

# Weibull分析を用いた信頼性寿命予測への提案

～サンプルサイズの影響が小さい高精度予測方法～

パナソニック株式会社 セミコンダクター社

生産本部 グローバル生産統括センター

技能教育研修所

清水貴宏

# ～ 目 次 ～

1. はじめに
2. これまでの経緯 第91回研究発表会 関西支部 (品質管理学会)
  - 2-1. 現在のワイブル分析による寿命予測
  - 2-2. サンプルサイズによる寿命予測への影響
  - 2-3. 故障期による寿命予測への影響
3. 高精度な寿命予測方法の検討
  - 3-1. サンプルサイズが小さい場合のワイブル分析での問題点
  - 3-2. 最尤推定法の検討
  - 3-3. 新たに提案する寿命予測方法
4. 新たな寿命予測の検証
  - 4-1. 新たな方法の分析手順
  - 4-2. 具体的な事例
  - 4-3. シミュレーション結果
5. まとめ

# 1. はじめに

モノづくり企業の責任の1つに自社製品への信頼性確保が挙げられる。一般のお客様に「信頼性」といっても、あまりピンとこないかもしれない。信頼性を一般のお客様にわかりやすく説明するなら「安心して使える」、「長持ちする」あるいは「寿命」かもしれない。私たち企業は、自ら製造する製品が、お客様のご使用環境において、一定の期間、その製品が持ち得る特性を損なうことなく、安心してお客様にご使用いただけることを保証しなければならない。そこで、多くの企業は、製品の信頼性を確認するために次のような実験を一般的に行っている。

信頼性用語(Glossary of Terms Used in Reliability)  
出典 JIS-Z8115

## 信頼性試験;信頼性決定試験および信頼性適合試験の総称

信頼性決定試験;アイテムの信頼性特性値を検定する試験。統計的推定に対応

信頼性適合試験;アイテムの信頼性特性値が規定の信頼性要求に(例えば故障率水準)に合致しているかどうかを判定する試験。統計的検定に対応。

## 加速試験 ;試験時間を短縮する目的で、基準条件より厳しい条件で行う試験

この試験では、故障モード及びその原因が変わらないことが必要

ここで得られた結果を、ワイブル分析という方法を使って寿命の予測をしている。

# 2. これまでの経緯

## 2.1 現在のワイブル分析による寿命予測

No.	n1	No.	n2	No.	n3
1	86	1	503	1	2431
2	241	2	669	2	2635
3	256	3	824	3	2864
4	323	4	893	4	2945
5	408	5	1475	5	3325
6	419	6	1655	6	3346
7	422	7	1686	7	3578
8	435	8	1712	8	3848
9	439	9	1766	9	4012
10	518	10	1772	10	4064
11	639	11	1948	11	4422
12	671	12	2001	12	4621
13	671	13	2227	13	5795
14	690	14	2458	14	7039
15	777	15	2459	15	8408

実験内容 ; 高温保存試験

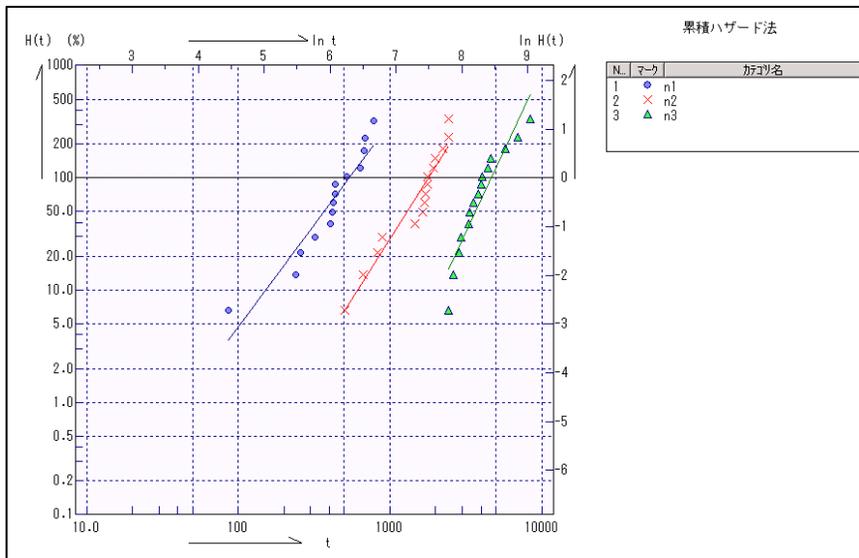
温度条件 ; Ta1=150°C, Ta2=125°C, Ta3=100°C

サンプルサイズ ; 15

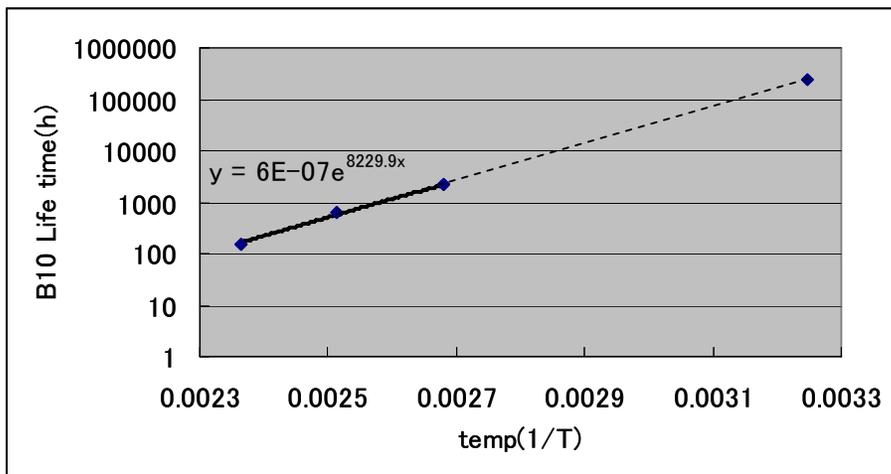
保証内容 ; Ta=35°C 故障発生率10%の寿命時間 10年以上

※10年の時間換算 ; 87600h

結果 ;



カテゴリ名	n	N	m	$\eta$	$\gamma$	MTT(B)F( $\mu$ )	$\sigma$	10パーセント点
n1	14	15	1.8255	533.8111	0	474.4024	269.2664	155.6054
n2	15	15	2.1334	1802.6343	0	1596.4576	787.4511	627.7729
n3	15	15	2.8854	4639.6151	0	4136.2397	1556.709	2126.9982



実使用状態での寿命推定値 ; 236032.1h (26.94年)

