

基于维纳退化过程的海底腐蚀管道可靠性分析

毕傲睿^{1,2}, 骆正山¹, 张新生¹

(1.西安建筑科技大学 管理学院, 西安 710055;
2.淮阴工学院 管理工程学院, 江苏 淮安 223003)

摘要: **目的** 研究海底腐蚀管道的寿命可靠性, 提出基于维纳过程 (Wiener Process) 和贝叶斯方法估参的可靠性分析模型。**方法** 首先以管道内壁腐蚀退化数据和维纳过程为基础, 建立针对海底管道的腐蚀退化模型, 并针对不同时段的腐蚀退化数据, 以正态-逆伽马分布作为模型未知参数的先验分布。然后采用一种优化的贝叶斯方法递推计算, 得到未知参数值, 最终实现腐蚀管道的可靠性分析, 并以某海底腐蚀管道为例进行验证。**结果** 可靠性分析得到腐蚀管道在运营前期的 12 年几乎完全可靠, 可靠性达 99.22%; 13 年之后, 腐蚀进程开始加快, 当可靠度为 90% 时, 该段管道的可运营时间为 13.6 年; 运行 15 年时, 可靠度为 68.97%; 运行 20 年时, 可靠度为 2.4%; 而到设计寿命 25 年时, 管道可靠度几乎为 0, 求得管道的平均剩余寿命为 15.99 年。**结论** 以海底管道的腐蚀退化数据为切入点, 为长寿命、小子样的海底管道可靠性提供了一种较直观的分析方法。分析模型可以处理不同时间段测量的管道腐蚀数据, 并且随着管道运营时间的增加, 能够不断更新可靠性分析结果, 而不需要反复处理历史数据, 进而可以用于海底腐蚀管道的实时可靠性分析。

关键词: 海底腐蚀管道; 可靠性; 维纳过程; 贝叶斯估参; 腐蚀退化; 正态-逆伽马分布

中图分类号: TG172; TB115 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-3660(2019)11-0188-06

DOI: 10.16490/j.cnki.issn.1001-3660.2019.11.019

Reliability Analysis of Corroded Submarine Pipeline Based on Wiener Process

BI Ao-rui^{1,2}, LUO Zheng-shan¹, ZHANG Xin-sheng¹

(1.School of Management, Xi'an University of Architecture & Technology, Xi'an 710055, China;

2.Faculty of Management Engineering, Huaiyin Institute of Technology, Huai'an 223003, China)

ABSTRACT: The work aims to propose a reliability analysis model based on Wiener process and Bayesian method to study the life reliability of corroded submarine pipelines. The corrosion deterioration model of submarine pipelines was established based on the corrosion data of inner wall and wiener process. For different periods of corrosion data, the normal-inverse gamma distribution function was used as the prior distribution for the unknown parameters of the model. The unknown parameters were calculated by an optimized Bayesian method recursively to finally analyze the reliability of corroded submarine pipelines. A corroded submarine pipeline was taken as an example to verify the model. The reliability analysis showed that the corroded pipeline was almost completely reliable the in the first 12 years and the reliability was 99.22%. And 13 years later, the corrosion rate began to accelerate. When the reliability was 90%, the pipeline could be operated for 13.6 years. When the pipeline operated for 15 years, the reliability was 68.97%, and for 20 years, the reliability was 2.4%. When the pipeline operation time reached to

收稿日期: 2019-06-17; 修订日期: 2019-10-27

Received: 2019-06-17; Revised: 2019-10-27

基金项目: 国家自然科学基金项目 (41877527); 陕西省社科基金项目 (2018S34)

Fund: Supported by National Natural Science Foundation of China (41877527); Shaanxi Social Science Fund Project (2018S34)

作者简介: 毕傲睿 (1987—), 男, 博士生, 讲师, 主要研究方向为油气工程风险管理。邮箱: bar126@163.com

Biography: BI Ao-rui (1987—), Male, Doctoral candidate, Lecturer, Research focus: risk management of oil and gas pipelines. E-mail: bar126@163.com

the design life of 25 years, the pipeline reliability was almost 0%. The average residual life of the pipeline was 15.99 years. Based on the corrosion data of submarine pipelines, an intuitive analysis model is provided for the reliability of long-life and small-sample submarine pipelines. The analysis model can calculate the corrosion data measured in different times, and with the increase of pipeline operation time, the reliability analysis results can be updated continuously. It does not need to calculate the historical data repeatedly and can be used for real-time reliability analysis of corroded submarine pipelines.

KEY WORDS: corroded submarine pipelines; reliability; Wiener process; Bayesian estimation; corrosion degradation; normal-inverse gamma distribution

随着我国对海洋油气资源开发的重视,大量海底管道投入运营。然而海洋环境复杂,各种因素对管道存在不同程度的破坏^[1-4],其中腐蚀破坏较为突出,是管道失效的主要原因。海底管道的失效不仅造成经济损失,对海洋环境、生态的破坏更为严重^[5-6]。因此对海底管道的可靠性进行研究,以制定合理的维修策略,确保管道的安全运营,具有十分重要的实际意义。

国内外学者在腐蚀油气管道可靠性方面已进行了一定的研究。Teixeira 等^[7]应用 B31G 准则和 Monte-Carlo 法计算了腐蚀管道的爆破压力;De Leon^[8]采用一次二阶矩法对多腐蚀管道进行了可靠性计算,发现对非线性的极限状态函数,该方法分析结果的准确性不高;韩文海等^[9]研究了温度、内压等因素对海底管道腐蚀的影响,并分析了多种复杂作用下管道的可靠性;支希哲等^[10]基于管道内压效用对海底管道进行了剩余寿命预测和可靠性计算;任慧龙等^[11]通过有限元分析了多因素作用下腐蚀海底管道的剩余强度,以建立可靠性极限方程等。已有研究大多基于评价标准,抑或基于极限压强来确定腐蚀管道的可靠性,其本质都是间接的分析方法。由于目前对海底油气管道数据获取的重视程度较低,以及受经济、时间等限制,一般难以在因素种类和数量上得到足够的数据,因此利用腐蚀退化数据进行可靠性研究具有明显的优势。

