

DOI:10.3969/j.issn.1672-1144.2015.01.003

# 基于无失效变形监测数据的大坝整体安全度评价

方卫华<sup>1,2</sup>, 吴健琨<sup>1</sup>

(1. 水利部南京水利水文自动化研究所, 江苏 南京 210012;

2. 水利部水文水资源工程监控研究中心, 江苏 南京 210012)

**摘要:** 针对所有测点测值都属于正常的大坝整体安全度评价问题, 充分利用多测点信息, 在假设大坝各个测点为总体的一个抽样的条件下, 应用水工结构知识和 Vanmarcke 相关距离方法确定独立的测点群, 通过各批次独立测点群及其正常工作时间获取无失效数据, 在此基础上应用变形监测数据对某重力拱坝的整体安全度进行评价, 工程实例证明了本方法的可行性和有效性。

**关键词:** E - Bayes 理论; 无失效数据; 整体安全度; 多尺度评价; 重力拱坝

中图分类号: TV642.4

文献标识码: A

文章编号: 1672-1144(2015)01-0011-05

## Dam Safety Evaluation Based on Zero - Failure Data of Deformation Monitoring

FANG Wei-hua, WU Jian-kun

(1. Nanjing Automation Institute of Water Conservancy and Hydrology, Nanjing, Jiangsu 210012, China;

2. Engineering Research and Monitoring Center of Water Resources and Hydrology, Nanjing, Jiangsu 210012, China)

**Abstract:** Here, the information of multiple monitoring points in the dam safety monitoring system was fully used to determine the independent monitoring point groups on the assumption that the values of monitoring points are set under the same sampling regarding to the integral safety evaluation of the dams with all regular monitoring data. In order to select the independent monitoring point groups, Vanmarcke correlation distance method combined with hydro-structure knowledge were used to obtain the zero-failure data based on the independent monitoring point groups in every batch and their normal operating hours. The case study of a gravity-arch dam proves that this method is effective and practicable.

**Keywords:** E - Bayes theory; zero-failure data; integral safety degree; multi-scale evaluation; gravity-arch dam

## 1 概述

由于大坝等水工建筑物安全的重要性和复杂性, 应用原型实测数据进行工程安全评价一直是学术界研究的重点和难点。经过广大学者的努力, 应用实测资料对工程安全度进行评价的方法有很多, 如时空分析法、监控指标法、突变论法、工程类比法以及不确定综合评价法等<sup>[1-2]</sup>, 尽管上述方法都具有各自优势, 但上述方法对各个测点测值都很“正常”的工程安全整体评价问题针对性不强。实际上, 即使大坝安全监测系统中全部测点测值都很正常, 大坝整体安全度也不可能是 100%。有许多工程, 特别是大型工程基于实测资料的大坝安全评价中碰

到了上述问题。经过相关文献检索, 尚未见到有效解决上述问题的方法。为解决上述问题, 考虑到正常设计、施工和管理的大坝是一个高可靠性系统, 当将大坝各个测点作为代表大坝安全状态的总体一个抽样时, 各个测点分别为来自总体的一个截尾可靠性实验, 选择其中全部独立多测点(认为其信息对评估大坝安全而言是完备的), 当全部独立测点测值都在“正常”范围内时候, 应用无失效数据理论(Zero - failure data theory)综合实测信息从整体上定量评估大坝安全度。

## 2 相关理论

无失效数据可表示为 $(n_i, t_i)$ , 其中  $n_i (i = 1, 2,$

… $k$ ) 为第  $i$  批次建成投运的独立测点数量(单位为个),  $k$  为截止目前为止总共建成投运的测点批次数(单位为批), 各批次测点到目前为止所对应的截尾时间为  $t_i (t_1 < t_2 < \dots < t_k)$ 。定义  $s_i = \sum_{j=i}^k n_j$  为在  $t_i$  时刻不能肯定是否会失效的测点(样本)数。针对小样本、高可靠、长寿命系统的可靠度评估, 无失效数据分析理论是有效方法。Bartholomew D. J、茆诗松、Berger J. O、韩明、Shao J 以及王玲玲等对无失效数据理论进行了大量的研究, 并将其用于火箭(发动机)等高可靠性系统的可靠性评估<sup>[3-10]</sup>。