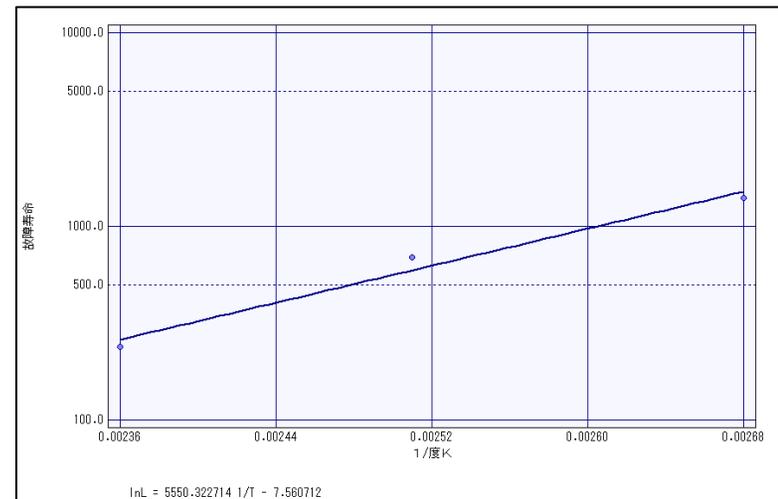
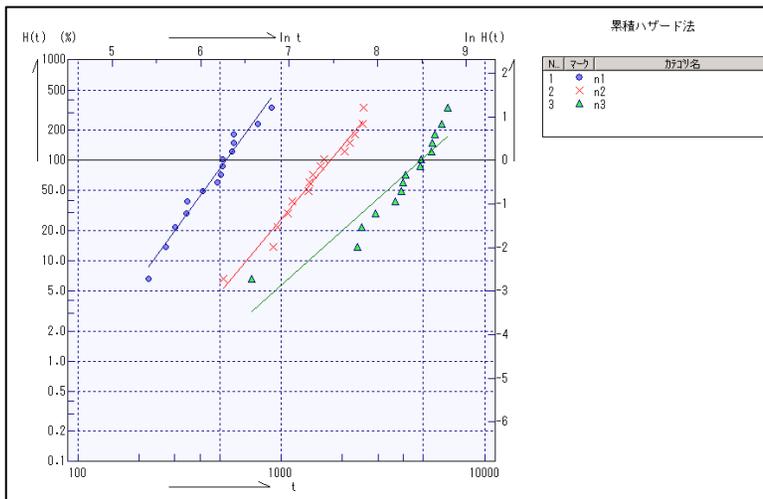
現在もこのように寿命を推定している。

この分析は正しいのだろうか？このデータは次の条件で仮想した無限母集団からのランダムサンプリングによるデータについて分析したものである。

- ・ 形状パラメータ ;  $m = 3.00$
- ・ 尺度パラメータ ;  $\eta_1 = 500h$  ,  $\eta_2 = 2000h$  ,  $\eta_3 = 5000h$
- ・ 実使用寿命 ; **155431.1h (17.74年)**

先の事例では、26.94年となっている。つまり、真の寿命と大きく差があることがわかる(長寿命化)。

別のサンプルによる寿命予測を行うと次の結果となる。



カテゴリ名	n	N	m	$\eta$	$\gamma$	MTT (B) F ( $\mu$ )	$\sigma$	10 $\hat{h}$ -セント点
n1	15	15	2.7827	538.2451	0	479.1694	186.2859	239.7574
n2	15	15	2.4239	1746.9646	0	1548.9489	681.4038	690.3729
n3	15	15	1.81	4872.5061	0	4331.9097	2477.7911	1405.4214

**実使用寿命予測 ; 34885.16h 3.98年**

非常に短い寿命となった。なぜこのような結果になるのか？

## 2-2. サンプルサイズによる寿命予測への影響

同一母集団であってもサンプルによって結果が異なるのは、統計的な視点で考えれば当然のことである。清水は、サンプルサイズが寿命予測にどの程度、影響するのかを調査し、次のように報告した。

※第91回研究発表会 関西支部 (日本品質管理学会) 予稿集より

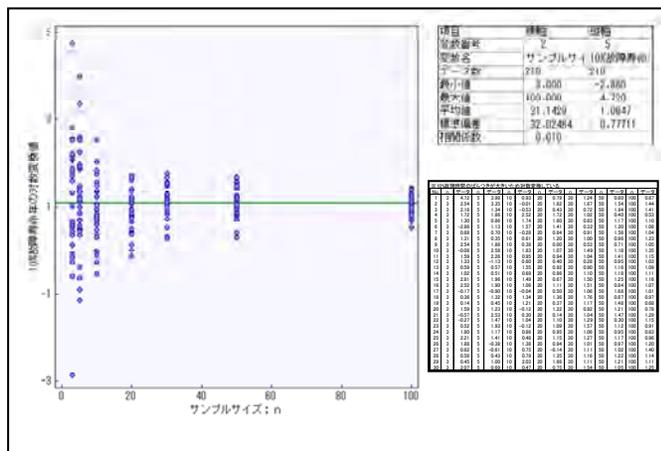
発表時のシミュレーション条件； 形状パラメータ . . .  $m = 2.00$

尺度パラメータ . . .  $\eta_1 = 500, \eta_2 = 2000, \eta_3 = 5000$

繰返し数 . . .  $r = 30$

実使用の条件 . . .  $35^\circ\text{C}$  10%故障時間

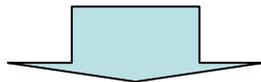
サンプルサイズ . . .  $n = 3, 5, 10, 20, 50, 100$



※この時は予測時間のばらつきが大きく、すべてのデータを対数変換し、正規分布に近似した。

この時点で判明したこと。

- ①寿命予測の結果は、サンプルサイズの影響を大きく受ける。
- ②サンプルサイズが大きくなるにつれて真値に近づく。
- ③サンプルサイズは30以下の時、予測ばらつきが大きく使用できない。



結論； サンプルサイズが小さいときに精度よく寿命予測が行える方法を検討。

理由； デバイス事業 . . . コスト, 時間の制約を緩和できる。

セット事業 . . . サンプルサイズ確保の難点が緩和できる。

## 2-3. 故障期による寿命予測への影響

サンプルサイズだけでなく、故障期による寿命予測の影響も懸念されたため、清水は故障期によって寿命予測にどの程度、影響するのかを調査し、次のように報告した。

※第91回研究発表会 関西支部 (日本品質管理学会) 予稿集より

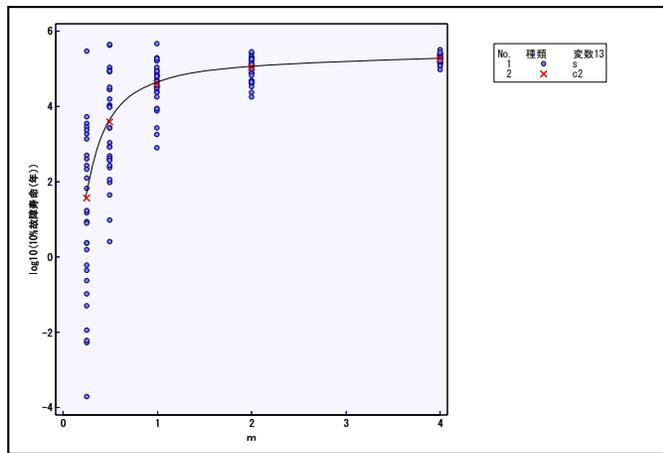
発表時のシミュレーション条件；形状パラメータ . . .

