POD 法による配管減肉検査の信頼性評価法と ハザードレートへの適用

Reliability assessment for thickness measurements of pipe wall using probability of detection and application to hazard rate

神戸大学	中本	裕之	Hiroyuki NAKAMOTO	Non-Member
神戸大学	小島	史男	Fumio KOJIMA	Member
神戸大学	加藤	翔	Sho KATO	Non-Member

This paper proposes a method of applying a reliability of inspection data to a calculation of hazard rate. First, the probability of detection (POD) is calculated from inspection data of thickness measurement of pipe wall by an ultrasonic thickness meter. The inspection data are collected from experiments by qualified or unqualified inspectors. The POD outputs probabilities of reliability assessment based on the inspection data. Second, the probabilities are used for a timing estimation of pipe hazard. The estimation stochastically fuses the results of inspection and prediction. The effectiveness of the fusion is confirmed from the experimental results.

Keywords: pipe-wall thickness measurement, reliability assessment, probability of detection, hazard rate

1. はじめに

配管系統の構成要素、運転履歴、あるいは水化学履歴 等のパラメータを用いて減肉進展解析シミュレーション から配管構成要素全体の減肉速度分布の予測をする研究 が行われている[1]. これらの研究で求められた減肉速度 を予測の劣化指標とすることで、従来の膨大な検査箇所 の中から重点的に高減肉リスク部位における定点測定の 実施が可能となる. 定点監視の対象箇所においては、公 称肉厚ではなく実測肉厚による将来の減肉予測がより精 密に求められ、圧力バウンダリー維持機能の目安となる 許容肉厚に対する時間余裕の定量評価が可能となる. こ の定量評価へ応用するため、我々は超音波厚さ計を用い た配管検査において, POD (Probability of Detection) によ ってその検査に対する信頼性を定量化してきた.本論文 では、POD を配管厚検査結果の信頼性の評価値とし、配 管減肉の進展予測と監視の融合を図る. これによりリス クに至る時間を確率的に評価する.

本論文では、まず POD を用いた検査データの信頼性評価方法と、超音波厚さ計を用いた模擬配管厚検査実験の内容と実施結果について述べ、その検査データから得ら

れる信頼性パラメータを示す.このパラメータを監視側の評価値とし、予測側で得られる減肉速度との融合方法 とその結果得られるハザードレートについて述べる.

2. POD による信頼性の定量化

2.1 \hat{a} analysis 法による POD(a) 関数の決定

検査技術の信頼性の評価方法として、米国国防省にお ける航空機機体のき裂検査、スウェーデンの核燃料廃棄 物格納容器の欠陥検査において適用事例があるPODを用 いる[2]. POD の決定方法を次に述べる.配管厚検査にお ける配管厚 a とその応答信号値 \hat{a} の関係から検出確率を 示す POD(a)関数を決定する[3].まず試験体を用いて配管 厚検査を実施し、配管厚 a とその応答信号値 \hat{a} を組とす る測定データセットを収集する.次に、対数直線回帰に より応答信号モデルを作成する.配管厚 a に対する応答 測定信号値 \hat{a} の関係を確率密度 $g_a(\hat{a})$ に従うとすると、 決定閾値 \hat{a}_{dec} に対する POD(a)は

$$\operatorname{POD}(a) = \int_{-\infty}^{\hat{a}_{dec}} g_a(\hat{a}) d\hat{a} \tag{1}$$

となる. ただし, 閾値 \hat{a}_{dec} は検出したい配管厚として任意に決定可能な値である. 一般的に, 配管厚aと信号値 \hat{a} の関係は式(2)で表すことができる.

$$\hat{a} = w(a) + \delta_{_{ga}} \tag{2}$$

連絡先:中本裕之、〒657-8501 兵庫県神戸市灘区六甲 台町1-1、神戸大学大学院システム情報学研究科、 E-mail: nakamoto@panda.kobe-u.ac.jp

ここで w は応答信号値から配管厚を求める関数, δ_{ga} は 測定ノイズを表し, δ_{ga} の確率密度分布は $g_a(\hat{a})$ によっ て決定される.この配管厚 a と信号値âの関係をモデル 化し,式(3)のように両対数を取り直線回帰を可能とする. $\ln(\hat{a}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(a) + \delta$ (3) この時, δ は平均0で標準偏差 σ_δ の正規分布とする.

