

马尔可夫模型在过程企业管道维修中应用

丛广佩^{*1}, 高金吉²

(1. 大连理工大学 化工学院, 辽宁 大连 116024;

2. 北京化工大学 机电工程学院, 北京 100029)

摘要: 一种基于泄漏后破裂(LBB)的马尔可夫模型被应用于研究过程工业中的维修活动对于管道失效概率的影响,该模型可以预测复杂维修方案(包含带压堵漏等内容)对于管道失效概率的影响,这对于维修方案的定量评估有重要意义. 根据中国石化企业中的管道维修特点,将管道状态分为完好、可探测缺陷、泄漏和破裂4种状态,相应地建立了LBB四状态马尔可夫模型,进而推导出了在维修方案影响下管道失效概率随时间变化的常微分方程,并应用盛金公式求解该微分方程,最后通过一个管道减薄维修的案例验证了该马尔可夫模型计算结果的可靠性.

关键词: 基于风险的检验(RBI); 风险; 失效概率; 不确定性量化; 马尔可夫模型; 灾害率; 泄漏后破裂

中图分类号: TH17 **文献标志码:** A

0 引言

基于风险的检验(RBI)是一种利用风险来确定设备定期检验范围和检验手段的检验优化方法,它利用一个简化后果计算将设备失效可能性转换为设备损伤带来的风险. API581第1版中将设备失效后介质的扩散面积作为后果,

$$R(t) = P_f(t) \cdot CA$$

是传统的安全后果考虑^[1],而在API581第2版中,则倾向于将设备失效后金融损失作为后果^[2],

$$R(t) = P_f(t) \cdot FC$$

它弥补了第一版中后果无法考虑经济损失、维修费用 and 环境影响的问题.

从中可以看出,RBI风险计算中后果只是一个常量,因此决定风险演变规律的是与时间有关的设备失效概率.在失效概率计算方面人们做了许多探索,Fleming开发了应用于核电管道系统中的失效可能性计算模型^[3],并在改进之后将其应用于二十多家核电厂在役检验策略的制定^[4].其中大部分方法都是基于统计方法的计算模

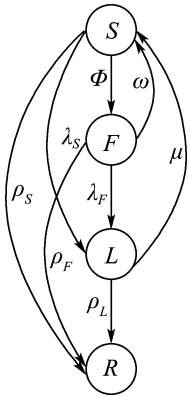
型^[5].这种模型的缺点在于需要首先区分可能的失效机理及其关键参数,并将失效数据按照可能的机理和关键参数进行分类统计,否则应用该方法要么会由于数据划分不够而导致统计结果带有巨大的不确定性,从而使不确定性量化失去意义,要么会造成数据过于稀疏,使统计结果不具备统计规律^[6].此外,虽然通过历史数据统计出来的失效概率,可以反映之前的检验和维修活动对于失效概率的影响,但当检验或维修策略发生变化时,这种基于历史数据的统计估计可能将失去作用^[7].为此,人们将检验前的历史统计规律作为先验分布,而将检验结果作为条件概率,然后利用前人提出的贝叶斯方法^[8]解决了这个问题.但应用这种方法的前提是损伤增量服从指数分布^[9],因此只能针对等时间间隔的检验和维修. van Noortwijk等吸取挡潮闸^[10]和堤坝^[11]的成功经验,提出了应用Gamma随机过程为损伤增量建模的方法^[12],但是为了简化贝叶斯方法的计算,必须令先验分布服从倒Gamma分布,这限制了该模型的应用.为了避免应用随机过程建模的复

杂性,且要充分考虑检验和维修策略变更的影响,Fleming 利用三状态马尔可夫模型对核电管道系统进行了建模,该模型将泄漏和破裂都作为管道失效形式加以考虑.但是中国石化企业的实际情况是针对泄漏问题会采用带压堵漏等复杂维修技术进行维修,这实际上是否定了泄漏作为失效模式三状态马尔可夫模型,鉴于此本文将试图建立一个适合中国石化企业的四状态管道失效模型.

1 马尔可夫模型

1.1 通用四状态马尔可夫模型

通用四状态马尔可夫模型如图 1 所示,它可以应用于多种在材料基材上的损伤,例如流体加速腐蚀、热疲劳等,甚至可以用于极端荷载条件下的失效,比如水击和超压.



