Birnbaum-Saunders分布に基づく統計的劣化モデルと ノンパラメトリック手法を用いた形状関数の推定に 関する研究

A Study of a Degradation Model

Based on the Birnbaum-Saunders Distribution and Nonparametric Estimation of the Shape Function

> 経営システム工学専攻 藤田 賢治 Kenji Fujita

1 はじめに

製品のメンテナンスは故障や劣化が原因となる事故 などを未然に防ぐ役割を担っており,適切なタイミング で行うことが求められている.メンテナンス時期の最 適設計を行うときに,ものの劣化度合いを取り入れる と良いということが知られている.劣化は時間と共に蓄 積され,ある閾値に達した際に製品が故障する.劣化現 象は時間とともに変化するランダム現象であると考え られ,確率過程 { $Y(t)|t \ge 0$ }を用いてモデル化される. 中でも Lévy 過程は独立増分と定常増分を持つため劣化 現象に適していると考えられており, Lévy 過程に基 づく劣化モデルが良く研究されている (Abdel-Hameed (2014)).

一般的な劣化モデルに関する言及は Meeker and Escobar (1998) に記述されている. Wiener 過程に基づ く劣化モデルは Doksum and Hóyland (1992) などに よって長年研究されている. Gamma 分布に基づく劣 化モデルは Bagdonavičius and Nikulin (2000) などで 研究されている. IG 過程は Wasan (1968) などで研究 されており, Peng (2015) において IG 過程は劣化モ デルとして適していると結論づけられている. 上記に 示した Wiener, Gamma, IG 過程は全て Lévy 過程で あり, 劣化モデルによく用いられ研究されてきた. 最 近, Tamaru and Nagatsuka (2019) によって, 正規, Gamma, IG 分布の一般化分布である一般化逆ガウス (GIG) 分布に基づく劣化モデルが提案された.

一方で, Birnbaum-Saunders (BS) 分布は, Birnbaum and Saunders (1969) によって故障の物理現象
に基づいて提案された. BS 分布は IG 分布の近似とし
て得られることが知られているが, BS 分布は再生性
を持たない. BS 分布が再生性を持たないため BS 分布
に基づく確率過程は定常増分を持たない. したがって,
BS 分布に基づく確率過程は Lévy 過程に属さない. そ

のため今までのところ BS 分布に基づく劣化モデルの 研究はほとんどなされていない.そこで本研究では BS 分布に基づく劣化モデルを提案する.

また,既存の劣化モデルにはモデルの定常性を保つ ために形状関数がよく用いられている.形状関数 $\Lambda(t)$ には過去の研究では,Wu and Shao (1999) で紹介され た $t, t^{\gamma}, \exp(\gamma t) - 1$ などがよく用いられてきたが,こ れらの妥当性に関する研究についてはほとんどされて こなかった.さらに,これまでは試行錯誤によって形状 関数が決められており,どれを選ぶかに関しては体系 的なアプローチがまだない.そこで本研究では,デー タから形状関数を推定する手法2つも併せて提案する.

評価には数多くの劣化解析の研究で使われてきたレー ザーデータ (Meeker and Escobar (1998)), クラック データ1(Wu and Ni (2003)), クラックデータ2(Meeker and Escobar (1998)), クラックデータ3(Rodríguez-Picón et al. (2017))を用いる. BS 分布に基づく劣化モ デルについては固定効果モデルに焦点を当てて評価を 行う.形状関数をデータから推定したモデルについて は固定効果モデルの場合と変量効果モデル, 混合効果 モデルの場合において上記の実データを用いてそれぞ れ評価を行う.また,こちらは汎化性能を測るための クロスバリデーションも行う.さらに予測精度の評価 も行うが,大量の実劣化データを得ることが難しいた め,本研究では予測精度を測る方法としてシミュレー ションを選択した.

2 従来の劣化モデル

劣化モデルの研究において,Lévy 過程に属している 確率過程がよく用いられている.確率過程 $\{Y(t)|t \ge 0\}$ が以下の特性を持つ時, $\{Y(t)|t \ge 0\}$ はLévy 過程であ ると言う. 1. Y(t) は右連続左極限のサンプルパスを持つ

2. Y(t) は独立増分を持つ

3. Y(t) は定常増分を持つ

Wiener 過程, Gamma 過程, IG 過程はこの Lévy 過程 の性質を満たしており,過去によく研究されてきた.し かし, Lévy 過程に属していない確率過程に基づく劣化 モデルの研究はほとんどされてこなかった.

また、劣化モデルの研究において、劣化モデルには よく形状関数が組み込まれている.過去の研究では、形 状関数は $\Lambda(t) = t$, $\Lambda(t) = t^{\gamma}$, $\Lambda(t) = \exp(\gamma t) - 1$ な どが使われているが、形状関数を決める体系的なアプ ローチはない.

