

宇宙機搭載機器の熱真空試験データを用いた 熱サイクル数に対するスクリーニング効果のモデル化

高橋 大祐^{*1}, 施 勤忠^{*2}

Modeling of screening effect to number of thermal cycles by investigation of space hardware thermal vacuum test

Daisuke TAKAHASHI^{*1} and Qinzhong SHI^{*2}

^{*1,*2}Japan Aerospace Exploration Agency
2-1-1 Sengen, Tsukuba-shi, Ibaraki 305-8505, Japan

Abstract

Thermal vacuum and thermal cycle testing are widely complemented in space flight hardware and components as an effective way to screen out potential defects in manufacture and integration. The number of cycles is a test condition which affects the screening effect. The more cycles makes higher screening effect, however, it needs more testing cost. The quantitative analysis of screening effect versus number of cycles is an important issue which will help to decide the appropriate number of cycles for the space programs. There were researches to model the screening effect versus number of cycles by investigation of nonconformance detected during thermal cycle testing of aviation electronics in a statistical way, but there was few report related on space experience. Nevertheless, the confidence of model for space flight hardware was much less reported. This paper proposes a method of modeling the screening effect with number of cycles by applying the nonconformance sampling of space hardware. Validation of proposed model is discussed and its statistical confidence for accounting limited samples is calculated. From the proposed model, it was indicated and confirmed that over 99 % of space flight hardware and components procured on the basis of JAXA design standards are nonconformance-free after 8 thermal cycles in 85 °C test temperature range with 90 % confidence.

Key words : Thermal vacuum test, Thermal cycle test, Number of cycles, Test effectiveness, Space hardware, Nonconformance data, Lognormal, Weibull, Exponential, Extreme value

1. 緒 言

宇宙機搭載機器の開発において、製品の受入試験のひとつである熱真空試験は機器に内在する組立時の欠陥(ワークマンシップエラー)や材料・部品の初期欠陥を検出する有効な手段である。熱真空試験条件のうち、熱サイクル数、温度範囲および温度変化率は不具合の検出効果(スクリーニング効果)に大きく影響する(Gluck, 1986)。試験条件を厳しくすればスクリーニング効果は上がるものの、試験コストも増加するため、試験条件に対するスクリーニング効果の定量化は、適切な試験条件を決定する上での重要な課題として位置づけられている。

熱真空試験条件に対するスクリーニング効果の定量化のために、これまで様々な研究が行われてきた。Saari は、Anderson や自らが行った、航空電子機器の熱サイクル試験条件と不具合データの分析結果(Anderson 1980),

^{*1} (国研) 宇宙航空研究開発機構 (〒305-8505 茨城県つくば市千現 2-1-1)

^{*2} 正員, (国研) 宇宙航空研究開発機構

E-mail of corresponding author: takahashi.daisuke@jaxa.jp

(Saari et al., 1982)から、不具合検出までに経過する熱サイクル数が指数分布にしたがうと仮定し、温度範囲と温度変化率から指数分布のパラメータを求める経験式を構築した(Saari et al., 1986). また Welch は、その経験式を用い、宇宙機環境試験に関する規格 MIL-STD-1540E で要求されている熱真空試験条件の有効性を評価することを試みた(Welch, 2009). さらに、Wright は、MIL-STD-1540E が要求する条件のもとで実施された熱真空試験時の不具合発生数と不具合検出までに経過する熱サイクル数から、熱サイクル数と不具合の累積検出率の定量化を行っている(Wright, 2011).

しかし Saari の経験式は航空電子機器の不具合データに基づくものであり、宇宙機搭載機器が同様の経験式で評価できる保証がない。加えて不具合の発生確率が指数分布にしたがうと仮定しているが、その仮定の妥当性が示されていない。また、Wright の研究では、宇宙機搭載機器の熱真空試験における不具合データから不具合の累積検出率を推定しているものの、統計的な考察、すなわち推定の妥当性と信頼区間の評価がなされていない。そこで本研究では、宇宙機搭載機器の熱真空試験時の不具合データを用い、不具合検出までに経過する熱サイクル数をいくつかの確率分布で推定ならびにその妥当性を示し、熱サイクル数に対する不具合のスクリーニング効果とその信頼区間を推定する手法について述べる。

本稿では、はじめに、不具合検出までに経過する熱サイクル数がある確率分布にしたがうことを仮定し、その確率分布のパラメータと信頼区間を算出する理論背景を説明する。次に、宇宙機搭載機器の熱真空試験および熱サイクル試験における不具合データを用いて、スクリーニング効果の定量化をおこなう。

2. 熱サイクル数に対するスクリーニング率のモデル化の理論背景

2.1 モデルの対象

宇宙機搭載機器の受入において、熱真空試験で検出可能なワークマンシップエラーおよび材料・部品の初期欠陥として、次のような不具合事象がある(Hamberg and Tosney, 1989).