## 2.1 应用前提分析

无失效数据理论应用前提:(1) 要求所有测点测值正常, 为此首先必须对所有测点测值进行分析以判定大坝状态是否正常。测点测值分析方法很多, 具体分析方法和步骤可参见文献[1-2]。(2) 选择相对独立测点并假设大坝整体寿命分布, 对于前者将在 2.2 小节进行说明。针对大坝这一类高可靠性系统寿命分布可选用形状参数和特征寿命分别为  $m$ 、 $\eta$  的 Weibull 分布:

$$\begin{cases} F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{\eta}\right)^m\right] \\ \eta > 0, m > 0, t > 0 \end{cases} \quad (1)$$

## 2.2 独立测点选择

设  $i$  批次建成投运并稳定运行至今的有  $n_i$  个测点, 如在运行过程中有测点损坏则不计入  $n_i$ 。两个测点测值正常测点分别称为  $j$  和  $k$ , 概率独立性条件要求该两个测点测值序列  $X_j$ 、 $X_k$  必须满足

$$E(X_j X_k) = E(X_j) \cdot E(X_k) \quad (2)$$

在实际工程中, 由于监测仪器测值误差客观存在以及样本容量有限等原因, 即使两个测点独立, 其对应的两个测值序列也很难满足式(2), 即使在不同大坝上的两个测点, 按式(2)判断也很难判别其独立性。在水位、温度和蠕变等因素作用下, 每个测点测值序列严格意义上讲都是一个非平稳过程, 应用式(2)进行独立性判断难以准确刻画两测值序列之间的相关关系, 为此依据以下原则判别测点是否独立:

(1) 分别位于坝体和坝基上的测点之间是独立的, 在坝体上被纵、横缝分开的测点是独立的, 在坝基上被大坝分开或被断层分开的测点是独立的。

(2) 相隔 1 年以上不同时间建成投运的测点是独立的。

(3) 安装在相同的横、纵缝之间或同一个完整基础上的两个测点, 其独立性由 Vanmarcke 相关距

离确定<sup>[11-12]</sup>。对于安装在相同的横、纵缝之间或同一个完整基础上的多个测点, 其独立测点选择的过程是先选取测值平均年变幅最大的测点, 再以该测点为基准选择其 Vanmarcke 相关距离外的测点, 再在此测点相关距离外选择测值平均年变幅的测点。依此类推, 直到相同的横、纵缝之间或同一个完整基础上的全部测点分划完为止。

## 2.3 $p_i$ 的 E - Bayes 估计

$\pi(b)$  表示  $b$  的先验概率密度函数 (Prior probability density function, PPDF), 其中  $b \in (1, c)$  为超参数, 一般情况可令  $c > 1$  为  $b \in (1, c)$  的上界, 理由将在下文分析。根据 2.1 小节的假设,  $p_i$  的概率密度函数表示为:

$$\pi(p_i | a, b) = \frac{p_i^{a-1}(1-p_i)^{b-1}}{B(a, b)} \quad (3)$$

式(3)中  $B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1}(1-t)^{b-1} dt$ ,  $p_i \in (0, 1)$ ,  $a \in (0, +\infty)$ ,  $b \in (0, +\infty)$ 。在坝体和基础未加固条件下, 由于坝体、坝基材料力学性质的降低和结构的老龄化, 大坝整体安全度是逐年降低的, 为此选择参数  $a$ 、 $b$  应使得先验分布  $\pi(p_i | a, b)$  为  $p_i$  的非增函数, 为此必须要求参数  $a$ 、 $b$  满足:  $0 < a \leq 1$  且  $b > 1$ 。在此基础上将  $p_i$  的 Bayes 估计写成  $\hat{p}_i(b)$ , 则称  $p_i$  的 E - Bayes 估计为  $\hat{p}_{iEB} = \int_{\Omega} \hat{p}_i(b) \pi(b) db$ 。

由 Beta 概率分布的特征可知,  $b$  宜选取比较小的值, 其理由是(1) 当  $a = 1$ , 随着  $b$  的增大, 密度函数的尾部就越拖。(2) 随着  $b$  的增大, 先验分布的 Bayes 估计就越不稳定。为此, 在应用 E - Bayes 估计时应根据研究对象的概率特征对参数进行优化。当  $a = 1$ ,  $p_i$  的 PPDF 为:

$$\pi(p_i | b) = b(1-p_i)^{b-1} \quad (4)$$

根据式(4)可由 Bayes 定理获得  $p_i$  的 Bayes 估计。若  $p_i$  的 PPDF 由式(1)给出, 则在平方损失下  $p_i$  的 Bayes 估计为<sup>[4-10]</sup>:

$$\hat{p}_{iB}(b) = \frac{1}{s_i + b + 1} \quad (5)$$

在式(5)条件下若  $b$  的 PPDF 为:

$$\pi(b) = \frac{1}{c-1} \quad (6)$$

则可以得到  $p_i$  相应的 E - Bayes 估计  $\hat{p}_i$  为:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{c-1} \ln \frac{s_i + c + 1}{s_i + 2} \quad (7)$$

