

数据驱动下孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法

朱 林¹, 陈 敏², 贾民平³, 冯月贵⁴, 庆光蔚⁴

(1.扬州大学机械工程学院, 江苏 扬州 225007; 2.西交利物浦大学智能工程学院, 江苏 苏州 215123; 3.东南大学机械工程学院, 江苏 南京 211189; 4.南京市特种设备安全监督检验研究院, 江苏 南京 210002)

摘要:以结构件裂纹扩展过程中的损伤状态评估为研究对象,提出了一种孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法。首先,结合基于裂尖场能量的可靠度序化策略与非齐次泊松过程,运用贝叶斯理论对试验信息及总体过程参数的渐进关系进行组合,获得过程参数先验分布。同时,基于裂尖场能量递进因子与似然函数的概念,通过先验信息、序化策略及后验信息的组合,建立了孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的参数后验分布模型。最后以典型结构为例,结合声发射检测到的裂纹扩展数据对提出方法的可行性进行验证,并将预测结果与独立的试验结果进行比较。结果表明,提出方法的平均预测精度为 92.1%,可以实现通过少量试验信息完成不同初始损伤状态下结构件损伤状态评估的目的。

关键词: 损伤评估; 递进因子; 非齐次泊松; 序化策略; 贝叶斯

中图分类号: TB123 **文献标志码:** A **文章编号:** 1004-4523(2021)01-0134-07

DOI: 10.16385/j.cnki.issn.1004-4523.2021.01.015

引 言

随着装备向大型化发展,其最大装载吨位也不断提高,微小的裂纹就可能造成巨大的危害。因此,裂纹结构的损伤评估已成为这一领域的研究重点^[1-2]。

一般情况下,评估对象能做的试验次数较少,如何利用经验来减少试验就极为关键,这一点也推动了贝叶斯理论的应用。Torregosa 等^[3]根据裂纹扩展中不同输入参数对评估结果的影响,建立了动态贝叶斯模型。Beck 等^[4]根据结构损伤服从指数与 Weibull 分布的特点,建立了基于贝叶斯理论的结构损伤状态评估方法,并对其可行性与分析准确性进行了验证。Luque 等^[5]以结构损伤为分析对象,通过更新策略来融合先验与后验信息,完成了典型结构的寿命预测。赵申坤等^[6]针对系统可靠性问题,提出了一种基于数据驱动和贝叶斯理论的剩余寿命预测方法。为了提高结构损伤评估的效率,完成同一批结构的评估是必要的。大多情况下,同一批构件间的初始状态是不同的,这给同一类结构的高效评估带来了困难。文献[3-6]基本上能够实现先验信

息与后验信息的传递,但评估模型的假设都具有相同的初始状态,无法适用于评价同一批结构。

鉴于此,本文提出了孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法,建立序化策略,并将试验信息及递进因子进行组合,获得非齐次泊松过程(Non-homogeneous Poisson Process, NHPP)的参数先验分布,并结合似然函数,求解参数后验分布,来评估不同裂纹初始状态下的结构损伤状态。

1 基于裂尖场能量的可靠度序化策略

假设 1: 假设有 $n-1$ 组不同裂纹初始状态的同种构件疲劳试验数据信息,即

第一组数据:

$$X^{(1)} = [x_1^{(1)}, x_2^{(1)}, \dots, x_{m_1}^{(1)}] \sim f_X(\theta_1)$$

第 n 组数据:

$$X^{(n)} = [x_1^{(n)}, x_2^{(n)}, \dots, x_{m_n}^{(n)}] \sim f_X(\theta_n)$$

随着工作时间的增加,实验信息中的初始裂纹长度逐渐增加,故额定加载次数的可靠度变化量 $\theta_1 \leq \theta_2 \leq \dots \leq \theta_{n-1} \leq \theta_n$ 存在序化关系。

假设 2: 第 j 组裂纹数据 $L_j(t)$ 是具有均值函数

收稿日期: 2019-01-26; **修订日期:** 2019-05-29

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(51805447);江苏省自然科学基金青年项目(BK20190911, BK20170418);中国博士后科学基金资助项目(2019M661947);江苏省农业自主创新资金资助项目(CX(20)3060)

$V_j(t) = \beta_j(t - t_{0j})^{\alpha_j}$ 的 NHPP, 可等价于 Weibull 过程。 α 为 Weibull 过程的形状参数, β 为尺度参数。