管道单元的状态: S—完整,无可探测缺陷; F—可探测缺陷; L—泄漏; R—破裂. 状态转换率: Φ—缺陷出现率; λ_S—在完好条件下泄漏失效; λ_F—在缺陷条件下泄漏失效; ρ_S—在完好条件下破裂失效; ρ_F—在缺陷条件下破裂失效; ρ_L—在泄漏条件下破裂失效; ω—在役检验的维修率; μ—泄漏勘察的维修率

图 1 通用四状态马尔可夫模型

Fig. 1 General four-state Markov model

根据图 1,与时间有关的四状态微分方程组^[13]为

$$\frac{dS}{dt} = -(\Phi + \lambda_S + \rho_S)S + \omega F + \mu L \quad (1)$$

$$\frac{dF}{dt} = \Phi S - (\omega + \lambda_F + \rho_F)F \quad (2)$$

$$\frac{dL}{dt} = \lambda_S S + \lambda_F F - (\mu + \rho_L)L \quad (3)$$

$$\frac{dR}{dt} = \rho_S S + \rho_F F + \rho_L L \quad (4)$$

且四种状态的概率关系为

$$S(t) + F(t) + L(t) + R(t) = 1 \quad (5)$$

若破裂作为唯一的失效状态,则根据以上方程定义了四状态可靠率为

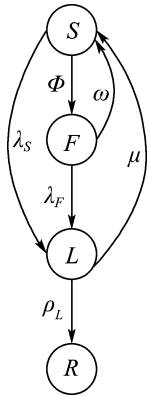
$$r(t) = 1 - R(t) = S(t) + F(t) + L(t) \quad (6)$$

灾害率的微分方程^[14]为

$$h(t) = -\frac{1}{r(t)} \frac{dr(t)}{dt} = \frac{1}{1 - R(t)} \frac{dR(t)}{dt} \quad (7)$$

1.2 基于 LBB 的四状态马尔可夫模型

LBB 模型是一种允许泄漏情况发生的失效模型.虽然原则上石化企业一般不允许泄漏,但在中国的石化企业中通常针对泄漏采取带压堵漏、碳纤维布加环氧树脂等办法,往往可以实现泄漏不停车,因此中国石化企业的这种维修等于将石化设备管道的失效看作 LBB 模型.据此,更加适合中国石化企业的马尔可夫模型应为如图 2 所示的四状态马尔可夫模型.



管道单元的状态: S—完整,无可探测缺陷; F—可探测缺陷; L—泄漏; R—破裂. 状态转换率: Φ—缺陷出现率; λ_S—在完好条件下泄漏失效; λ_F—在缺陷条件下泄漏失效; ρ_L—在泄漏条件下破裂失效; ω—在役检验的维修率; μ—泄漏勘察的维修率

图 2 LBB 失效四状态马尔可夫模型

Fig. 2 LBB failure four-state Markov model

根据图 2 所示的模型,式(1)~(4)中的 ρ_S、ρ_F 为零,则式(1)~(4)变为

$$\frac{dS}{dt} = -(\Phi + \lambda_S)S + \omega F + \mu L \quad (8)$$

$$\frac{dF}{dt} = \Phi S - (\omega + \lambda_F)F \quad (9)$$

$$\frac{dL}{dt} = \lambda_S S + \lambda_F F - (\mu + \rho_L)L \quad (10)$$

$$\frac{dR}{dt} = \rho_L L \tag{11}$$

令 $\mathbf{X} = (S \quad F \quad L \quad R)^T$,

$$\mathbf{G} = \begin{pmatrix} -(\Phi + \lambda_S) & \omega & \mu & 0 \\ \Phi & -(\omega + \lambda_F) & 0 & 0 \\ \lambda_S & \lambda_F & -(\mu + \rho_L) & 0 \\ 0 & 0 & \rho_L & 0 \end{pmatrix}$$

则式(8) ~ (11) 的矩阵形式为

$$\frac{d\mathbf{X}}{dt} = \mathbf{GX} \tag{12}$$

且边界条件为

$$S(t = 0) = 1;$$

$$D(t = 0) = F(t = 0) = C(t = 0) = 0$$

则根据常系数微分方程的解法,式(12) 的解为

$$\mathbf{X}(t) = C_1 \mathbf{E}_1 e^{x_1 t} + C_2 \mathbf{E}_2 e^{x_2 t} + C_3 \mathbf{E}_3 e^{x_3 t} + C_4 \mathbf{E}_4 e^{x_4 t} \tag{13}$$

其中 C_1, C_2, C_3, C_4 为由边界条件确定的系数;