$m = 0.25, 0.50, 1.00, 2.00, 4.00$

繰返し数 . . . . .  $r = 30$

実使用の条件 . . . . .  $35^{\circ}\text{C}$  10%故障時間

サンプルサイズ . . . . .  $n = 50$

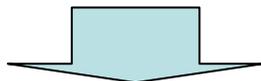


※この時は予測時間のばらつきが大きく、すべてのデータを対数変換し、正規分布に近似した。

※形状パラメータが異なるので、10%故障時間は異なる。そのため、予測のばらつき度合いも異なる。そこで、ばらつきを純粋に比較するためデータの標準化を行った。

この時点で判明したこと。

- ①形状パラメータの大きさによって寿命予測のばらつきは変化する。
- ②形状パラメータ  $m \leq 1$  のとき、寿命予測のばらつきは大きい。
- ③特に形状パラメータ  $m < 1$  の場合、サンプルサイズが大きくても寿命予測のばらつきは大きい



結論； 磨耗故障期(形状パラメータ  $m > 1$ )の時に精度よく寿命予測が行える方法を検討。  
理由； 初期( $m < 1$ )・偶発期( $m = 1$ )の場合、サンプルサイズに関係なく寿命予測のばらつきが大きい。

### 3. 高精度な寿命予測方法の検討

次のような実験内容を使って高精度な寿命予測方法の検討を行った。

#### 【実験内容】

次のような条件で、仮想の無限母集団を生成するシミュレーションプログラムを作成。

- ・ 形状パラメータ ;  $m = 3.00$
- ・ 尺度パラメータ ;  $\eta_1 = 500h$  ,  $\eta_2 = 2000h$  ,  $\eta_3 = 5000h$

温度加速を想定しての実験とした。尺度パラメータ温度は次のとおり。

$$Ta_1 = 150^{\circ}\text{C} \quad , \quad Ta_2 = 125^{\circ}\text{C} \quad , \quad Ta_3 = 100^{\circ}\text{C}$$

この無限母集団の実使用35°Cの10%故障時間は次のとおり。

- ・ 実使用寿命 ; 155431.1h (17.74年)
- ・ サンプルサイズ ;  $n = 5 \sim 15$

#### 【検討した高精度な寿命予測方法の内容】

- ・ 各水準実験の初点データ削除
- ・ 各水準実験の初点・次点データ削除
- ・ 破壊時間の平均を中心に箱ひげ

⋮

- ・ 最尤推定法
- ・ 今回、新たに提案する方法

→ 今回、報告。

シミュレーションデータを使って作成した数多くのワイブル確率紙のプロットを眺めていて、初点・次点・最終点のデータが直線からずれている傾向が見られ、その点を除くことで、推定精度が向上するのでは??? と考えた.....が

全て失敗。

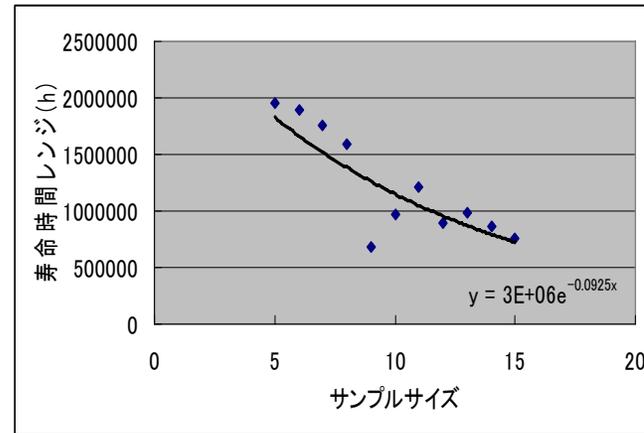
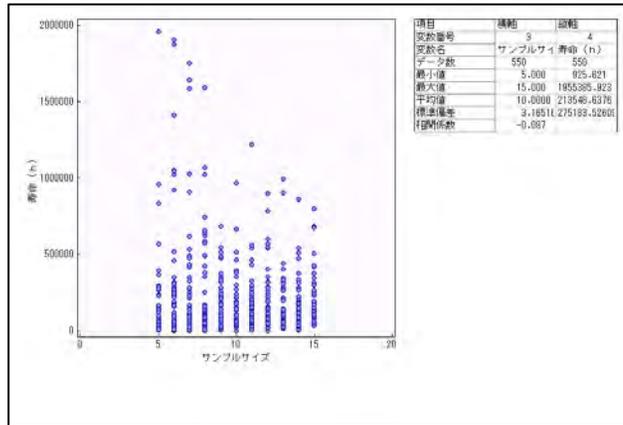
『思いつき』では太刀打ちできない。

### 3-1. サンプルサイズが小さい場合のワイブル分析での問題点

サンプルサイズが小さい状態でワイブル分析を行った場合の寿命予測の状態を調べる。

- 一般的な寿命予測方法；累積ハザード法で分析し、アレニウス式で寿命を予測

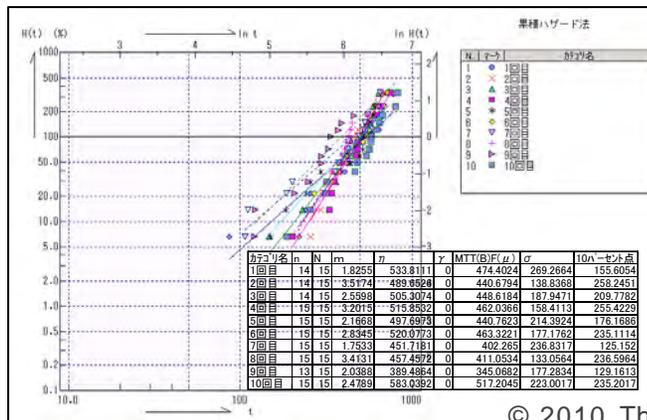
50回の繰返しによる、実使用時の寿命予測値をサンプルサイズ毎にプロットした。



サンプルサイズが15個以下の状態において、実使用時の寿命予測値のレンジはサンプルサイズが大きくなると減少する傾向にある。

その理由・・・

サンプルサイズが小さくなれば、ワイブルプロットから求める回帰直線のばらつきが大きくなる。



回帰直線で求める故障率10%の時間ばらつきが大きくなる。

そのため、同じ水準であっても、故障率10%の時間が異なる結果になる。

## 3-2. 最尤推定法の検討

最尤推定法は、観測データから故障分布のパラメータを推定する方法で、Statworksには次のような説明がある。

「最尤推定法(*maximum likelihood estimate method*)

尤度(もっともらしい度合い)を「手持ちの観測データのもとで、あるパラメータ値が得られる確率」とみなして、尤度を最大化するようなパラメータ値を探索する推定方法。つまり確率論的モデルのパラメータを変えていって、観測データに、最もよく「あてはまる」ところを探索していく方法。