- a) 規定された熱真空環境下における電気性能・熱制御性能の未達
- b) 高電圧機器における真空放電による機器の破損
- c) 機器に使用している材料からのアウトガスによる機器の汚染
- d) 熱応力の繰り返しによる性能劣化・外観異常

事象 a)および b)については規定の熱真空環境において機能性能を確認することで検出可能である。また事象 c)のアウトガスの量については、材料の温度やその環境に曝される時間に依存する。したがってこれらの不具合事象は、本稿でモデル化しようとしている熱サイクル数とは直接関係のない事象であるため、モデル化の対象外とする。事象 d)の例としては、はんだ、プリント基板および太陽電池セルを代表とする熱膨張率が異なる異種材料間における熱応力の繰り返しによって、機器の性能劣化やひいては材料破壊に至るものである。本稿では事象 d)をモデル化の対象とし、以降ではこれを不具合と定義する。

2.2 モデルの概念および用語の定義

本節では、スクリーニング効果の定量化モデル、およびモデル構築に必要なパラメータの定義について述べる。

モデル構築に用いる N 個の宇宙機搭載機器の標本集団を Ω とする。また $A_x \in \Omega$ である集団 A_x を、 x サイクル経過後に不具合を内在している機器の集団と定義する。印加する熱サイクル数が増えるにつれて不具合はスクリーニングされていくため、集団 A は $A_0 \ni A_1 \ni \dots \ni A_x$ を満足する。スクリーニング率 R を不具合を内在していない機器の割合と定義すると、 R は式 (1) のとおりに表される。なお $n(A)$ は集団 A のサンプルサイズを意味する。

$$R(x) \equiv \frac{n(\bar{A}_x)}{n(\Omega)} \quad (1)$$

不具合を内在している機器の総数は $n(A_0)$ と表される。 x サイクル経過するまでに不具合が検出された機器数の、 $n(A_0)$ に対する割合を不具合の累積検出率 $TE(x)$ と定義すると、 $TE(x)$ は式 (2) のとおりに表される。

$$TE(x) \equiv \frac{n(A_0 \cap \bar{A}_x)}{n(A_0)} = \frac{n(A_0) - n(A_x)}{n(A_0)} \quad (2)$$

また式 (3) のとおり、 $n(\Omega)$ に対する $n(A_0)$ の割合を不具合発生率 p と定義すると、式 (1) は $TE(x)$ と p を用いて式 (4) のとおりに表される。

$$p \equiv \frac{n(A_0)}{n(\Omega)} \quad (3)$$

$$R(x) = 1 - p\{1 - TE(x)\} \quad (4)$$

本検討では、与えられた標本集団 Ω から不具合発生率 p および累積検出率 TE を推定し、母集団のスクリーニング率 R の区間推定をおこなう。次節以降で不具合発生率 p および累積検出率 TE の推定ならびにそれらの信頼区間の導出方法について述べる。

2・3 不具合発生率の推定とその信頼区間

不具合発生率 p はその定義から明らかなように、標本集団の総数 $n(\Omega)$ および不具合を内在している機器の総数 $n(A_0)$ を用いて式 (3) により推定される。

不具合発生率の信頼区間は、 $n(A_0)$ が正規分布に近似的にしたがうことを利用して求める。すなわち、 $n(A_0)$ は発生確率 p の事象を N 回繰り返した場合の発生数に等しいため、二項分布 $B(N, p)$ にしたがう。さらに二項分布は N が十分に大きいとき、具体的には期待値 Np と分散 $Np(1-p)$ が5よりも大きい場合、正規分布 $N(Np, Np(1-p))$ は二項分布の良好な近似になることが知られている(Hoel, 1960)。したがって、 p の $100(1-\alpha)\%$ 信頼区間は式 (5) により求められる。なお $Z_{\alpha/2}$ は正規分布の $100 \times \alpha/2\%$ 点である。

$$\left[\hat{p} \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/N} \right] \quad (5)$$

