JERG-2-130-HB006

限定なし



環境試験信頼性要求ハンドブック

平成 29 年 3 月 31 日 制定

宇宙航空研究開発機構

免責条項

ここに含まれる情報は、一般的な情報提供のみを目的としています。JAXA は、かかる情報の正確性、有用性又は適時性を含め、明示又は黙示に何ら保証するものではありません。また、 JAXA は、かかる情報の利用に関連する損害について、何ら責任を負いません。

Disclaimer

The information contained herein is for general informational purposes only. JAXA makes no warranty, express or implied, including as to the accuracy, usefulness or timeliness of any information herein. JAXA will not be liable for any losses relating to the use of the information.

発行

〒305-8505 茨城県つくば市千現 2-1-1 宇宙航空研究開発機構 安全・信頼性推進部 JAXA(Japan Aerospace Exploration Agency)

目 次

1	総	則1	l
	1.1	目的1	1
	1.2	適用範囲1	1
2	参	考文書1	1
	2.1	JAXA 文書1	1
	2.2	海外の規格等1	1
3	用	語の定義および略語	2
	3.1	用語2	2
	3.2	略語2	2
4	環	境試験の有効性の定量化	3
	4.1	環境試験の宇宙機信頼性への効果	3
	4.2	Test Effectiveness の概念	1
	4.2	2.1 Test Effectiveness の定義	1
	4.2	2.2 Test Effectiveness と信頼性モデル	5
	4.3	初期不良の累積検出率の推定方法 ^[4-12] 10)
	4.4	参考文献11	1
5	熱	真空試験に関する試験要求の根拠13	3
	5.1	コンポーネント熱真空 AT における熱サイクル数緩和の考え方13	3
	5.1	1.1 熱サイクル数の緩和条件14	1
	5.1	1.2 緩和条件の根拠17	7
	5.2	参考文献)

図目次

义	4.1-1 H	Iardware Failure vs Assembly Level	. 3
図	4.2.2-1	各種の故障率と時間経過モデル(バスタブ曲線)	. 5
図	4.2.2-2	ワイブル分布の確率密度関数と累積分布関数 (η = 1)	. 5
図	4.2.2-3	形状パラメータと瞬間故障率の関係($\eta = 1$)	. 6
図	4.2.2-4	JAXA および欧州の宇宙機軌道上不具合の累積検出率と軌道上運用日数	. 7
叉	4.2.2-5	ワイブル分布による初期不良検出数の定量化	. 9
汊	4.2.2-6	各環境試験における初期不良の累積検出率	. 9
叉	5.1.1-1	熱真空または熱サイクル試験の AT における熱サイクル数の緩和条件	14
図	5.1.1-2	熱サイクル試験 基本プロファイル(コンポーネント)	15
図	5.1.2-1	試験を通過した機器数とスクリーニング率の関係	17
図	5.1.2.3-1	バス機器の熱真空または熱サイクル試験数	21
汊	5.1.2.3-2	PFM および FM の試験温度範囲※	23
図	5.1.2.4-1	初期不良の累積検出率(左図:Δ T = 55℃、 右図:Δ T = 65℃)	27
叉	5.1.2.4-2	初期不良の累積検出率(左図:Δ T = 75℃、 右図:Δ T = 85℃)	27
図	5.1.2.5-1	事前確率の分散の影響度	29
汊	5.1.2.6-1	8 サイクルで実現できるスクリーニング率	30

表 目 次

表 4.2.2-1	ワイブル分布の確率密度関数と累積分布関数5
表 5.1.1-1	不具合が発生していないコンポーネントの台数14
表 5.1.1-2	コンポーネントの開発実績(例1)15
表 5.1.1-3	コンポーネントの開発実績(例2)16
表 5.1.1-4	コンポーネントの開発実績(例3)16
表 5.1.2.3-1	不具合分析対象の衛星20
表 5.1.2.3-2	不具合原因の定義21
表 5.1.2.3-3	不具合影響度の定義21
表 5.1.2.3-4	不具合分析結果22
表 5.1.2.3-5	熱サイクル数の正規化24
表 5.1.2.4-1	ワイブルパラメータの推定結果25
表 5.1.2.4-2	サンプル数に対する C の値26
表 5.1.2.4-3	4 サイクルおよび 8 サイクルにおける初期故障の累積検出率

1 総則

1.1 目的

本ハンドブックは、宇宙航空研究開発機構(以下「JAXA」という)が開発する宇宙機 システムならびにその構成要素であるサブシステムおよびコンポーネント(以下、「システ ム、サブシステムおよびコンポーネント」という場合がある)の、環境試験における要求 事項を定めた宇宙機一般試験標準(JERG-2-130C)について、信頼性に関わる要求事項 (熱真空試験の熱サイクル数等)の根拠や考え方を解説、ならびにそれらの条件をテーラ リングする際の指針を定めるものである。

1.2 適用範囲

本ハンドブックは、JAXA が開発するシステム、サブシステム及びコンポーネントの環 境試験について、次の場合に適用し、適用の方法、範囲等については個別の開発仕様書等 で明示する。

- (1) 契約書、仕様書等で本ハンドブックが呼び出された場合。
- (2) 契約の相手方が、本ハンドブックに基づいて実施したい旨申し出て、JAXA がこれを認めた場合。

2 参考文書

本ハンドブックの参考文書を以下に示す。

2.1 JAXA 文書

- (1) JERG-2-130C 宇宙機一般試験標準
- (2) JMR-004C 信頼性プログラム標準
- (3) JMR-005A 品質保証プログラム標準
- (4) JMR-012A 電気・電子・電気機構部品プログラム標準
- (5) JMR-013A 品質保証プログラム標準(基本要求 JISQ9100)

2.2 海外の規格等

- (1) SMC-S-016 (注) Test Requirements for Launch, Upper-Stage and Space Vehicles
- (2) GSFC-STD-7000 General Environmental Verification Standard (GEVS) for GSFC Flight Programs and Projects
- (3) ECSS-E-ST-10-03C Space Engineering: Testing
- (注) SMC-S-016 は MIL-STD-1540E 相当の文書

- 3 用語の定義および略語
- 3.1 用語
- (1) 宇宙機システム(Spacecraft System)

本ハンドブックにおいて宇宙機システムとは、軌道上(広義の意味で、地球大気圏外を 指す)に打上げられ、軌道上で運用されるサブシステム及びコンポーネントから構成さ れるハードウェア及びソフトウェアの集合体を指す。なお、単に「宇宙機」又は「シス テム」と称することもある。

- (2) コンポーネント、ユニット(Component, Unit)
 宇宙機システム又はサブシステムの一部の機能を有するものであって、いくつかの部品、デバイス及び構造体を組み合わせたもの。
- (3) サブシステム(Subsystem) 本ハンドブックにおいてサブシステムは、2 つ以上のコンポーネント並びにそれらを 取り付けるために必要な支持構体及び相互接続しているケーブル又は配管により組み 立てられたものである。サブシステムは、規定された機能を実現するため、機能的に関 係したコンポーネントから構成される。
- (4) 初期不良(Initial failure)
 本ハンドブックにおいて初期不良とは、設計不良を除く、宇宙機システム、サブシステムおよびコンポーネントの製造や組み立てにおけるワークマンシップエラーおよび材料・部品不良を指す。
- (5) フライトモデル(Flight Model) 認定済みの設計、製造、検査工程に基づき製造された製品で構成される宇宙機システム、 サブシステム及びコンポーネントであり、実際に打上げ、軌道上で運用される。受入試 験を適用するモデル。
- (6) プロトフライトモデル(Proto-Flight Model)