假设 3: 裂纹初始状态不改变失效机理, 故各组数据 Weibull 过程形状参数 α 相等。

假设 4: 随着数据分组的不同, 裂尖场能量逐渐变大, 引入裂尖场能量递进因子 δ_j 来描述初始状态的不同, δ_j 取均值分布

$$\delta_j = \frac{I_{c,j}}{I_{c,j-1}} > 1 \quad (1)$$

式中 $I_{c,j}$ 为时间节点所对应的裂尖场能量。

某个时间点的裂尖场能量 I_c 可以表示为

$$I_c = \int_0^A f(x) dx \quad (2)$$

式中 A 为积分路径的选取距离, $f(x)$ 为应力状态拟合分布方程。

为了避免计算所带来的误差, 取 $[\delta_{j,L}, \delta_{j,U}]$ 为能量递进因子的取值区间。

其一、二阶矩分别为:

$$E\{\delta_j\} = \frac{\delta_{j,U} + \delta_{j,L}}{2} \quad (3)$$

$$E\{\delta_j^2\} = \frac{\delta_{j,U}^3 + \delta_{j,L}^3}{3(\delta_{j,U} + \delta_{j,L})} \quad (4)$$

式中 $E\{\delta_j\}$ 为递进因子的一阶矩; $E\{\delta_j^2\}$ 为递进因子的二阶矩; $\delta_{j,L}$ 与 $\delta_{j,U}$ 为递进因子取值区间中的最小值与最大值。

2 孪生贝叶斯 NHPP 的先验分布模型

2.1 第一组数据先验分布

本文在多因素修正裂纹扩展模型^[7]的基础上, 对构件裂纹数据进行预测, 并根据预测数据求解第一组数据所对应的先验分布参数的均值与标准差。

$$\sigma \left[1 - \left(\frac{\sigma_m}{\sigma_u} \right)^2 \right] \left(\frac{C}{N} \right)^{-\frac{1}{m}} Q C_L = A / \int_0^A \frac{(L - L_0 + r)}{\sqrt{2(L - L_0)r + r^2}} dr \quad (5)$$

式中 σ_m 为平均应力; σ 表示循环应力; σ_u 为极限强度; Q 为表面质量系数; C_L 为加载方式系数; N 为疲劳寿命; m, C 为与材料、应力比有关的参数; L 为裂纹扩展后的长度; L_0 为裂纹初始长度。

根据预测数据求解先验参数的均值 $E(\beta_1)$ 与标准差 $E(\beta_1^2)$, 可得尺度参数的先验系数为

$$\begin{cases} a_1 = [E(\beta_1)]^2 / D(\beta_1) \\ b_1 = E(\beta_1) / D(\beta_1) \end{cases} \quad (6)$$

式中 $D(\beta_1) = E(\beta_1^2) - [E(\beta_1)]^2$

同时, 形状参数的先验系数 c_1, d_1 可以表示为

$$\begin{cases} c_1 = \frac{[E_1(\alpha)]^2 - [E_1(\alpha)]^3 - E_1(\alpha^2)}{D_1(\alpha)} \\ d_1 = c_1 \frac{[1 - E_1(\alpha)]}{E_1(\alpha)} \end{cases} \quad (7)$$

2.2 其他组数据的先验分布

在 $j > 1$ 的试验数据组内, NHPP 的尺度参数 β_j 取适应性较强的 Γ 分布作为先验分布

$$\pi(\beta_j | a_j, b_j) = \frac{b_j^{a_j}}{\Gamma(a_j)} \beta_j^{a_j-1} e^{-b_j \beta_j}, a_j > 0, b_j > 0 \quad (8)$$

假设试验数据 D , 随机变量 β_j 和 δ_j 的先验均值和方差与上一序化数据组中后验 β_{j-1} 的关系为:

$$E(\beta_j) = E(\beta_{j-1} | D) E(\delta_j) \quad (9)$$

$$E(\beta_j^2) = E(\beta_{j-1}^2 | D) E(\delta_j^2) \quad (10)$$

根据 Γ 分布均值与方差, 可得

$$\begin{cases} a_j = [E(\beta_j)]^2 / D(\beta_j) \\ b_j = E(\beta_j) / D(\beta_j) \end{cases} \quad (11)$$