基于上述,针对腐蚀海底管道,本文从腐蚀退化数据的角度进行了可靠性研究,以腐蚀退化量和维纳过程为基础,建立海底管道的腐蚀退化模型。针对未知参数给出了一种基于 Bayes 方法的估计值,最终实现腐蚀海底管道的寿命可靠性分析。

1 Wiener 退化过程

1.1 定义

Wiener 过程作为一种随机过程模型,具有良好的计算分析性质^[12],特别适合对产品的退化过程建模^[13-14]。假设 $X(t)$ 为某产品在时刻 t 的性能退化量,且随机过程 $\{X(t), t \geq 0\}$ 满足下述三个性质,则称该过程为 Wiener 过程。

- 1) 时刻 t 到 $(t+\Delta t)$ 之间的增量服从正态分布,即:

$$\Delta X = X(t+\Delta t) - X(t) \sim N(\mu\Delta t, \sigma^2\Delta t) \quad (1)$$

式中: μ 为漂移参数; σ 为扩散参数。

- 2) 对于任意两个不相交的时间区间 $[t_1, t_2]$ 、 $[t_3, t_4]$, 且 $t_1 < t_2 \leq t_3 < t_4$, 增量 $X(t_4) - X(t_3)$ 与 $X(t_2) - X(t_1)$ 相互独立。

- 3) $X(0) = 0$, 并且 $X(t)$ 在 $t = 0$ 处连续。

Wiener 过程主要用来对平稳独立高斯增量的性能退化过程进行建模。如果 $W(t)$ 为标准布朗运动, 且 $E[W(t)] = 0$, $E[W(t_1)W(t_2)] = \min(t_1, t_2)$, 通常其数学表示为:

$$X(t) = \mu t + \sigma W(t) \quad (2)$$

1.2 符合 Wiener 退化过程产品的建模说明

由布朗运动可知, 如果某产品在时刻 t 到 $(t+\Delta t)$ 之内的性能退化量 ΔX 是由许多微小的随机性能损失量 ξ_i 组成, 即 $\Delta X = \sum \xi_i$, 这些损失量属于独立同分布, 且数量与退化时间成正比, 则 ΔX 服从正态分布。由前述 Wiener 过程定义可知, 此时产品的性能退化过程是 Wiener 过程, 即可以采用 Wiener 过程建模。

若某一产品服从 Wiener 退化过程, 其失效阈值为 l ($l > 0$), 即当产品的性能退化量达到 l 时, 产品失效, 则产品的失效时间 T 为性能退化量首次达到失效阈值 l 的时间为:

$$T = \inf \{t | X(t) \geq l, t > 0\} \quad (3)$$

其中漂移参数 μ 一般可以是任何实数, 但是现实中的产品最终必然失效, 为了保证 $X(t)$ 最终一定能够达到失效阈值 l , 所以要求 $\mu > 0$, 否则就失去了分析意义。失效时间 T 服从逆高斯分布, 其分布函数和概率密度函数详细推导过程见文献[15], 具体分别为:

$$F(t) = \Phi\left(\frac{\mu t - l}{\sigma\sqrt{t}}\right) + \exp\left(\frac{2\mu l}{\sigma^2}\right) \Phi\left(\frac{-\mu t - l}{\sigma\sqrt{t}}\right) \quad (4)$$

$$f(t) = \sqrt{\frac{l^2}{2\pi\sigma^2 t^3}} \exp\left(\frac{-(l - \mu t)^2}{2\sigma^2 t}\right) \quad (5)$$

产品寿命 T 的期望和方差分别为: $E[T] = l/\mu$, $\text{var}[T] = \sigma^2 l/\mu^3$ 。可靠性为:

$$R(t) = 1 - F(t) = \Phi\left(\frac{l - \mu t}{\sigma\sqrt{t}}\right) - \exp\left(\frac{2\mu l}{\sigma^2}\right) \Phi\left(\frac{-\mu t - l}{\sigma\sqrt{t}}\right) \quad (6)$$

式中: $\Phi(\bullet)$ 表示标准正态分布函数。

2 腐蚀海底管道可靠性分析模型

2.1 腐蚀海底管道退化过程建模

根据上述 Wiener 过程基本理论, 建立腐蚀海底管道的退化模型。假设管道在运营期 t_1 和 t_2 的腐蚀深度分别为 $X(t_1)$ 和 $X(t_2)$, 则运营时间段 $\Delta t = t_1 - t_2$ 内, 管道腐蚀深度的退化值为 $\Delta x = X(t_1) - X(t_2)$ 。由于海底管道的腐蚀是在多种因素 (如 CO_2 等) 作用下随时间逐渐形成的, 因此可知, 在管道的整个退化过程中, 每一段时间的退化量可以看成是相互独立的各种因素造成的很小退化随机量的和, 也就是说 Δx 是由很多独立同分布随机腐蚀量组成的。同时由中心极限定理可知, Δx 服从的是正态分布, 因而可以认定海底腐蚀管道的腐蚀深度退化过程是一个 Wiener 过程, 即可以通过上述方法进行腐蚀管道的可靠性分析。此时 $X(t)$ 就是在时间 t 时刻的累计腐蚀深度, 漂移参数 μ 描述的是管道的退化速率, l 即为管道的失效阈值。