3 提案手法

本研究では Birnbaum-Saunders(BS) 分布に基づく劣 化モデルと形状関数をデータから推定する手法を 2 つ 提案する.

観測時間 $T^* = \{t_0, t_1, \dots, t_m | t_0 < t_1 < \dots < t_m\},$ $t_0 = 0$ が与えられた下で, 確率過程 $\{Y(t) | t \in T^*\}$ が以下の性質を持つ時, $\{Y(t) | t \in T^*\}$ を BS 劣化モデ ルとする.

1. Y(0) = 0

- 2. Y(t) は独立増分を持つ $Y(t_1)-Y(t_0), Y(t_2)-Y(t_1), \cdots, Y(t_m)-Y(t_{m-1})$ は独立である
- 3. 増分は BS 分布 $\mathcal{BS}(\alpha\Delta\Lambda,\beta\Delta\Lambda)$ に従う $Y(t_j) - Y(t_{j-1}) \sim \mathcal{BS}(\alpha\Delta\Lambda,\beta\Delta\Lambda)$

この時, Λ は $\Lambda(0) = 0$ とする形状関数であり, $\Delta \Lambda = \Lambda(t_j) - \Lambda(t_{j-1})$ である.また, m は観測回数を表し, $j = 1, \dots, m$ である. $BS(\alpha, \beta)$ は形状パラメータ α , 尺度パラメータ β の BS 分布を表している.BS 分布 は再生性を持たないため, BS 分布に基づく確率過程は Lévy 過程に属さない.そのため, BS 分布に基づく劣 化モデルはほとんど研究されなかった.しかし, 観測 時間 T^* が与えられたという条件の下では尤度を構成 できる.BS 分布は故障の物理現象に基づいて提案され ているため,この BS 劣化モデルは故障に至るまでの 劣化の現象を表すモデルとして,既存の劣化モデルよ りも現象に適したモデルになると期待できる.

以下の手順で示したものが,形状関数をデータから 推定する最尤法を用いた内挿のみの補間による手法(以 下,提案手法1)である.

- データの観測時間の間隔ごとに、最尤法を用いて 増分が従う分布のパラメータの推定を行い、最尤 推定値を得る
- 2. 推定したパラメータごとに,得られた最尤推定値 を直線で結んだ補間多項式を作成する
- 3. 作成した補間多項式を形状関数とする

2つ目の手法として,以下の手順で推定を行う最尤法 を用いた外挿付きのスプライン補間による手法(以下, 提案手法2)を提案する.

- データの観測時間の間隔ごとに、最尤法を用いて 増分が従う分布のパラメータの推定を行い、最尤 推定値を得る
- 推定したパラメータごとに、得られた最尤推定値 を3次平滑化スプライン補間とその外挿を用いて 繋ぎ、補間多項式を作成する
- 3. 作成した補間多項式を形状関数とする

これらの提案手法は体系的に形状関数を決められるほか,データから推定を行っているため妥当性があると 考えられる.

4 評価

4.1 BS 劣化モデルの評価

BS 劣化モデルを過去の研究に倣って形状関数 $\Lambda(t)$ を定めて4種類の実データセットに当てはめ、対数尤 度と AIC の観点から既存モデルと比較し評価を行った. レーザーデータに当てはめた結果を表1に、クラック データ1に当てはめた結果を表2に示す.その他のデー タに当てはめた結果はここでは省略する.

表1から, IG モデルが AIC の観点でデータに対し て良い当てはまりを示したが, BS モデルの対数尤度と AIC の値は IG モデルのものと近いことが分かる.ま た表2から, BS モデルが対数尤度と AIC の観点で最 も良い当てはまりを示していることが分かる.クラッ

表 1: レーザーデータ (Meeker and Escobar (1998)) に 当てはめた結果 ($\Lambda(t) = t$)

	,	
モデル	LL	AIC
Gamma	69.61	-135.22
IG	75.03	-146.07
GIG	75.51	-145.03
BS (Prop.)	74.89	-145.77

表 2: クラックデータ 1(Wu and Ni (2003)) に当ては めた結果 ($\Lambda(t) = \exp(\gamma t) - 1$)

モデル	対数尤度	AIC
Gamma	-47.03	100.06
IG	-41.49	88.99
GIG	-39.85	87.69
BS (Prop.)	-27.54	61.07

クデータ2とクラックデータ3による比較においても, クラックデータ1と同様に BS モデルが最も良い当て はまりを示した.

これらのことから,一般的に BS 劣化モデルは劣化 データに対して当てはまりを示すと考えられる.