$\mathbf{E}_1, \mathbf{E}_2, \mathbf{E}_3, \mathbf{E}_4$ 为 $\mathbf{G}$ 的特征向量,且 $\mathbf{E}_4 = (0 \quad 0 \quad 0 \quad 1)$; x_1, x_2, x_3, x_4 为 $\mathbf{G}$ 的特征值,且 $x_4 = 0$; x_1, x_2, x_3 是下面特征方程的解:

$$\begin{aligned} &z^3 + (\Phi + \omega + \mu + \rho_L + \lambda_F + \lambda_S)z^2 + \\ &[(\mu + \rho_L)(\lambda_F + \omega) + \Phi(\mu + \rho_L + \lambda_F) + \\ &\lambda_S(\omega + \rho_L + \lambda_F)]z + (\Phi\rho_L\lambda_F + \lambda_S\omega\rho_L) = 0 \end{aligned} \tag{14}$$

式(14)所示的三次方程可用盛金公式^[15]求解.

2 马尔可夫模型的参数估计

2.1 中间参数的估计

2.1.1 在不同后果情况下,缺陷被检验的平均概率 按照 RBI 的思想,管道在其寿命周期内会根据其风险的变化而经历不同的检验策略,因此本文用这些检验的均值有效率来代表该管道的缺陷检出率.根据文献[1-2]中对于失效可能性等级的定义,假设对高风险和中高风险进行高有效性检验,对中风险且失效可能性等级大于等于 3 的进行通常有效性检验,而对低于 3 的进行一般有效性检验,对低风险不进行检验,且各种检验情况的检验效率符合文献[1-2]提供的离散概率分布数据,并得到如图 3 所示的设备风险矩阵.

从图 3 可以看出不同的先天后果等级,设备在寿命周期内所经历的检验效率的变化也不同,因此,得到按照不同后果等级的缺陷被检验出的

平均概率,如表 1 所示.

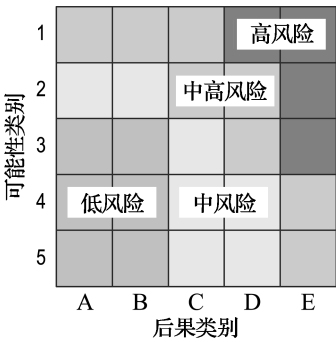


图 3 设备的风险矩阵

Fig. 3 Risk matrix of equipment

表 1 在不同失效后果情况下缺陷被检验出的平均概率

Tab. 1 Average probability of flaw inspected in different failure consequences

后果等级	经历的风险历程	经历该风险的概率	检验效率	缺陷被检验出的平均概率(p_{ins})
A、B	低风险	3/5	0.3	0.50
	中风险(失效等级 ≥ 3)	1/5	0.7	
	中高风险和高风险	1/5	0.9	
C	中风险(失效等级 < 3)	2/5	0.5	0.70
	中风险(失效等级 ≥ 3)	1/5	0.7	
	中高风险和高风险	2/5	0.9	
D	中风险(失效等级 < 3)	2/5	0.5	0.74
	中高风险和高风险	3/5	0.9	
E	中高风险和高风险	1	0.9	0.9

2.1.2 在检验部位、检验手段确定情况下检出缺陷存在的概率 p_{id} 令 p_{id} 为缺陷可被检验手段识别的概率, $x(t)$ 为在 t 时刻的损伤总量,且 $x(t)$ 服从 Gamma 随机过程:

$$f_{x(t)}(x) = \text{Ga}(x \mid \mu_{\text{exd}}^2 t / \sigma^2, \mu_{\text{exd}} / \sigma^2) \tag{15}$$

其中

$$\mu_{\text{exd}} = E((x(t)) / t; \sigma^2 = \text{var}(x(t)) / t \tag{16}$$

并令

$$a = \mu_{\text{exd}}^2 / \sigma^2; b = \mu_{\text{exd}} / \sigma^2 \tag{17}$$

在 T 时刻,选取的损伤总值作为随机变量数据,计算 T 时刻的数学期望和偏差,并按式(16) 计算平均损伤率和平均损伤率的偏差,代入下式得到在 T 时刻的总损伤值的 Gamma 随机分布:

$$f_{x(T)}(x) = \Gamma(x \mid aT, b) = \frac{b^{aT}}{\Gamma(aT)} x^{aT-1} e^{-bx};$$

$$x \in (0, +\infty)$$

$$\Gamma(aT) = \int_0^{+\infty} t^{aT-1} e^{-t} dt \tag{18}$$

令 ϵ_0 为检测设备的测量精度, 则当 $x(t) > \epsilon_0$ 时, 该缺陷是可以识别的, 因此根据式(18) 得

$$p_{id} = \text{Ga}\{x(t) > \epsilon_0\} = 1 - \text{Ga}\{x(t) \leq \epsilon_0\} = 1 - \int_0^{\epsilon_0} \frac{b^{aT}}{\Gamma(aT)} x^{aT-1} e^{-bx} dx \tag{19}$$