2・4 不具合の累積検出率の推定とその信頼区間

不具合検出までに経過する熱サイクル数がある確率分布にしたがうと仮定すると、不具合の累積検出率はその確率分布の累積分布関数に等しい。ここではある確率分布のパラメータを $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ とし、不具合検出までに経過する熱サイクル数が与えられたときに、最尤推定法によりそれらのパラメータを推定することを考える。

パラメータ θ が与えられたときの、ある確率分布の累積分布関数と確率密度関数を $F(x|\theta)$ 、 $f(x|\theta)$ とおく。不具合検出までに経過する熱サイクル数が $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ と与えられたとき、対数尤度関数は式 (6) のとおりに与えられる。

$$\ln L(\theta|\mathbf{x}) = \sum_{i=1}^m \ln f(x_i|\theta) \quad (6)$$

パラメータの最尤推定値 $\hat{\theta}$ は、対数尤度関数を各パラメータで偏微分した最尤方程式 (7) により求められる。

$$\frac{\partial}{\partial \theta_k} \ln L(\theta|\mathbf{x}) = 0 \quad (7)$$

次に不具合の累積検出率である累積分布関数の区間推定を考える。累積分布関数 $F(n|\boldsymbol{\theta})$ は、パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ による合成変数である。パラメータ $\boldsymbol{\theta}$ による合成変数を $g(\boldsymbol{\theta})$ とすると、 $g(\boldsymbol{\theta})$ の分散は、各パラメータの分散・共分散を用いて式 (8) のとおりに与えられる (Kendall and Stuart, 1977)。

$$\text{var}\{g(\boldsymbol{\theta})\} = \sum_{i=1}^k \left\{ \frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_i} \right\}^2 \text{var}(\theta_i) + \sum_{i \neq j=1}^k \sum_{j \neq i=1}^k \frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_i} \frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial \theta_j} \text{cov}(\theta_i, \theta_j) \quad (8)$$

また各パラメータの分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}_{\hat{\boldsymbol{\theta}}}$ は、フィッシャー情報量行列 $\boldsymbol{I}_{\boldsymbol{\theta}}$ の逆行列により与えられる (Meeker and Escobar, 1998)。

$$\boldsymbol{\Sigma}_{\hat{\boldsymbol{\theta}}} = \begin{bmatrix} \text{Var}(\hat{\theta}_1) & \text{Cov}(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2) & \cdots & \text{Cov}(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_k) \\ & \text{Var}(\hat{\theta}_2) & \cdots & \text{Cov}(\hat{\theta}_2, \hat{\theta}_k) \\ & & \ddots & \vdots \\ \text{symmetric} & & & \text{Var}(\hat{\theta}_k) \end{bmatrix} = \boldsymbol{I}_{\boldsymbol{\theta}}^{-1} = \left[-\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \right]^{-1} \quad (9)$$

したがって $g(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ の偏差が標準正規分布にしたがう場合、 $g(\boldsymbol{\theta})$ の $100(1 - \alpha)\%$ 信頼区間は式 (8) および (9) を用いて、式 (10) により求められる。

$$\left[g(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\text{var}\{g(\hat{\boldsymbol{\theta}})\}} \right] \quad (10)$$

2・5 確率分布の選定

不具合の累積検出率の推定をする際に、候補とする確率分布の確率密度関数、累積分布関数およびパラメータを表 1 に示す。それぞれの確率分布の特徴は次のとおりである。

- a) ワイブル分布は、直列で構成されるシステムの強度は、最も弱い構成要素の強度によってきまるという考えのもとに、Weibull によって考案された確率分布である(Weibull, 1951)。形状パラメータ m の値によって異なる故障現象を記述することができる。すなわち、 $m < 1$ のときは時間とともに故障率が小さくなる初期的な故障を、 $m = 1$ のときは時間に対してして故障率が一定となる偶発的な故障を、 $m > 1$ のときは時間とともに故障率が大きくなる摩耗的な故障を記述することができる。
- b) 指数分布は、ワイブル分布において形状パラメータ $m = 1$ のときに等しい。すなわち偶発故障による現象を表すことができる。
- c) 極値分布は、ある確率分布にしたがう確率変数の最小値が漸近的にしたがう分布である。材料の強度がそれを構成する最も弱い点で定まる破壊現象に活用される(Gumbel, 1958)。
- d) 対数正規分布は、ある時間幅における部品や材料の中に含まれるクラックの増幅量は、その直前の大きさに比例するという比例効果モデルを取り込んだ確率分布であり、ストレスや疲労によって故障する部品の寿命のモデル化に用いられる(Aitchison and Brown, 1957)。