元来はプロトタイプに指定されており、完全に又は部分的に認定試験を受けた後に、必 要に応じ改修を行い、フライト品として受け入れられたモデル。または、前もってプロ トタイプ及びフライトタイプの両用に指定されたもので、受入試験及び認定試験の各 要素を複合した環境試験を行うモデル。

(7) プロトタイプモデル(Prototype Model)
 フライトモデルのための設計を認定するために製造される宇宙機システム、サブシステム又はコンポーネントであり、認定試験が行われるモデル。

3.2 略語

本ハンドブック内で使用する略語を以下に示す。

-A-	AT	Acceptance Test	受入試験
-E-	EM	Engineering Model	エンジニアリングモデル
-F-	FM	Flight Model	フライトモデル
-P-	PFM	Proto-Flight Model	プロトフライトモデル
	PFT	Proto-Flight Test	プロトフライト試験
-Q-	QT	Qualification Test	認定試験

4 環境試験の有効性の定量化

4.1 環境試験の宇宙機信頼性への効果

宇宙機の信頼性は、設計マージン、冗長設計、製品の各種検査、スクリーニング試験 等、様々な手段によって確保されている。宇宙機の設計検証および受入の位置づけで行っ ている環境試験は、このスクリーニング試験の一種であり、フライト品に対して実フライ ト環境に近いストレスを印加することで、部品をはじめとする各ハードウェアレベルにお ける製造不良や、材料・部品不良の顕在化を助長し、軌道上における宇宙機の信頼性を向 上させる効果がある。

図4.1-1 に示すように、宇宙機ハードウェアは他業界のハードウェアに比べ不具合の処 置コストが高く、かつハードウェアの構成品レベルが高くなるほど、より処置コストが高 くなる傾向がある^[4-1]。そのため、部品やサブアセンブリなどの下位のハードウェアレベル から環境試験等のスクリーニング試験や検査等を実施することで、上位のハードウェアレ ベルにおける不具合を低減し、開発コストの低減に寄与している。

これら一連の環境試験のコスト効果をさらに高めていくためには、環境試験の有効性 (Test Effectiveness)を定量的に評価し、各環境試験の適用/非適用や試験条件を適正化し ていく必要がある。



2 4.1-1 Hardware Failure vs Assembly Level

4.2 Test Effectiveness の概念

4.2.1 Test Effectiveness の定義

環境試験の有効性を定量的に評価する指標として、Test Effectiveness というものがある。Test Effectiveness は環境試験における不具合の検出効果を意味する。

宇宙機環境試験の場合、Test Effectiveness は潜在する欠陥の総数に対する、ある特定の 環境試験で検出された不具合の割合に相当する^[42]。すなわち、Test Effectiveness は、評価 対象の環境試験 t で発見した不具合の数 F_t の、当該試験以降の環境試験で発見した不具 合数と軌道上不具合数の総和 F_a に対する割合である。

 $TE_{\rm t} = \frac{F_{\rm t}}{F_{\rm a}} \tag{4.2.1-1}$

TE_t:評価対象の試験 t の Test Effectiveness

F_t:評価対象の試験 t で発見された不具合の数

Fa:評価対象の試験以降に発見された不具合数と軌道上不具合数の総和

例えば、宇宙機システムの環境試験を、正弦波振動試験、音響試験、衝撃試験、熱真空 試験という順序で実施し、各々の試験における宇宙機1機あたりの不具合数が0.2、0.8、 0.05、1.8 であり、かつ宇宙機1機あたりの軌道上不具合が1.3 であった場合、各環境試験 の TE は下記の通りに計算される。

 $TE_{\text{IEE}} = \frac{0.2}{0.2 + 0.8 + 0.05 + 1.8 + 1.3} = 0.0506$ $TE_{\text{H}} = \frac{0.8}{0.8 + 0.05 + 1.8 + 1.3} = 0.2025$ $TE_{\text{H}} = \frac{0.05}{0.05 + 1.8 + 1.3} = 0.0158$ $TE_{\text{M}} = \frac{1.8}{18 + 1.3} = 0.5806$

TE は軌道上不具合数に大きく依存しており、軌道上不具合が少ないほど、**TE** は大き くなる。軌道上不具合数がゼロでない限り、地上試験の試験効果は100%にならない。ま た、評価対象試験で検出された不具合が多いほど、当該試験の効果が高いという尺度にな る。

Test Effectiveness に関する研究は、宇宙機の分野のみならず実施されており、例えば電子機器の分野においては、その研究結果に基づきスクリーニング試験条件の適正化が行われている^{[4-3]-[4-9]}。

4.2.2 Test Effectiveness と信頼性モデル

本項では、Test Effectiveness を定量化するモデルについて述べる。

信頼性評価及び寿命予測の標準的なモデルとして、図 4.2.2-1 に示すバスタブ曲線がある。このバスタブ曲線は時間経過に対する製品の故障率を示しており、ワイブル分布によってモデル化することができる。

ワイブル分布は、鎖のような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 強度によって決まるという考えのもとに考案された確率分布である^[4-10]。ワイブル分布の 確率密度関数および累積分布関数を表 4.2.2-1 に示す。またワイブル分布の確率密度関数お よび累積分布関数の例を図 4.2.2-2 にそれぞれ示す。



図 4.2.2-1 各種の故障率と時間経過モデル(バスタブ曲線)



表 4.2.2-1 ワイブル分布の確率密度関数と累積分布関数

累積分布関数 F(x)

確率密度関数 f(x)

ワイブル分布による信頼度(ある時間 x まで故障しない確率)は式(4.2.2-2)で表される。

$$R(x) = \int_{x}^{\infty} f(\tau) d\tau = \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^{m}\right\}$$
(4.2.2-2)

また、不信頼度(ある時間 x までに故障する確率)は式(4.2.2-3)で表される。

$$F(x) = \int_0^x f(\tau) d\tau = 1 - R(x) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^m\right\}$$
(4.2.2-3)

信頼度は、1 (x = 0)から徐々に減少し、逆に不信頼度は0から1に向かって増加する。 単位時間あたりの故障率(failure rate)は式(4.2.2-4)で表される。

$$\lambda(x) = \frac{f(x)}{R(x)} = \frac{m}{\eta^m} x^{m-1}$$
(4.2.2-4)

単位時間あたりの故障率は確率密度関数と信頼度の比であり、瞬間故障率とも呼ばれ、図 4.2.2-3 に示す通り、形状パラメータ m によって次の3 種類に分類される。

- m < 1のとき、瞬間故障率は時間とともに減少し、図 4.2.2-1 の初期故障(Infant mortality failure)に相当する。初期故障は、バーンイン試験などのスクリーニング試 験による除去や工程改善とプロセスの習熟に従って減少していく。
- *m* = 1のとき、瞬間故障率は時間に対して一定であり、図 4.2.2-1 の偶発故障(Random failure)に相当する。
- 3) *m*>1のとき、瞬間故障率は時間とともに増加し、図 4.2.2-1 の摩耗故障(Wear out failure)に相当する。主に摩耗や損耗などの特定の不具合モードによる故障である。



図 4.2.2-3 形状パラメータと瞬間故障率の関係 (η = 1)

宇宙機システム、サブシステム及びコンポーネントの受入試験や、軌道上運用におい て、不具合が発生するまでに経過する時間は、以下に示す理由により、ワイブル分布でモ デル化することができると考えられる。

- (a) 受入試験で検出しようとしているワークマンシップエラーおよび材料・部品不良
 (以下、初期不良という場合がある)は、瞬間故障率が時間とともに減少する初期
 故障に相当する。
- (b) 図 4.2.2-4 に示す、宇宙機システムの軌道上不具合の累積検出率と打ち上げ後の経過 日数の関係^[4-11]が、図 4.2.2-2 で示したワイブル分布の累積分布関数に類似してい る。