对于腐蚀退化数据的建立, 设从同一海底管道的腐蚀数据中抽取 n 个测量样本进行可靠性分析, 对样本分别在时刻 $t_{i1}, t_{i2}, \dots, t_{ij}$ 对其进行测量, 得到性能退

$$\begin{array}{cccc} X(t_{11}) & X(t_{12}) & \cdots & X(t_{1j}) \\ \text{化量数据: } X(t_{21}) & X(t_{22}) & \cdots & X(t_{2j}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X(t_{n1}) & X(t_{n2}) & \cdots & X(t_{nj}) \end{array} \quad \text{其中: } i=1, 2, \dots, n; j \text{ 为测量次数。}$$

由于对于维纳过程, 需要更加重视的是管道腐蚀深度在两次测量之间的变化情况。对测量的腐蚀深度数据, 令 $\Delta x_{i(j-1)} = X(t_{ij}) - X(t_{i(j-1)})$, 则 Δx_{ij} 为海底管道第 i 测量样本在 t_{ij} 时刻到 $t_{i(j-1)}$ 时刻之间的腐蚀量, 进而得到腐蚀深度退化数据集 Δx 为:

$$\Delta x = \begin{bmatrix} \Delta x_{11} & \cdots & \Delta x_{1(j-1)} \\ \vdots & & \vdots \\ \Delta x_{n1} & \cdots & \Delta x_{n(j-1)} \end{bmatrix} \quad (7)$$

内腐蚀海底管道由于其运营环境的特殊性, 对于腐蚀数据的测定受限于技术和设备, 因而一般的测量时间是固定和有限的, 不会进行随机无规律的时间测量。因此假设管道抽样 i ($1 \leq i \leq n$) 前后两次退化测量时间分别为 $t_{ij}, t_{i(j+1)}$, 其中 $t_{ij} < t_{i(j+1)}$, $j=1, 2, \dots, m-1$, t_{ij} 和 $t_{i(j+1)}$ 之间的间隔为 $\tau_{ij} = t_{i(j+1)} - t_{ij}$, τ_{ij} 中含有 T 种不相同的时间间隔, 根据 T 将腐蚀退化数据 Δx 分为 T 组:

$$\Delta x = [\Delta x_1, \Delta x_2, \dots, \Delta x_T] \quad (8)$$

式中: $\Delta x_1 = [\Delta x_{11}, \Delta x_{12}, \dots, \Delta x_{1n_1}]$, $\Delta x_2 = [\Delta x_{21}, \Delta x_{22}, \dots, \Delta x_{2n_2}]$, $\dots, \Delta x_T = [\Delta x_{T1}, \Delta x_{T2}, \dots, \Delta x_{1n_T}]$ 。由维纳过程性质可知, 管道腐蚀退化数据 Δx_{ij} 服从:

$$\Delta x_{ij} \sim N(\mu \tau_{ij}, \sigma^2 \tau_{ij}) \quad (9)$$

此时退化数据数量为 $n = \sum_{i=1}^T n_i$, 对应的测量间隔分别为 $\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_T$ 。

综合上述即为通过 Wiener 过程和腐蚀数据建立的海底腐蚀管道可靠性模型。

2.2 模型未知参数估值解析

对于已建立完成的管道腐蚀可靠性模型, 其目的是根据退化数据求得分布和密度函数的参数。设未知参数 μ, σ^2 的先验分布为 $\pi(\mu, \sigma^2)$, 根据贝叶斯方法, 参数 μ, σ^2 的后验分布为:

$$\pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x) \propto \pi(\Delta x | \mu, \sigma^2) \pi(\mu, \sigma^2) \quad (10)$$

式中: \propto 表示左右两边相差一个不依赖 μ, σ^2 的常数因子项; Δx 为上述腐蚀退化量数据。对于任意 $\Delta x_i = [\Delta x_{i1}, \Delta x_{i2}, \dots, \Delta x_{in_i}]$, 通常估参前对漂移参数 μ 和扩散参数 σ^2 的具体信息肯定是无知的, 因此对二者的先验分布可以假设为服从某一分布 $\pi_0(\mu, \sigma^2)$ 。进而假设从第一组腐蚀退化数据 $\Delta x_1 = [\Delta x_{11}, \Delta x_{12}, \dots, \Delta x_{1n_1}]$ 开始分析, 由 $\pi_0(\mu, \sigma^2)$ 得到 $\mu \tau_1, \sigma^2 \tau_1$ 的先验分布 $\pi_1(\mu \tau_1, \sigma^2 \tau_1)$ 。因为 Δx_1 是服从 $N(\mu \tau_1, \sigma^2 \tau_1)$ 的独立样本, 结合贝叶斯公式, 得到 $\mu \tau_1, \sigma^2 \tau_1$ 的后验分布 $\pi_1(\mu \tau_1, \sigma^2 \tau_1 | \Delta x_1)$, 进一步的得到 μ, σ^2 的后验分布 $\pi_1(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1)$ 。然后由后验分布 $\pi_1(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1)$ 得到 $\pi_2(\mu \tau_2, \sigma^2 \tau_2 | \Delta x_1)$ 作为 $\mu \tau_2, \sigma^2 \tau_2$ 先验分布。由第二组腐蚀退化数据 Δx_2 得到 $\mu \tau_2, \sigma^2 \tau_2$ 后验分布 $\pi_2(\mu \tau_2, \sigma^2 \tau_2 | \Delta x_1, \Delta x_2)$, 进一步得到 μ, σ^2 的后验分布 $\pi_2(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1, \Delta x_2)$, 以此类推得到最终的分布函数 $\pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x)$ 。通过分布函数求得参数 μ 和 σ^2 的具体值, 代入管道寿命 T 的分布函数和可靠性函数即可得相关分析结果。