これらの確率分布を用いて不具合の累積検出率を最尤推定した際の、各々の赤池情報量規準AICを評価することで、不具合検出までに経過する熱サイクル数がしたがう確率分布を決定する。AICは与えられたデータに対して統計モデルの適合度を相対評価する指標であり、AICが小さければより良い統計モデルであることを意味する。AICはその統計モデルの最大尤度 L とパラメータの数 K を用いて式 (11) により与えられる (Akaike, 1973)。

$$\text{AIC} = -2 \ln L + 2K \quad (11)$$

Table 1 Probability density function and cumulative distribution function of each distribution

Probability distribution	Probability density function, $f(x)$	Cumulative distribution function, $F(x)$	Parameters
Weibull distribution	$\frac{m}{\eta} \left(\frac{x}{\eta}\right)^{m-1} \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m\right\}$	$1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m\right\}$	η, m
Exponential distribution	$\lambda \exp(-\lambda x)$	$1 - \exp(-\lambda x)$	λ
Extreme value distribution	$\frac{1}{\sigma} \exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \exp\left\{-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right\}$	$1 - \exp\left\{-\exp\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right\}$	μ, σ
Log-normal distribution	$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}x} \exp\left\{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right\}$	$\Phi\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)$	μ, σ

Φ denotes cumulative distribution function of standard normal distribution.

2・6 試験温度範囲に対する熱サイクル数の考慮

本稿では受入試験における熱真空試験をモデル化の対象としている。そのため本稿で扱う機器は、受入試験条件より厳しい熱真空環境条件において設計認定されているので、熱応力による静的な荷重に対しては設計余裕を有している。一方で受入試験の対象である機器であっても、材料・部品の初期欠陥あるいは組立時に欠陥が導入される可能性がある。これらの欠陥が亀裂状の欠陥であると仮定すると、繰り返しの熱応力によって亀裂が拡大し、性能劣化や外観異常につながる疲労破壊を起こすと考えられる。

熱サイクルによる疲労は、熱サイクル数と、熱応力すなわち温度範囲に依存する。しかし、宇宙機搭載機器の熱真空試験条件は、その機器が軌道上で遭遇する温度環境によって異なるため、試験温度範囲は機器ごとに異なる。したがって、不具合検出までに経過する熱サイクル数は、試験温度範囲が異なることを考慮する必要がある。

熱応力の繰り返しによって破壊に至る疲労現象は低サイクル疲労であり、破壊に至るまでのサイクル数 x と温度範囲 ΔT の関係は式(12)により与えられる(Steinberg, 1991)。

$$x_1 \Delta T_1^b = x_2 \Delta T_2^b \quad (12)$$

b は材料によって異なる疲労指数である。宇宙機搭載機器の部品実装の際に一般的に使用される Sn 63 %, Pb 37 % 共晶はんだの場合、疲労指数は 2.5 であることが報告されている(Steinberg, 1991)。また Manson の研究によると、アルミ、チタンなどの 29 種類の金属では、疲労指数が 1.6 から 2 の値をとることが示されている(Manson, 1965)。宇宙機搭載機器は様々な材料により構成されているため、本検討では安全側の評価をおこなうために、疲労指数を 1 から 3 の範囲で変化させ、式(12)によって不具合検出までに経過する熱サイクル数を試験温度範囲で正規化する。

3. 実データを用いた熱サイクル数に対するスクリーニング率のモデル化

本章では、宇宙機搭載機器の熱真空試験時の不具合データを用いて、前章で述べた手法に基づき、熱サイクル数に対するスクリーニング率の関係を算出する。

3・1 不具合データについて

不具合データには、JAXA が調達した地球観測衛星、通信衛星、測位衛星および技術実証衛星に搭載されている約 1200 個の機器の試験の情報を用いた。これらの機器の受入における熱真空試験時に発生した不具合のうち、修理を伴うワークマンシップエラーおよび材料・部品の初期欠陥を原因とする不具合は 23 件であった。図 1 にそれぞれの不具合の発生時期とその原因を示す。

図 1 に示すとおり、一部の不具合については試験後 (After the test)、すなわち熱真空試験の直後に行う外観検査や電気性能試験によって発見されている。また熱真空試験中に発生したものの、不具合検出までに経過した熱サイクル数の記録が残っていない不具合 (Unknown) もある。そのため、不具合の累積検出率が従う確率分布の

