}$ は互いに独立であり、これらの商の確率密度である回数 k の確率密度 $f_K(k)$ は、

$$f_K(k) = \int_0^{\infty} \tau f_{PP}(k\tau) f_{01}(\tau) d\tau \quad \dots(4)$$

となる。

3.2 応急処置ありの場合の機能停止時間の確率密度

k 回の応急処置に要する総時間（機能停止） t_{KM} の確率密度 $f_{KM}(t)$ は、確率変数 k と確率変数 t_{TM} （互いに独立）の積の確率密度であり、

$$f_{KM}(t) = \int_0^{\infty} k^{-1} f_K(k) f_{TM}(t/k) dk \quad \dots(5)$$

となる。

1つの故障についての複数回の応急処置を含む修復における総機能停止時間は、時間 t_{PP} 内の応急処置に要する総時間 t_{KM} に、初回の応急処置時間 t_{TMF} と本復旧処置時間 t_R （いずれも指数分布に従う確率変数とする）を加えた時間である。

初回の応急処置時間と本復旧処置時間の和の確率密度は、

$$f_{TM2}(t) = \int_0^{\infty} f_{TMF}(z) f_R(t-z) dz \quad \dots(6)$$

これを時間 t_{PP} 内の応急処置に要する総時間 t_{KM} に加えると、応急処置を行った場合の1件の故障当たりの総停止時間の確率密度 $f_{F1}(t)$ が得られる。

$$f_{F1}(t) = \int_0^{\infty} f_{TM2}(z) f_{KM}(t-z) dz \quad \dots(7)$$

3.3 応急処置なしの場合を含めた保全時間

故障後の検討において応急処置の方策がない、あるいは不要と判断された場合の保全時間確率密度分布 $f_{F2}(t)$ は、応急処置なしの場合の平均保全時間 T_{F2} を用いた指数分布とする。

$$f_{F2}(t) = T_{F2}^{-1} \exp(-t/T_{F2}) \quad \dots(8)$$

全故障件数における応急処置を行う場合の割合を ϕ とし、その場合の機能停止時間 t_{F1} は(7)式の分布に従うとする。応急処置の有無が ϕ 対 $1-\phi$ の割合で混在する。(7)式の分布と(8)式の指数分布との混合分布は、

$$f_F(t) = \phi f_{F1}(t) + (1-\phi) f_{F2}(t) \quad \dots(9)$$

となる。

4. 総機能停止時間の確率密度の計算

確率密度 $f_F(t)$ を求めるまでの計算のためには、表2の平均値の数値が必要である。これらが観測されたとして総機能停止時間の確率密度 $f_F(t)$ を求めるフローを図2に示す。

ここでは表3のような具体的数値を想定^{注1)}し、このフローに沿って確率密度分布 $f_{PP}(t)$ を図3に、 $f_{01}(t)$ を $f_M(t)$, $f_{TM}(t)$ と共に図4に、 $f_K(k)$ を図5に、 $f_{KM}(t)$

表2 総機能停止時間の確率密度の計算の前提

以下の①～⑥の時間は、確率変数で指数分布に従うものとする。それぞれの平均値（大文字表示）は既知であるとする。
① 初回応急処置完了から最終（第 k 次）応急処置完了に至るまでの時間 t_{PP} , T_{PP}
② 応急処置下の平均故障間隔 t_M , T_M
③ 応急処置所要時間 t_{TM} , T_{TM}
④ 初回応急処置所要時間 t_{TMF} , T_{TMF}
⑤ 本復旧処置時間 t_R , T_R
⑥ 応急処置を行わない故障の平均保全時間 t_{F2} , T_{F2}
⑦ 全故障件数における応急処置を行う場合の割合 ϕ