図 4.2.2-4 JAXA および欧州の宇宙機軌道上不具合の累積検出率と軌道上運用日数

初期不良の累積検出率を、ワイブル分布の累積分布関数でモデル化できると仮定した場合、試験 t における初期不良検出数 $F_t(x)$ と $TE_t(x)$ は、ワイブル分布の累積分布関数 F(x) および試験 t で検出可能な初期不良の総数 F_{tmax} を用いて次の通りに表される。

$$F_{t}(x) = F_{t \max} \times F(x)$$

$$= F_{t \max} \left[1 - \exp\left\{ -\left(\frac{x}{\eta}\right)^{m} \right\} \right]$$
(4.2.2-5)

$$TE_{t}(x) = \frac{F_{t \max}}{F_{a}} \left[1 - \exp\left\{ -\left(\frac{x}{\eta}\right)^{m} \right\} \right]$$
(4.2.2-6)

さらに、試験 t (例えば熱真空試験) で検出可能な初期不良の割合を DE_t (Detection Efficiency) = $F_{t \max}/F_a$ 、試験 t における試験時間 x に対する初期不良の累積検出率を PE_t (Precipitation Efficiency) と定義すると、式(4.2.2-6)は次の通りに表される。

JERG-2-130-HB006

 $TE_{t}(x) = DE_{t} \times PE_{t}(x)$

(4.2.2-7)

 $F_t(x)$ と初期不良の総和 F_a との関係を図 4.2.2-5 に示す。初期不良には環境試験では顕 在化しないもの、ある単一の環境試験では検出できないもの、あるいは試験時間が短いため 顕在化しないものがある。したがってある単一の環境試験だけですべての初期不良を検出 することはできない。



図 4.2.2-5 ワイブル分布による初期不良検出数の定量化

環境試験の試験条件である負荷レベル、負荷時間や試験回数及び熱サイクル数等は試験 時間で表現することができるため、各環境試験に対して図 4.2.2-6 に示すような試験時間と 初期不良の累積検出率の関係をモデル化することができる。各環境試験の試験時間と初期 不良の累積検出率を定量化することで、最適な環境試験条件を定めることができるように なる。



図 4.2.2-6 各環境試験における初期不良の累積検出率

4.3 初期不良の累積検出率の推定方法[4-12]

本節では、ある環境試験において、初期不良が検出されるまでに経過した時間 x から、初期不良の累積検出率 PE(x) をワイブル分布によってモデル化し、そのパラメータを最尤推定する方法について述べる。

信頼性評価及び寿命予測の分野においてスクリーニング効果を定量的に推定するに当たっては、多数のサンプルのスクリーニング試験を行い、それらが破壊するまでに経過した時間をワイブル分布によって最尤推定することが一般的である。しかしながら宇宙機の場合、コンポーネント以上のハードウェアについては、部品のように大量生産されないことから、サンプル数が非常に少ないという問題がある。ここでは有意なサンプル数を確保するために、2.1 節に示す信頼性および品質保証プログラムに基づき開発された機器については同じ母集団にあると考え、それらの機器がある環境試験において初期不良の検出までに経過した試験時間から、初期不良の累積検出率 *PE(x)* とその信頼区間を推定することを考える。

ある環境試験において、初期不良の検出までに経過する試験時間が $x = (x_1, x_2, ..., x_k)$ で あったとする。 x が打ち切りデータを含まない場合、すなわち、評価対象の環境試験で検 出可能な初期不良がすべて検出されている場合における、ワイブルパラメータ $\theta = (\eta, m)$ を最尤推定することを考える。ワイブル分布の累積分布関数と確率密度関数を $F(x|\theta), f(x|\theta)$ とおくと、対数尤度関数は式(4.3-1)のとおりに与えられる。

$$\ln L(\boldsymbol{\theta}|\boldsymbol{x}) = \sum_{i=1}^{k} \ln f(x_i|\boldsymbol{\theta})$$
(4.3-1)

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(4.3-2)により求められる。

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{x}) = 0 \tag{4.3-2}$$

次に累積分布関数の区間推定を考える。累積分布関数の区間推定は、式(4.3-3)に示すワ イブル分布の累積分布関数を1から減じた $1 - F(\theta)$ の逆数の二重対数をとった $g(\theta)$ に ついて、真値からの偏差が正規分布に従うことを仮定して求める。

$$g(\boldsymbol{\theta}) = \ln\left(\ln\frac{1}{1 - F(\boldsymbol{\theta})}\right) = m(\ln x - \ln \eta)$$
(4.3-3)

 $g(\theta)$ は、パラメータ θ による合成変数である。 $g(\theta)$ の分散は、各パラメータの分散・ 共分散を用いて式(4.3-4)のとおりに与えられる^[4-13]。

$$\operatorname{Var}\{g(\boldsymbol{\theta})\} = \left\{\frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial \eta}\right\}^{2} \operatorname{Var}(\eta) + \left\{\frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial m}\right\}^{2} \operatorname{Var}(m) + \frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial \eta} \frac{\partial g(\boldsymbol{\theta})}{\partial m} \operatorname{Cov}(\eta, m)$$
(4.3-4)

また各パラメータの分散・共分散行列 $\Sigma_{\hat{\theta}}$ は、フィッシャー情報行列 I_{θ} の逆行列によ り与えられる^[4-14]。

$$\begin{split} \boldsymbol{\Sigma}_{\widehat{\boldsymbol{\theta}}} &= \begin{bmatrix} \operatorname{Var}(\eta) & \operatorname{Cov}(\eta, m) \\ \operatorname{Cov}(\eta, m) & \operatorname{Var}(m) \end{bmatrix} = \boldsymbol{I}_{\widehat{\boldsymbol{\theta}}}^{-1} = \begin{bmatrix} -\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}'} \end{bmatrix}^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} -\frac{\partial^2}{\partial \eta^2} \ln L(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{x}) & -\frac{\partial^2}{\partial \eta \partial m} \ln L(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{x}) \\ -\frac{\partial^2}{\partial \eta \partial m} \ln L(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{x}) & -\frac{\partial^2}{\partial m^2} \ln L(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{x}) \end{bmatrix}^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} \frac{k}{m^2} + \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m \left\{ \ln\left(\frac{x_i}{\eta}\right) \right\}^2 & \frac{k}{\eta} - \frac{1}{\eta} \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m - \frac{m}{\eta} \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m \ln\left(\frac{x_i}{\eta}\right) \end{bmatrix}^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} \frac{k}{\eta} - \frac{1}{\eta} \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m - \frac{m}{\eta} \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m \ln\left(\frac{x_i}{\eta}\right) & -\frac{km}{\eta^2} + \frac{m}{\eta^2} (1+m) \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{\eta}\right)^m \end{bmatrix}^{-1} \end{split}$$
(4.3-5)

したがって g(θ) の 100×α% 片側信頼区間下限は式(4.3-4)および(4.3-5)を用いて、式 (4.3-6)により求められる。

$$g(\widehat{\boldsymbol{\theta}}) - Z_{\alpha} \sqrt{\operatorname{Var}\{g(\widehat{\boldsymbol{\theta}})\}}$$
(4.3-6)