3 未知参数的估值过程

由海底管道可靠性建模过程可知, 得到最终可靠性函数的关键是确定参数 μ 和 σ^2 的值。因为管道的 Wiener 退化过程有两个参数需要求值, 根据变量的独立性, 参数的先验分布是两个参数分布的乘积, 即 $\pi_0(\mu, \sigma^2) = \pi_0(\mu | \sigma^2) \pi_0(\sigma^2)$ 。其中 $\pi_0(\mu | \sigma^2)$ 、 $\pi_0(\sigma^2)$ 分别是 μ 和 σ^2 的先验分布。为得到 μ 和 σ^2 的 Bayes 估计, 根据常用先验分布统计情况^[16], 取正态分布作为 μ 的先验分布, 逆伽马分布 (Inv-Gamma) 作为 σ^2 的先验分布, 即:

$$\mu | \sigma^2 \sim N(\mu_0, \sigma^2 / k), \sigma^2 \sim \Gamma^{-1}(r/2, \lambda/2) \quad (11)$$

式中: μ_0 、 k 、 r 、 λ 为超参数。即 μ 与 σ^2 服从联合先验分布为正态-逆伽马分布, 其联合概率密度函数为:

$$\begin{aligned} \pi_0(\mu, \sigma^2) &= \pi_0(\mu|\sigma^2)\pi_0(\sigma^2) = \\ &\left(\frac{k}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{k(\mu-\mu_0)^2}{2\sigma^2}\right\} \cdot \\ &\frac{(\lambda/2)^{\frac{1}{2}}}{\Gamma(\lambda/2)} (\sigma^2)^{-(r/2+1)} \exp\left\{-\frac{\lambda}{2\sigma^2}\right\} \end{aligned} \quad (12)$$

通过式 (12) 可以看出, μ 和 σ^2 的具体大小取决于超参数的值, 任一超参数无法求得就会导致最终无法得到参数的分布函数。除此之外, 实际验证发现, 上述计算过程太过复杂, 对于很多组测量数据的情况适用性太差, 因此需要对上述估参过程进行进一步优化。考虑到 Δx 为服从正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 对于任意 $\Delta x_i (1 \leq i \leq T)$, 服从 $N(\mu\tau_i, \sigma^2\tau_i)$ 。根据位置参数和尺度参数的不变性^[17], 取 $\pi_0(\mu, \sigma^2) \propto \frac{1}{\sigma^2}$ 。若

$\mu_1 = \mu\tau_1$, $\sigma_1^2 = \sigma^2\tau_1$, 则 $\pi_0(\mu_1, \sigma_1^2) \propto \frac{\tau_1}{\sigma_1^2} = \frac{1}{\sigma_1^2}$ 。因此:

$$\begin{aligned} \pi(\mu_1, \sigma_1^2|\Delta x_1) &= \pi(\mu_1, \sigma_1^2|\Delta \bar{x}_1, S_1^2) = \\ &f(\Delta \bar{x}_1, S_1^2|\mu_1, \sigma_1^2)\pi_0(\mu_1, \sigma_1^2) \propto (\sigma_1^2)^{-1/2} \cdot \\ &\exp\left(-\frac{n_1(\Delta \bar{x}_1 - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right) \cdot (\sigma_1^2)^{-(\alpha_1^*+1)} \exp\left(-\frac{\beta_1^*}{2\sigma_1^2}\right) \end{aligned} \quad (13)$$

式中: $\alpha_1^* = (n_1 - 1)/2$, $\beta_1^* = (n_1 - 1)S_1^2$ 。故:

$$\begin{aligned} \pi(\mu, \sigma^2|\Delta x_1) &= \pi(\mu, \sigma^2|\Delta \bar{x}_1, S_1^2) \propto (\sigma^2)^{-1/2} \cdot \\ &\exp\left(-\frac{\eta_1(\mu - \mu_1)^2}{2\sigma^2}\right) \cdot (\sigma^2)^{-(\alpha_1+1)} \exp\left(-\frac{\beta_1}{2\sigma^2}\right) \end{aligned} \quad (14)$$

式中: $\alpha_1 = (n_1 - 1)/2$, $\beta_1 = \frac{n_1 - 1}{\tau_1} S_1^2$, $\mu_1 = \Delta \bar{x}_1 / \tau_1$,

$\eta_1 = n_1\tau_1$ 。进一步得:

$$\begin{aligned} \pi(\mu, \sigma^2|\Delta x_1, \Delta x_2) &\propto (\sigma^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{\eta_2(\mu - \mu_2)^2}{2\sigma^2}\right) \cdot \\ &(\sigma^2)^{-(\alpha_2+1)} \exp\left(-\frac{\beta_2}{2\sigma^2}\right) \end{aligned} \quad (15)$$

式中: $\alpha_2 = \frac{n_1 + n_2 - 1}{2}$, $\beta_2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\tau_1} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\tau_2} + \frac{n_1 n_2 (n_2 \Delta \bar{x}_1 - n_1 \Delta \bar{x}_2)^2}{\tau_1 \tau_2 (n_1 \tau_1 + n_2 \tau_2)}$, $\mu_2 = \frac{n_1 \Delta \bar{x}_1 + n_2 \Delta \bar{x}_2}{n_1 \tau_1 + n_2 \tau_2}$, $\eta_2 = n_1 \tau_1 +$