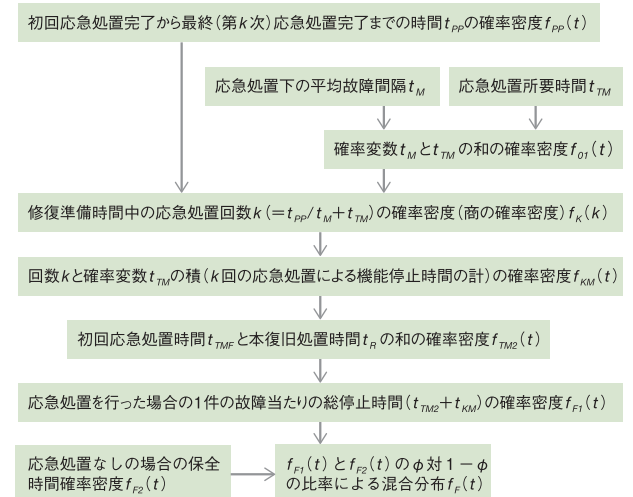


図2 総機能停止時間の確率密度 $f_F(t)$ を求めるフロー

表3 本論文の計算に用いた想定値（日、 ϕ は無次元）

$T_{PP}=5.5$ ($T_P=8$, $T_{OL}=2.5$)	$T_{TM}=0.3$	$T_M=5$
$T_{TMF}=0.55$	$T_R=0.5$	$T_{F2}=3$
$\phi=0.4$		

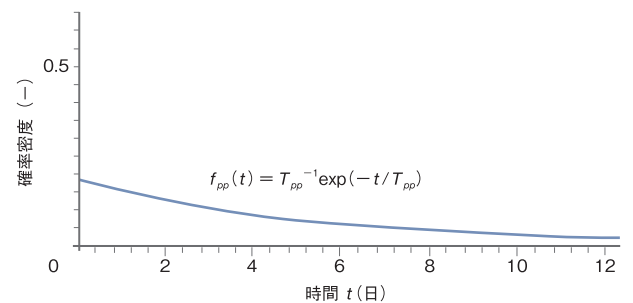


図3 初回応急処置完了から最終（第 k 次）応急処置完了までの時間 t_{PP} の確率密度 $f_{PP}(t)$

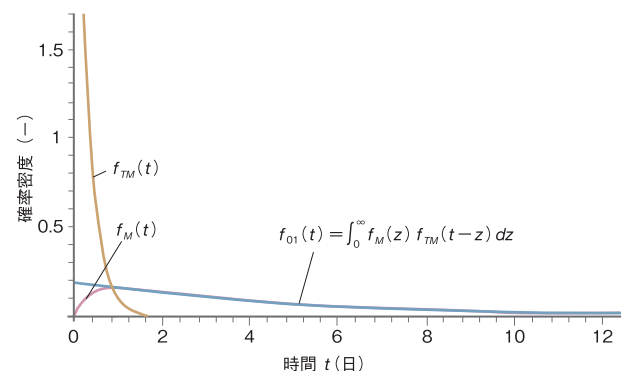


図4 応急処置所要時間 t_{TM} 、応急処置下の故障間隔 t_M および $t_{TM} + t_M$ の確率密度 $f_{TM}(t)$, $f_M(t)$, $f_{01}(t)$