これを式(4.3-3)により元の変数に変換することで、初期不良の累積検出率の 100×α% 片 側信頼区間下限が求まる。

4.4 参考文献

- [4-1] MIL-HDBK-340A (USAF). Military Handbook: Test Requirements for Launch, Upper-Stage, and Space Vehicles (Vol II : Applications Guidelines). 1 April (1999)
- [4-2] Hamberg, Otto, and William Tosney. "The effectiveness of satellite environmental acceptance tests." The Journal of Environmental Sciences 32.1 (1989): 20-26.
- [4-3] Duane, J. T. "Learning curve approach to reliability monitoring." IEEE transactions on Aerospace 2.2 (1964): 563-566.
- [4-4] T. H. Slack, Walt Stein, "Development of Environmental Screening Program for Major Electronics Package in Trident I Missile", Proc. Institute of Environmental Sciences, 1977.
- [4-5] Reliability Prediction of Electronic Equipment,MIL-HDBK-217, Dec., 1991.
- [4-6] Charles P. Wright, "Test Effectiveness of SMC-S-016 Unit Acceptance Thermal Testing", 26th Aerospace Testing Seminar, March 2011.
- [4-7] John W. Welch, "Investigation of the Relative Importance of Thermal Test Parameters as Specified in MIL-HDBK-344", 25th Aerospace Testing Seminar, October 2009.
- [4-8] 桐本順広、松崎 章弘、佐々木亨、"原子力発電所に関する確率論的安全評価用の機 器故障率の算出、Nuclear Infomation Center, Rep.No. P00001、平成 13 年 2 月
- [4-9] ソニー、"半導体品質・信頼性ハンドブック"、2016年版

- [4-10] Weibull, W. A, A statistical distribution function of wide applicability, Journal of Applied Mechanics, Vol.18(1951), pp.292-297.
- [4-11] Niwa, T., Takahashi, D. and Shi, Q., Review JAXA Test Standard by the Lesson's Learnedfrom Ground Test non-conformance database, 28th Aerospace Testing Seminar Proceedings(2014).
- [4-12] 高橋大祐,施勤忠,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,日本機械学会論文集,Vol. 82, No. 835 (2016).
- [4-13] Kendall, S. M., and Stuart, A., The Advanced Theory of Statistics Vol. 1(1977), pp-246-247.
- [4-14] Meeker, W. Q., and Escobar, L. A., Statistical Method for Reliability Data(1998), pp.621-625.

5 熱真空試験に関する試験要求の根拠

5.1 コンポーネント熱真空 AT における熱サイクル数緩和の考え方

本節では、コンポーネント熱真空試験および熱サイクル試験の AT における熱サイクル数 の緩和条件とその根拠について述べる。なお本節ではコンポーネント熱真空試験または熱 サイクル試験を単に試験と称することがある。

宇宙機器は、4.1項に示すように上位システムになるほど改修コスタが高くなるため、コ ンポーネントレベルで確実に不具合を検出することが重要である。一方、フライト品に過剰 なストレスを負荷することは、信頼性や寿命の観点から避ける必要がある。したがって、熱 サイクル数による不具合検出能力、製品に不具合が内在しているリスク、不具合が流出した 場合の影響、試験費用及び試験期間などを総合的に判断して、最適な熱サイクル数を決定す る必要がある。

SMC-S-016 (MIL-STD-1540E 相当) や ECSS-E-ST-10-03C では、QT/PFT よりも AT の方が 少ない熱サイクル数を適用している。これは、QT/PFT で設計・工程が確立されており、フ ライト品に過剰なストレスが負荷されるのを防ぐためである。設計・工程が同一で、連続し て熱に起因した不具合が全く発生していない機器については、設計・工程が安定していると 考えることができ、熱サイクル数を減らしてもリスクは小さいと考えられる。

5.1.2.3 項に示す不具合分析の結果、ワークマンシップや部品・材料に起因した不具合はほ とんど4サイクル以下で検出できていることが確認できた。熱サイクルによる進行の遅い 不具合は4サイクル以下で検出できないが、これらは設計に起因しており、防止するには開 発段階において基板レベルの限界試験等を実施して要因を除去すべきものである。

QT/PFTを完了した機器でも、宇宙機器は供試体数が少ないことから、設計や工程に不具 合要因が内在している可能性が完全に排除できない。より安全側に考え、QT/PFT後しばら くは「8サイクル」のままとし、不具合要因が内在していないことが確認できれば熱サイク ル数を減らすのが妥当である。

以上を踏まえ、コンポーネント QT/PFT のサイクル数は「8 サイクル」のままとし、コン ポーネント AT のみ現行の半分の「4 サイクル」に削減する方針とした。ただし、一律に「AT 4 サイクル」とするのではなく、次の3 条件を課すこととした。

- (1) 本ハンドブックの不具合分析対象の機器と品質レベルが同等であること
- (2) 認定直後は不具合要因が内在している可能性があるため、PFT または AT の 2 台連続 で熱に起因した不具合が発生しないこと
- (3) スクリーニング率が 99.9%^(注)を上回ること
- (注) スクリーニング率 99.9%は、現行の「8 サイクル」と同等以上の水準である。

5.1.1 熱サイクル数の緩和条件

宇宙機一般試験標準(JERG-2-130C)では、コンポーネント熱真空試験または熱サイクル 試験の AT における熱サイクル数として 8 サイクルを要求しているが、図 5.1.1-1 に示すフ ローに従い、4 サイクルに緩和することができる。



図 5.1.1-1 熱真空または熱サイクル試験の AT における熱サイクル数の緩和条件

最低試験温度範囲 ΔT_{\min}	台数
75 ℃ 以上	2 台以上
65℃以上、75℃未満	3 台以上
55℃以上、65℃未満	4 台以上

表 5.1.1-1 不具合が発生していないコンポーネントの台数

<解説>

(1) 試験温度範囲

図 5.1.1-1 のフローチャート②における試験温度範囲 ΔT とは、図 5.1.1-2 に示す試験プロ ファイルにおける高温サーマルソーク温度と低温サーマルソーク温度の差である。またフ ローチャート③における最低試験温度範囲 ΔT_{min} とは、同一設計のコンポーネントの試験 における試験温度範囲のうち、最も範囲が狭い温度を意味する。



図 5.1.1-2 熱サイクル試験 基本プロファイル(コンポーネント)

(2) 実績とみなせる条件

図 5.1.1-1 のフローチャート③では、同一設計でないコンポーネントでも、設計変更内容 が軽微である場合は実績とみなしてよい。実績とみなせる条件は以下のいずれか一方であ る。

- ・ 再認定の熱真空または熱サイクル試験において、熱真空環境に起因する不具合が発生していない。
- (3) フローチャート③の評価例

表 5.1.1-2~4 に示すコンポーネントの開発実績を用いて、図 5.1.1-1 のフローチャート③の評価例を示す。

	台数	モデル	熱真空環境に起因する不具合
	1	РМ	無し
	2 FM		有り
	3	FM	無し
評価対象→	4	FM	

表 5.1.1-2 コンポーネントの開発実績(例 1)

	台数	モデル	熱真空環境に起因する不具合
	1	PM	無し
	2	FM	無し
	3	PFM	無し
評価対象→	4	FM	

表 5.1.1-3 コンポーネントの開発実績(例 2)

表 5.1.1-4 コンポーネントの開発実績(例 3)

	台数	モデル	熱真空環境に起因する不具合
	1	PM	無し
2 FM 無し		無し	
	3	PFM	有り
	4	FM	無し
評価対象→	5	FM	

(例1)

4 台目のサイクル数緩和を検討する上で、試験で不具合が発生していない実績として評価可能なモデルは3 台目のみとなる。

(例 2)

3 台目のモデルは再認定を行ってるが、熱真空環境に起因する不具合が発生していないため、 2 台目と3 台目の設計変更内容は軽微であるとみなすことができる。したがって、4 台目の サイクル数緩和を検討する上で、試験で不具合が発生していない実績として評価可能なモ デルは1~3 台目となる。

(例3)

3 台目のモデルは再認定を行っており、かつ熱真空環境に起因する不具合が発生しているため、2 台目と3 台目の設計変更内容は軽微であるとみなすことができない。したがって、5 台目のサイクル数緩和を検討する上で、試験で不具合が発生していない実績として評価可能なモデルは4 台目のみとなる。

