

信頼度成長要因に基づいた 2 次元ソフトウェア信頼性評価に関する一考察

鳥取大学・工学部 井上 真二 (Shinji Inoue)[†]

鳥取大学・工学部 山田 茂 (Shigeru Yamada)[†]

[†]Faculty of Engineering, Tottori University

1 はじめに

これまでに提案されている多くのソフトウェア信頼度成長モデル (software reliability growth model: SRGM) [1-6] は, 任意のテスト時刻までに発見された総フォールト数もしくは任意のテスト時刻での瞬間的なソフトウェア故障発生率を, 様々なテスト環境を考慮しながら定式化することで得られてきた. つまり, 現在までに議論されている SRGM では, テスト工程におけるソフトウェア信頼度成長過程が実施されたテストの時間のみに依存している. しかしながら, 現実の問題として, テスト工程におけるソフトウェア信頼度成長過程は, テスト工程において費やしたテスト労力量 (testing-effort expenditure) やテスト用の入力データ (テストケース) が効率的に設計されているかどうかなど様々な要因によって, 大きく影響を受けることが数多く報告されている [7-9].

主要なソフトウェア信頼度成長要因として従来から取り扱われているテスト時間およびテスト労力量がソフトウェア信頼度成長過程に与える影響を可視化するための 1 つのアプローチとしては, これら 2 要因をテスト時刻とした 2 次元平面上で信頼度成長過程を記述するモデルを構築することが考えられる. 本研究では, 上述した背景を踏まえ, 文献 [10] とは異なったアプローチによって, 既存の 1 次元ワイブル型 SRGM の時間空間を上述の 2 要因から成る 2 次元時間空間へと拡張し, 2 次元ワイブル型 SRGM を構築する. さらに, 提案モデルのパラメータ推定手法について議論する共に, 実測データを用いた提案モデルの適用例を示す.

2 ワイブル型 SRGM

既存のワイブル過程 SRGM [2, 11] について議論する. いま, $\{N(t), t \geq 0\}$ を, 任意のテスト時刻 t までに発見された総フォールト数を表す確率過程であるとする. $\{N(t), t \geq 0\}$ が平均値関数 $H(t)$ の NHPP に従うものと仮定した場合, $\{N(t), t \geq 0\}$ の確率法則は,

$$\Pr\{N(t) = n\} = \frac{\{H(t)\}^n}{n!} \exp[-H(t)] \quad (n = 0, 1, 2, \dots) \quad (1)$$

のように与えられる. ここで, $\Pr\{A\}$ は事象 A の確率を表す. また, $H(t)$ は NHPP の平均値関数と呼ばれ, テスト時間区間 $(0, t]$ において発見されたフォールト数もしくは観測されたソフトウェア故障数の平均値を表す. このとき, 平均値関数 $H(t)$ が,

$$H(t) \equiv \gamma(t) = \left(\frac{t}{\rho}\right)^{\beta} \quad (0 < \beta < 1; \rho > 0) \quad (2)$$

のように与えられた場合, 式 (1) の NHPP はワイブル過程と呼ばれる [3, 5]. ここで, β は信頼度成長パラメータであり, ρ は尺度パラメータである. 一般的に, 式 (2) を平均値関数とする NHPP モデルをワイブル型 SRGM と称されている.

3 2 次元ワイブル型 SRGM の構築

2 において議論したワイブル型 SRGM では, 任意のテスト時刻までに発見される総フォールト数を, テスト時間のみに依存する確率過程として捉えている. このような SRGM は, テスト十分性や実質的なテスト作業時間などソフトウェア故障発生現象に大きく影響を与える要因に関しては加味せず, テストをでき

るだけ長く行えば、修正・除去されるフォールト数は増加して、それに応じてソフトウェアの信頼性は向上することを仮定している。しかしながら、現実的な問題として、一般的なソフトウェア故障発生メカニズムや実際のテスト工程におけるデバッグ作業を考えた場合、たとえテストを長時間実施したとしても、それに応じてテスト十分性やテスト労力量（CPU 時間など）が伴っていなければ、作り込まれたフォールトの存在を顕在化させることはできず、ソフトウェアの信頼性を向上させることはできない。したがって、SRGM に基づいたより現実的な信頼性評価を行うためには、上述の状況を踏まえた SRGM の開発が必要である。そのモデリングアプローチとしては、テスト時間と共にソフトウェア信頼度成長過程に影響を与えるその他の要因にも同時に依存した多次元 SRGM の開発が考えられる。

本研究では、上述の背景を踏まえながら、2 次元ワイブル型 SRGM の開発を行う。本研究において提案する SRGM では、従来のワイブル型 SRGM におけるソフトウェア信頼度成長要因としてのテスト時間を以下の 2 つの要因に大別する：

- テスト時間要因 (s),
- テスト労力要因 (u).