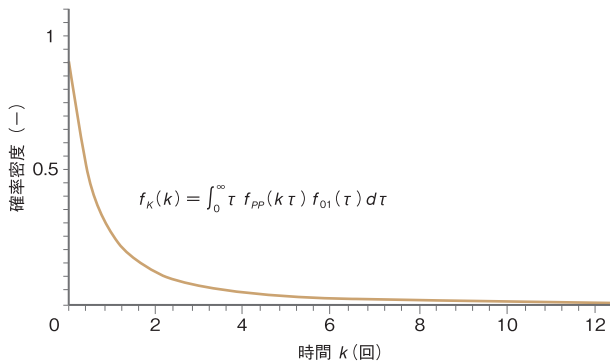


図5 時間 t_{pp} における応急処置回数 $k (= t_{pp}/(t_{TM} + t_M))$ の確率密度 $f_k(k)$

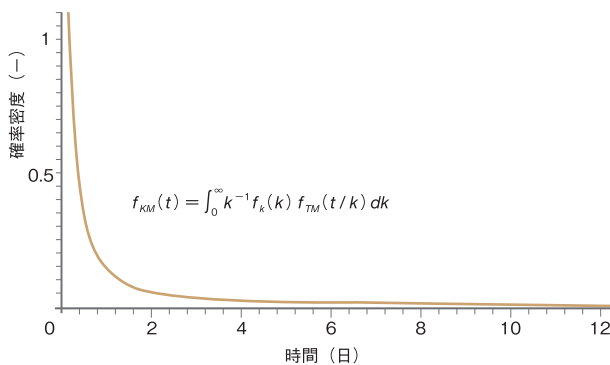


図6 時間 t_{pp} における k 回の応急処置時間 $t_{KM} (= k \times t_{TM}$:機能停止時間)の確率密度 $f_{KM}(k)$

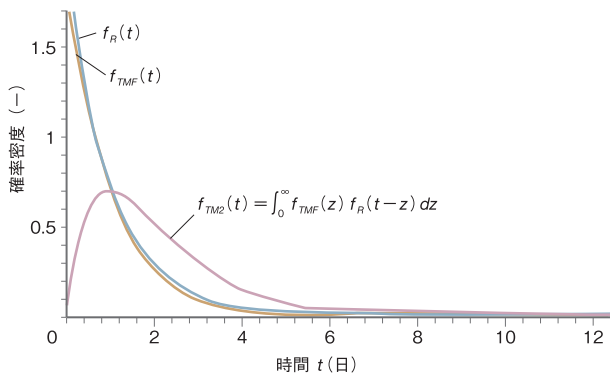


図7 初回応急処置時間 t_{TMF} , 本復旧処置時間 t_R および $t_{TMF} + t_R$ の確率密度 $f_{TMF}(t)$, $f_R(t)$, $f_{TM2}(t)$

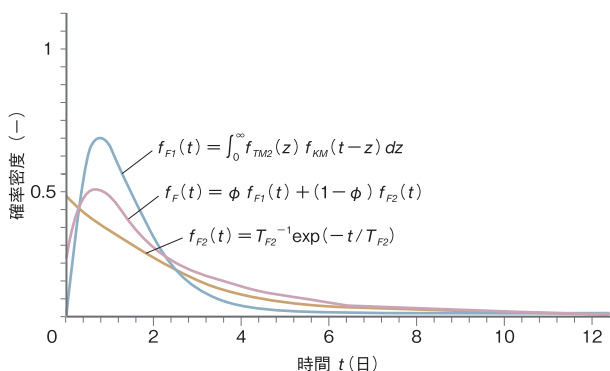


図8 確率密度 $f_{F1}(t)$, 応急処置なしの場合の機能停止時間 t_{F2} の確率密度 $f_{F2}(t)$ およびこれらの比率 ϕ 対 $1-\phi$ による合成確率密度 $f_F(t)$

を図6に、 $f_{F0}(t)$ を $f_{TMF}(t)$, $f_R(t)$ と共に図7に、 $f_F(t)$ を $f_{F1}(t)$, $f_{F2}(t)$ と共に図8に示す。

商の分布である $f_K(k)$ と積の分布である $f_{KM}(t)$ は、いずれも下に凸、単調減少で指数関数に近似しやすい。実務的に重要な $f_F(t)$ は、指数分布 $f_{F2}(t)$ とアーラン分布に似た $f_{F1}(t)$ との合成分布であり、特徴的な形であるが、信頼性理論の前提にあるような対数正規分布を指数分布に近似することに引き比べれば、ほぼ同等の精度で指数関数に近似できると考えられる。