随机变量 α 的先验均值和方差与上一序化试验数据组中后验分布均值和方差的关系可表示为:

$$E(\alpha_j) = E(\alpha_{j-1} | D) \quad (12)$$

$$E(\alpha_j^2) = E(\alpha_{j-1}^2 | D) \quad (13)$$

分布的均值、方差与先验系数的关系为:

$$E(\alpha) = \frac{c}{c+d} \quad (14)$$

$$E(\alpha^2) = \frac{cd}{(c+d)^2(c+d+1)} \quad (15)$$

根据式(14)与式(15), 形状参数的先验系数 c_j, d_j 可以表示为

$$\begin{cases} c_j = \frac{[E_j(\alpha)]^2 - [E_j(\alpha)]^3 - E_j(\alpha^2)}{D_j(\alpha)} \\ d_j = c_j \frac{[1 - E_j(\alpha)]}{E_j(\alpha)} \end{cases} \quad (16)$$

假设 α_j 与 β_j 相互独立, 可得第 j 个初始状态下参数 α 与 β 的联合先验分布:

$$\pi(\alpha, \beta | a_j, b_j, c_j, d_j) = \frac{\Gamma(c_j + d_j)}{\Gamma(a_j)\Gamma(d_j)\Gamma(c_j)} h_j^{a_j} \beta_j^{a_j-1} e^{-b_j \beta_j} \alpha^{c_j-1} (1-\alpha)^{d_j-1} \quad (17)$$

3 孪生贝叶斯 NHPP 的后验分布模型

第 j 种裂纹初始状态下构件的试验数据为 D , 每组数据的特定裂纹扩展长度截尾尺寸为 L_j , 第 i 个载荷作用次数与第 $i+1$ 个载荷作用次数间的裂纹扩展长度为 $L_{j,i}$, 则第 j 种似然函数^[8]为

$$L(D|\beta_j, \alpha) = \beta_j^{N_j} \alpha^{N_j} U_j^{a-1} e^{-b_j \beta_j} \quad (18)$$

式中 N_j 为试验数据中裂纹扩展长度的记录次数, $U_j = \prod_{i=1}^{N_j} L_{j,i}$.

第 j 组数据的后验分布为

$$\pi(\alpha, \beta_j | D) = \frac{1}{D_j} \alpha^{N_1+c_j-2} \beta^{N_1+a_j-1} (1-\alpha)^{d_j-1} U_j^{a-1} e^{-b_j \beta_j} \quad (19)$$

α 和 β_j 的一阶矩、二阶矩为:

$$E_j(\alpha^r) = \frac{\Gamma(N_1+a_j)}{D_j} \int_0^1 \alpha^{N_1+c_j-1+r} (1-\alpha)^{d_j-1} U_j^{a-1} (b_j)^{-N_j-a_j} d\alpha \quad (20)$$

$$E(\beta_j^r) = \frac{\Gamma(N_1+a_j+r)}{D_j} \int_0^1 \alpha^{N_1+c_j-1} (1-\alpha)^{d_j-1} U_j^{a-1} (b_j)^{-N_j-a_j-r} d\alpha \quad (21)$$

式中 $r=1, 2$; D_j 可以用下式表示

$$D_j = \Gamma(N_j+a_j) \int_0^1 \alpha^{N_1+c_j-1} (1-\alpha)^{d_j-1} U_j^{a-1} (b_j)^{-N_1-a_j} d\alpha \quad (22)$$

4 实例应用研究

选择如图 1 所示的结构件作为实例分析对象, 结构上分别制取出 5, 10, 15 mm 的裂纹, 结构的具体尺寸如表 1 所示。

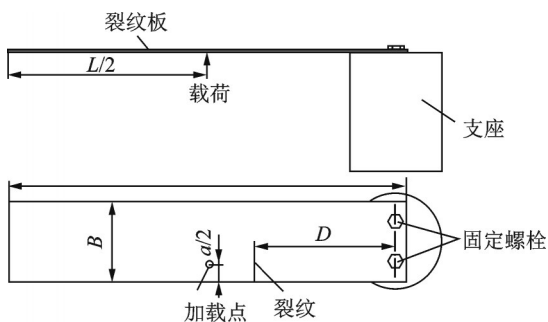


图 1 裂纹扩展长度分析实例

Fig. 1 Case study of crack propagation length

表 1 结构尺寸(单位:mm)

Tab. 1 Structure size (Unit: mm)