 $\beta_0, \beta_1, \sigma_\delta$ の推定値 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_\delta$ は最尤推定法によって求める. このとき POD(*a*)関数は以下の式で与えられる.

$$\operatorname{POD}(a) = 1 - \Phi\left[\frac{\ln(a) - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right] \tag{4}$$

$$\hat{\mu} = \frac{\ln(\hat{a}_{dec}) - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1}, \quad \hat{\sigma}_{\delta} = \frac{\sigma_{\delta}}{\hat{\beta}_1} \tag{5}$$

ここで Φ は標準正規分布の累積分布関数であり、 $\hat{\mu} \ge \hat{\sigma}$ はそれぞれ配管厚の平均と標準偏差を示す.また、POD(a) 関数の α %信頼下限は式(6)で表される.

$$\operatorname{POD}_{\alpha}(a) = 1 - \Phi(\hat{z} - h) \tag{6}$$

$$\hat{z} = \frac{\ln(a) - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \tag{7}$$

$$h = \left[\frac{\gamma}{nk_0} \left[1 + \frac{\left(k_0 \hat{z} + k_1\right)^2}{\left(k_0 k_2 - k_1^2\right)}\right]\right]^{0.5}$$
(8)

ただし、nは検査回数を表す. γ は信頼係数であり、nと 設定した信頼下限 α %から決定される. k_0, k_1, k_2 は POD(a)関数のパラメータ $\theta = (\mu, \sigma)$ の最尤推定値によっ て決定される.

2.2 POD(a) 関数から得られる評価指標

POD(a) 関数とその 95% 信頼下限の例を Fig. 1 に示す. Fig. 1 において, POD(a) 関数を実線で, 95% 信頼下限を破



Fig. 1 POD(*a*) function, lower 95% confidence bound and evaluation indicators.

線で表す. POD(a)関数を決定づける変数として $\hat{\mu}$ と $\hat{\sigma}$ が ある. これらはそれぞれ POD(a) 関数の配管厚方向の位置 と傾きを決定し、決定閾値 \hat{a}_{dec} に対応する POD が 50%に 近く、傾きが急なほど高い信頼性をもって検査が可能で あることを示す. さらに、POD(a)関数の逆数によって定 義される a₅₀, a₉₀, a_{90/95} に着目する. a₅₀ は POD(a) 関数 の検出確率が 50%となる配管厚の値であり、決定閾値 \hat{a}_{dec} に対する POD(a)関数の平均値である. a_{90} は POD(a) 関数の検出確率が 90%となる配管厚の値であり、決定閾 値â_{dec}に対応する信号値によって 90%の検出が可能な配 管厚を表す. a_{90/95}は POD(a) 関数の 95% 信頼下限に対し て検出確率が90%となる配管厚を表しており, a₉₀よりも 保守的な値となっている. すなわち, a_{90/95} は決定閾値 \hat{a}_{dec} に基づいて作成したPOD(a)関数の95%信頼下限にお いて,90%の信頼性で検出可能な配管厚を表す. a₅₀, a₉₀, a_{90/95}を評価指標とすることで、超音波厚さ計の仕様や検 査者の技能などが含まれた信号応答モデルを用いて,検 出したい配管厚やそれよりも減肉が進行した配管厚の存 在の可能性を評価できる.

3. 超音波厚さ計を用いた配管厚模擬検査実験

3.1 実験条件

配管厚検査の結果に対し POD(a) 関数を求めるため,超 音波厚さ計を用いて模擬検査実験を実施した.本実験で は特に検査者毎の信頼性を評価するため,試験体に係る 条件及び検査機器に係る条件は一定にし,検査者を変更 して検査結果を収集した.各条件は次の通りとした.

試験体として,直径 60.5mm,配管厚 5.5mm の 2B 配管 を母材とし流れ加速型腐食を模擬した切削加工を施した 後,流れ方向に半分に切った 17 本の配管を用いる. Fig. 3 に試験体の構造を示す.各試験体の 4 番は最も配管厚が 薄い箇所であり,17 本に対して 1.5 から 5.5mm の範囲で 配管厚を残すよう加工の程度を変化させた.すべての検 査位置の配管厚はレーザー距離計で事前に計測し,それ を 2.1 における配管厚 a として用いる.

検査機器には、GE Inspection Tech 社製の超音波厚さ計 DM-4 と探触子 DA-401 を用いた. 接触媒質はソニコート である. 超音波厚さ計の出力値は厚さであるため、2.1 に おける応答信号値â は計測した配管厚とする.