为方便下文计算, 定义  $x_i = \ln\left(\frac{1}{1-\hat{p}_i}\right)$ ,  $y_i =$

$$\ln t_i, i = 1, 2, \dots, k, A = \sum_{i=1}^k x_i, B = \sum_{i=1}^k x_i^2, C = \sum_{i=1}^k y_i, D = \sum_{i=1}^k x_i y_i$$

2.4 可靠性的点估计

2.4.1 等权估计

根据 2.1 和文献[8],参数  $\eta, m$  等权条件下的最小二乘估计分别为:

$$\begin{cases} \hat{\eta} = \exp(\hat{u}) \\ \hat{m} = (\hat{\sigma})^{-1} \end{cases} \quad (8)$$

式(8)中  $\hat{u} = \frac{B \cdot C - A \cdot D}{k \cdot B - A \cdot A}, \hat{\sigma} = \frac{k \cdot D - A \cdot C}{k \cdot B - A \cdot A}$ , 对应大坝  $t$  时刻整体安全度为:

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{m}}\right] \quad (9)$$

2.4.2 不等权估计

根据 2.1 和文献[7],对于不等权情况,参数  $\eta, m$  各自的加权最小二乘估计分别为

$$\begin{cases} \hat{\eta} = \exp(\hat{u}') \\ \hat{m} = (\hat{\sigma}')^{-1} \end{cases} \quad (10)$$

式(10)中  $\hat{u}' = \frac{B' \cdot C' - A' \cdot D'}{B' - A' \cdot A'}, \hat{\sigma}' = \frac{D' - A' \cdot C'}{B' - A' \cdot A'}, A' = \sum_{i=1}^k \omega_i x_i, B' = \sum_{i=1}^k \omega_i x_i^2, C' = \sum_{i=1}^k \omega_i y_i, D' = \sum_{i=1}^k \omega_i x_i y_i$ 。不等权  $\omega_i$  可由式(11)两种方式的任何一种获得。

$$\begin{cases} \text{方式 I:} \\ \omega_i = \frac{t_i}{\sum_{i=1}^k t_i} (i = 1, 2, \dots, k) \\ \text{方式 II:} \\ \omega_i = \frac{t_i n_i}{\sum_{i=1}^k n_i t_i} (i = 1, 2, \dots, k) \end{cases} \quad (11)$$

对应大坝  $t$  时刻整体安全度为

$$\hat{R}(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\hat{\eta}}\right)^{\hat{m}}\right] \quad (12)$$

2.5 安全度的区间估计

设置信度为  $\alpha$ , 则 Weibull 分布参数  $\eta$  的双侧置信上、下限分别为<sup>[3-9]</sup>:

$$\begin{cases} \hat{\eta}_{U-\frac{\alpha}{2}} = \left( \frac{\sum_{i=1}^k n_i t_i^m}{-\ln\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} \right)^{\frac{1}{m}} \\ \hat{\eta}_{L-\frac{\alpha}{2}} = \left( \frac{\sum_{i=1}^k n_i t_i^m}{-\ln\frac{\alpha}{2}} \right)^{\frac{1}{m}} \end{cases} \quad (13)$$

置信度为  $(1 - \alpha)$  的大坝整体安全度  $R(t)$  的双侧置信上、下限分别为:

$$\begin{cases} \hat{R}_{U-\frac{\alpha}{2}}(t) = \exp\left[ \frac{t^m \ln\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)}{\sum_{i=1}^k n_i t_i^m} \right] \\ \hat{R}_{L-\frac{\alpha}{2}}(t) = \exp\left[ \frac{t^m \ln\frac{\alpha}{2}}{\sum_{i=1}^k n_i t_i^m} \right] \end{cases} \quad (14)$$

根据式(14)可以得到置信度为  $(1 - \alpha)$  条件下大坝整体安全度的区间估计为  $(\hat{R}_{L-\frac{\alpha}{2}}(t), \hat{R}_{U-\frac{\alpha}{2}}(t))$ 。

3 工程实例

大唐国际某水电站枢纽主要建筑物混凝土重力拱坝由 28 个坝块组成,整个坝顶弧长共 419 m,坝顶宽 8 m,最大坝高为 76.3 m,对应最大坝底宽 53.2 m。