板长度 L	板宽度 B	裂纹距螺栓距离 D	板厚 t
600	100	170	3

4.1 试验数据的采集

AE 信号的能量强度^[9-10]可以表示为

$$I_{AE} = \lambda \frac{\partial G}{\partial t} = \frac{\lambda V}{2} \cdot$$

$$\left[\left(\frac{1}{E} \frac{\partial E}{\partial A} - \frac{p}{E^2} \frac{\partial \tau}{\partial A} \right) \frac{\partial p}{\partial t} + \left(\frac{1}{E_\tau} \frac{\partial \tau}{\partial A} - \frac{\tau}{E_\tau^2} \frac{\partial E_\tau}{\partial A} \right) \frac{\partial \tau}{\partial t} \right] \quad (23)$$

式中 λ 为能量转换系数; V 为声传播速度; G 为单位面积所释放的能量; p 为压应力; τ 为剪切应力; E 为杨氏模量; E_τ 为剪切弹性模量。

当 AE 信号表示为 $x(t)$ 时, 信号的傅里叶变换可以表示为

$$\frac{1}{2\pi} \int x(t) e^{-i\omega t} dt = \frac{1}{2\pi} x(t_1 - t_0) \sin \left[\frac{(f_1 - f_0)(t_1 - t_0)}{2} \right] \quad (24)$$

式中 f_0 为最大振幅能量信号的频率; t_0 为初始时间; f_1 为一定信号带宽间隔后所对应的频率; t_1 为出现裂尖突变信号时所对应的时间。

当假设 AE 信号的带宽为 (f_1, f_2) 时, 裂纹扩展局部区域的 AE 信号能量强度 I_{AE} 可以表示为

$$I_{AE} = \frac{1}{2\pi} \int_{f_1}^{f_2} \frac{1}{4\pi^2} x^2(t_1 - t_0) \sin^2 \left[\frac{(f - f_0)(t_1 - t_0)}{2} \right] df \quad (25)$$

联合式 (23)-(25), 将信号能量强度 I_{AE} 进行等价, 并保留声发射信号 $x(t)$, 完毕后可得

$$x(t_1 - t_0) = 2\pi^{\frac{3}{2}} \sqrt{\lambda Q} \frac{\partial M}{\partial f} \quad (26)$$

$$M = \left(\frac{1}{E} \frac{\partial E}{\partial A} - \frac{p}{E^2} \frac{\partial \tau}{\partial A} \right) \frac{\partial p}{\partial t} + \left(\frac{1}{E_\tau} \frac{\partial \tau}{\partial A} - \frac{\tau}{E_\tau^2} \frac{\partial E_\tau}{\partial A} \right) \frac{\partial \tau}{\partial t}.$$

本文试验中加载力为 1000 N, 载荷加载频率为 1 Hz, 总加载时间为 27.77 h。采用如图 2 所示的试验装置监测构件裂纹扩展区域的 AE 能量, 获得如图 3 所示的信号波形图。将监测所获得的能量撞击数代入式 (24)-(26), 对数据进行处理分析可得如表 2 所示的对应于不同时间点的裂纹扩展数据。分别在如表 2 所示的数据组 1-3 中随机选取 7 个数据为训练数据对上述模型进行训练, 而剩余 3 个数据为测试数据。

4.2 先验信息求解与后验信息预测

待试验数据获取完毕后, 按照如图 4 所示的算法流程图对先验与后验分布进行求解。

获取表 2 中数据组 j 与 $j+1$ 的检验统计量 F^* , 以判断其是否存在序化关系。检验准则为

表 2 构件固定加载次数的裂纹扩展长度

Tab. 2 The crack propagation length for structure under fixed loading cycle

数据组 1(裂纹初始长度=5 mm)		数据组 2(裂纹初始长度=10 mm)		数据组 3(裂纹初始长度=15 mm)	
载荷作用次数	裂纹扩展长度/mm	载荷作用次数	裂纹扩展长度/mm	载荷作用次数	裂纹扩展长度/mm
0	0	0	0	0	0
10000	4.18	10000	4.79	10000	5.11
20000	8.67	20000	9.94	20000	10.60
30000	13.38	30000	15.33	30000	16.36
40000	18.33	40000	21.01	40000	22.41
50000	22.89	50000	26.23	50000	27.98
60000	28.18	60000	32.24	60000	34.45
70000	33.11	70000	37.91	70000	40.48
80000	38.58	80000	44.29	80000	47.16
90000	43.97	90000	50.36	90000	53.75
100000	51.16	100000	58.63	100000	62.54