16

5.1.2 緩和条件の根拠

本項では、5.1.1項で示した AT の熱サイクル数緩和条件の根拠について述べる。

4.2.2 項で述べたとおり、初期不良の累積検出率は 100 %ではないため、ある機器の試験 において不具合が発生しなかった場合でも、その機器が初期不良を有していないと断定す ることはできない。しかし同一設計の機器について、不具合が発生していない試験数が増え るにつれて、それらの機器が初期不良を有していない確信の度合いは高くなるであろう。こ こでは、機器が初期不良を有していない確信の度合いをスクリーニング率と定義し、同一設 計機器の試験において不具合が発生していない台数から、その機器のスクリーニング率を 推定することを考える。

8 サイクルの試験を不具合なしで通過した機器が N 台あり、この機器の N+1 台目で4 サイクルの試験を実施したとする。このとき、 N+1 台目で不具合が発生しなかった場合 のスクリーニング率と、通過した試験における試験温度範囲の関係を図 5.1.2-1 に示す(推 定方法については次項に示す)。緩和条件としてスクリーニング率 99.9%以上という基準を 設定すると、通過してきた試験の試験温度範囲が75 ℃ 以上である場合、8 サイクルの試験 を 2 台以上不具合なしで通過していれば以降の試験を 4 サイクルに削減できる。また試験 温度範囲が75 ℃ 未満の場合であっても、8 サイクルの試験を不具合なしで通過した台数が 表 5.1.1-1 に示した通りであれば、同様に削減基準を満足できる。スクリーニング率 99.9% の妥当性については 5.1.2.6 項を参照。



図 5.1.2-1 試験を通過した機器数とスクリーニング率の関係

5.1.2.1 スクリーニング率更新モデル

試験にて検出可能な初期不良を有している集合をXと定義する。同一の設計および製造工程にて製造されたすべての機器の集合をAと定義し、集合Aは集合Xあるいはその補集合 \overline{X} のどちらか一方だけに属すると仮定すると、その機器が試験で検出可能な初期不良を有している確率は $P(A \in X)$ と表される。

ある機器の試験を行い不具合が発生しないという事象をYと定義すると、事象Yにおける 事象A ∈ X、すなわち、ある機器の環境試験を行い初期不良を検出することができなかった が、その機器が初期不良を有しているという条件付き確率P(A ∈ X|Y)は、ベイズの定理によ り次の通りに表される。

$$P(A \in X|Y) = \frac{P(Y|A \in X) \times P(A \in X)}{P(Y)}$$
(5.1.2.1-1)

各項の確率の意味は次の通りである。

P(Y|A ∈ X):初期不良を有している機器の試験で不具合が発生しない確率。

P(Y) :試験で不具合が発生しない確率。機器が初期不良を有していない確率 と、初期不良を有しているが試験で検出できない確率の和となる。

 $P(A \in X)$ を事前確率 p_0 として与え、さらに x サイクルの試験の初期不良の累積検出率 E(x) と定義すると、上記の確率は次の通りに定式化される。

 $P(Y|A \in X) = 1 - PE(x)$ $P(Y) = (1 - p_0) + p_0(1 - PE) = 1 - p_0PE$

したがって式(5.1.2.1-1)は

$$P(A \in X|Y) = \frac{p_0(1 - PE(x))}{1 - p_0 PE(x)}$$
(5.1.2.1-2)

となる。この $P(A \in X|Y)$ を新たな事前確率 p_0 として式(5.1.2.1-2)を解くことで、2 台の同 一設計機器の試験において不具合が発生しなかった場合の $P(A \in X)$ を事後確率として算 出することができる。

$$P(A \in X|Y) = \frac{p_0 (1 - PE(x))^2}{p_0 (1 - PE(x))^2 + 1 - p_0}$$
(5.1.2.1-3)

これを機器の台数 N に関して一般化すると、 N 台の同一設計機器の x サイクルの試験 において不具合が発生しなかった場合、その機器が初期不良を有している確率 p_N は次の 通りに与えられる。

JERG-2-130-HB006

$$p_N = \frac{p_0 (1 - PE(x))^N}{p_0 (1 - PE(x))^N + 1 - p_0}$$
(5.1.2.1-4)

N 台の同一設計機器の8 サイクルの試験において不具合が発生しなかった場合、N+1台目の試験を4 サイクルの試験を実施することを考える。N 台の同一設計機器の8 サイク ルの試験において不具合が発生していないので、この機器が初期不良を有している確率 p_N は式(5.1.2.1-4)の x に8 を代入することで与えられる。

$$p_N = \frac{p_0 (1 - PE(8))^N}{p_0 (1 - PE(8))^N + 1 - p_0}$$
(5.1.2.1-5)

さらに N+1 台目の 4 サイクルの試験で不具合が発生しなかった場合、この機器が初期不 良を有している確率 p_{N+1} は、式(5.1.2.1-2)の x に 4 を、 p_0 に式(5.1.2.1-5)を代入するこ とで与えられる。

$$p_{N+1} = \frac{p_0 (1 - PE(8))^N (1 - PE(4))}{p_0 (1 - PE(8))^N (1 - PE(4)) + 1 - p_0}$$
(5.1.2.1-6)

したがって N 台の同一設計機器の 8 サイクルの試験において不具合が発生しておらず、 N+1 台目の 4 サイクルの試験で不具合が発生しない場合、その機器が初期不良を有して いない確率、すなわちスクリーニング率 R_{N+1} は次の通りに計算できる。

$$R_{N+1} = 1 - p_{N+1}$$

= $1 - \frac{p_0 (1 - PE(8))^N (1 - PE(4))}{p_0 (1 - PE(8))^N (1 - PE(4)) + 1 - p_0}$ (5.1.2.1-7)

5.1.2.2 推定方法

本項では、スクリーニング率 R_N の計算に必要な事前確率 p_0 および初期不良の累積検 出率 PE の推定方法について述べる。

(1) 事前確率 p₀の推定

 p_0 はある FM のコンポーネントが、試験で検出可能な初期不良を有している確率の事前確率である。ここでは、様々な FM のコンポーネントの試験結果から、それらの機器が初期不良を有している確率を推定し、事前確率 p_0 として与えることを考える。試験に供した FM のコンポーネント数を $N_{\rm comp}$ 、そのうち初期不良を有しているコンポーネント数を $F_{\rm max}$ と定義し、事前確率を次の通りに与える。

$$p_0 = \frac{F_{\text{max}}}{N_{\text{comp}}} \tag{5.1.2.2-1}$$

事前確率の信頼区間は、 F_{max} が正規分布に近似的に従うことを利用して求める。すなわち、 F_{max} は発生確率 p_0 の事象を N_{comp} 回繰り返した場合の発生数に等しいため、二項分布 $B(N_{\text{comp}}, p_0)$ にしたがう。さらに二項分布 $B(N_{\text{comp}}, p_0)$ は、 N_{comp} が十分に大きいとき、 具体的には期待値 $N_{\text{comp}}p_0$ と分散 $N_{\text{comp}}p_0(1-p_0)$ が 5 よりも大きい場合、正規分布 $N\left(N_{\text{comp}}p_0, N_{\text{comp}}p_0(1-p_0)\right)$ で近似できることが知られている^[5-1]。事前確率 p_0 は F_{max} を N_{comp} で除することで得られるので、 p_0 の分散は式(5.1.2.2-2)により求められる。

$$Var(p_0) = \frac{p_0(1-p_0)}{N_{\text{comp}}}$$
(5.1.2.2-2)