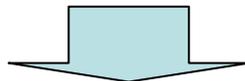
最尤推定法には次のメリットとデメリットがある。

メリット；従来の方法と違い。ワイブルプロットを使って最小二乗法で直線を求めるのではなく、観測データへの当てはまりのよいモデルを見つけ分布パラメータを推定する。

デメリット；最もよく当てはまる「期待値」を設定しなければならない。異常値の影響を受けやすい。

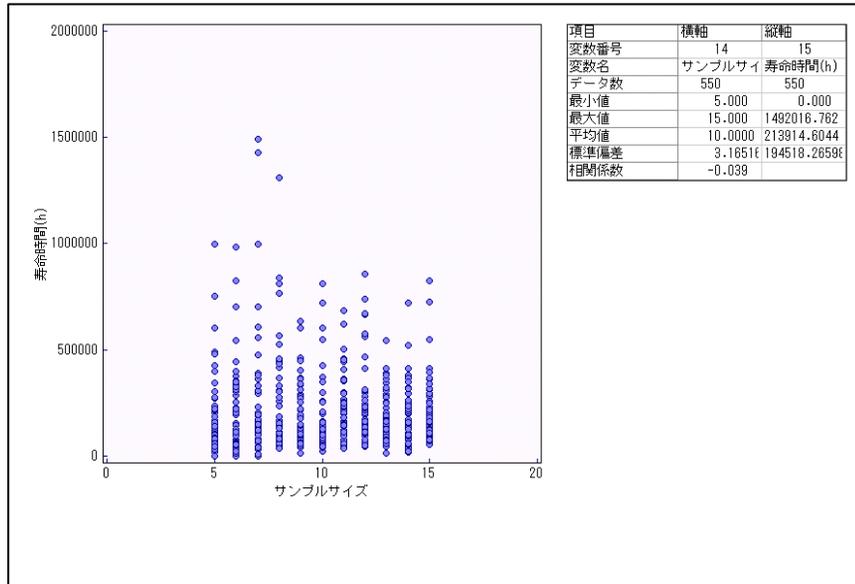


このデメリットにある「期待値」とは、分布の形状を決める形状パラメータ； $m$ を示す。期待する $m$ の値は、誰も知らない(真の値は神のみぞ知る)。つまり、分析に際しては「推測値」を入れるしか方法がない。また異常値の影響を受けやすいが、信頼性試験の実施中にデータが異常かどうかを判断することはできない。

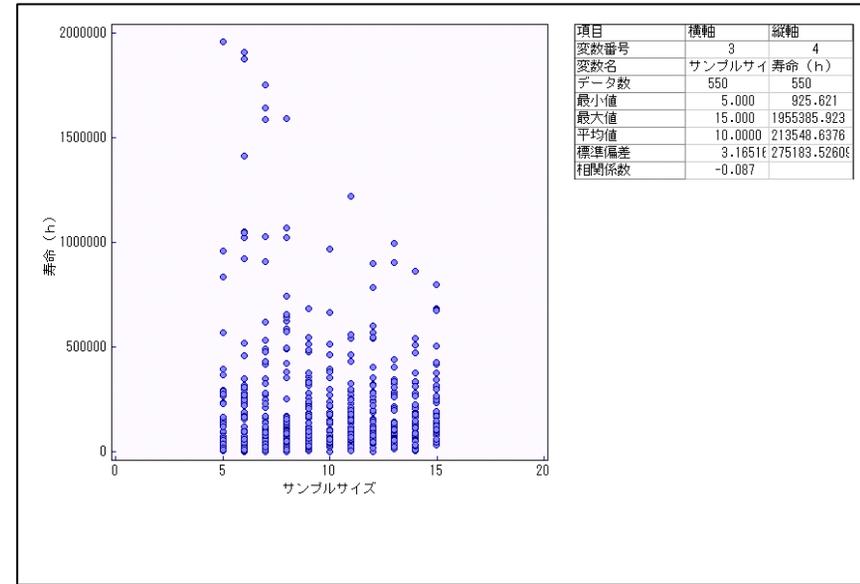


とは、言うものの一度分析することにした。

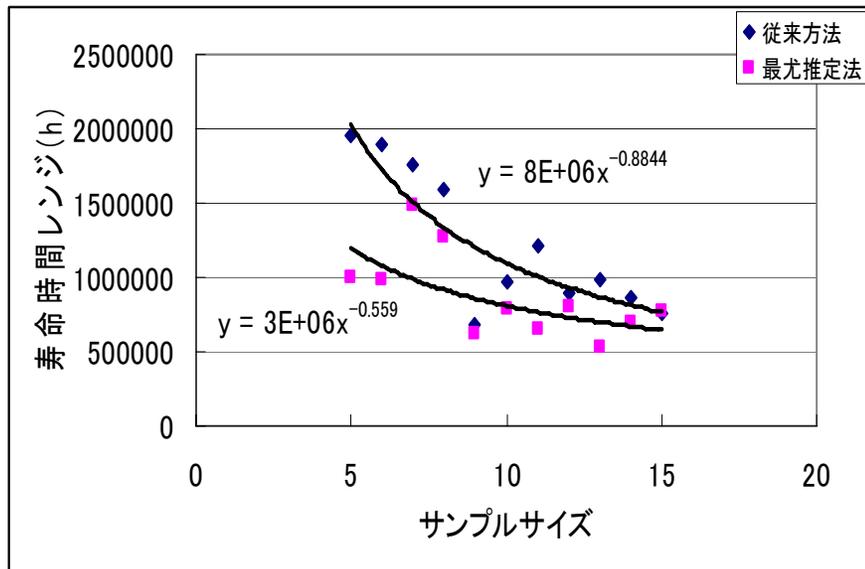
# 最尤推定法による実使用時の寿命予測と、従来の方法(累積ハザード法)による実使用時の寿命予測の結果を比較してみる。