推定には、不具合検出までに経過した熱サイクル数が分かっている不具合情報を用い、検出時期が試験後および不明である不具合の発生時期は、推定された確率分布に従うと仮定する。

表 2 に、不具合検出までに経過する熱サイクル数がわかっている不具合について、熱サイクル数を試験温度範囲で正規化した結果を示す。正規化試験温度範囲は 85 °C とした。なお表 2 の正規化熱サイクル数は、疲労指数が 1 の場合の値である。

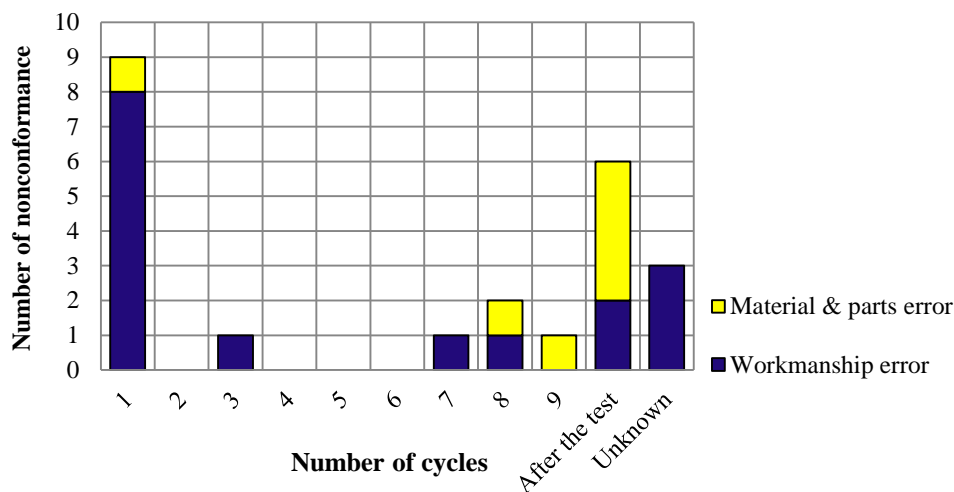


Fig.1 Number of nonconformance of their occurrence cycle and their cause.

Table 2 Normalized number of cycles

Number of cycles	Test temperature range, °C	Normalized number of cycles	Cumulative distribution function
1	53	0.62	0.07
1	60	0.71	0.14
1	70	0.82	0.21
1	70	0.82	0.29
1	70	0.82	0.36
1	85	1.00	0.43
1	85	1.00	0.50
1	85	1.00	0.57
1	90	1.06	0.64
3	80	2.82	0.71
8	60	5.65	0.79
7	70	5.76	0.86
9	60	6.35	0.93
8	85	8.00	1.00

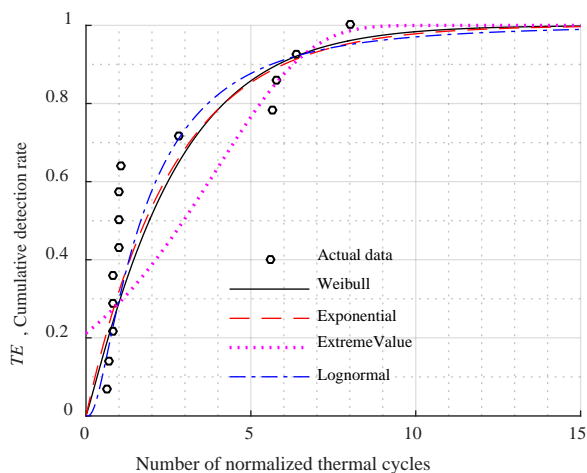


Fig. 2 The figure shows the relationship between the number of normalized thermal cycles and cumulative detection rate, and the maximum likelihood estimation by each probability distribution. It can be seen that lognormal distribution results in the best probability distribution to fit cumulative detection rate.