検査者は日本非破壊検査協会規定の非破壊検査技術者 の資格証明書をもつ配管厚検査の経験の豊富な2名(技術 レベル3と技術レベル2をもつ者をそれぞれAとBとす る)と無資格者3名(C, D, Eとする)の計5名とした.技



Fig. 3 Specimen structure.

術レベル3は非破壊検査の管理者となりうるもので、レベル2は検査の実施者となりうるものを意味する.

検査はFig.3に示した円形マーキングの中心を順に計測 し、それを10回繰り返した.環境温度は室温である.無 資格の検査者に対しては検査機器の使用方法や検査手順 について十分な練習と説明をし、模擬検査を実施した.

3.2 実験結果

模擬検査実験にて得られた結果の配管厚を用いて, POD(a) 関数を決定した. まず, 5名の検査者ごとの POD(a) 関数と 95%信頼下限を Fig. 4 に示す. またこの時の POD(a) 関数のパラメータの推定値と評価指標を Table 1 に示す. Fig. 4 より, 各検査者において POD(a) 関数の傾 きが異なっていることがわかる. $\hat{\sigma}$ が小さいほど POD(a) 関数の傾きが急になっており、検出確率の変化も大きく なる. 各検査者の $\hat{\sigma}$ について大小関係はA<B<C<D<E で あり,有資格者が無資格者よりも小さく有資格者間でも レベルが上位の者が小さい結果となっている. この結果 は検査者の技量に対応しており、 ô を用いて検査の精密 さの評価が可能であるといえる. 次にa₅₀に着目する. 決 定閾値 \hat{a}_{dec} =3.0 としたことから、 a_{50} が3.0 に一致すれば 検出確率 50% で配管厚を検出できることを示す. 逆に 3.0 から離れるほど検査結果の絶対誤差が大きいとみなせる. 5人の検査者中では検査者 A の *a*50 が最も誤差が小さく, 検査者 E が 3.0 と最も離れていることより、後者は検出 したい値に関して絶対誤差をもつ検査結果であるといえ



Fig. 4 Results of POD(*a*) and lower 95% confidence bound.

Table 1 Estimated values of POD(a) function parameters.

	Α	В	C	D	Е
μ	1.099	1.095	1.088	1.105	1.072
$\hat{\sigma}_{_{\delta}}$	0.0162	0.017	0.0219	0.029	0.039
<i>a</i> ₅₀	3.00	2.99	2.97	3.02	2.92
<i>a</i> ₉₀	2.94	2.93	2.89	2.91	2.78
$a_{90/95}$	2.89	2.88	2.82	2.81	2.63

る. さらに Fig.4 より、検査者 A の POD(a) 関数と 95%信頼下限間の幅が検査者 E の幅よりも小さいことが読み取れる. これは Table 1 の $a_{90/95}$ でも確認でき、 $a_{90/95}$ と a_{50} の差が小さいほど信頼度の高い検査結果とみなせる.

4. 配管厚の検査結果と減肉予測結果の融合によるハザードレートの算出

4.1 検査と予測の融合

配管減肉進展シミュレーションによる予測結果と配管 厚検査の信頼性評価を融合する.配管厚検査に係る信号 応答モデルは、2.1節で述べた式(3)を用いる.一方,配管 減肉の進展予測モデルは式(9)で与えられる.

$$\ln \frac{da}{dt} = \ln F(\rho) + \varepsilon, \ \varepsilon \sim \text{LN}(0, \sigma_{\varepsilon}^2) \quad (9)$$

 $\frac{da}{dt}$ は減肉速度を表しており、 $F(\rho)$ はシミュレーション

により予測された減肉速度, ε はモデル誤差である. こ れら検査と予測のモデルを対数正規分布において融合す る. 対数正規分布は確率的寿命のモデル化において用い られる分布である. 機能損傷の確率密度関数は,次式で 与えられる[4].

$$g(t;\hat{\mu},\hat{\sigma}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}t} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\log t - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right)^2\right\}$$
(10)

$$\hat{\mu} = \ln a_{90/95} - \ln F(\rho) \tag{11}$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\hat{\sigma}_{\delta}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} \tag{12}$$