最尤推定法による寿命予測ばらつき

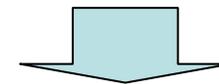


累積ハザード法による寿命予測ばらつき



分析結果からもわかるように、累積ハザード法よりも最尤推定法の寿命予測の方が精度が高いことがわかる。

しかし、累積ハザード法ほどではないが、サンプルサイズの影響は否定できない。

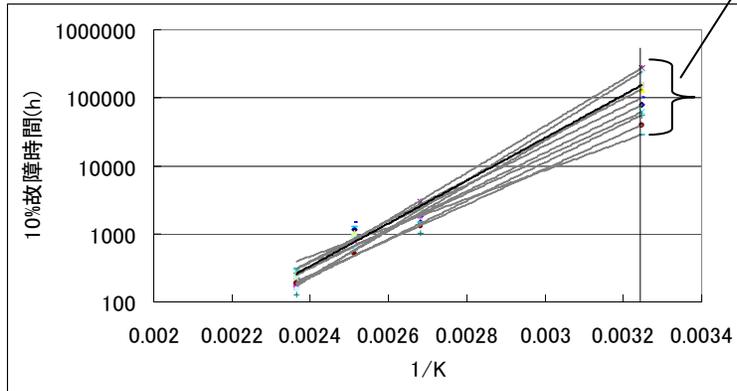


**新たな方法の検討**

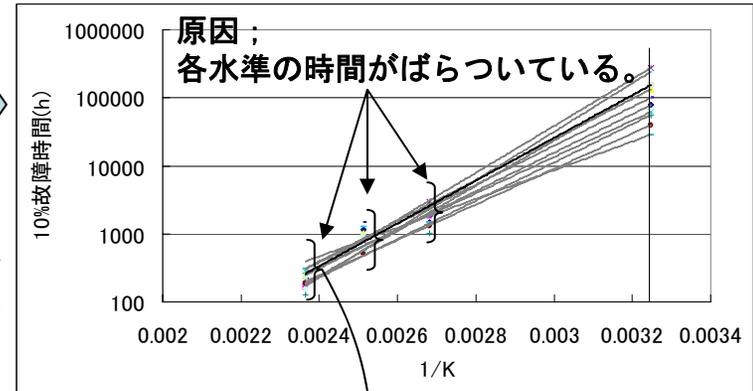
### 3-3. 新たに提案する寿命予測方法

なぜ、従来の方法で行うと、寿命予測の値がばらつくのか？サンプルの影響が寿命予測のばらつきにどのような関係で影響するのか？・・・という視点に立って要因分析を行うことにした。

従来の寿命推定法；アレニウスモデル



ここが実使用時の寿命予測ばらつき



課題；  
ばらつきが  
大きいのは  
なぜ？

課題；  
各水準で、  
ばらつきが  
大きいのは  
なぜ？

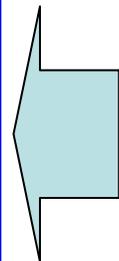
原因；  
寿命算出方法では  
なく、ワイブルに  
問題。

着想；

安定かつ母集団の形状パラメータ  
に近似したm

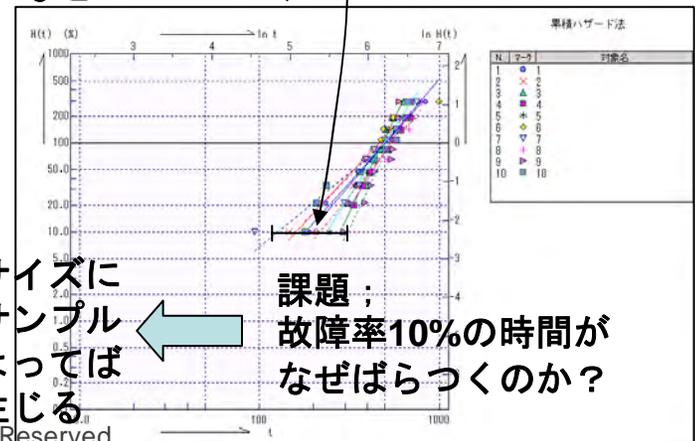
サンプルデータに影響を受けにくい  
代替値=サンプルを代表する値

この2つを満足させる方法はない  
だろうか？

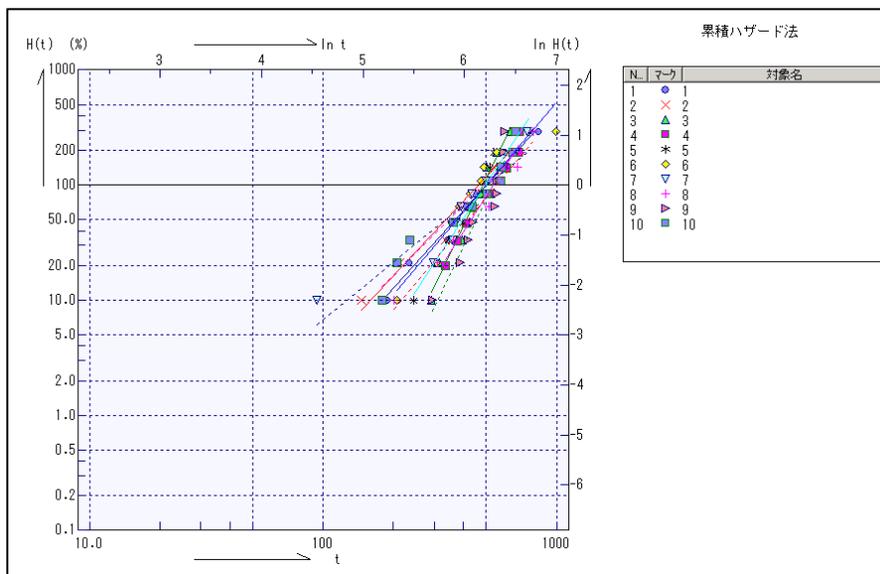


原因；  
サンプルサイズに  
よるmとサンプル  
データによってば  
らつきが生じる

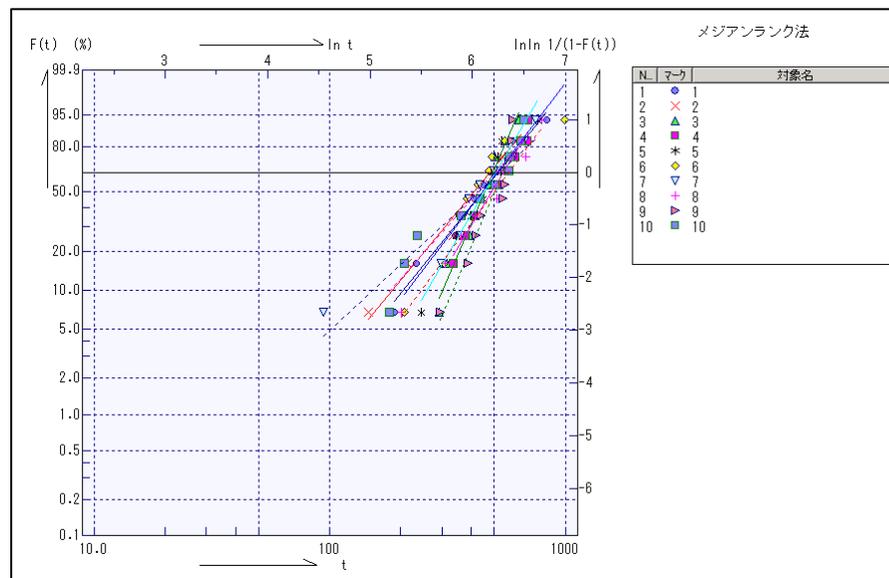
課題；  
故障率10%の時間が  
なぜばらつくのか？



同水準で複数のワイブルプロットとその回帰直線を引いたものを眺めていて、気がついたことがあった。その内容を以下に示す。



累積ハザード法(累積ハザード紙)



メジアンランク法(ワイブル確率紙)