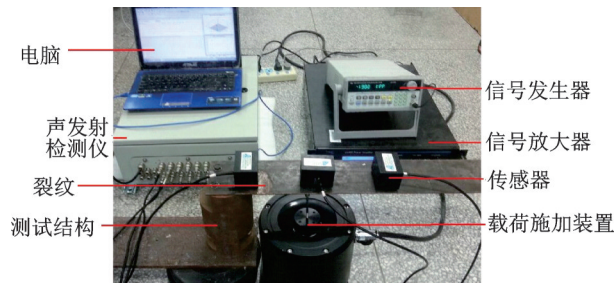


图 2 实例裂纹扩展试验

Fig. 2 Test of crack propagation for case

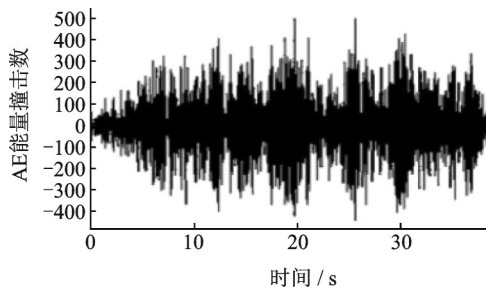


图 3 监测 AE 数据的波形图

Fig. 3 Waveform diagram for monitoring AE data

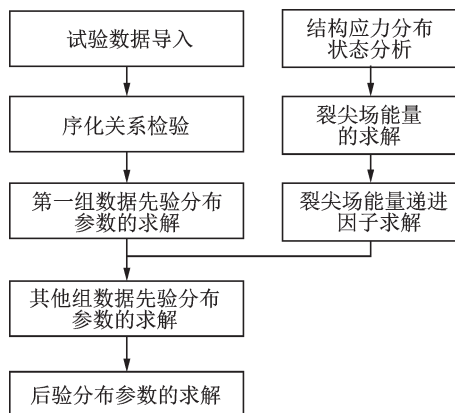


图 4 算法流程图

Fig. 4 The flow chart for algorithm

$$F^* = \frac{L_{N_{i+1},j} - L_{N_i,j}}{L_{N_{i+1},j+1} - L_{N_i,j+1}} < 1 \quad (27)$$

式中 F^* 为检验统计量, $L_{N_i,j}$ 为 j 组序化数据中对应于 N_i 载荷作用次数的裂纹扩展长度。

计算得到实例数据所对应的检验统计量如表 3 所示,均小于 1,即满足检验统计准则。

表 3 实例检验统计量

Tab. 3 The test statistics for examples

载荷作用次数	数据组 1 与数据组 2 间的统计量	数据组 2 与数据组 3 间的统计量
10000	0.87	0.93
20000	0.87	0.93
30000	0.87	0.94
40000	0.87	0.94
50000	0.88	0.93
60000	0.87	0.94
70000	0.86	0.95
80000	0.89	0.92
90000	0.87	0.94
100000	0.87	0.94

然后在图 5 所示的应力状态分布结果中由高应力值向低应力值布置积分路径,假设距离为 0 处是分析结构的应力最大值点位置。拟合图 5 中裂尖场



图 5 结构应力分布状态

Fig. 5 Stress distribution state of structure

所对应的应力状态分布方程,并将其与距离为0处的最大应力值代入式(2)中对裂尖场能量进行求解,

最后将不同初始状态下的裂尖场能量代入式(1)得到如表4中所示的裂尖场能量递进因子。

表4 结构件不同初始状态的裂纹扩展先验信息

Tab. 4 The prior information of crack growth for different initial states of components

数据组	递进因子		尺度参数		形状参数		先验系数			
	δ_L	δ_U	均值	标准差	均值	标准差	a	b	c	d
1	—	—	42.11	0.37	2.11	0.09	-1.002	-0.024	0.133	-0.069
2	0.98	1.06	42.95	0.015	2.48	0.10	-1.001	-0.023	0.505	-0.301
3	0.91	1.01	41.23	0.007	2.47	0.11	-0.996	-0.024	0.497	-0.296

将标准载荷 1000 N、材料力学参数代入式(5)的预测模型中,对多组表面质量系数与加载方式系数的数据组合所对应的裂纹扩展长度进行求解。然后运用 Weibull 过程对尺寸参数与形状参数进行求解,获得如表5所示的尺度参数与形状参数的均值与标准差。