$n_2 \tau_2$ 。以此类推, 得到最终的 $\pi(\mu, \sigma^2|\Delta x)$ 数学形式。从推导过程可知, 对腐蚀数据 Δx_1 和 Δx_2 取值的先后顺序不影响最终结果。通过 $\pi(\mu, \sigma^2|\Delta x)$ 分别计算 μ 和 σ^2 边缘密度函数:

$$\pi(\mu|\Delta x) = \int_0^{+\infty} \pi(\mu, \sigma^2|\Delta x) d\sigma^2, \quad (16)$$

$$\pi(\sigma^2|\Delta x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \pi(\mu, \sigma^2|\Delta x) d\mu$$

以平方损失函数作为参照, 在此情况下, μ 和 σ^2 的 Bayes 估计值分别为各自的条件期望^[18]:

$$\hat{\mu} = E(\mu|\Delta x), \hat{\sigma}^2 = E(\sigma^2|\Delta x) \quad (17)$$

$$\text{即: } \hat{\mu} = \int \pi(\mu|\Delta x) \mu d\mu, \hat{\sigma}^2 = \int \pi(\sigma^2|\Delta x) \sigma^2 d\sigma^2.$$

将 $\hat{\mu}$ 和 $\hat{\sigma}^2$ 带入式 (5)、式 (6) 可得到失效分布函数和可靠性函数。

4 实例应用

对某多相流海底油气输送管道某段进行可靠性分析, 管道钢材是 X65 管线钢, 基本化学成分: C 0.12%(质量分数), Si 0.45%, Mn 1.65%, Cr \leq 0.50%, Mo \leq 0.50%, 其余基本为 Fe。基本尺寸结构: 外直径 355.6 mm, 壁厚 15.9 mm。管道内壁所处工况环境参数见表 1。管道腐蚀退化过程假设初始腐蚀深度为 0, 根据 GB 50251—2015《输气管道工程设计规范》规定: 输气管道的外径与壁厚之比不应大于 100, 故取保守值 $l=12.3$ mm。

通过测量记录的历史数据, 分别选取 20 个腐蚀点, 对其中 10 个腐蚀缺陷深度值按管道运营年份第 1、2、3、4、5 年选取, 另外 10 个腐蚀深度值按第 1、3、5 年选取。两个时段管道腐蚀深度退化情况 (为便于识别, 以 5 个腐蚀点为一组) 如图 1 和图 2 所示。由图 1 和图 2 可见, 各腐蚀点的腐蚀深度呈非线性的增长趋势, 可初步认定管道腐蚀符合 Wiener 退化过程^[19]。为进一步验证退化数据的有效性, 腐蚀深度变化量的正态性概率如图 3 所示。大部分退化数据都服从对角线分布, 表明管道的腐蚀退化过程服从 Wiener 过程^[20]。

因此 $\Delta x = [\Delta x_1, \Delta x_2] = [\Delta x_{11}, \dots, \Delta x_{1n_1}; \Delta x_{21}, \dots, \Delta x_{2n_2}]$, 其中时间间隔 $\tau_1=1$, $\tau_2=2$ 。因为管道的腐蚀退化过程服从维纳过程, 即 $\Delta x_{11}, \dots, \Delta x_{1n_1} \sim N(\mu, D)$, $n_1=50$; 同样 $\Delta x_{21}, \dots, \Delta x_{2n_2} \sim N(2\mu, 2D)$, $n_2=30$ 。取 μ 与 σ^2 的先验

表 1 海底管道运营环境因素

Tab.1 Operating environment factors of corroded submarine pipeline

Temperature/ °C	Gas-liquid ratio/%	Oil-water ratio/%	Corrosion inhibitor/ (mg·L ⁻¹)	Flow rate/ (m·s ⁻¹)	Pressure/ MPa	CO ₂ partial pressure/MPa	Mass concentration NaCl/(mg·L ⁻¹)	Mass concentration NaH CO ₃ /(mg·L ⁻¹)
60	50	30	135	2	0.8	0.15	31 000	2 000