4.2 形状関数の推定手法の評価

提案手法により推定した形状関数と比較対象となる 既存の形状関数を IG モデル (Peng (2015)) に組み込み, BS 劣化モデルの評価と同様に4種類の実データセット に当てはめ比較と評価を行った. ここでは, 形状関数を 推定する際のパラメータ数を考慮するかどうかの議論 ができていないため、AICを用いての比較は不適切で あると考え、対数尤度のみでの比較を行った.ただし、 データに対して過適合しているかどうかの判定ができ ないため、推定した形状関数を用いたモデルの汎化性 能を測るためのクロスバリデーションを行った.形状 関数をデータから推定した IG モデルと既存の方法で 形状関数を選択した IG モデルをレーザーデータに当 てはめ、対数尤度と汎化性能を測る指標に用いた MSE の値を表3に、クラックデータ1に当てはめた結果を 表4に示す. それ以外のデータに当てはめた結果はこ こでは省略する.また,表4には γ の最尤推定値 $\hat{\gamma}$ も 併せて示す. 実際の評価は変量効果も考慮して行った が,ここでは固定効果モデルの結果のみを示す.

表 3,4 から,対数尤度の観点では提案手法 1,それ に続いて提案手法 2 が良いことが分かる.しかし,汎 化性能の観点では,形状関数 $\Lambda(t)$ に t^{γ} を選んだ時の $\hat{\gamma}$ が 1 から離れているとき,つまり劣化が指数関数的

表 3: レーザーデータ (Meeker and Escobar (1998)) に 当てはめた結果

形状関数	対数尤度	$MSE \times 10^2$
t	75.03	4.039
提案手法1	85.24	4.380
提案手法 2	82.19	4.227

表 4: クラックデータ 1(Wu and Ni (2003)) に当ては めた結果

形状関数	対数尤度	$MSE \times 10^1$
$t^{\gamma} \ (\hat{\gamma} = 1.37)$	-49.85	1.612
$\exp(\gamma t) - 1 \ (\hat{\gamma} = 0.26)$	-41.49	1.434
提案手法1	-17.47	1.390
提案手法 2	-22.90	1.373

表 5: シミュレーション結果 ($\Lambda(t) = \exp(a_1 t^2) - 1, a_1 = 0.01$)

$\frac{t}{n \text{ MSE} \times 10^3} = \frac{t^{\gamma}}{n \text{ MSE} \times 10^{-3}} = \frac{\exp(\gamma t) - 2\pi t^{\gamma}}{n \text{ MSE} \times 10^{-3}}$	- 1
$n \text{MSE} \times 10^3$ $n \text{MSE} \times 10^{-3}$ $n \text{MSE} \times$	1
	10^{-1}
25 2.784 25 1.662 25 1.99	52
50 2.767 50 1.350 50 1.94	12
75 2.766 75 1.437 75 1.34	16
提案手法1 提案手法2	
$n \text{MSE} \times 10^{-8}$ $n \text{MSE} \times 10^4$	
25 1.644 25 8.426	
50 0.858 50 8.347	
75 0.570 75 8.392	

に進んでいるときには提案手法2を用いると良いこと が分かる.このことがクラックデータ2,クラックデー タ3に当てはめたときに同様に分かった.また,変量 効果モデル,混合効果モデルについても同様な結果が 得られている.

また,製品の寿命を知るためにそれまでに得られて いる劣化データから未来の劣化度合いを予測する必要 がある.そこで,次に予測精度の評価も行ったが,大量 の実劣化データを得ることが難しいため,ここでは予 測精度を測る方法としてシミュレーションを選択した. あらゆる母集団に対しての予測精度を測るために,サ ンプルを発生させるモデルは Peng (2015)の固定効果 モデルで形状関数 $\Lambda(t)$ は $\Lambda(t) = a_1t + a_2t^2 + a_3t^3$, $\Lambda(t) = \exp(a_1t^2) - 1$, $\Lambda(t) = \log(1 + t)$, $\Lambda(t) =$ $K\left(\frac{1}{1+be^{-ct}} - \frac{1}{1+b}\right)$ の4つのケースを試した. $\Lambda(t) =$ $\exp(a_1t^2) - 1$ とした時の結果を表5に示す.それ以外 のケースについてはここでは省略する.

表5から,提案手法1を用いると予測精度が低くなるが,提案手法2を用いると予測精度が高くなることが分かる.サンプルを発生させるモデルの形状関数を $\Lambda(t) = a_1t + a_2t^2 + a_3t^3$ としたときは,形状関数に t^{γ} を用いたときに最も予測精度が高くなったが,それ以外の2つのケースでは表5の結果と同様に提案手法2が最も良い結果となった.