表5 基于多因素修正裂纹扩展预测模型的先验信息

Tab. 5 The prior information of crack propagation prediction model based on multi-factor correction

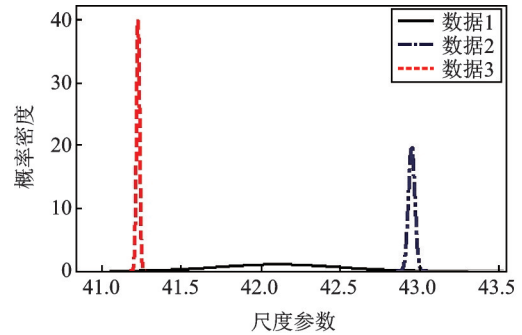
数据类别	初始模型预测数据(数据组1)	
尺度参数 β	均值	42.11
	标准差	0.37
形状参数 α	均值	2.11
	标准差	0.09

根据递进关系得到如表4所示的先验尺度参数与形状参数。同时,根据先验尺度参数与先验形状参数对先验系数进行求解。由于数据组1的先验估计过程中对构件的可靠度了解不多,故采用理论模型预测的方法对先验系数进行求解,而其他组数据的先验估计是在前一组数据后验估计的基础上获得,根据上述结果对先验分布过程进行描述即可获得如图6所示等效后的 Weibull 过程先验等效概率密度分布图。然后根据先验分布参数及似然函数对过程参数的后验分布进行求解,进而得到如表6所示的 Weibull 过程参数的后验推断。运用后验参数对后验过程分布进行描述,即可得到如图7所示的概率密度分布图。

表6 结构件裂纹扩展的后验推断

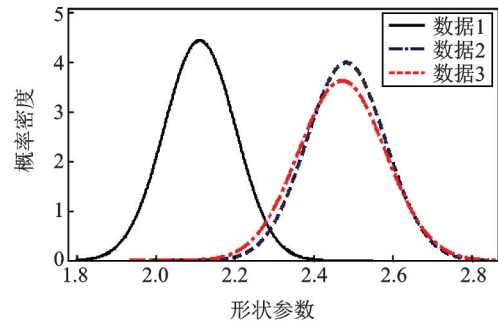
Tab. 6 The posterior inference of crack propagation in components

数据组	尺度参数				形状参数			
	均值	标准差	5%分位点	95%分位点	均值	标准差	5%分位点	95%分位点
1	43.47	1.71	40.12	46.82	2.48	0.101	2.28	2.68
2	49.75	0.63	48.52	50.98	2.47	0.112	2.25	2.69
3	53.19	0.38	52.45	53.93	2.49	0.118	2.26	2.72



(a) 尺度参数的先验等效概率密度

(a) Prior equivalent probability density of scale parameters



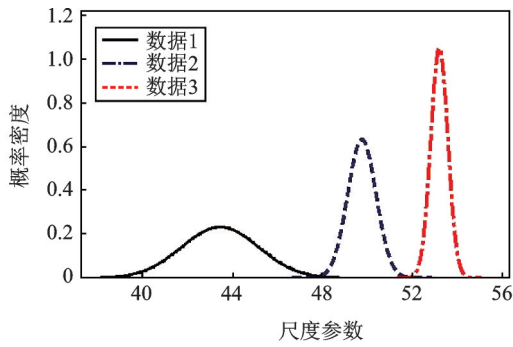
(b) 形状参数的先验等效概率密度

(b) Prior equivalent probability density of shape parameters

图6 先验参数的等效概率密度

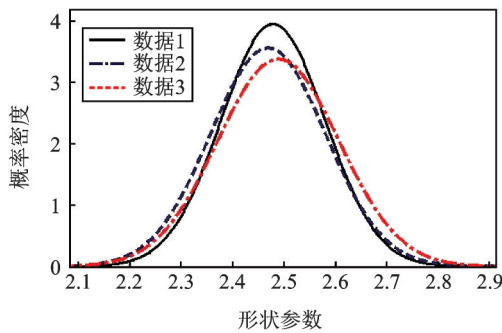
Fig. 6 The equivalent probability density of prior parameters