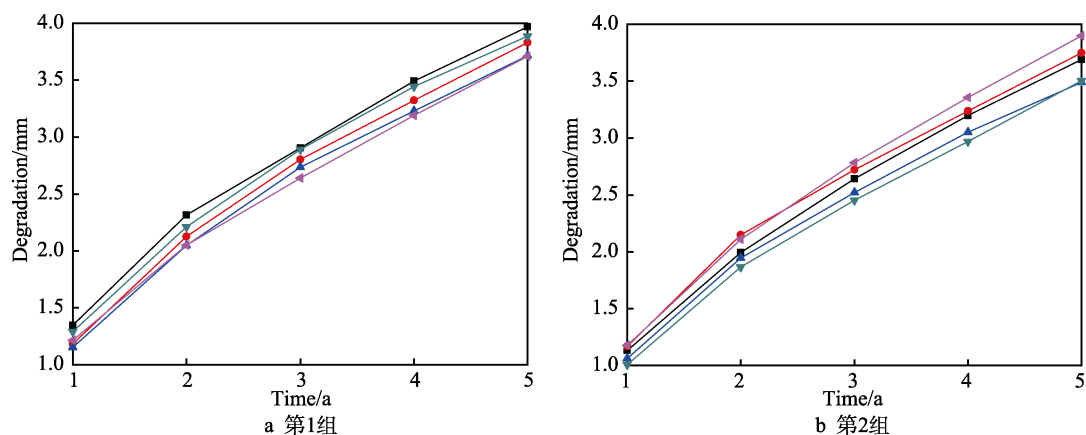


图1 第1、2、3、4、5年腐蚀退化轨迹

Fig.1 Corrosion degradation path at 1, 2, 3, 4, 5 years: a) group 1; b) group 2

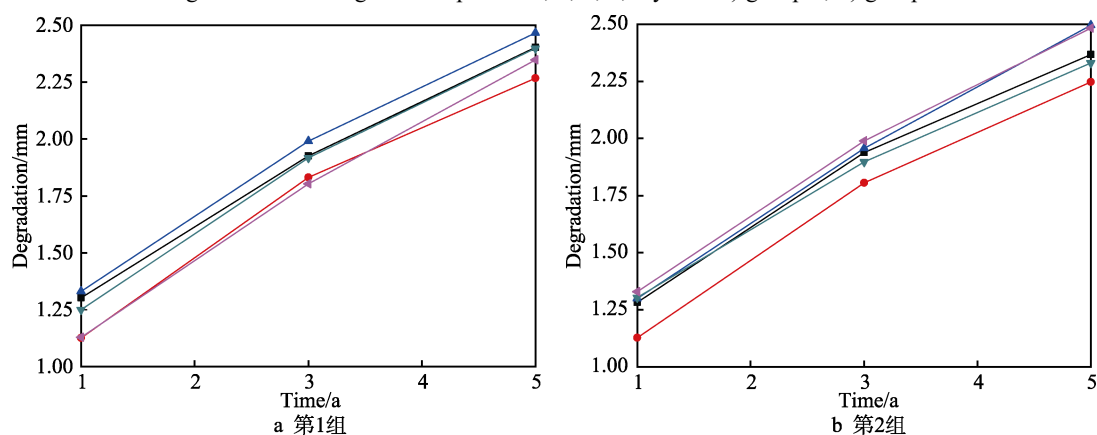


图2 第1、3、5年腐蚀退化轨迹

Fig.2 Corrosion degradation path at 1, 3, 5 years: a) group 1; b) group 2

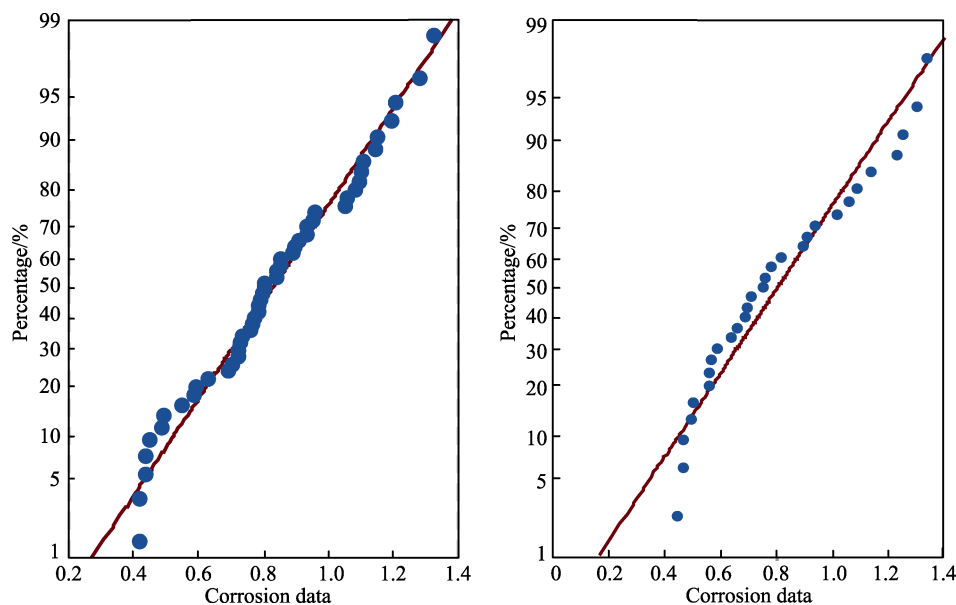


图3 腐蚀退化过程的正态性概率

Fig.3 Normality probability of corrosion degradation process

分布为正态-逆伽马分布, 则由式(14)可知:

$$\pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1) = \pi(\mu, \sigma^2 | \Delta \bar{x}_1, \mu_1) \propto (\sigma^2)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left\{-\frac{(\mu - 0.7487)^2}{0.04\sigma^2}\right\} (\sigma^2)^{-(30.5)} \exp\left\{-\frac{18.7178}{\sigma^2}\right\} \quad (18)$$

进一步得:

$$\pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1, \Delta x_2) \propto (\sigma^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{(\mu - 0.5567)^2}{0.00182\sigma^2}\right\} \cdot (\sigma^2)^{-44.5} \exp\left\{-\frac{24.8324}{\sigma^2}\right\} \quad (19)$$

因为 $\pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x_1, \Delta x_2) = \pi(\mu, \sigma^2 | \Delta x)$, 由式 (17) 计算可得到 μ 与 σ^2 的参数型经验 Bayes 估计值分别为: $\mu = 0.7688$, $\sigma^2 = 0.1291$, 即可得到腐蚀海底管道的可靠性函数和寿命概率密度函数。

通过 Matlab 绘制函数变化曲线如图 4 和图 5 所示。从图 4 可知, 腐蚀管道在运营前期的 12 年几乎完全可靠, 可靠性达 99.22%; 13 年之后, 腐蚀进程开始加快, 管道可靠度陡然下降。一般管道运行可靠度要求 90% 以上, 当可靠度为 90% 时, 该段管道可运营时间为 13.6 年。运行 15 年时, 可靠度为 68.97%; 运行 20 年时, 可靠度为 2.4%; 而到设计寿命 25 年时, 管道的可靠度几乎为 0, 表示已完全不可运行。由图 5 可知, 模型求得管道的平均可靠剩余寿命为 15.99 年, 符合实际情况, 证实了海底油气管道由于海洋环境的复杂性及其容易腐蚀破坏, 其运营寿命远达不到设计寿命。因此本文模型得到的管道可靠性分析结果作为设计维修决策的参照可用性较高, 并且腐蚀率的取值先后对模型并无影响, 新数据可以在历史结果的基础进行进一步计算, 实现了可靠性的实时分析。