図3～8の確率密度の数値計算は、文献8)のBASICインタプリタ(電腦社)により作成したプログラムによる。計算刻みは Δt , Δk とも0.02とした^{注2)}。図9は、式(3)、式(4)および式(5)の畳み込み演算の計算プログラムのフローである。構文はif～then～elseのみであり、他のプログラミング言語でもほぼ同様に計算できる。このプログラムで、 $f_{o1}(t)$ の計算には、 $f_{o1}(t) \rightarrow 0$ の条件があるが、この計算時間は8分程度であり、基礎的研究において問題でない。しかし、 $f_K(k)$ の計算には $\tau \rightarrow \infty$ と $f_K(k) \rightarrow 0$ の条件があり、 $f_{KM}(t)$ の計算には、 $k \rightarrow \infty$ と $f_{KM}(t) \rightarrow 0$ の条件がある。これらの収束計算によって、普通のPCで可能な限り精度を高めようとすると著しく長い計算時間を要する。ここでは、式(4)については τ を10,000までで $\tau \rightarrow \infty$ と見なし、 k を10,000までとして、 $f_K(k) \rightarrow 0$ の収束と見なす(計算時間45分程度)こととしている。式(5)については、 k を10,000までで $k \rightarrow \infty$ と見なし、 t を10,000までとして $f_{KM}(t) \rightarrow 0$ の収束とみなす(計算時間45分程度)こととしている。この想定は、確率密度の0～ ∞ (実際には500,000が限界)の積分値である1との差を評価し、試行錯誤的に決めたものである。

結論

- 1) 信頼性工学において保全時間に応急処置の効果が考慮されておらず、空調設備の冗長設計などで過剰設計となる可能性を指摘した。
- 2) 応急処置を考慮した場合の設備機能停止時間について、初回応急処置完了から最終(第 k 次)応急処置完了に至るまでの時間における応急処置回数の確率密度、機能停止時間の確率密度を導き、応急処置なしの場合を含めた保全時間の確率密度(混合分布)を示した。
- 3) 総機能停止時間の確率密度 $f_F(t)$ の計算フローと確率密度の計算例を示した。この計算例から $f_F(t)$ を指数分布に近似することは、無理とはいえないと判断できる。

応急処置と信頼性との関係については、多面的に捉える余地があるが、設計や保全の実務への貢献の見地からまず考えられることは、機能停止時間の確率的把握である。機能停止中には何らかの損失が生じるので、その確率分布を得ることは意義がある。そこで筆者らの研究で

は、応急処置を考慮した1回の故障に伴う断続的機能停止の総時間の確率密度分布を、保全度の数理モデルとして導出した。加えてこの研究の過程で得られた知見、例えば応急処置回数 k の確率密度は、空調機の故障停止後の室温の許容値逸脱の時間に基づく冗長設計⁹⁾の信頼性評価に不可欠の知見^{注3)}と考えられ、本研究の意義に数えられる。

[注記]

注1) これらの想定値は、高草木らの一連の故障・不具合研究^{10~12)}などを通じて得られた修復時間にかかわる知見に基づき感覚的に、きりの良い数字として想定した数値であり応急処置の考慮に関しては明確な根拠はない。しかし、このような想定値から得られたものとはいえ、図7, 8に示した確率密度の計算例について、その形状(想定値が常識的範囲内であれば大きく変わらない)から、これらが指数分布に近似し得るとした結論は妥当と考えられる

注2) 時間 t の計算刻みおよび応急処置回数 k の計算刻み Δk は、短くすれば(例えば $\Delta t = \Delta k = 0.01$)計算の精度が向上するが、メモリ領域に割り当てる配列変数の要素の大きさ(BASIC/98では変数の宣言DIMによる)が本報文における畳み込み計算(特に付式(4)(5)の計算)において制限(BASIC/98の場合524,000)を超えてしまう。一方、これを0.05とすると当然ながら精度が悪化し、確率密度の積分値(DIM(520,000)の制限下で台形公式による)が1を大きく外れる。本論文の計算では、 $\Delta t = \Delta k = 0.02$ とした。図9に示したようなプログラムによる5つの畳み込み演算で得られた確率密度の積分値は次のようになった

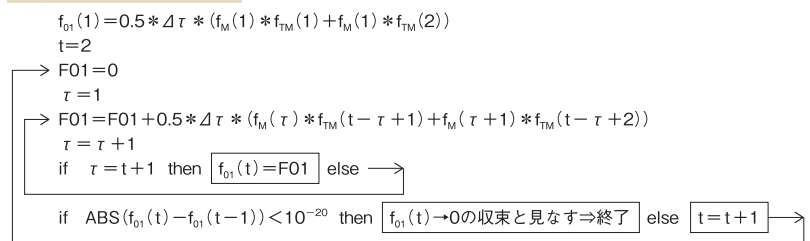
- 式(3)の積分値: 1.00031
- 式(4)の積分値: 0.98072
- 式(5)の積分値: 0.99723
- 式(6)の積分値: 0.99992
- 式(7)の積分値: 0.99715