2つのグラフともワイブルプロットによる複数の回帰直線が収束している部分があるのに気がついた。

累積ハザード紙；  $\ln H(t) = 0$

ワイブル確率紙；  $\ln \ln \frac{1}{1-F(t)} = 0$

ワイブル確率紙における上記の不信頼度は次の値となる。

$$F(t) = 0.632$$

$F(t) = 0.632$  の持つ意味を数理的に求める。

ワイブル分布関数 ; 
$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t - \gamma}{\eta}\right)^m\right]$$

このことから、ワイブルは指数関数の拡張されたものと理解できる。

指数分布関数 ; 
$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

指数分布を特徴づける母数は、故障率 ;  $\lambda$  であり、次のように表される。

$$t_0 = \frac{1}{\lambda} = MTTF \text{ or } MTBF \quad t_0 ; \text{時間}$$

$t_0$  は平均を意味している。この時の信頼度関数 ;  $F(t_0)$  を求めると次のようになる。

$$F(t_0) = 1 - e^{-\lambda t_0} = 1 - e^{-\frac{t_0}{t_0}} = 1 - e^{-1} = 0.632$$

ワイブル分布関数における平均 ;  $t_0$  の値を次のように求めることが出来る。

$$F(t_0) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t_0}{\eta}\right)^m\right] = 1 - \exp(-1) = 0.632 \quad t_0 = \eta$$

$\eta$ は、尺度パラメータのことである。つまり、ワイブルプロットから求める回帰式は尺度パラメータ； $\eta$ で最も収束することがわかる。

⇒ サンプルデータに影響を受けにくい代替値  
= サンプルを代表する値

⇒ 尺度パラメータ； $\eta$ を活用する。

ワイブルプロットによる回帰式を次のように考える。

$$\ln \ln \left[ \frac{1}{1 - F(t)} \right] = m \ln t - m \ln \eta$$

上記の式の構成を次のように考える。

$$\ln \ln \left[ \frac{1}{1 - F(t)} \right] = y, \quad \ln t = x, \quad m \ln \eta = -b$$

$$y = mx + b$$

これは、単回帰式として扱える。単回帰式であるならば、母回帰式の区間推定式を同様の方法で考えることが出来る。

母回帰式の区間推定式；

$$\left( \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i \right) \pm t \left( \phi_e, \frac{\alpha}{2} \right) \sqrt{\left\{ \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{S_{xx}} \right\} V_e}$$

母回帰式の区間推定式が最も収束するのは、次の条件です。

$$x_i = \bar{x}$$

このことから、単回帰式は平均で収束することから、ワイブルプロットの回帰直線は、尺度パラメータで収束する。

ワイブルプロットの回帰直線が単回帰式と扱えるのであれば、回帰係数に相当する形状パラメータも同様の性質を持つと考えられる。

回帰係数の分布は次の理由から正規分布に従うことがわかっている。

$$\hat{\beta}_1 = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} \quad S_{xx} ; \text{任意の定数} \quad S_{xy} ; \mathbf{y} \text{の一次関数}$$

$$\begin{aligned} E(S_{xy}) &= E\left[\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\right] = \sum (x_i - \bar{x})E(y_i - \bar{y}) \\ &= \sum (x_i - \bar{x})(\beta_0 + \beta_1 x_i - \beta_0 - \beta_1 \bar{x}) = \beta_1 \sum (x_i - \bar{x})^2 \\ &= \beta_1 S_{xx} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(S_{xy}) &= V\left[\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})\right] = \sum (x_i - \bar{x})^2 V(y_i - \bar{y}) \\ &= \sum (x_i - \bar{x})^2 V(y_i) \\ &= \sigma^2 S_{xx} \end{aligned}$$

$$E(\hat{\beta}_1) = E\left(\frac{S_{xy}}{S_{xx}}\right) = \frac{1}{S_{xx}} E(S_{xy}) = \frac{1}{S_{xx}} \beta_1 S_{xx} = \beta_1$$

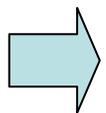
$$V(\hat{\beta}_1) = V\left(\frac{S_{xy}}{S_{xx}}\right) = \frac{1}{S_{xx}^2} V(S_{xy}) = \frac{1}{S_{xx}^2} \sigma^2 S_{xx} = \frac{\sigma^2}{S_{xx}}$$

以上の結果から、回帰係数は次の正規分布に従うことがわかる。

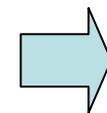
$$\hat{\beta}_1 \sim N\left(\beta_1, \frac{\sigma^2}{S_{xx}}\right)$$

ワイブルと通常の単回帰では、元の分布が違う。なので、先の説明がそのままワイブルには摘要できないが、ワイブルプロットによる回帰直線の傾き；  $m$  (形状パラメータ)は、プロットの平均的な意味を表し、中心極限定理から考えると、形状パラメータの漸近分布が正規分布になると考えれば、各水準の形状パラメータが同等と仮定される時、次の式で求められる形状パラメータの平均；  $\bar{m}$  は母集団の形状パラメータに更に近似すると考えられる。