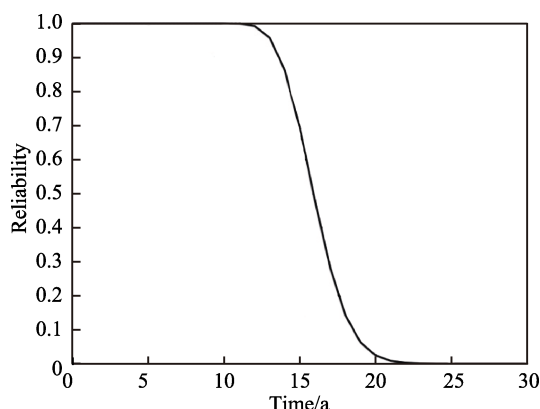


图 4 海底腐蚀管道可靠度曲线
Fig.4 Reliability curve of corroded submarine pipeline

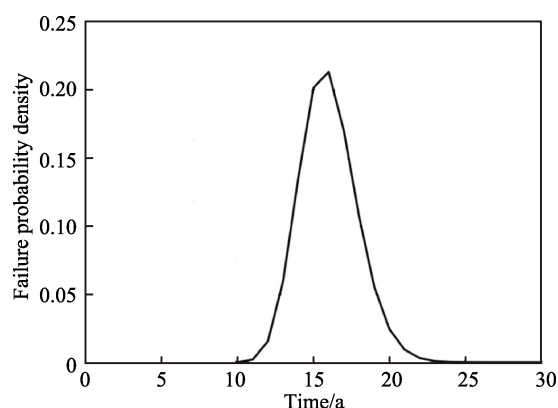


图 5 海底腐蚀管道寿命概率密度曲线
Fig.5 Probability density curve of corroded submarine pipeline life

5 结论

基于 Wiener 过程, 结合腐蚀数据, 建立海底管

道的可靠性分析模型, 以 Bayes 方法估算模型中未知参数, 得出以下结论:

1) 不同于传统基于压强极限方程的可靠性分析方法, 以海底管道的腐蚀退化数据为切入点, 根据腐蚀退化数据的分布特性, 建立了 Wiener 过程退化模型, 为长寿命、小子样的海底管道可靠性提供了一种较直观的分析方法。

2) 针对未知参数, 提出一种优化的 Bayes 方法, 可以处理不同时间段测量的管道腐蚀数据, 更加符合实际需求, 并且随着管道运营时间的增加, 能够不断更新可靠性分析结果, 而不需要反复处理历史数据, 进而可以用于海底腐蚀管道的实时可靠性分析。

3) 实例计算结果显示方法的实用性较高, 能够为管道的维修提供参考, 具有实际的工程应用价值。

参考文献:

- [1] 方娜, 陈国明, 朱红卫, 等. 海底管道泄漏事故统计分析[J]. 油气储运, 2014, 33(1): 99-103.
FANG Na, CHEN Guo-ming, ZHU Hong-wei, et al. Statistical analysis of leakage accidents of submarine pipeline[J]. Oil & gas storage and transportation, 2014, 33(1): 99-103.
- [2] 王茜, 赵建平. 海底管道第三方破坏失效状况模糊故障树分析[J]. 天然气工业, 2008, 28(5): 109-111.
WANG Qian, ZHAO Jian-ping. Fuzzy fault tree analysis of third party failure of submarine pipeline[J]. Natural gas industry, 2008, 28(5): 109-111.
- [3] LI Xin-hong, CHEN Guo-ming, ZHU Hong-wei, et al. Quantitative risk assessment of submarine pipeline instability[J]. Journal of loss prevention in the process industries, 2017, 45(1): 108-115.
- [4] 金伟良, 张恩勇, 邵剑文, 等. 海底管道失效原因分析及其对策[J]. 科技通报, 2004, 20(6): 529-533.
JIN Wei-liang, ZHANG En-yong, SHAO Jian-wen, et al. Cause analysis and countermeasure for submarine pipeline failure[J]. Bulletin of science and technology, 2004, 20(6): 529-533.
- [5] 刘景凯. BP 墨西哥湾漏油事件应急处置与危机管理的启示[J]. 中国安全生产科学技术, 2011, 7(1): 85-88.
LIU Jing-kai. The enlightenment by the emergency response and crisis management of BP oil spill in Mexico gulf[J]. Journal of safety science and technology, 2011, 7(1): 85-88.
- [6] GOGOI B K, DUTTA N N, GOSWAMI P, et al. A case study of bioremediation of petroleum-hydrocarbon contaminated soil at a crude oil spill site[J]. Advances in environmental research, 2003, 7(4): 767-782.
- [7] TEIXEIRA A P, SOARES C G, NETTO T A, et al. Reliability of pipelines with corrosion defects[J]. International journal of pressure vessels & piping, 2008, 85(4): 228-237.