本研究において、上述の「テスト労力要因」とは、実質的なテスト実行時間、実行されたテストケース数、もしくは達成されたテスト網羅度を指しており、テスト時間以外の信頼度成長要因の中でも実際のテスト工程において計測可能であり、テストケース設計者などのテスト作業者が効率的なフォールトの検出のために費やす労力要因を意味する。本研究では、上述した 2 つのソフトウェア信頼度成長要因に対して、コブ・ダグラス効用関数（Cobb-Douglas utility function）[12,13] の考え方を導入する。すなわち、従来のワイブル型 SRGM におけるソフトウェア信頼度成長要因としてのテスト時間 t を、

$$t \equiv s^\alpha u^{1-\alpha} \quad (0 \leq \alpha \leq 1) \quad (3)$$

として表現する。ここで、 α はソフトウェア信頼度成長要因としての影響度合いを表すパラメータである。式 (3) では、既存の SRGM における 1 次元時間空間を、テスト時間要因とテスト労力要因からなる一種の抽象的なソフトウェア信頼度成長要因として捉え、これらの関係をコブ・ダグラス効用関数の考え方をを用いて表現している。

上述した概念に基づいた SRGM を構築するために、いま、任意のテスト時刻 (s, u) ままでに検出されたフォールト数を表す 2 次元確率過程 $\{N(s, u), s \geq 0, u \geq 0\}$ [14,15] を導入する。さらに、2 次元確率過程 $N(s, u)$ が以下に示す 2 次元 NHPP (two-dimensional NHPP) に従うものと仮定する。

$$\Pr\{N(s, u) = n\} = \frac{\{H(s, u)\}^n}{n!} \exp[-H(s, u)] \quad (n = 0, 1, 2, \dots). \quad (4)$$

ここで、 $H(s, u)$ は、2 次元 NHPP の平均値関数を表す。本研究では、式 (4) の平均値関数に関して、式 (2) の時間空間を式 (3) に基づいて拡張した関数：

$$\begin{aligned} H(s, u) &\equiv \gamma(s, u) \\ &= \left(\frac{s^\alpha u^{1-\alpha}}{\rho} \right)^\beta \end{aligned} \quad (5)$$

を用いる。式 (5) において、 $\alpha = 0$ のとき、平均値関数は u のみに依存する関数となり、テスト労力に依存するテスト労力依存型モデル [7] となる。また、 $\alpha = 1$ のとき、平均値関数は s のみに依存した関数となり、従来のワイブル型 SRGM と本質的に等価となる。

4 ソフトウェア信頼性評価尺度

3 において議論した 2 次元ワイブル型 SRGM の基本的仮定に基づいて、定量的なソフトウェア信頼性評価に有用な信頼性評価尺度を導出する。本研究では、ソフトウェア運用信頼度 (operational software reliability) [10] について議論する。

ソフトウェア運用信頼度とは、評価開始時点がリリース（出荷）時期と同じであり、以後、テスト労力が全く投入されない場合を仮定したときのソフトウェア信頼度を意味する。すなわち、テストが終了時刻 s_e まで進行しており、その時点までのテスト労力投入量が u_e であるとき、以後の（運用）時間区間 $(s_e, s_e + \eta]$ ($s_e \geq 0, \eta \geq 0$) においてソフトウェア故障が発生しない確率を表す。したがって、ソフトウェア運用信頼度は、式 (4) および式 (5) より、

$$R(\eta | s_e, u_e) = \exp \left\{ - \left[\gamma(s_e + \eta, u_e | \hat{\theta}) - \gamma(s_e, u_e | \hat{\theta}) \right] \right\}, \quad (6)$$

と導出される。ここで、 $\hat{\theta}$ は、式 (5) に含まれる推定されたパラメータ全体を示す。

5 パラメータ推定

本研究において提案した 2 次元ワイブル型 SRGM に関するパラメータ推定手法について議論する。本研究では、提案したモデルに含まれるパラメータ α , β , および ρ を、テスト時間要因およびテスト労力要因に沿って観測されたフォールト発見数に関する実測データから、重回帰分析に基づいて推定する。ここで、一定のテスト時間間隔 $(0, s_k]$ において、投入されたテスト労力量 u_k および発見された総フォールト数 y_k に関する K 組のフォールト発見数データ $(s_k, u_k, y_k) (k = 0, 1, 2, \dots, K)$ が観測されたものとする。