3・2 スクリーニング率の推定

本節では、不具合数と正規化熱サイクル数を用いて、2章で述べた手法に基づき、熱サイクル数に対するスクリーニング率、およびその信頼区間の関係を算出する。

標本集団の総数は $n(\Omega) = 1200$ 、不具合を内在している機器の総数は $n(A_0) = 23$ である。また $n(A_0)$ の期待値 Np と分散 $Np(1-p)$ が5より大きいため、 $n(A_0)$ は正規分布にしたがうと近似できる。したがって式(3)および(5)より不具合発生率 p の推定値とその90%および50%信頼区間は次のとおりに計算される。

$$\hat{p} = 0.192$$

[0.0127, 0.0257] 90%信頼区間

[0.0165, 0.0218] 50%信頼区間

次に、正規化熱サイクル数を用いて、表1に示す確率分布のパラメータを最尤方程式(7)により算出し、最尤推定値をとる場合の各確率分布のAICを式(11)により算出する。表3に疲労指数を1から3まで0.5刻みで変化させたときの、各確率分布のAICを示す。AICが最小である対数正規分布が、不具合の累積検出率をモデル化する最もよい確率分布であることがわかる。また図2に示すとおり、疲労指数が1の場合における不具合の累積検出率の実データと各確率分布による最尤推定値から、対数正規分布が最もよく推定できていると視覚的にも判断できることから、累積検出率のモデル化には対数正規分布を採用した。

図3に、疲労指数を1から3まで、0.5刻みで変化させたときの、正規化熱サイクル数に対する不具合の累積検出率の最尤推定値を示す。疲労指数が1のとき最も累積検出率が小さくなるため、疲労指数を1にすることで、最も安全側の評価をすることができる。

疲労指数を1としたときの、累積検出率の信頼区間を算出する。対数正規分布の確率変数 x を $g(x) = (\ln x - \mu)/\sigma$ と変数変換すると、表1より累積検出率は $\Phi(g(x))$ と表される。 $g(x)$ の真値からの偏差が標準正規分布に従うと仮定し、式(10)により $g(x)$ の信頼区間下限を求めた。ここで Φ は正規分布の累積確率関数である。累積検出率の信頼下限は、 $g(x)$ の信頼下限を用いて算出した。図4に不具合の累積検出率の実データとその最尤推定値および50%、90%信頼区間の下限を示す。

また式(4)より、推定された不具合発生率および不具合の累積検出率とそれらの信頼区間から、不具合のスクリーニング率 R の最尤推定値とその信頼区間が求まる。スクリーニング率 R の信頼区間下限は安全側の評価、すなわちスクリーニング率が低く見積もられるように、不具合発生率の信頼区間上限および累積検出率の信頼区間下限を組み合わせて簡易的に算出した。図5にスクリーニング率 R の最尤推定値と50%、90%信頼区間下限を示す。

3・3 熱サイクル数に対する不具合のスクリーニング効果の評価

図4より、熱サイクルによるスクリーニング効果ははじめの1~2サイクルが最も高く、サイクル数を重ねるにつれて累積検出率が大きくなっていくことがわかる。JAXAが調達する宇宙機搭載機器では、8サイクルの熱真空試験が要求されているが(JAXA, 2013)、試験温度範囲が85℃の場合、8サイクルでは90%の信頼度で80%以上の不具合がスクリーニングされる。

一方で不具合のスクリーニング率は図5より、8サイクルでは90%の信頼度で99%以上と高い水準を示していることがわかる。これは熱真空試験で検出可能な不具合すなわち、不具合の発生率 p が1.92%と低いことに起因している。不具合の発生率は、その機器の技術成熟度や、使用している部品の品質および熱真空試験前の工程におけるスクリーニング試験などの品質保証内容に影響される。たとえばWrightが行った研究では、米国の宇宙機搭載機器供給メーカーが製造した1047個の機器のうち140個は、熱真空試験で設計変更または修理を伴う不具合が検出されたと報告されている(Wright, 2011)。不具合発生率を計算すると13.37%であり、本検討の結果と大きく異なる。したがって熱サイクル数に対するスクリーニング率を評価する際は、その機器の技術成熟度や品質保証内容を考慮する必要がある。

Table 3 AIC of each distribution

Distribution	AIC				
	$b = 1.0$	$b = 1.5$	$b = 2.0$	$b = 2.5$	$b = 3.0$
Weibull distribution	58.65	56.24	54.04	52.02	50.17
Exponential distribution	56.79	54.40	52.18	50.13	48.23
Extreme value distribution	74.34	72.98	72.29	72.03	72.00
Lognormal distribution	55.51	53.30	51.29	49.49	47.88