为监测大坝安全,在大坝不同坝段和坝基(肩)不同高程共布置正倒垂线 19 个测点进行变形监测,整个测点遍布大坝安全关键部位,各批次建成投运的变形测点数量及其时间如表 1 所示。其中 IP 表示倒垂线,LP 表示正垂线,U 表示一根垂线的上部测点,B 表示一根垂线的下部测点。由于该坝布置的变形测点较多,监测范围涉及整个大坝的各个关键部位,因此认为全部变形测点已经包含大坝整体安全信息。采用文献[1-2]的方法分析各个变形测点测值情况,发现各个测点测值都在正常范围内且无趋势性变化,与数值模拟和类似工程比较各测点测值规律正常。采用上文 2.1 节方法,表 1 中全部 19 个测点测值满足独立性要求,由此构造的无失效数据如表 2 所示。

根据式(9)试算,发现当  $c$  分别取 3、4 或 5 时,计算结果相差很小。为此, $c = 4$  的计算结果见表 3。

通过表 3 中大坝整体失效概率的点估计不难发现,随着时间的发展,大坝整体失效概率逐年增大。根据式(11)和式(14)可得到大坝整体安全度的点/区间估计,结果见表 4~表 6。由表可知,大坝如按照当前的发展趋势,该坝到 50 a 后整体失效概率为 20%,到 100 a 后,大坝失效概率大于 50%,通俗地讲该坝在 50 a 内可以基本保持稳定,但到 100 a 后如不采取有效措施大坝失事概率很大。

表 1 全部各批次建成投运变形测点统计表

$i$ (批次)	测点 编号	各批次 测点数	投运 年份	测值正常 时间/a
1	4IP2U	8	1997	16
	4IP2B			
	18IP2			
	26IP2			
	29IP2			
	29 正			
	CXIP			
	8IP4			
2	F32IP	1	1987	26
	F11IP			
3	F11IP	1	1984	29
4	7IP	1	1975	38
5	8IP3	1	1974	39
6	8LPU	5	1973	40
	8LPB			
	18LPU			
7	26LPU	1	1971	42
	26LPB			
	8IP2			
8	18LPB	1	1964	49

表 2 无失效变形监测数据汇总表

$i$ (批次)	$t_i/a$	$n_i/\text{个}$	$s_i/\text{个}$
1	16	8	19
2	26	1	11
3	29	1	10
4	38	1	9
5	39	1	8
6	40	5	7
7	42	1	2
8	49	1	1

表 3 大坝整体失效概率  $\hat{p}_i$  的估计

$i$ (批次)	$\hat{p}_i$
1	0.04451
2	0.06921
3	0.07438
4	0.08038
5	0.08745
6	0.09589
7	0.18654
8	0.23105

表 4 50 a/100 a 后大坝整体可靠度  $\hat{R}$  的点估计

加权形式	$\hat{R}(50 \text{ a})$	$\hat{R}(100 \text{ a})$
无加权	0.80222	0.43671
加权 I	0.78249	0.27689
加权 II	0.83289	0.59400

表 5 50 a 后大坝整体可靠度信限区间估计

$1 - \alpha$	$\hat{R}_{L-\frac{\alpha}{2}}$	$\hat{R}_{U-\frac{\alpha}{2}}$	$\hat{R}_I$
0.8	0.77201	0.98823	0.21621
0.9	0.71417	0.99425	0.28009

表 6 100 a 后大坝整体可靠度区间估计

$1 - \alpha$	$\hat{R}_{L-\frac{\alpha}{2}}$	$\hat{R}_{U-\frac{\alpha}{2}}$	$\hat{R}_I$
0.8	0.47851	0.96683	0.48832
0.9	0.38330	0.98371	0.60042

## 4 结 语

(1) 将多个多批次测点看成大坝整体的不同抽样,采用多测点进行大坝整体安全度估计充分利用了各批次测点信息。

(2) 应用无失效数据分析理论有效解决了大坝所有测点实测数据都属于“正常”范围条件下的大坝安全评价问题,通过构造无失效数据获得了大坝整体安全度的点(区间)估计。

(3) 应用不同时间和空间的无失效数据,利用本文的方法可以实现工程安全的时间/空间多尺度评价。

(4) 大坝安全度满足 Weibull 的假设等假设条件是否对各类工程都适用,还需在理论和实践上进行更多的证明和检验。

## 参考文献:

- [1] 吴中如. 水工建筑物安全监控理论及应用[M]. 北京: 高等教育出版社, 2003.
- [2] 方卫华. 大坝安全监控: 问题、观点与方法[M]. 南京: 河海大学出版社, 2013.
- [3] Chow S C, Shao J. Estimation drug shelf-life with random batches[J]. Biometrics, 1991, 47(9): 1071-1079.
- [4] 茆诗松, 王玲玲, 濮晓龙. 威布尔分布场合无失效数据的可靠性分析[J]. 应用概率统计, 1996, 12(1): 94-107.
- [5] 韩 明. 基于无失效数据的可靠性参数估计[M]. 北京: 中国统计出版社, 2005.
- [6] 韩 明. 某型发动机无失效数据的 Bayes 可靠性分析[J]. 航空学报, 1999, 20(3): 216-219.