まず、提案モデルから重回帰分析に必要な重回帰式を導出する。これは、式 (5) の両辺に対して自然対数をとることによって、次のように求められる。

$$\log \gamma(t) = -\beta \log \rho + \alpha \beta \log t + (1 - \alpha) \beta \log u. \quad (7)$$

式 (7) は、次のような重回帰式に書き換えることができる。

$$Y_i = a_0 + a_1 K_i + a_2 L_i + \epsilon_i. \quad (8)$$

式 (8) において、

$$\begin{cases} Y_i = \log y_i, \\ K_i = \log t_i, \\ L_i = \log u_i, \\ a_0 = -\beta \log \rho, \\ a_1 = \alpha \beta, \\ a_2 = (1 - \alpha) \beta \end{cases} \quad (9)$$

であり、 ϵ_i は等分散性を仮定した実測データと回帰直線との誤差を表す誤差項である。式 (8) から、 K 組の実測データに対する誤差の 2 乗和 $S(a_0, a_1, a_2)$ は、

$$\begin{aligned} S(a_0, a_1, a_2) &= \sum_{i=1}^N \epsilon_i^2 \\ &= \sum_{i=1}^N \{Y_i - (a_0 + a_1 K_i + a_2 L_i)\}^2 \end{aligned} \quad (10)$$

のように求められる。これより、式 (8) の a_0 および回帰係数 a_1 および a_2 の推定値 $\hat{a}_0$, $\hat{a}_1$, および $\hat{a}_2$ は、それぞれ、式 (10) を最小にするときの値として推定される。すなわち、 $\hat{a}_0$, $\hat{a}_1$, および $\hat{a}_2$ は、同次連立方程式：

$$\frac{\partial S}{\partial a_0} = \frac{\partial S}{\partial a_1} = \frac{\partial S}{\partial a_2} = 0 \quad (11)$$

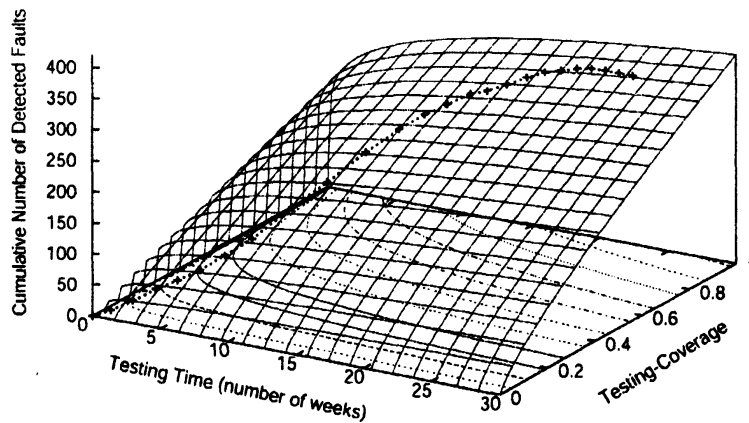


図 1： 推定された 2 次元平均値関数 (DS1)。

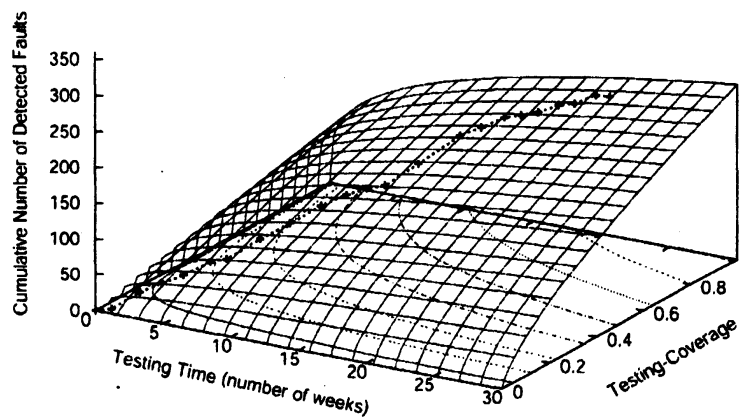


図 2： 推定された 2 次元平均値関数 (DS2)。

を満足する値として得られる。これらより、式 (5) に含まれるパラメータ α , β , および ρ の推定値 $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, および $\hat{\rho}$ は、式 (9) から、推定値 $\hat{a}_0$, $\hat{a}_1$, および $\hat{a}_2$ を用いて、最終的に、

$$\begin{cases} \hat{\alpha} = \frac{\hat{a}_1}{\hat{a}_1 + \hat{a}_2}, \\ \hat{\beta} = \hat{a}_1 + \hat{a}_2, \\ \hat{\rho} = \exp \left[-\frac{\hat{a}_0}{\hat{a}_1 + \hat{a}_2} \right], \end{cases} \quad (12)$$