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{n}$$



安定かつ母集団の形状パラメータに近似した  $m$



形状パラメータ平均；  
 $\bar{m}$  を使う。

尺度パラメータと形状パラメータ平均を組み合わせた寿命予測を行うと精度が向上するのでは！？

## 4. 新たな寿命予測の検証

### 4-1. 新たな方法の分析手順

尺度パラメータと形状パラメータの平均を使った新たな寿命予測方法を検証する。  
予測方法の手順は以下のとおり。

手順1 各水準の加速試験の結果をワイブル確率紙にプロットする。

手順2 各水準の形状パラメータ； $m$ と尺度パラメータ； $\eta$ を求める。

手順3 形状パラメータの平均； $\bar{m}$ を次式で求める。

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{n}$$

手順4 求めた形状パラメータの平均； $\bar{m}$ を使って、尺度パラメータ； $\eta$ を通る直線を求める。

手順5 寿命予測に用いる故障率時間を求める。

手順6 求めた故障率時間を使って、故障に応じた寿命予測式により実使用の寿命を推定する。

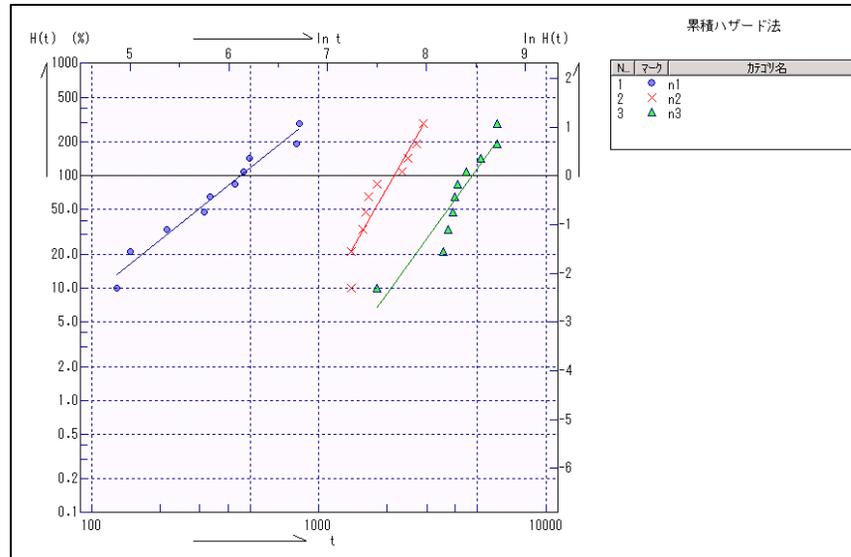
上記の手順に従って、具体的な数値を入れた事例を紹介する。

## 4-2. 具体的な事例

温度加速試験の内容；

sample size	Ta=150°C		Ta=125°C		Ta=100°C	
1	n1	129	n2	1393	n3	1810
2	n1	149	n2	1399	n3	3549
3	n1	215	n2	1567	n3	3728
4	n1	313	n2	1610	n3	3923
5	n1	334	n2	1663	n3	3969
6	n1	429	n2	1810	n3	4112
7	n1	468	n2	2324	n3	4487
8	n1	495	n2	2476	n3	5172
9	n1	797	n2	2696	n3	6114
10	n1	825	n2	2900	n3	6125

手順 1 各水準の加速試験の結果をワイブル確率紙にプロットする。



手順 2 各水準の形状パラメータ； $m$ と尺度パラメータ； $\eta$ を求める。

カテゴリ名	n	N	$m$	$\eta$	$\gamma$	MTT(B)F( $\mu$ )	$\sigma$	10パーセント点
n1	10	10	1.608	452.9	0	405.9	258.49	111.8
n2	10	10	3.528	2152.4	0	1937.4	608.67	1137.4
n3	10	10	2.806	4744.0	0	4224.5	1631.82	2125.4

手順3 形状パラメータの平均； $\bar{m}$ を次式で求める。

$$\bar{m} = \frac{1.608 + 3.528 + 2.803}{3} = 2.6465$$

手順4 求めた形状パラメータの平均； $\bar{m}$ と使って、尺度パラメータ； $\eta$ を通る直線を求める。

$$y = mx + b \quad \text{n1の場合；} \quad b = -2.6465 \times \ln(452.9) = -16.2$$

$$0 = mx + b \quad \text{n2の場合；} \quad b = -2.6465 \times \ln(2152.4) = -20.3$$

$$b = -mx \quad \text{n3の場合；} \quad b = -2.6465 \times \ln(4744.0) = -22.4$$

手順5 寿命予測に用いる故障率時間を求める。

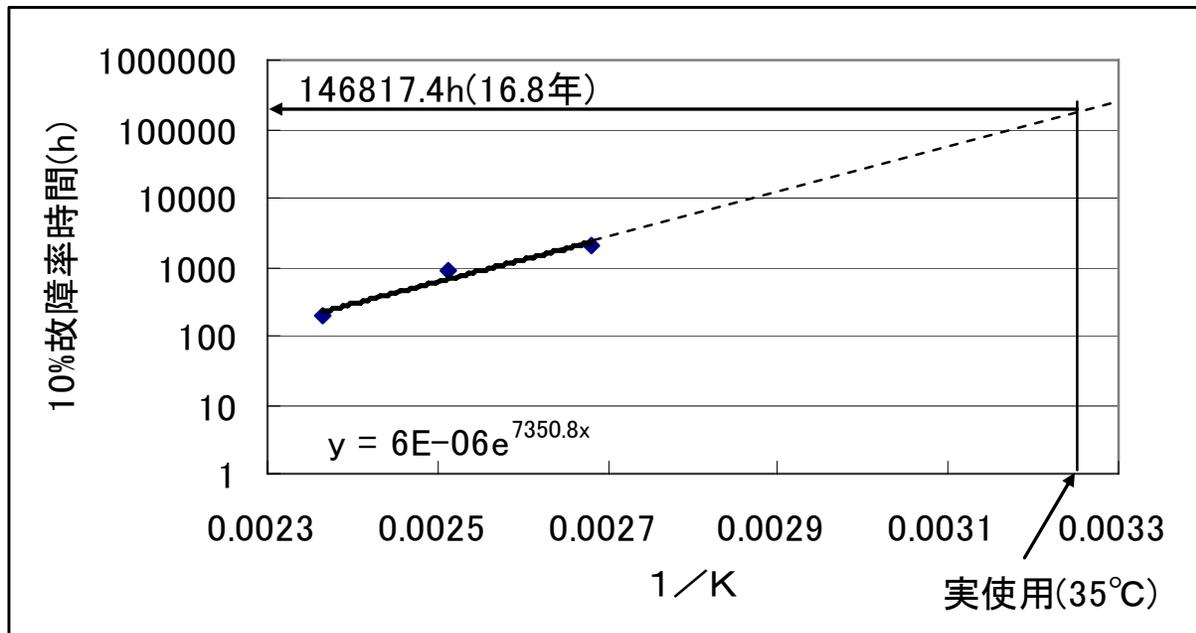
$$\text{n1の10\%故障率時間；} \quad B_{10} = \exp\left(\frac{\ln(0.1) + 16.2}{2.6465}\right) = 189.8$$

$$\text{n2の10\%故障率時間；} \quad B_{10} = \exp\left(\frac{\ln(0.1) + 20.3}{2.6465}\right) = 901.7$$

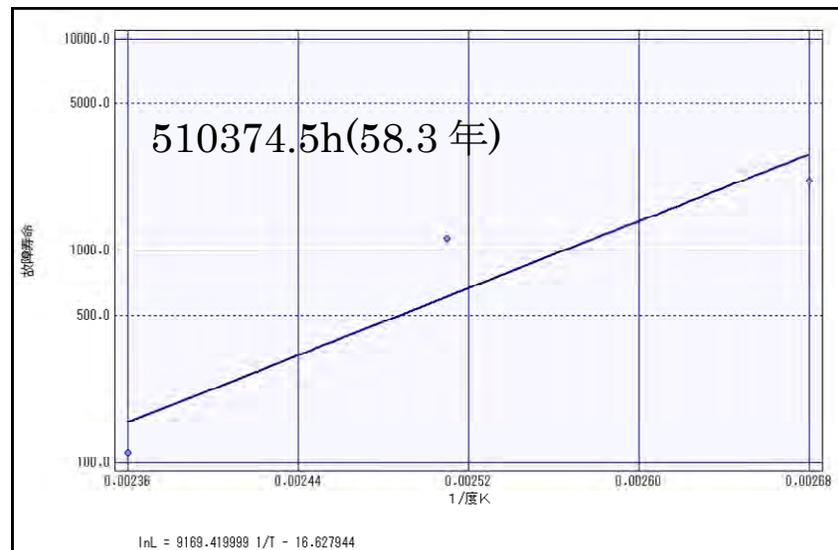
$$\text{n3の10\%故障率時間；} \quad B_{10} = \exp\left(\frac{\ln(0.1) + 22.4}{2.6465}\right) = 1987.4$$