(2) 初期不良の累積検出率 PE の推定

初期不良の累積検出率 *PE* 推定には、4.3 節の手法を用いる。なお 4.3 節における試験時間 $x = (x_1, x_2, \cdots, x_k)$ は、初期不良が検出されるまでに経過した熱サイクル数とした。

5.1.2.3 不具合分析

本項では、事前確率や初期不良の累積検出率を推定する上で必要になる試験に供した FM のコンポーネント数 N_{comp} 、初期不良を有しているコンポーネント数 F_{max} および初期不良検出までに経過する熱サイクル数 $x = (x_1, x_2, \dots, x_k)$ を得るために行った不具合分析結果について述べる。不具合の分析対象は、表 5.1.2.3-1 に示す 14 機の衛星バス機器の試験とした。

表 5.1.2.3-1 不具合分析対象の衛星

 技術試験衛星	地球観測衛星	通信・測位衛星		
3 機	6機	5 機		

これらの衛星はいずれも図 5.1.1-1 のフローに示す JMR-004C 信頼性プログラム標準、JMR-005 品質保証プログラム標準を適用しており、また大半のコンポーネントが JMR-012A 電 気・電子・電気機構部品プログラム標準で定義されるクラス I の部品を使用している。

(1) 試験に供した FM のコンポーネント数

図 5.1.2.3-1 に各衛星バス機器の PFM および FM について、熱真空試験または熱サイクル 試験に供したコンポーネント数を示す。熱真空試験または熱サイクル試験に供した FM の 台数は衛星 1 機当たり平均して約 50 台である。この台数が表 5.1.2.3-1 に示す衛星について も同様であると仮定すると、試験に供した FM のコンポーネント数 N_{comp} は次の通りであ る。

$$N_{\rm comp} = 14 \times 50 = 700$$
 (5.1.2.3-1)



(2) 初期不良を有している機器数

コンポーネント熱真空・熱サイクル試験で検出すべき初期不良を有している機器数を同 定するために、JAXA 不具合情報システムⅢに登録されている情報に基づき、表 5.1.2.3-1の 衛星バス機器について、地上試験および軌道上不具合の分析を行った。

まず軌道上不具合およびシステムレベルの地上試験不具合の分析を行った。分析の結果、 コンポーネントレベルの熱真空・熱サイクル試験で検出すべき初期不良が、システムレベル の地上試験や軌道上までに持ち越されたと判断できる事例はなかった。

次にコンポーネントレベルの地上試験について、熱真空環境に起因する不具合を抽出した。この際、不具合の原因が表 5.1.2.3-2 に示すワークマンシップエラーおよび材料・部品不良であり、不具合の影響度が表 5.1.2.3-3 に定義する影響度 A のものだけを抽出した。この結果、不具合が発生した PFM および FM のコンポーネント数はそれぞれ 9 台、12 台であった。したがって初期不良を有している FM のコンポーネント数 *F*_{max}は 12 となる。表 5.1.2.3-4 に不具合分析結果を示す。

不具合原因	定義	抽出対象
設計不良	設計不良による故障・機能性能の未達/劣化	
ワークマンシップエラー	コンポーネント製造時の製造不良や取扱・実装不良	0
材料・部品不良	材料・部品の初期欠陥、偶発故障による不具合	0
試験・検査不良	試験設備の不具合、オペレーションミス、試験条件の逸脱	

表 5.1.2.3-2 不具合原因の定義

表 5.1.2.3-3 不具合影響度の定義

不具合影響度	定義	抽出対象
影響度 A	機器の改修または修理を伴う不具合	0
影響度 B	そのまま使用しても良いと判断された不具合	

No.	不具合事象	原因	機器	試験 区分	検出時の サイクル数	試験温 度範囲
1	熱真空試験高温時 電流検出回路 接触抵抗変動	コーティング不良	電源系	AT	1	70
2	熱サイクル試験低温時 コネクタ導通不良	コネクタ組立不良	計装系	AT	1	70
3	熱真空試験低温時 SRAM 動作不良	部品不良	モタ系	PFT	1	70
4	熱真空試験低温時 IC リード短絡	導電性異物	通信系	PFT	1	70
5	熱真空試験高温時 FPGA リード 破断	接着不良	モタ系	PFT	1	85
6	熱サイクル試験低温時 MPU 動作不良	ESD 損傷	姿勢制御系	AT	1	85
7	熱真空試験低温時 ダイオード短絡	導電性異物	姿勢制御系	AT	1	85
8	熱真空試験低温時 FET リード短絡	基板エッチング不良	姿勢制御系	PFT	3	80
9	熱真空試驗高温時 HIC 異常発振	部品不良	姿勢制御系	AT	8	60
10	熱サイクル試験 PROM 動作不良(PROM 交換後)	部品不良	TTC-DH 系	AT	9	60
11	熱真空試験連続モニタ MIC モジュール出力変動	部品取付不良	通信系	AT	7	70
12	熱サイクル試験 プリント配線板変形	基板製造不良	通信系	AT	8	85
13	温度試験 ステップモータトルク不足	機械加工不良	構体系	PFT	不明	不明
14	温度試験 RF コネクタ電気特性異常	部品不良	通信系	PFT	不明	不明
15	温度試験低温→高温移行時 出力異常	部品誤実装	TTC-DH 系	AT	不明	不明
16	熱真空試験後 太陽電池パネル セルクラック	部品不良	パドル系	PFT	試験後	不明
17	熱真空試験後 太陽電池パネル カバーガラスクラック	部品不良	パドル系	AT	試験後	不明
18	熱真空試験後 太陽電池パネル セルクラック	部品不良	パドル系	AT	試験後	不明
19	熱真空試験後 太陽電池パネル セルクラック	部品不良	パドル系	PFT	試験後	不明
20	熱真空試験後 ダイオード リードコーティングの浮き	コーティング不良	電源系	PFT	試験後	125
21	熱真空試験後 真空シール(接着部)の破損	接着不良	姿勢制御系	AT	試験後	75

表 5.1.2.3-4 不具合分析結果

(備考)4サイクル以下で検出できなかった不具合に関する考察

- 1. No.9 は1 サイクル目と8 サイクル目に機器を ON する試験において、8 サイクル目の ON の際に発生した不具合である。
- 2. No.10 は部品の偶発故障である。
- 3. No.11 および No.12 の不具合は熱サイクルによる進行が遅い不具合である。設計に起 因しており、防止するには開発段階において基板レベルの限界試験等を実施して要因 を除去すべきものである。
- 4. No.16~No.21の不具合は、試験後の外観検査で発見された不具合であるため、不具合 発生時の熱サイクル数は特定できていない。

(3) 初期不良検出までに経過する熱サイクル数

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、 コンポーネント熱真空試験条件は、その機器の最大予測温度によって決まるため、図 5.1.2.3-2 に示すように試験温度範囲は機器ごとに異なる。したがって、初期不良の検出までに経過 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(5.1.2.3-2)により与えられる^[5-2]。

$$x_1 \Delta T_1^b = x_2 \Delta T_2^b \tag{5.1.2.3-2}$$

b は材料によってきまる疲労指数であり、たとえば部品実装の際に使用される半田の場合、 b = 2 であることが報告されている^[5-3]。本分析では b = 2 とし、次の式で熱サイクル 数の正規化を行う。なお、試験温度範囲は図 5.1.2.3-2 に示されるとおり、試験の実績の多い 55℃から85℃の範囲で、10℃刻みで設定した。

$$x = x_{test} \left(\frac{\Delta T_{test}}{\Delta T}\right)^2$$
 (5.1.2.3-3)
 x : 正規化された熱サイクル数
 x_{test} : 初期不良が検出されるまでに経過した熱サイクル数
 ΔT_{test} : 試験温度範囲
 ΔT : 正規化試験温度範囲 (55,65,75,85°C)