- [7] 宁江凡,鄢小清,张士峰.液体火箭发动机无失效条件下的可靠性分析方法[J].国防科技大学学报,2006,28(5):22-25.
- [8] 韩明.无失效数据下液体火箭发动机的 E - Bayes 可靠性分析[J].航空学报,2011,32(12):2213-2219.
- [9] 韩明.Weibull 分布可靠性参数的置信限[J].机械强度,2009,31(1):59-62.
- [10] 韩明.失效概率的 E - Bayes 估计及其性质[J].数学物理学报:A 辑,2007,27(3):488-495.
- [11] Vanmarcke Erik H. Probabilistic modeling of soil profiles [J]. Journal of the Geotechnical Engineering Division. ASCE, 1977, 103(11): 1227-1246.
- [12] 徐斌,王大通,高大钊.用相关函数法求静探曲线相关距离的讨论[J].岩土力学,1998,19(1):55-58.

(上接第 10 页)

### 参考文献:

- [1] 易建国.混凝土简支梁(板)桥[M].北京:人民交通出版社,2006.
- [2] 刘培文,周卫,张君纬,等.公路小桥涵设计示例[M].北京:人民交通出版社,2005.
- [3] 俞博,叶见曙,张剑,等.装配式混凝土铰接板桥铰缝剪力计算[J].深圳大学学报理工版,2011,28(1):60-64.
- [4] 卫军,李沛,徐岳,等.空心板铰缝协同工作性能影响因素分析[J].中国公路学报,2011,24(2):29-33.
- [5] 项贻强,邢骋,邵林海,等.铰接预应力混凝土空心板梁桥的空间受力行为及加固分析[J].东南大学学报:自然科学版,2012,42(4):734-738.
- [6] Tang Xian - xi, Xu Yue, Zhu Xin - yang, et al. Experimental research and numerical analysis of transverse strain of hinge joints in hinge plates[C]//2011 International Conference on Electric Technology and Civil Engineering, IEEE, 2011:324-327.
- [7] Tang Xian - xi, Xu Yue, Zou Cun - jun, et al. Numerical analysis of reasonable hinge joints size of reinforced concrete hinged plates[J]. Advanced Materials Research, 2011, 163 - 167: 1180-1185.
- [8] Tang Xian - xi, Xu Yue, Xu Zhi, et al. Experimental study of ultimate bearing capacity of hinged plates with different configuration hinge joints[J]. Advanced Materials Research, 2011, 163 - 167: 1186-1191.
- [9] 钱寅泉,周正茂,葛玮明,等.基于相对位移法的铰缝破损程度检测[J].公路交通科技,2012,29(7):76-81.
- [10] 潘钻峰,Chung C. Fu,吕志涛.装配式板桥的横向预应力设计[J].东南大学学报:自然科学版,2010,40(6):1264-1270.
- [11] 刘立新,汪小林,于秋波,等.疲劳荷载作用下部分预应力混凝土梁的挠度研究[J].郑州大学学报:工学版,2007,28(4):4-7.
- [12] 周绪红,林新元,谭冬莲,等.波纹钢腹板组合箱梁疲劳试验[J].中国公路学报,2010,23(4):33-38,69.
- [13] Singh S, Singh A, Bajaj V. Flexural fatigue strength of hybrid fibrous concrete beams [J]. Construction Materials, 2012, 165(2):99-110.
- [14] Singh S P. Fatigue strength of hybrid steel-polypropylene fibrous concrete beams in flexure[J]. Procedia Engineering, 2011, 14:2446-2452.
- [15] 唐先习,孙焕重,朱彦鹏,等.疲劳荷载作用下铰接板桥挠度试验[J].长安大学学报:自然科学版,2014,34(2):65-70.
- [16] 唐先习,梁金宝,唐先周,等.疲劳荷载作用下受压混凝土应变性能试验研究[C]//第 22 届全国结构工程学术会议论文集(2).乌鲁木齐,北京:《工程力学》杂志社,2013:108-112.