2.1.3 其他中间参数 令发生泄漏时管道的运行时间为 τ_1 , 在役维修所需时间为 τ_r , 从当前管道泄漏时刻到下次预防性或预知维修时间间隔为 τ_p , 则在维修期间其他非维修部位发生泄漏的概率 p_{is} 服从泊松分布:

$$p_{is}(x=k) = P_{is}(x=k) = \frac{e^{-\tau_r/\tau_1} (\tau_r/\tau_1)^k}{k!} \tag{20}$$

则到预防性或预知维修时间其他非维修部位发生泄漏的概率 p_p 服从泊松分布:

$$p_p(x=k) = P_p(x=k) = \frac{e^{-\tau_p/\tau_1} (\tau_p/\tau_1)^k}{k!} \tag{21}$$

则在泄漏情况下发生一次有效在役维修的概率

$$\mu_l = \frac{p_{ld} p_{is}(x=0) p_p(x=0)}{T_{ld} + \tau_r} \mu_i \tag{22}$$

其中 μ_l 为在役维修工艺(如带压堵漏) 不导致管道失效的概率; T_{ld} 为泄漏探测的时间间隔; p_{ld} 为泄漏探测有效率.

在役维修所需时间为 τ_m , 在发生一次有效维修情况下, 发生有效停车维修的概率

$$\mu_m = \frac{1}{\tau_p + \tau_m} \tag{23}$$

令 τ_{ld} 为检漏时间, 从可探测缺陷状态下, 进入泄漏状态的概率 p_w 为

$$p_w = 1 - \text{Ga}\{x(t) \leq w\} + \text{Ga}\{x(t) = w\} = 1 - \int_0^w \frac{b^{aT}}{\Gamma(aT)} x^{aT-1} e^{-bx} dx + \frac{b^{aT}}{\Gamma(aT)} w^{aT-1} e^{-bw} \tag{24}$$

其中 w 为壁厚.

令设备超压服从对数正态分布, 则设备在完整条件下的超压概率 p_{op} 为

$$p_{op} = P_{op}\left\{p_1 \geq \frac{2t \times 1.1\sigma_i}{D}\right\} \tag{25}$$

其中 p_1 为压力荷载.

泄漏探测有效率 p_{ld} 为

$$p_{ld} = \frac{P_{ldm}(T_{ld} - \tau_d)}{T_{ld}}$$

其中 τ_d 为一次泄漏探测所用去的时间; P_{ldm} 为某一失效后果下的均值泄漏探测有效率, 各种泄漏探测手段的探测有效率如表 2 所示, 则不同失效后果下的 P_{ldm} 与其对应的缺陷被检验的平均概率一样, 如表 1 所示.

表 2 不同泄漏检验手段的探测效率

Tab.2 Detecting effectiveness of different leak detection means

P_{ldm}	泄漏探测效率	手段
0.9	高	直接探测手段, 全设备巡检
0.7	中高	间接探测手段, 结合部分直接探测手段
0.5	中	间接探测手段, 结合人工巡检
0.3	低	人工巡检

2.2 马尔可夫参数

在泄漏情况下发生一次有效维修率

$$\mu = \mu_l \mu_m \tag{26}$$

在缺陷条件下的维修率

$$\omega = \frac{p_{ins} p_{id}}{(T_{ins} + \tau_m)(1 - p_f)} \tag{27}$$

其中 p_f 为缺陷失效的概率.

从完整状态进入可探测缺陷状态的转换率

$$\Phi = \frac{p_{ins} p_{id}}{T_{ins} + \tau_{ins}} \tag{28}$$

其中 τ_{ins} 为检验时间; T_{ins} 为检验时间间隔.

从可探测缺陷状态下, 进入泄漏状态的概率

$$\lambda_F = \frac{p_{ld} p_w}{(T_{ld} + \tau_{ld}) p_{ins} p_{id}} \tag{29}$$

其中: τ_{ld} 为检漏时间.