手順6 求めた故障率時間を使って、故障に応じた寿命予測式により実使用の寿命を推定する。

Ta	1/k	10%故障率時間(h)
150	0.002364	189.8
125	0.002513	901.7
100	0.002681	1987.4



従来の方法(累積ハザード)で行うと次のようになる。

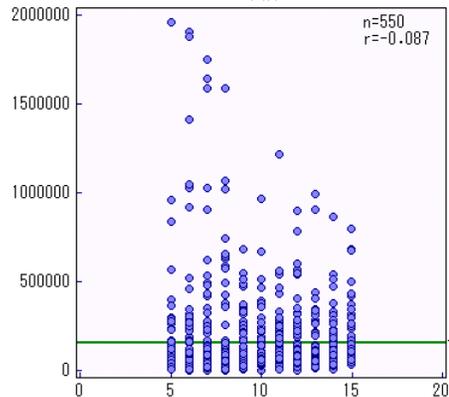


### 4-3. シミュレーション結果

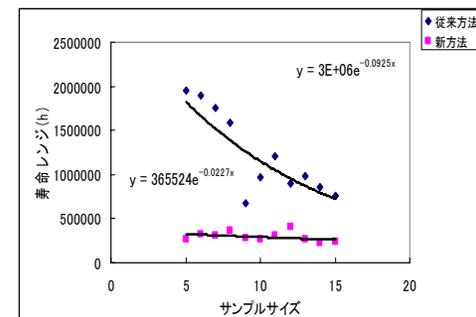
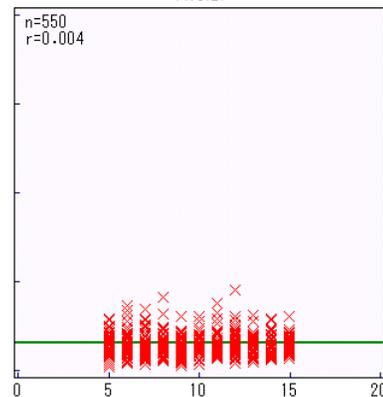
次の条件のシミュレーションデータを使って、従来の方法(累積ハザード法)と今回提案する方法の、実使用時の寿命予測精度を比較する。

- ・ 仮想母集団；無限母集団
- ・ 加速試験；温度加速試験
- ・ 試験条件；3水準(Ta1=150°C, Ta2=125°C, Ta3=100°C)
- ・ 故障期；磨耗故障期  
形状パラメータ； $m=3.00$   
尺度パラメータ； $\eta_1=500h, \eta_2=2000h, \eta_3=5000h$
- ・ 実使用想定；35°C
- ・ 保証；35°C使用時に10%の故障が発生する時間
- ・ 母集団寿命；35°C 10%故障時間；155431.1h(17.74年)
- ・ サンプルサイズ； $n=5\sim 15$ (ランダムサンプリング)
- ・ サンプル回数；50回

X軸: サンプルサイズ Y軸: 10%故障率時間  
累積



新方法



寿命時間レンジ

今回提案する方法の方が、サンプルサイズの影響を受けにくく、かつ、真の寿命を推定していることがわかる。

# 5. まとめ

今回の報告で次のことを明らかにした。

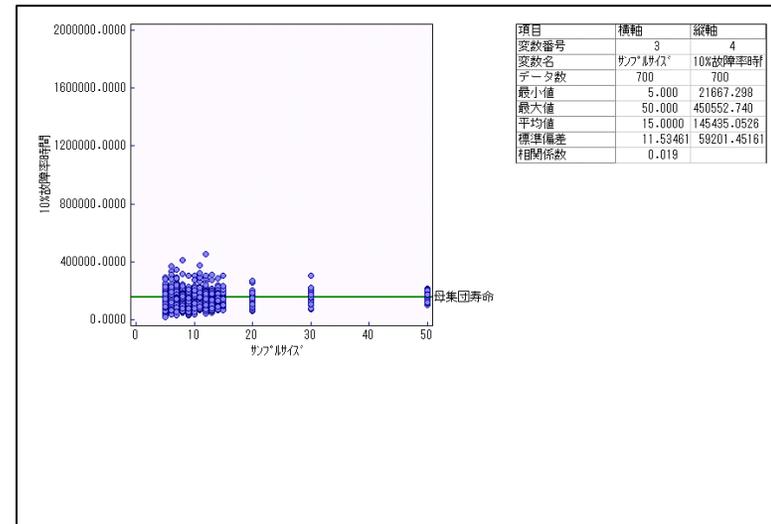
- ・ 尺度パラメータ； $\eta$ と形状パラメータの平均； $m$ を活用した新たな寿命予測方法を提案した。
- ・ 今回提案する方法は、サンプルサイズの影響を受けにくく、従来の方法より、精度が高く寿命を予測することが出来る。

課題；

- ・ サンプルサイズの影響を全く受けないわけではない。また、高精度と言っても、まだ、寿命予測のばらつきは大きい。

※Bartlettで有意(n=5,10,15,20,30,50)

- ・ 今回の提案は、磨耗故障期(IFR)に限定している。つまり、初期故障期(DFR)や偶発故障期(CFR)に摘要できるかは検証できていない。



水準	変数名	平方和	自由度	不偏分散	平均値	標準偏差
1	n=5	179461275902.98800	49	3662475018.42828	143059.8616	60518.39579
2	n=10	158047548972.30200	49	3225480183.10820	134043.9398	56783.13500
3	n=15	120407503288.28200	49	2457295995.08899	148524.0829	49571.12047
4	n=20	97370772942.00740	49	1907321896.79199	140702.3090	44579.30070
5	n=30	81024536579.25010	49	1668000501.61751	155441.4357	40064.26925
6	n=50	40096734006.75020	49	834627240.95409	145942.2901	28009.81590
計		676016372472.78000	294			

無常出現+10 : 分散が1様である  
 Bartlett検定統計量b : 30.457 (P値(上側) 0.000)  
 $\chi^2(5, 0.05)=11.070$ ,  $\chi^2(5, 0.01)=15.071$   
 微観+10は有意水準1%で棄却される  
 微観+10は有意水準5%で棄却される

今後、継続して実験を行い、成果については随時報告する。

掲載されている著作物の著作権については、制作した当事者に帰属します。

著作者の許可なく営利・非営利・イントラネットを問わず、本著作物の複製・転用・販売等を禁止します。

所属および役職等は、公開当時のものです。

■公開資料ページ

弊社ウェブページで各種資料をご覧ください <http://www.i-juse.co.jp/statistics/jirei/>

■お問い合わせ先

(株)日科技研 数理事業部 パッケージサポート係 <http://www.i-juse.co.jp/statistics/support/contact.html>