式(3.4)の $\hat{\mu}$ の $a_{90/95}$ はPODによって得られた値, $F(\rho)$ は 予測モデルから得られた値である. $a_{90/95}$ については a_{50} や a_{90} としても良く,機能損傷の確率密度の算出の目的に 応じて選択できる.本研究のように $a_{90/95}$ を用いた場合, 安全に対して保守的な予測といえる.また,式(4.5)の $\hat{\sigma}_{\delta}$ は POD で用いた信号応答モデルから得られる値, σ_{ϵ} は 予測モデルから得られる値である. 式(3.4)と式(3.5)に検査 と予測のモデルのパラメータを反映させることで,両者 を融合している. ハザードレートは,配管が時刻tまでは 機能しており時刻tの直後に故障する確率であり $h(t; \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ として次のように定義される.

$$h(t;\hat{\mu},\hat{\sigma}) = \frac{g(t;\hat{\mu},\hat{\sigma})}{1 - G(t;\hat{\mu},\hat{\sigma})}$$
(13)

ただし, $G(t; \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ は確率密度 $g(t; \hat{\mu}, \hat{\sigma})$ の累積分布関数 である.

2.2 融合の結果

前節の式(10)から式(12)を用いて,配管に対する ハザードレートを算出する.今回の実験では,配管が機 能損傷に至る時間を,配管が許容最小肉厚に至るまでの 時間と定義し,予測モデルに関するパラメータについて, 許容最小肉厚を0とすることで,配管が破裂に至るまで の時間を推定した.また, σ_{ε} はファクター2として設定 し, $F(\rho)$ を0.5 mm/year とした. Table 1 で示した検査結 果に関する検査者ごとのパラメータを用い,式(13)で 求めたハザードレートを Fig. 6 に示し,その最頻値を Table 2 に示す.

Table 2 より、ハザードレートが最頻値となる運転時間 は検査の信頼度が高いほど大きな値になっている.これ は信頼度が高いことで配管が故障するまでの時間の範囲 を限定できることを示す.例えば、検査者 A の結果であ れば、現在から約4年と329日時に故障が発生する確率 が最も高く、また検査者 E の結果であれば、現在から約 4年と186日時に故障が発生する確率が最も高いことに



Fig. 6 Hazard rate of each inspector.

Table 2 Mode values of hazard rate.

	А	В	С	D	Е
Mode [year]	4.90	4.88	4.79	4.78	4.51

なる.両者の間では約 140 日ほどの開きが存在し、検査 の信頼度が高いほど配管寿命を長く算定できることが分 かる.信頼性の高い検査結果に基づくことで、配管の機 能が失われるまでの時間余裕ができ、次の検査までの期 間を長くすることが期待できる.今回は予測モデルに関 するパラメータを 1 つのみの設定としたため、予測モデ ルの変動からハザードレートが受ける影響の確認はでき ていないが、予測モデルに信頼性の低い要素があれば σ_{ε} が大きくなり、その影響は検査者の信頼性が与える影響 と同様の結果となると予想できる.以上のことから、予 測と検査の信頼性を融合し、機能損傷の評価指標となる ハザードレートの算出が可能であることを確認した.

4. まとめ

本論文では、最小許容肉厚に到達するまでの時間を機 能喪失確率と考え、予測シミュレーションの妥当性と監 視の信頼性に関わる結合確率にもとづくハザードレート を融合効果の指標として提案した。ハザードレートの 様々な劣化事象予測と検査・監視技術の融合効果へ適用 拡大については、今後の課題である.

謝辞

本研究は原子力規制庁の「平成24年度高経年化技術評価高度化事業」において実施した研究である.関係各位に感謝申し上げる.

参考文献

- S. Uchida, et al.: "Determination of High-Risk Zones for Local Wall Thinning due to Flow-Accelerated Corrosion", Int. Conf. on Flow-accelerated Corrosion in Fossil, Combined Cycle/HRSG and Renewable Energy Plants (2010).
- J. Knopp, et al.: "Considerations for Statistical Analysis of Nondestructive Evaluation Data:Hit/Miss Analysis", E-Journal of Advanced Maintenance, Vol.4, No.3, pp.105-115 (2010).
- [3] Alan P.Berens: "NDE Reliability Data Analysis", ASM Handbook, Vol.17, Nondestructive Evaluation and Quality Control, pp. 689-701 (1989).
- [4] T.ベッドフォードほか: "確率論的リスク解析", Springer Japan, pp. 59-61 (2006).

(平成 25 年#月##日)