从可探测泄漏态下, 进入破裂状态的概率

$$\rho_L = \frac{p_f}{(T_{ld} + \tau_{ld}) p_{ld} \text{Ga}\{x(t) \geq w\}} \tag{30}$$

从完整或无可探测缺陷状态下, 进入泄漏状态的概率为

$$\lambda_S = \frac{p_{ld} p_{op}}{T_{ld} + \tau_{ld}} \tag{31}$$

3 算 例

某石化管道发生穿孔, 其具体情况为管道内径 200 mm, 设计壁厚 6 mm, 5 a 穿孔, 以除泄漏点外, 最薄点壁厚(1.1 mm) 计算, 平均腐蚀速率为 1 mm/a, 泄漏点附近最薄处为 1.6 mm, 平均腐蚀速率为 0.88 mm/a, 弯头厚度为 4 mm, 原始厚度为 8 mm, 泄漏发现方式为人工巡检, 巡检周

期为 3 h 一次,每次用时 1 h,RBI 结果为高风险,设备后果等级为 D 级,并且令 $\mu_t=0.99$.

则根据式(15)~(31),本文提出的马尔可夫模型的参数及中间参数如表 3 所示.

表 3 LBB 马尔可夫模型参数的计算结果

Tab. 3 Results of case based on LBB Markov model

中间参数	参数值	马尔可夫参数	参数值
p_{ins}	0.740 000	Φ	0.000 250
p_{is}	0.999 800	λ_F	0.000 119
p_p	0.999 000	λ_S	$6.659\ 3\times10^{-7}$
p_{id}	0.246 667	ρ_L	$6.663\ 1\times10^{-7}$
p_{id}	1.000 000	ω	0.000 248
μ_l	0.022 173	μ	$2.763\ 38\times10^{-6}$
μ_m	0.000 125		

将表 3 中的马尔可夫参数代入式(6)、(13)和(14),得出在对该管道进行包括带压堵漏技术在内的复杂维修时,该管道的可靠度为

$$S(t)+F(t)+L(t)=0.633\ 613e^{-0.000\ 52t}-0.312\ 7e^{0.000\ 104t}+0.681\ 629e^{-0.000\ 21t}$$

再由式(7)得,该管道的灾害率为

$$h(t)=(0.000\ 328e^{-0.000\ 52t}+0.000\ 033e^{0.000\ 104t}+0.000\ 141e^{-0.000\ 21t})/(0.633\ 613e^{-0.000\ 52t}-0.312\ 7e^{0.000\ 104t}+0.681\ 629e^{-0.000\ 21t})$$

40 a(设备的最高使用年限)破裂所导致的灾害率(设备失效率)变化曲线如图 4 所示.

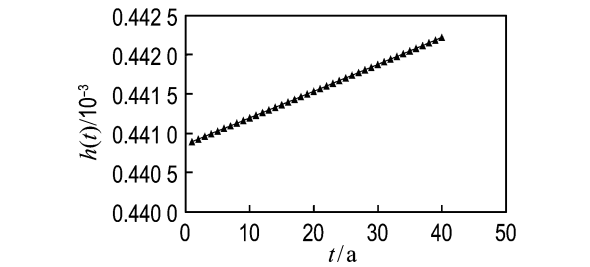


图 4 破裂所导致的灾害率变化曲线
Fig. 4 Hazard rate curve caused by rupture

由图 4 可知,基于风险的检验、检漏,并在泄漏后对管道进行全面测厚的基础上,在设备寿命期内,采用包含带压堵漏技术的复杂维修过程,可以将该管道发生破裂并导致严重损伤的概率控制得很低,结合其 D 级失效后果等级,按式(1)计算,则该管道的安全风险被控制在 $0.44\sim4.42\ m^2$. 根据文献[2],属于可以忍受的中风险

级别.同时图 4 中灾害率呈逐年增加的趋势,该趋势反映了石化设备维修为非完全恢复性维修的特点.

4 结 语

在以往的石化管道马尔可夫模型中通常采用三状态马尔可夫模型,即将泄漏和破裂统统作为失效来看待,但是在中国石化企业中通常会采用包含带压堵漏等技术的复杂维修过程,这种维修过程并不承认泄漏是设备失效的表现形式,反而更加符合允许泄漏发生的 LBB 失效模型,因此本文建立了基于 LBB 的马尔可夫模型用以综合考虑泄漏非停车维修过程的影响,模型中认为存在一个维修过程在泄漏发生时将设备或管道维修回完好状态,更加适合中国石化企业管道的维修定量评估.从算例中可以看出在对管道进行全面测厚的基础上,复杂维修过程可以有效避免管道的破裂发生,而且马尔可夫模型的计算是一个设备失效概率随时间变化逐年增加的函数,正确地反映了石化设备维修为非完全恢复性维修的特点.从而证明本文提出的基于 LBB 的四状态马尔可夫模型不但可以定量估算中国石化企业维修过程的风险控制效果,而且还能从时间上推演出非完全恢复性维修过程对设备失效概率的影响.