5 まとめ

本研究では故障の物理現象に基づいて提案された BS 分布に基づく劣化モデルの提案を行った.また,過去の 多くの研究で用いられている4つの実劣化データに当 てはめ,既存のモデルとの比較と評価を行った.さら に,形状関数をデータから推定するノンパラメトリッ ク手法として,最尤法を用いた内挿のみの補間による 手法(提案手法1)と,最尤法を用いた外挿付きのス プライン補間による手法(提案手法2)の2つを提案 した.これらを,過去の研究であらゆる劣化データに 対して当てはまりが良いことが分かっているIGモデル に組み込み評価を行った.BS劣化モデルの評価でも用 いた4つの実劣化データを用いて対数尤度の観点で比 較を行ったうえで,汎化性能を測るためにクロスバリ デーションによる比較,さらに予測精度を測るための シミュレーションによる評価も行った.

BS劣化モデルはレーザーデータに対しての当てはま りは IG モデルに劣ったが、IG モデルの当てはまりの 度合いと近く,他の3つのクラックデータに対しての当 てはまりは既存のモデルよりも非常に良い結果となっ た. また,提案手法により推定した形状関数の評価に おいて,対数尤度の観点での比較では,提案手法1を 用いた場合、比較を行ったほとんど全ての場合におい て劣化データに対して良い当てはまりを示した.提案 手法2を用いた場合もほとんどの場合において既存の 手法を用いた場合よりも良い当てはまりを示した.ク ロスバリデーションによる比較では,提案手法1を用 いて推定した形状関数を用いたモデルは汎化性能が悪 いことが分かった.一方で、劣化現象が時間に対して 一定ではなく指数関数的に進んでいくような場合には, 提案手法2を用いたモデルの方が既存の形状関数を用 いたモデルよりも汎化性能が高くなることが分かった. 最後にシミュレーションを用いた予測精度の比較では, 提案手法1を用いた場合の予測精度が悪いことが分かっ た.一方で、シミュレーションを行った1つのケース では既存の手法を用いた場合の方が予測精度が高かっ たが,それ以外の場合には提案手法2を用いた場合の 予測精度が高いことが分かった.

本研究では、提案モデルである BS 劣化モデルの評価を固定効果モデルで行い、一般的に BS 劣化モデル が劣化データに対して当てはまりが良くなることを示した.さらに、データから形状関数を推定するノンパ ラメトリック手法を2つ提案し評価を行った結果、そ のうちの1つの手法である提案手法2を用いるとデー タに対して当てはまりも良く、一部のケースにおいて 汎化性能も高くなることを示した.また一般的に予測 精度も高いことも示した.今後は、BS モデルを変量及 び混合効果モデルに拡張することや加速劣化試験に用 いることができるようにモデルに説明変数も組み込む ことが課題となる.また本研究では,提案した手法で 推定した形状関数をIGモデルに組み込み評価を行った が,BSモデルや他の劣化モデルにも組み込み,さらな る評価を行うことも必要である.そして,提案した手 法を用いて実際に製品の寿命予測を行い,メンテナン ス時期のスケジューリングを行うことも今後の課題で ある.

参考文献

- Abdel-Hameed, M. (2014). Lévy Processes and Their Applications in Reliability and Storage. Springer, New York.
- Bagdonavičius, V. and Nikulin, M. S. (2000). Estimation in degradation models with explanatory variables. *Lifetime Data Analysis*, 7:85–103.
- Birnbaum, Z. W. and Saunders, S. C. (1969). A new family of life distributions. *Journal of Applied Probability*, 6:319–327.
- Doksum, K. A. and Hóyland, A. (1992). Models for variable stress accelerated life testing experiments based on Wiener process and the inverse Gaussian distribution. *Technometrics*, 34:74–82.
- Meeker, W. Q. and Escobar, L. A. (1998). *Statistical Methods for Reliability Data*. John Wiley & Sons, New York.
- Peng, C. Y. (2015). Inverse Gaussian processes with random effects and explanatory variables for degradation data. *Technometrics*, 57:100–111.
- Rodríguez-Picón, L. A., Rodríguez-Picón, A. P., Méndez-González, L. C., Rodríguez-Borbón, M. I., and Alvarado-Iniesta, A. (2017). Degradation modeling based on gamma process models with random effects. *Communications in Statistics Simulation and Computation*, 47:1796–1810.
- Tamaru, L. and Nagatsuka, H. (2019). On a stochastic degradation model based on the generalized inverse Gaussian distribution. Asian Journal of Management Science and Applications, 4:49–58.
- Wasan, M. T. (1968). On an inverse Gaussian process. Skandinavisk Aktuarietidskrif, 51:69–96.
- Wu, S. J. and Shao, J. (1999). Reliability analysis using the least squares method in nonlinear mixed-effect degradation models. *Statistica Sinica*, 9:855–877.
- Wu, W. F. and Ni, C. C. (2003). A study of stochastic fatigue crack growth modeling through experimental data. *Probabilistic Engineering Mechanics*, 18:107–118.