(下转第 218 页)

- copper nanocomposites fabricated by electroless deposition process[J]. *Materials science and engineering: A*, 2009, 513-514: 247-253.
- [14] HOU P, LIU C, CHENG H. Purification of carbon nanotubes[J]. *Carbon*, 2008, 46(15): 2003-2025.
- [15] BALASUBRAMANIAN K, BURGHARD M. Chemically functionalized carbon nanotubes[J]. *Small*, 2005, 1(2): 180-192.
- [16] AVILÉS F, CAUICH-RODRÍGUEZ J V, MOO-TAH L, et al. Evaluation of mild acid oxidation treatments for MWCNT functionalization[J]. *Carbon*, 2009, 47(13): 2970-2975.
- [17] WANG H, ZHANG Z, ZHANG H, et al. Novel synthesizing and characterization of copper matrix composites reinforced with carbon nanotubes[J]. *Materials science and engineering: A*, 2017, 696: 80-89.
- [18] 邵谦, 杨玉香, 葛圣松, 等. 空心玻璃微珠表面无钎活化化学镀镍工艺研究[J]. *功能材料*, 2007(12): 2001-2003.
- SHAO Qian, YANG Yu-xiang, GE Sheng-song, et al. Preparation, properties and characterization of the blend film of polyvinyl alcohol and chitosan[J]. *Journal of functional materials*, 2007(12): 2001-2003.
- [19] WANG H, ZHANG Z, ZHANG H, et al. Novel synthesizing and characterization of copper matrix composites reinforced with carbon nanotubes[J]. *Materials science and engineering: A*, 2017, 696: 80-89.
- [20] KIM K T, CHA S I, GEMMING T, et al. The role of interfacial oxygen atoms in the enhanced mechanical properties of carbon-nanotube-reinforced metal matrix nanocomposites[J]. *Small*, 2008, 4(11): 1936-1940.
- [21] DATSYUK V, KALYVA M, PAPAGELIS K, et al. Chemical oxidation of multiwalled carbon nanotubes[J]. *Carbon*, 2008, 46(6): 833-840.

(上接第 193 页)

- [8] LEON D D, MACÍAS O F. Effect of spatial correlation on the failure probability of pipelines under corrosion[J]. *International journal of pressure vessels and piping*, 2005, 82(2): 123-128.
- [9] 韩文海, 周晶. 腐蚀海底管道可靠性分析[J]. *石油学报*, 2015, 36(4): 516-520.
- HAN Wen-hai, ZHOU Jing. Reliability analysis of corroded subsea pipeline[J]. *Acta petrolei sinica*, 2015, 36(4): 516-520.
- [10] 支希哲, 周红, 何洁. 腐蚀管道剩余寿命及参数灵敏度分析[J]. *西北工业大学学报*, 2011, 29(6): 983-986.
- ZHI Xi-zhe, ZHOU Hong, HE Jie. Analyzing remaining life and parameter sensitivity for pipeline subjected to corrosion[J]. *Journal of Northwestern Polytechnical University*, 2011, 29(6): 983-986.
- [11] 任慧龙, 李陈峰, 夏雪. 腐蚀海底管道剩余强度的可靠性评估方法研究[J]. *航海工程*, 2009, 38(5): 124-128.
- REN Hui-long, LI Chen-feng, XIA Xue. Reliability assessment method for residual strength of corroded pipeline[J]. *Ship & ocean engineering*, 2009, 38(5): 124-128.
- [12] 张新生, 吕品品, 王明虎, 等. 数据融合下的腐蚀油气管道剩余寿命预测[J]. *材料保护*, 2018, 51(10): 59-65.
- ZHANG Xin-sheng, LYU Pin-pin, WANG Ming-hu, et al. Residual lifetime prediction of corroded pipelines based on data fusion[J]. *Materials prediction*, 2018, 51(10): 59-65.
- [13] WHITMORE G A. Estimating degradation by a Wiener diffusion process subject to measurement error[J]. *Lifetime data analysis*, 1995, 1(3): 307-319.
- [14] PARK C, PADGETT W J. Accelerated degradation models for failure based on geometric brownian motion and gamma processes[J]. *Lifetime data analysis*, 2005, 11(4): 511-527.
- [15] COX D R, MILLER H D. The theory of stochastic processes[M]. London: Chapman and Hall, 1965.
- [16] 李玥铤, 刘淑杰, 高斯博, 等. 基于维纳过程的锂离子电池剩余寿命预测[J]. *大连理工大学学报*, 2017, 57(2): 126-132.
- LI Yue-xin, LIU Shu-jie, GAO Si-bo, et al. Prediction of lithium ion battery's remaining useful life based on Wiener process[J]. *Journal of Dalian University of Technology*, 2017, 57(2): 126-132.
- [17] 张金槐, 唐雪梅. Bayes 方法[M]. 长沙: 国防科大出版社, 1989.
- ZHANG Jin-huai, TANG Xue-mei. Bayesian methond[M]. Changsha: National University of Defense Technology Press, 1989.
- [18] 朱永生, 徐明跃, 高广学. 基于 Bayes 估计的一般原则及在平方损失下的简单应用[J]. *哈尔滨师范大学自然科学学报*, 2011, 27(6): 1-4.
- ZHU Yong-sheng, XU Ming-yue, GAO Guang-xue. The general principle of bayesian estimate and the simple application on the basis of squared-error loss[J]. *Natural science journal of Harbin Normal University*, 2011, 27(6): 1-4.
- [19] 姜梅. 基于 Gamma 模型和加速退化数据的可靠性分析方法[J]. *海军航空工程学院学报*, 2013, 28(4): 408-411.
- JIANG Mei. Reliability analysis based on gamma model and double-stresses accelerated test[J]. *Journal of Naval Aeronautical and Astronautical*, 2013, 28(4): 408-411.
- [20] 周洪伟. 正态性检验的几种常用的方法[J]. *南京晓庄学院学报*, 2012, 19(3): 13-18.
- ZHOU Hong-wei. Several commonly methods on inspection of normal distribution[J]. *Journal of Nanjing Xiaozhuang University*, 2012, 19(3): 13-18.