のように推定される。

6 適用例

実際のテスト工程において観測された実測データを用いて、今回提案した 2 次元ワイブル型モデルに基づいたソフトウェア信頼性解析例を示す。本論文において適用する実測データは、テスト時間の測定単位が週 (カレンダー時間) であり、達成されたテスト網羅度 (C0 カバレッジメジャー) に関するデータと共に記録された 24 組および 22 組からなる 2 つのフォールト発見数データ: $(s_k, u_k, y_k) (k = 1, 2, \dots, 24; s_{24} = 24 \text{ (週)}, u_{24} = 0.9095, y_{24} = 296)$ および $(s_k, u_k, y_k) (k = 1, 2, \dots, 22; s_{22} = 22 \text{ (週)}, u_{24} = 0.9198, y_{22} = 212)$ [16] である。本研究では、これら 2 つの実測データをそれぞれ DS1 および DS2 と称することにする。

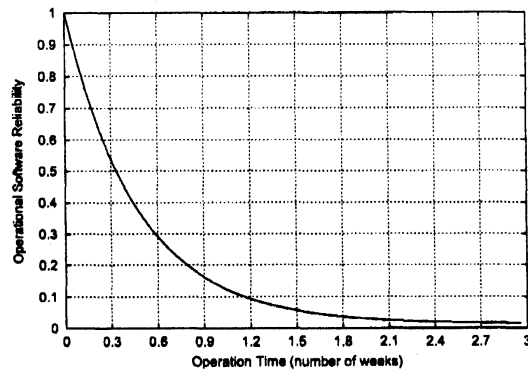


図 3： 推定された運用ソフトウェア信頼度関数 (DS1), $\hat{R}(\eta | 24, 0.9095)$

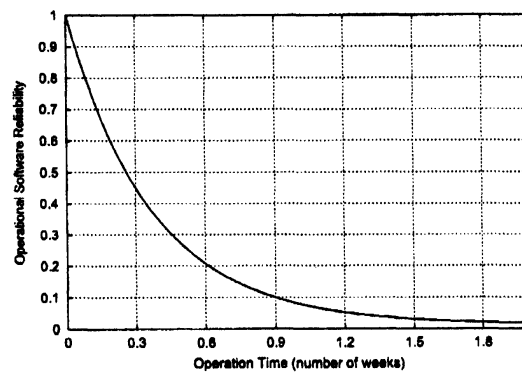


図 4： 推定された運用ソフトウェア信頼度関数 (DS2), $\hat{R}(\eta | 22, 0.9198)$

はじめに、5 において議論した提案モデルのパラメータ推定方法に基づいて、提案モデルに含まれるパラメータ α , β , および ρ を推定する。図 1 および図 2 は、それぞれ、DS1 および DS2 を用いて推定された 2 次元ワイブル型 SRGM の平均値関数 $\hat{\gamma}(t, u)$ の挙動を示している。図 1 および図 2 から、たとえ長い時間テストを実施したとしても、テスト網羅度が上昇しない限りソフトウェア故障は追加的に観測されず、除去されるフォールト数は増加しない状況や、一方、短いテスト時間において高いテスト網羅度を達成できた場合、それに応じて、ソフトウェア内に潜在的な多くのフォールトが検出できるという状況など、1 次元 SRGM では表現することができなかったより現実的なソフトウェア信頼度成長過程が表現できていることがわかる。

さらに、図 3 および図 4 に、DS1 および DS2 を用いて推定されたソフトウェア運用信頼度 $\hat{R}(\eta | 24, 0.9095)$ および $\hat{R}(\eta | 22, 0.9198)$ をそれぞれ示す。図 3 および図 4 から、テスト開始後 1ヶ月日における運用ソフトウェア信頼度 $\hat{R}(1.0 | 24, 0.9095)$ および $\hat{R}(1.0 | 22, 0.9198)$ は、約 0.12669 および約 0.07059 と推定される。

7 おわりに

本研究では、従来のワイブル型モデルにおけるソフトウェア信頼度成長要因としての 1 次元時間空間（テスト時間）を、テスト時間要因とテスト労力要因の 2 要因から成る 2 次元時間空間へ拡張して、2 次元 NHPP に基づいたワイブル型 SRGM の構築を行った。特に、既存のワイブル型 SRGM における 1 次元時間空間を、テスト時間要因とテスト労力要因からなる一種の抽象的ソフトウェア信頼度成長要因であると考え、それら 2 要因がソフトウェア信頼度成長過程に与える影響度合いをコブ・ダグラス効用関数の考え方をを用い