信頼性の理論研究における確率密度の計算に十分な計算精度と考えられる

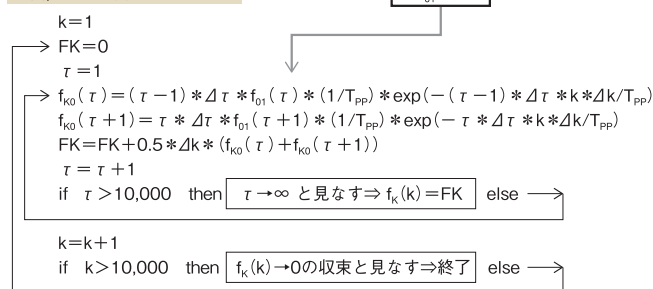
注3) 最初の応急処置による機能停止(平均値 T_{TM})が終わった時点

で、建物熱容量による猶予時間と比較されて室温許容値逸脱時間(確率密度)が計算される。次いで初回応急処置による正常運転時間(本来の故障間隔より短い)を経て故障が再発する。この故障に対し2回目の応急処置がなされ、これによる機能停止時間(平均値 T_{TM})が熱容量による猶予時間と比較される。これは k 回(確率変数)繰り返される。この k 回の機能停止での許容値逸脱時間の確率密度が求められる。最後に、本復旧による機能停止時間(平均値 T_R)と熱容量による猶予時間が比較され許容値逸脱時間の確率密度が求められる。このようにして求められた室温許容値逸脱時間(確率密度)によって空調設備の信頼性特性が得られ応急処置の効用と共にシステム冗長度が評価される。病院(建物熱容量がある程度以上大きく、室内発熱がある程度以下)の、ある程度の冗長性のある空調設備における熱中症危険度チェック、あるいはホットスタンバイ系の高発熱室対応空調システムの予備機相当の故障対応について、保全面から応急処置導入で信頼性を向上させる場合などに想定されるこのような空調信頼性計

式(3), 図4の計算プログラム



式(4), 図5の計算プログラム



式(5), 図6の計算プログラム

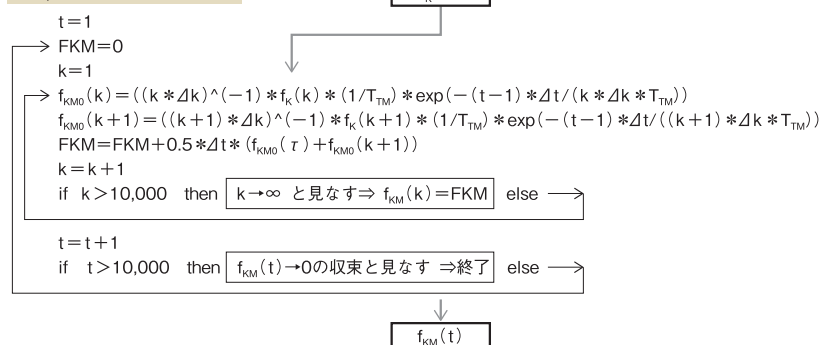


図9 式(3), 式(4), および式(5)の畳み込み演算の計算プログラムのフロー

算には応急処置回数 k の確率密度が不可欠である。
本論文の意義の説明の補足である

[参考文献]