为了对孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法的预测精度进行分析,分别将试验数据与后验模型的预测结果进行对比,即可获得如图8所示的结果。同时,根据测试数据与试验数据计算每个固定载荷作用次数所对应的预测精度,对每一组数据中3个固定载荷作用次数下的预测精度求



(a) 尺度参数的后验等效概率密度

(a) Posterior equivalent probability density of scale parameters



(b) 形状参数的后验等效概率密度

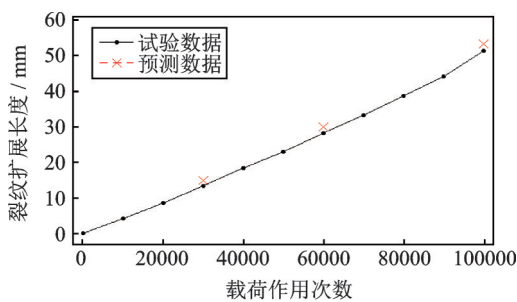
(b) Posterior equivalent probability density of shape parameters

图 7 后验参数的等效概率密度

Fig. 7 The equivalent probability density of posterior parameters

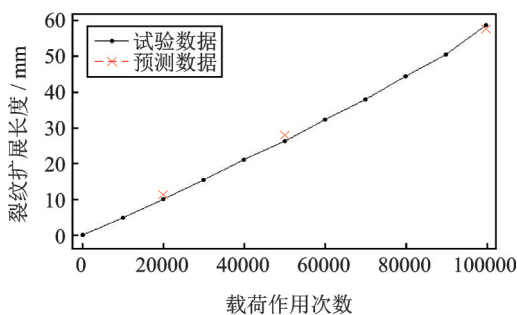
平均值可以得到如表 7 所示的数据,统计后分析得到三组数据的平均预测精度为 92.1%。

将如图 8 所示的预测数据中的裂纹扩展长度与



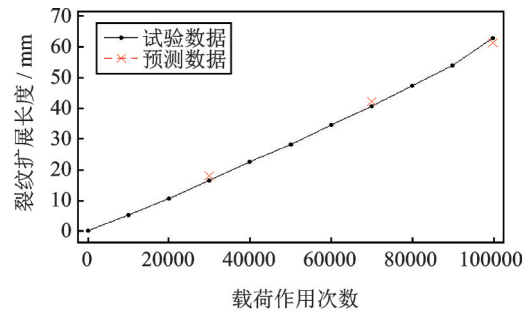
(a) 第一组数据

(a) Data 1



(b) 第二组数据

(b) Data 2



(c) 第三组数据

(c) Data 3

图 8 预测结果比较

Fig. 8 The comparison of predicted results

表 7 预测结果的精度

Tab. 7 The precision of predicted results

数据组别	平均预测精度
第一组	91.39%
第二组	92.11%
第三组	92.79%

材料所对应的临界裂纹长度作比值,对其损伤状态下的可靠度进行计算即可获得如图 9 所示的不同裂纹初始状态下结构可靠度渐变过程。

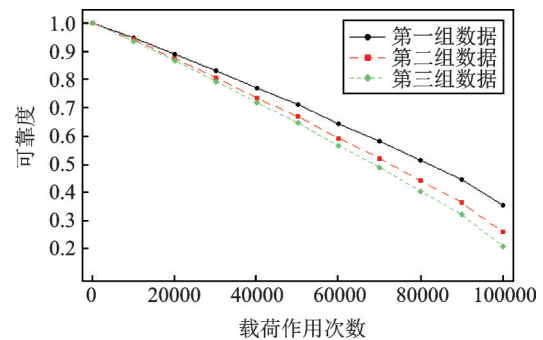


图 9 不同裂纹初始状态下结构可靠度渐变过程

Fig. 9 The gradual process of structural reliability under different initial crack States

5 结 论

本文研究了一种孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法,得出结论如下:

(1) 基于可靠度序化策略与 NHPP, 获得了不同初始损伤状态下过程参数先验分布。同时, 基于裂尖场能量递进因子与似然函数的概念, 通过先验理论信息与试验信息复用的策略, 建立了孪生贝叶斯理论 NHPP 的参数后验分布模型。

(2) 运用孪生贝叶斯理论非齐次泊松过程的结构损伤评估方法对不同初始状态下典型结构的损伤评估进行了实例研究, 研究结果表明测试数据的平

均预测精度为92.1%，可以较好地实现通过少量现场试验信息完成不同初始损伤状态下构件可靠度评估的目的。

参考文献:

- [1] 朱林, 贾民平, 冯月贵, 等. 考虑残余应力重分布情况下的裂纹扩展预测研究[J]. 机械工程学报, 2017, 53(8): 43-49.
Zhu Lin, Jia Minping, Feng Yuegui, et al. Prediction study of the crack propagation with consideration of the residual stress redistribution[J]. Journal of Mechanical Engineering, 2017, 53(8): 43-49.
- [2] 朱林, 贾民平, 林明智, 等. 融合应力集中因子与贝叶斯理论的结构健康评估方法[J]. 机械工程学报, 2019, 55(24): 21-27+36.
Zhu Lin, Jia Minping, Lin Mingzhi, et al. Health assessment approach for structure by fusion of stress concentration factor and Bayesian theory[J]. Journal of Mechanical Engineering, 2019, 55(24): 21-27+36.
- [3] Torregosa R F, Hu W. Probabilistic risk analysis of fracture of aircraft structures using a Bayesian approach to update the distribution of the equivalent initial flaw sizes[J]. Fatigue & Fracture of Engineering Materials & Structures, 2013, 36(11): 1092-1101.
- [4] Beck J L, Au S K. Bayesian updating of structural models and reliability using Markov chain Monte Carlo simulation[J]. Journal of Engineering Mechanics, 2002, 128(4): 380-391.
- [5] Luque J, Straub D. Reliability analysis and updating of deteriorating systems with dynamic Bayesian networks[J]. Structural Safety, 2016, 62: 34-46.
- [6] 赵申坤, 姜潮, 龙湘云. 一种基于数据驱动和贝叶斯理论的机械系统剩余寿命预测方法[J]. 机械工程学报, 2018, 54(12): 115-124.
Zhao Shenkun, Jiang Chao, Long Xiangyun. A residual life prediction method of mechanical system based on data driven and Bayesian theory[J]. Journal of Mechanical Engineering, 2018, 54(12): 115-124.
- [7] Zhu L, Jia M P. Estimation study of structure crack propagation under random load based on multiple factors correction[J]. Journal of the Brazilian Society of Mechanical Sciences and Engineering, 2017, 39: 681-693.
- [8] Peng W, Huang H Z, Li Y, et al. Life cycle reliability assessment of new products—A Bayesian model updating approach[J]. Reliability Engineering & System Safety, 2013, 112: 109-119.
- [9] Miesowicz K, Staszewski W J, Korbil T. Analysis of Barkhausen noise using wavelet-based fractal signal processing for fatigue crack detection[J]. International Journal of Fatigue, 2016, 83: 109-116.
- [10] Gholizadeh S, Leman Z, Baharudin B. A review of the application of acoustic emission technique in engineering[J]. Structural Engineering and Mechanics, 2015, 54(6): 1075.

Data driven structural damage assessment approach by the twin of Bayesian theory non-homogeneous Poisson process

ZHU Lin¹, CHEN Min², JIA Min-ping³, FENG Yue-gui⁴, QING Guang-wei⁴

(1.School of Mechanical Engineering, Yangzhou University, Yangzhou 225007, China; 2.School of Advanced Technology, Xi'an Jiaotong-Liverpool University, Suzhou 215123, China; 3.School of Mechanical Engineering, Southeast University, Nanjing 211189, China; 4.Nanjing Special Equipment Inspection Institute, Nanjing 210002, China)

Abstract: A damage assessment approach for structure by twin Bayesian theory for non-homogeneous Poisson process is proposed, in which the damage for structure in the crack propagation is selected as the object. The prior parameter distribution for different damage situation is obtained by combine the reliability sequencing strategy based on crack tip field energy with the non-homogeneous Poisson model, and having an effective integration on the test information with the gradual relation by using Bayesian method. At the same time, the posterior distribution calculation approach based on Bayesian is achieved by using the prior information, based on the progressive factor of crack tip field energy and the likelihood function. Furthermore, the typical structure is selected as a case study. The evaluation results are compared with the test results. It can be clearly found from the results that the average accuracy of the proposed approach is 92.1%, and this approach can be used to complete the purpose of damage assessment by using a small amount of test information.

Key words: damage assessment; progressive factor; non-homogeneous Poisson; progressive strategy; Bayesian

作者简介: 朱林(1989-),男,讲师。电话:(0514)87978347;E-mail:zhulin157@163.com