て表現した。従来の1次元ワイブル型SRGMでは、テスト工程におけるソフトウェア信頼度成長過程をテスト時間のみに依存するものとして捉えてきたが、今回提案したような2次元ワイブル型SRGMは、ソフトウェア信頼度成長過程が前述の2要因に依存して記述されるため、理論的かつ現実的にも整合性を有したソフトウェア信頼性評価が可能となる。

今後は、より多くの実測データを用いて、既存の1次元ワイブル型SRGMと対比しながら、提案モデルの適用性および有用性についての検証を行う必要がある。また、2次元SRGMに基づいた定量的なソフトウェア信頼性評価に有用なソフトウェア信頼性評価尺度を新たに開発して、1次元SRGMでは実現できない2次元ソフトウェア信頼性評価手法について体系的に確立していく必要がある。

謝辞

本研究の一部は、日本学術振興会科学研究費補助金 若手研究 (B) (課題番号 19710129)、基盤研究 (C) (課題番号 18510124)、および鳥取大学ベンチャー・ビジネス・ラボラトリー平成19年度提案型研究開発テーマの援助を受けたことを付記する。

参考文献

- [1] S. Yamada and S. Osaki, "Software reliability growth modeling: Models and applications," *IEEE Trans. Soft. Eng.*, vol. SE-11, no. 12, pp. 1431-1437, 1985.
- [2] J.D. Musa, D. Iannio, and K. Okumoto, *Software Reliability: Measurement, Prediction, Application*. McGraw-Hill, New York, 1987.
- [3] 山田茂, ソフトウェア信頼性モデル — 基礎と応用, 日科技連出版社, 東京, 1994.
- [4] H. Pham, *Software Reliability*. Springer-Verlag, Singapore, 2000.
- [5] 山田茂, 藤原隆次, ソフトウェアの信頼性: モデル, ツール, マネジメント, プロジェクトマネジメント学会 (PM学会教育・出版シリーズ (1)), 千葉, 2004.
- [6] 山田茂, 福島利彦, 品質指向ソフトウェアマネジメント, 森北出版, 東京, 2007.
- [7] S. Yamada, H. Ohtera, H. Narihisa, "Software reliability growth models with testing-effort," *IEEE Trans. Reliab.*, vol. R-35, no. 1, pp. 19-23, 1986.
- [8] T. Fujiwara and S. Yamada, "Software reliability growth modeling based on testing-skill characteristics: Model and Application," *Elec. Commu. Japan (Part 3)*, vol. 84, no. 6, pp. 42-49, 2001.
- [9] C.Y. Huang, "Performance analysis of software reliability growth models with testing-effort and change-point," *J. Sys. Soft.*, vol. 76, no. 2, pp. 181-194, 2005.
- [10] 石井智隆, 土肥正, "二次元 NHPP に基づいたテスト労力依存型ソフトウェア信頼性モデル," *電子情報通信学会論文誌*, vol. J89-D, no. 8, pp. 1684-1694, 2006.
- [11] P.A. Keiller and D.R. Miller, "On the use and the performance of software reliability growth models," *Rel. Eng. Sys. Safe.*, vol. 32, no. 1-2, pp. 95-117, 1991.
- [12] H.R. Varian, *Intermediate Microeconomics — A Modern Approach*. 2nd Edition, W.W. Norton & Company, New York, 1991.
- [13] C.W. Ahn, K.C. Chae, and G.M. Clark, "Estimating parameters of the power law process with two measures of failure time," *J. Qual. Tech.*, vol. 30, no. 2, pp. 127-132, 1998.
- [14] D.N.P. Murthy, B.P. Iskandar, and R.J. Wilson, "Two-dimensional failure-free warranty policies: Two-dimensional point process models," *Opera. Res.*, vol. 43, no. 2, pp. 356-366, 1995.
- [15] D.N.P. Murthy, J. Baik, R.J. Wilson, and M.R. Bulmer, "Two-dimensional failure modeling," in *Springer Handbook of Engineering Statistics* (H. Pham Ed.), Springer-Verlag, Berlin, 2006, pp. 97-111.
- [16] T. Fujiwara and S. Yamada, "C0 coverage-measure and testing-domain metrics based on a software reliability growth model," *Intern. J. Rel. Quali. Safe. Eng.*, vol. 9, no. 4, pp. 329-340, 2002.