- 1) 日本工業規格JIS Z 8115:2000「ディペンダビリティ用語」, <http://kikakurui.com/z8/Z8115-2000-01.html>
- 2) 日本工業規格JIS Z8141:2001「生産管理用語」, <http://kikakurui.com/z8/Z8141-2001-01.html>
- 3) 丹羽涼介, 須藤美音, 高草木明: 保全記録に基づく応急処置の保全への影響, 日本建築学会大会(東北), 2018.9
- 4) 例えば, 高草木明: 空調設備の信頼度・保全度調査研究, 日本建築学会計画系論文報告集, No.436, pp.1~9, 1992.6
- 5) 三根久, 河合一: 信頼性・保全性の数理, p.125, pp.129~131, pp.162~164, 朝倉書店, 1982.4
- 6) 市田嵩: 改訂 保全性工学入門, 日科技連, 1976
- 7) 篠崎寿夫, 松森徳衛, 松浦武信: 現代工学のためのデルタ関数入門, pp.1~9, pp.14~15, pp.28~31, 現代工学社, 1983.3
- 8) BASIC/98 Ver.5.1, Windows10対応, 電腦組, 2016.2
- 9) 羽山広文, 大島一夫, 高草木明, 松島修: 空調機停止後の室温変化を考慮した空調設備の信頼性評価に関する研究, 日本建築学会計画系論文集, No.507, pp.71~78, 1998.5
- 10) 高草木明, 町田勝美, 大澤昌志: 大規模事務所建物における故障・不具合の発生件数の特性と外注の場合を含む修復所要日数に関する研究, 日本建築学会計画系論文集, No.638, pp.897~904, 2009.4
- 11) 高草木明, 大澤昌志, 吉野大輔, 永峯章: 大規模事務所ビルにおける保全記録データに基づく空調・衛生設備の信頼性に関する研究, 空気調和・衛生工学会論文集, No.155, pp.1~10, 2010.2

- 12) 千明聰明, 高草木明, 須藤美音, 永峯章: 事務所ビルにおける修復期間の長い故障・不具合の特徴に関する調査研究, 日本環境管理学会 環境の管理, 第73号, pp.9~17, 2011.11

※本稿の原著は下記である。

高草木明, 大島一夫, 須藤美音, 丹羽涼介, 坂巻哲, 郭魯悦: 応急処置による機能維持を考慮した保全度の数理モデル, 空気調和・衛生工学会論文集, No.265, pp.1~8, 2019.4

※筆者の信頼性理論に基づく保全に関する理論的研究には本稿の他に, 時間基準保全に関するもの, 状態基準保全に関するものがある。



たかくさぎ あきら
高草木 明

EHS&S 研究センター研究アドバイザー
建物・設備の保全・管理の研究に従事
博士(工学), 技術士(衛生工学), 設備設計一級建築士, SHASE技術フェロー(LCM技術), 認定ファシリティマネジャー

2003年日本建築学会賞(論文)受賞, 第14回JFMA賞2020年(功績賞)受賞(受賞グループ代表)
元 NTT建築総合研究所(現 NTTファシリティーズ総合研究所)取締役, 元 東洋大学理工学部建築学科教授, 元 日本メックス株式会社技術部顧問
日本学術会議連携会員(第20期, 第21期), 空気調和・衛生工学会理事(第74期, 75期・事業担当), 国交省「建築保全業務共通仕様書等の改訂に係わる検討委員会」委員長(2012年), 空気調和・衛生工学会「災害時のBCP検証法の標準化特別研究委員会」委員長(2013~2015年), 「災害時のBCP検証手法ガイドライン作成小委員会」主査(同学会第14回功績賞受賞2017年), 2015年日本建築学会賞選考委員・論文部会長, 文部科学省「長寿命化に向けた大学等施設のライフサイクルの最適化に関する検討会」委員(2017~2019年)などを歴任

Synopsis

Mathematical Model of Maintainability Considering Function Maintenance by Emergency Measures

Akira TAKAKUSAGI

At actual maintenance sites, when a failure occurs in a facility, in most cases, emergency measures are tentatively taken until full-fledged restoration is carried out. In general, as the function of a facility is often restored by emergency measures, it is not practical to ignore the maintenance action in the reliability assessment. However, the existing reliability theory does not provide a method for evaluating maintainability taking into account emergency measures. In this study, we derived a mathematical model of maintainability considering function maintenance by emergency measures (probability distribution of the total time of intermittent outages due to a single failure) and showed a concrete calculation example. This model is considered to provide basic knowledge for the assessment of risks and disutility in the case that the outage time of facilities causes a large loss. In addition, this calculation example can be approximated to an exponential distribution, indicating that it can be used for reliability calculation.