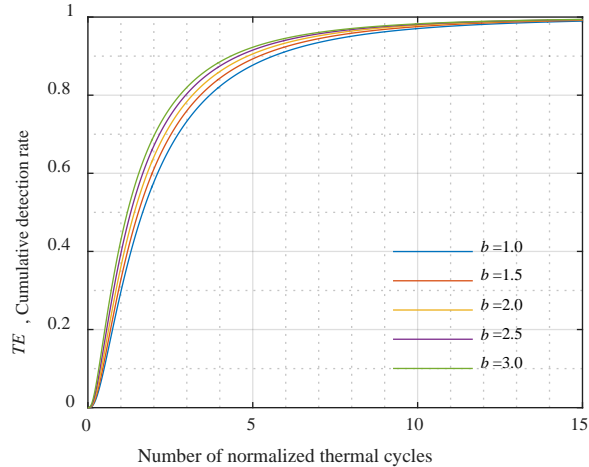


Fig. 3 The figure shows the relationship between the number of normalized thermal cycles and the cumulative detection rate with maximum likelihood estimations by lognormal distribution for different values of fatigue exponents. Estimated cumulative detection rate is the smallest with fatigue exponent of 1.0. Therefore the most conservative estimation can be achieved by using fatigue exponent of 1.0.

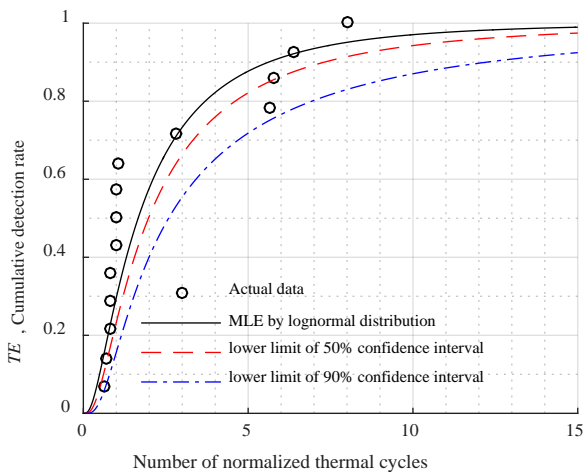


Fig.4 The figure shows the relationship between the number of normalized thermal cycles and the cumulative detection rate with maximum likelihood estimation by lognormal distribution and its lower limits of 50 % and 90 % confidence intervals. According to the data, 8 thermal cycles achieve 80 % or more detection rate with 90 % confidence.

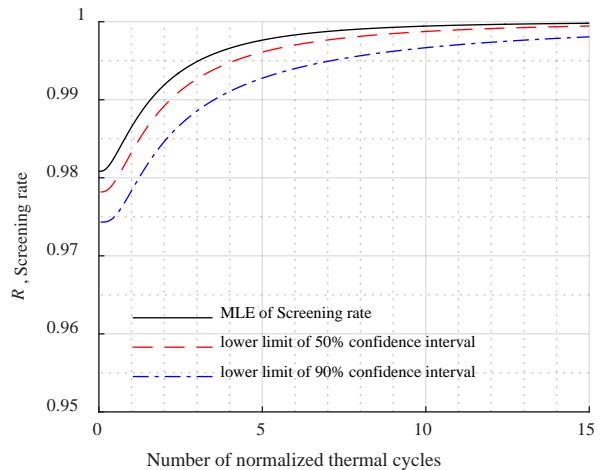


Fig.5 The figure shows the relationship between the number of normalized thermal cycles and the maximum likelihood estimation of screening rate and its lower limits of 50 % and 90 % confidence intervals. The data shows 8 thermal cycles achieve 99 % or more screening rate with 90 % confidence.

4. 結 論

宇宙機搭載機器の熱真空試験の不具合検出効果や試験コストに大きく影響する試験条件である熱サイクル数に対して、不具合検出効果の定量化に関する研究を行った。その成果として結論を以下のとおりにまとめる。

- (1) 宇宙機搭載機器の熱真空試験時の、不具合検出までに経過する熱サイクル数と試験温度範囲から、熱サイクル数に対する不具合のスクリーニング率を最尤推定および区間推定するモデルを提案した。
- (2) 熱サイクル数に対する不具合の累積検出率を、ワイブル分布、指数分布、極値分布および対数正規分布でモデル化し、各々の赤池情報量規準AICを評価した結果、対数正規分布が最もよい分布であることを示した。
- (3) JAXA が調達した宇宙機搭載機器の不具合データを用いて、不具合のスクリーニング効果を推定した。その結果、JAXA が要求している 8 サイクルでは、試験温度範囲が 85 °C の場合、90 % の信頼度で 99 % 以上のスクリーニング効果があることを示した。またそのスクリーニング効果は熱真空試験だけでなく、機器の技術成熟度や熱真空試験前の品質保証内容に影響されることを示した。