表 5.1.2.3-4 に示す不具合で、検出されるまでに経過した熱サイクル数と試験温度範囲が分かっている 12 件の不具合について、式(5.1.2.3-3)による正規化を行った結果を表 5.1.2.3-5 に示す。





※JAXA が開発した地球観測衛星2機に搭載された機器の試験実績より算出

正規化試験温度範囲 [℃]	<i>x</i> ₁	<i>x</i> ₂	<i>x</i> ₃	<i>x</i> ₄	<i>x</i> ₅	<i>x</i> ₆	<i>x</i> ₇	<i>x</i> ₈	<i>x</i> 9	<i>x</i> ₁₀	<i>x</i> ₁₁	<i>x</i> ₁₂
55	1.62	1.62	1.62	1.62	2.39	2.39	2.39	6.35	9.52	10.7	11.3	19.1
65	1.16	1.16	1.16	1.16	1.71	1.71	1.71	4.54	6.82	7.67	8.12	13.7
75	0.87	0.87	0.87	0.87	1.28	1.28	1.28	3.41	5.12	5.76	6.10	10.3
85	0.68	0.68	0.68	0.68	1.00	1.00	1.00	2.66	3.99	4.48	4.75	8.00

表 5.1.2.3-5 熱サイクル数の正規化

5.1.2.4 定量化の結果

本項ではスクリーニング率の定量化結果を述べる。

まず事前確率とその分散は式(5.1.2.2-1)および(5.1.2.2-2)を用いて次の通りに与えられる。

$$\hat{p}_0 = \frac{F_{\text{max}}}{N_{\text{comp}}} = \frac{12}{700} = 0.0171$$
 (5.1.2.4-1)

$$\operatorname{Var}(p_0) = \frac{p_0(1-p_0)}{N_{\text{comp}}} = 2.41 \times 10^{-5}$$
(5.1.2.4-2)

次に、初期不良の累積検出率であるワイブル分布の累積分布関数を推定する。5.1.2.3(2)で 示した通り、コンポーネントレベルの熱真空・熱サイクル試験で検出すべき初期不良が、シ ステムレベルや軌道上までに持ち越されたと判断できる事例はなかったため、初期不良の 総数は表 5.1.2.3-4 に示す 21 件であり、これらは打ち切りデータを含まない。このうち一部 の不具合については発生時期の特定に至らなかったため、ワイブルパラメータの推定にあ たっては以下の考慮をした。

- (a) 8 サイクル目の電気性能試験で発見された不具合(No.9、12)については、2~7 サイクル目に顕在化していた可能性があるが、8 サイクル目で顕在化したと仮定する。不具合検出までに経過するサイクル数がより多くなると、初期不良の累積検出率はより低く推定される。したがって本仮定により、より安全側の推定ができる。
- (b) 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(No.13~15)、および、試験後に行う外観検査や電気性能試験で発見された不具合(No.16~21)がある。不具合の累積検出率が従うワイブル分布の推定には、不具合検出までに経過した熱サイクル数がわ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、推定されたワイブル分布に従うと仮定する。

これらの仮定により、ワイブルパラメータは表 5.1.2.3-5 の正規化された熱サイクル数 x を、それぞれ式(4.3-2)の最尤方程式に代入することで算出できる。ワイブルパラメータの最 尤推定値 $\hat{\theta} = (\hat{\eta}, \hat{m})$ 、およびその分散・共分散 Var(η) 、 Var(m) 、 Cov(η, m) を表 5.1.2.4-1 に示す。このワイブルパラメータの最尤推定値を式(4.2.2-3)に代入することで、初期不良 の累積検出率の最尤推定値を算出することができる。

正規化試験温度範囲 [°C]	η̂	în	Var(η)	Var(m)	$Cov(\eta, m)$
55	6.22	1.15	2.75	0.0638	0.141
65	4.45	1.15	1.41	0.0638	0.101
75	3.34	1.15	0.796	0.0638	0.0758
85	2.60	1.15	0.482	0.0638	0.0590

表 5.1.2.4-1 ワイブルパラメータの推定結果

このようにして算出した事前確率 \hat{p}_0 および初期不良の累積検出率 PE(x) を式(5.1.2.1-7)にそれぞれ代入することで、スクリーニング率の最尤推定値を算出することができる。た だし、このスクリーニング率の算出に当たっては、事前確率 \hat{p}_0 および初期不良の累積検出 率 PE(x) ともに有限個のサンプルから推定を行っている。したがってこれらのパラメータ には推定の不確かさが含まれ、場合によってはスクリーニング率が過大に ——事前確率 \hat{p}_0 であれば真値より小さく、初期不良の累積検出率 PE(x) であれば真値より大きく —— 推 定されてしまう可能性がある。このようにスクリーニング率が過大に推定されてしまうリ スクを低減するために、スクリーニング率の片側許容限界下限を算出する。

スクリーニング率の片側許容限界下限を算出するためには、スクリーニング率の取りう る値の確率密度関数と分散を知る必要があるが、確率密度関数を解析的に算出することは 困難である。そこで、ここでは事前確率 \hat{p}_0 が初期不良の累積検出率 PE(x) に比べて、ス クリーニング率の分散に対する影響度が無視できると仮定して、スクリーニング率の片側 許容限界下限を算出することを考える(この仮定の妥当性については次項に示す)。この仮 定を置くことで、式(5.1.2.1-5)に式(5.1.2.4-1)で算出した事前確率 \hat{p}_0 と、初期不良の累積検 出率 PE(x) の片側許容限界下限を代入することで、スクリーニング率の片側許容限界下限 を算出することができる。

初期不良の累積検出率 PE(x) の片側許容限界下限は、正規分布に従う確率変数 g の標本平均および不偏分散 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\sigma}^2$ が与えられたとき、その確率変数の片側許容限界下限 g_{TL} が次の通りに計算できることを利用して算出する。

 $g_{TL} = \hat{\mu} - C\hat{\sigma} \tag{5.1.2.4-3}$

C は $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\sigma}$ の推定に用いたサンプル数 *n* に応じて、表 5.1.2.4-2 に示す値をとる^[5-4]。表中 の β および γ は、ある集合のうち β の割合を包絡する確率が γ であるという意味であ り、P95/90 は 90 %の確率で集合の 95 %を包絡するという意味である。

表 5.1.2.4-2 に示す C の値を用い、式(4.3-3)に示したワイブル分布の累積分布関数、すな わち初期不良の累積検出率 *PE*(*x*) を変数変換した *g*(*x*) が正規分布に従うと仮定し、 *PE*(*x*) の片側許容限界下限を算出する。

25

	P95/90
n	$(\beta = 0.95, \gamma =$
	0.90)
3	5.31
4	3.96
10	2.57
12	2.45
8	1.64

表 5.1.2.4-2 サンプル数に対する C の値

図 5.1.2.4-1~図 5.1.2.4-2 に正規化試験温度範囲が55℃、65℃、75℃、85℃それぞれの場合における初期不良の累積のサンプルデータとその最尤推定値(MLE)および P95/90 片側 許容限界下限を算出した結果を示す。以下に示す理由により、P95/90 片側許容限界下限を 初期不良の累積検出率 PE(x) の推定値として採用する。

- (a) いずれの正規化試験温度範囲においても、P95/90 片側許容限界下限をとれば、サンプル データが推定値を下回ってはいない。
- (b) 受入環境条件として規定される最大予測フライト環境は一般的に P95/50 が採用される が、P95/90 はこれよりもさらに安全側である。

表 5.1.2.4-3 に、4 サイクルおよび 8 サイクルの試験における、初期不良の累積検出率 PE(x) の P95/90 片側許容限界下限を示す。この表に示す値と、式(5.1.2.4-1)で算出した事前確率を式(5.1.2.1-7)に代入することで、図 5.1.2-1 に示したスクリーニング率を算出することができる。