参考文献：

[1] American Petroleum Institute. API 581 Risk-Based Inspection Base Resource Document [S]. Washington D C:API, 2000.

[2] American Petroleum Institute. API 581 Risk-Based Inspection Technology [S]. Washington D C:API, 2008.

[3] Fleming K N. Piping system reliability and failure rate estimation models for use in risk informed in-service inspection applications [R] // **EPRI TR-110161**. Palo Alto:EPRI, 1998.

[4] Fleming K N, Hutchinson J J. Risk informed in-service inspection of the ComEd nuclear plants [C] // **Proceedings of PSAM 5**. Osaka: PSAM, 1999:98-104.

[5] Gosselin S R, Fleming K N. Evaluation of pipe failure potential via degradation mechanism assessment [C] // **Proceedings of ICON 5**. Nice:

- ICONE, 1997:26-30.
- [6] Chapman O J V, Fabbri L. **Discussion Document on Risk Informed In-service Inspection of Nuclear Power Plants in Europe** [M]. Petten: European Commission, 2000.
- [7] Fleming K N, Lydell B O Y. Database development and uncertainty treatment for estimating pipe failure rates and rupture frequencies [J]. **Reliability Engineering & System Safety**, 2004, **86** (3): 227-246.
- [8] van Noortwijk J M, Cooke R M, Matthijs K. A Bayesian failure model based on isotropic deterioration [J]. **European Journal of Operational Research**, 1995, **82**(2):270-282.
- [9] van Noortwijk J M, van der Weide J A M, Kallen M J, *et al.* Gamma processes and peaks-over-threshold distributions for time-dependent reliability [J]. **Reliability Engineering & System Safety**, 2007, **92**(12):1651-1658.
- [10] van Noortwijk J M, Klatte H E. Optimal inspection decisions for the block mats of the Eastern-Scheldt barrier [J]. **Reliability Engineering & System Safety**, 1999, **65**(3):203-211.
- [11] Speijker L J P, van Noortwijk J M, Kok M, *et al.* Optimal maintenance decisions for dikes [J]. **Probability Engineering Information Science**, 2000, **14**(1):101-121.
- [12] Kallen M J, van Noortwijk J M. Optimal maintenance decisions under imperfect inspection [J]. **Reliability Engineering & System Safety**, 2005, **90**(2-3):177-185.
- [13] Fleming K N. Markov models for evaluating risk-informed in-service inspection strategies for nuclear power plant piping systems [J]. **Reliability Engineering and System Safety**, 2004, **83**(1):27-45.
- [14] Shooman M L. **Probabilistic Reliability: An Engineering Approach** [M]. 2nd ed. Malabar: Krieger Publishing Company, 1990.
- [15] 范盛金. 一元三次方程的新求根公式与新判别法 [J]. 海南师范学院学报:自然科学版, 1989, **2**(2): 91-98.
FAN Sheng-jin. A new extracting formula and a new distinguishing means on the one variable cubic equation [J]. **Journal of Hainan Teachers College: Natural Science**, 1989, **2**(2):91-98. (in Chinese)

Application of Markov model to pipe maintenance in process industries

CONG Guang-pei^{*1}, GAO Jin-ji²

(1. School of Chemical Engineering, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;

2. School of Mechantronic Engineering, Beijing University of Chemical Technology, Beijing 100029, China)

Abstract: A Markov model based on leakage before break (LBB) is applied to study the effects of maintenance activities on the failure probability of pipe systems in process industries. The model can predict the influence of complex maintenance plans(including the pressured seal, etc.) on the pipe failure probability, which is significant for quantitative assessment of maintenance plans. According to features of pipe maintenance in petrochemical industries in China, pipe is distinguished into four states, success state, flaw state, leak state and rupture state, similarly constant coefficient differential equations have been deduced on the pipe failure probability with the time after establishing a LBB four-states Markov model, and these constant coefficient differential equations can be solved with Shengjin formula. At last, a practical case is calculated applying the model in a maintenance activity of pipe thinning to testify the reliability of the model.

Key words: risk-based inspection (RBI); risk; failure probability; uncertainty quantitative; Markov model; hazard rate; leakage before break (LBB)