文 献

- Aitchison, J. and Brown, J. A. C., The lognormal distribution(1957), pp.22-23.
- Akaike, H., Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory(1973), pp.267-281.
- Anderson, J.R., Environmental burn-in effectiveness, AFWAL TR-80-3086(1980).
- Gluck, D. F., Thermal testing of space vehicle electronic components, AIAA/ASME 4th Joint Thermophysics and Heat Transfer Conference, Paper AIAA-86-1302(1986).
- Gumbel, E. J., Statistics of extremes(1958), pp.248-251.
- Hamberg, O. and Tosney, W., The effectiveness of satellite environmental acceptance tests, The Journal of Environmental Sciences, Vol. 32, No. 1(1989), pp.20-26.
- Hoel, P. G., Elementary statistics(1960), p.65.
- Japan Aerospace Exploration Agency, 宇宙機一般試験標準, JERG-2-130 NOTICE-1(2013).
- Kendall, S. M. and Stuart, A., The advanced theory of statistics Vol. 1(1977), pp.246-247.
- Manson, S. S., Fatigue: A complex subject - Some simple approximations, Experimental Mechanics, Vol. 5, No. 7(1965), pp.193-226.
- Meeker, W. Q. and Escobar, L. A., Statistical method for reliability data(1998), pp.621-625.
- Saari, A.E., Schafer, R. E. and VanDenBerg, S.J., Stress screening of electronic hardware, RADC-TR-82-87(1982).
- Saari, A.E., Van Den Berg, S.J. and Angus, J.E., Environmental stress screening, RADC-TR-86-149(1986).
- Steinberg, D. S., Cooling techniques for electronic equipment, 2nd ed.(1991), pp.295-296.
- Weibull, W. A., A statistical distribution function of wide applicability, Journal of Applied Mechanics, Vol.18(1951), pp.292-297.
- Welch, J. W., Investigation of the relative importance of thermal test parameters as specified in MIL-HDBK-344, 25th Aerospace Testing Seminar Proceedings(2009).
- Wright, C. P., Test Effectiveness of SMC-S-016 unit thermal acceptance testing, 26th Aerospace Testing Seminar Proceedings(2011).

References

- Aitchison, J. and Brown, J. A. C., The lognormal distribution(1957), pp.22-23.
- Akaike, H., Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory(1973), pp.267-281.
- Anderson, J.R., Environmental burn-in effectiveness, AFWAL TR-80-3086(1980).
- Gluck, D. F., Thermal testing of space vehicle electronic components, AIAA/ASME 4th Joint Thermophysics and Heat Transfer Conference, Paper AIAA-86-1302(1986).

Gumbel, E. J., *Statistics of extremes*(1958), pp.248-251.

Hamberg, O. and Tosney, W., The effectiveness of satellite environmental acceptance tests, *The Journal of Environmental Sciences*, Vol. 32, No. 1(1989), pp.20-26.

Hoel, P. G., *Elementary statistics*(1960), p.65.

Japan Aerospace Exploration Agency, General test standard for spacecraft, JERG-2-130 NOTICE-1(2013)(in Japanese).

Kendall, S. M. and Stuart, A., *The advanced theory of statistics* Vol. 1(1977), pp.246-247.

Manson, S. S., Fatigue: A complex subject - Some simple approximations, *Experimental Mechanics*, Vol. 5, No. 7(1965), pp.193-226.

Meeker, W. Q. and Escobar, L. A., *Statistical method for reliability data*(1998), pp.621-625.

Saari, A.E., Schafer, R. E. and VanDenBerg, S.J., Stress screening of electronic hardware, RADC-TR-82-87(1982).

Saari, A.E., Van Den Berg, S.J. and Angus, J.E., Environmental stress screening, RADC-TR-86-149(1986).

Steinberg, D. S., *Cooling techniques for electronic equipment*, 2nd ed.(1991), pp.295-296.

Weibull, W. A., A statistical distribution function of wide applicability, *Journal of Applied Mechanics*, Vol.18(1951), pp.292-297.

Welch, J. W., Investigation of the relative importance of thermal test parameters as specified in MIL-HDBK-344, 25th Aerospace Testing Seminar Proceedings(2009).

Wright, C. P., Test Effectiveness of SMC-S-016 unit thermal acceptance testing, 26th Aerospace Testing Seminar Proceedings(2011).