図 5.1.2.4-1 初期不良の累積検出率(左図: $\Delta T = 55^{\circ}$ C、右図: $\Delta T = 65^{\circ}$ C)



図 5.1.2.4-2 初期不良の累積検出率(左図: $\Delta T = 75^{\circ}$ C、右図: $\Delta T = 85^{\circ}$ C)

正規化試験温度範囲	P95/90 片側許容限界下限				
[°C]	PE(4)	<i>PE</i> (8)			
55	0.221	0.480			
65	0.334	0.617			
75	0.450	0.719			
85	0.554	0.794			

表 5.1.2.4-3	4 サイクルおよび8 サイクルにおける初期故障の累積検出率
-------------	-------------------------------

スクリーニング率の信頼区間に関する補足

本項では、スクリーニング率の信頼区間を算出する際に、事前確率の分散を考慮しない仮 定の妥当性について述べる。

スクリーニング率 R_{N+1} は式(5.1.2.1-7)に示す通り、事前確率 p_0 と初期不良の累積検出 率 PE の関数である。 PE はワイブル分布の累積分布関数であるので、スクリーニング率 R_{N+1} は事前確率 p_0 とワイブルパラメータ $\theta = (\eta, m)$ の関数である。パラメータ $\varphi = (p_0, \eta, m)$ の合成変数であるスクリーニング率 R_{N+1} の分散は、各パラメータの分散・共分 散を用いて次の通りに与えられる^[5-5]。

$$\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\} = \sum_{i=1}^{3} \left\{ \frac{\partial R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})}{\partial \theta_i} \right\}^2 \operatorname{Var}(\varphi_i) + \sum_{i \neq j=1}^{3} \sum_{j \neq i=1}^{3} \frac{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})}{\partial \theta_i} \frac{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})}{\partial \theta_j} \operatorname{Cov}(\varphi_i, \varphi_j)$$
(5.1.2.5-1)

事前確率 p_0 は、ワイブルパラメータ η, m に対して独立なパラメータであるため、それぞれの共分散は $Cov(p_0, \eta) = Cov(p_0, m) = 0$ となる。したがって式(5.1.2.5-1)は次の通りに展開できる。

$$\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\} = \left\{\frac{\partial R_{N+1}}{\partial p}\right\}^{2} \operatorname{Var}(p_{0}) + \left\{\frac{\partial R_{N+1}}{\partial \eta}\right\}^{2} \operatorname{Var}(\eta) + \left\{\frac{\partial R_{N+1}}{\partial m}\right\}^{2} \operatorname{Var}(m) + \frac{\partial R_{N+1}}{\partial \eta} \frac{\partial R_{N+1}}{\partial m} \operatorname{Cov}(\eta, m)$$

$$(5.1.2.5-2)$$

事前確率の分散 $Var(p_0)$ を無視した場合のスクリーニング率の分散 $Var\{R_N(\theta)\}'$ は次の通りに算出できる。

$$\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\}' = \left\{\frac{\partial R_{N+1}}{\partial \eta}\right\}^{2} \operatorname{Var}(\eta) + \left\{\frac{\partial R_{N+1}}{\partial m}\right\}^{2} \operatorname{Var}(m) + \frac{\partial R_{N+1}}{\partial \eta} \frac{\partial R_{N+1}}{\partial m} \operatorname{Cov}(\eta, m)$$
(5.1.2.5-3)

事前確率の分散 $Var(p_0)$ の、スクリーニング率 R_{N+1} の標準偏差に対する影響度を Δ とし、式(5.1.2.5-4)により定式化する。

$$\Delta = \frac{\left|\sqrt{\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\}} - \sqrt{\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\}'}\right|}{\sqrt{\operatorname{Var}\{R_{N+1}(\boldsymbol{\varphi})\}}}$$
(5.1.2.5-4)

図 5.1.2.5-1 に各試験温度範囲に関して、8 サイクルの試験を不具合なしで通過した機器の台数に対する Δ の算出結果を示す。各試験温度範囲について、表 5.1.1-1 に示す台数以降であ

れば、 Δ は 0.5 %未満であるため、事前確率の分散 Var(p₀) はスクリーニング率の片側許 容限界下限に対してほとんど影響しないといえる。



図 5.1.2.5-1 事前確率の分散の影響度

5.1.2.5 スクリーニング率の基準の妥当性

本節では、熱サイクル数の緩和基準として設けたスクリーニング率 99.9%が、代表的な開 発方式において熱サイクル数の緩和が適用されない場合に実現できるスクリーニング率と 比較して、同等あるいは高いことを示すことで、その基準の妥当性を述べる。比較対象とし ては以下の 2 ケースとした。

- (a) PFM にて試験温度範囲が85℃※の8サイクルのプロトフライト試験を行い、不具合が 検出されなかった場合(プロトフライト試験開発方式)。
- (b) PM にて試験温度範囲が85℃※の8サイクルの認定試験を行い、同一設計のFM にて試験温度範囲75℃※の8サイクルの受入試験を行い、両試験において不具合が検出されなかった場合(認定試験-受入試験開発方式)。

※試験温度範囲が大きいほどスクリーニング率は高く推定される、すなわち本分析に おいては安全側の推定になるため、認定、プロトフライトおよび受入試験温度範囲は、 それぞれ図 5.1.2.3-2 の最頻値より高い値を設定した。

(a)の場合、試験温度範囲が85℃の8サイクルの試験を通過した機器が1台あることに等し いので、スクリーニング率は式(5.1.2.1-5)を用いて次の通りに表すことができる。

$$R(x) = 1 - p_1 = 1 - \frac{p_0 (1 - PE_{85}(x))}{p_0 (1 - PE_{85}(x)) + 1 - p_0}$$
(5.1.2.6-1)

PE85(x): 試験温度範囲が85℃、熱サイクル数がxにおける初期不良の累積検出率

また、(b)の場合についても同様に、試験温度範囲が85℃の8サイクルの試験および試験温 度範囲が75℃の8サイクルの試験を通過した機器がそれぞれ1台ずつあることに等しいの で、スクリーニング率は次の通りに表すことができる。

$$R(x) = 1 - p_2 = \frac{p_1(1 - PE_{75}(x))}{p_1(1 - PE_{75}(x)) + 1 - p_1}$$
(5.1.2.6-2)

PE₇₅(x):試験温度範囲が75℃、熱サイクル数がxにおける初期不良の累積検出率

式(5.1.2.4-1)および表 5.1.2.4-3 からp₀とPE(x)の値を式(5.1.2.6-1)、(5.1.2.6-2)にそれぞれ代入 することで、(a)および(b)の場合におけるスクリーニング率は図 5.1.2.6-1 の通りに表される。 緩和基準として設けたスクリーニング率 99.9%は、(a)および(b)いずれの場合に実現できる スクリーニング率と同等あるいは高く設定できていることがわかる。



5.2 参考文献

- [5-1] Hoel, P. G., Elementary statistics(1960), p.65
- [5-2] Steinberg, D. S., Cooling Techniques for Electronic Equipment, 2nd ed.(1991),pp.295-296.
- [5-3] Solomon, H. D., Brzozowski, V. and Thompson, D. G., Prediction of Solder Joint Fatigue life, 40 ECTC, IEEE, 1990, pp. 351-359.
- [5-4] International Electrotechnical Commission(IEC), Classification of environmental conditions - Part 2-9: Environmental conditions appearing in nature - Measured shock and vibration data - Storage, transportation and in-use, IEC 60721-2-1(2014).
- [5-5] Kendall, S. M., and Stuart, A., The Advanced Theory of Statistics Vol. 1(1977), pp-246-247.