

考虑个体差异效应的高拱坝测点群变形监控*

杨光^{1,2}, 孙锦³, 赵阿辉¹, 林海波¹, 王琳¹

(1. 华北水利水电大学水利学院 郑州, 450046)

(2. 河海大学水文水资源与水利工程科学国家重点实验室 南京, 210098)

(3. 华北水利水电大学测绘与地理信息学院 郑州, 450046)

摘要 针对水压-温变-时效(hydraulic-seasonal-time, 简称HST)模型监控高拱坝变形的不足,以变形规律相似的测点群为对象,搭建一种新的监控模式。首先,依据面板数据格式,建立水压、温变和时效面板模型;其次,引入固定效应(fixed effect, 简称FE)和随机效应(random effect, 简称RE)表征个体差异效应,据此构建HST-FE/RE面板模型;然后,通过建立置信椭圆,借助典型小概率原理,提出测点群变形监控准则;最后,结合某实际工程,检验方法的可行性和有效性。结果显示:HST-FE/RE复相关系数及剩余标准差分别为99.875%和0.016 34,拟合性能比HST更优;HST-FE/RE变形预测相对误差波动平稳,最大值为3.28%,精度高于HST;置信椭圆准则对典型小概率变形的辨识比置信区间准则严格。相较于常规方法,本方法性能提升较大,更适用于高拱坝变形监控。

关键词 变形监控;测点群;个体差异效应;固定效应;随机效应;置信椭圆
中图分类号 TV698.1

引言

我国西部地区已建成或在建一批高拱坝,这些巨型工程既带来了巨大的效益,也引起了严峻的安全问题。由于失事后果的灾难性,高拱坝安全受到广泛和密切的关注^[1-2]。变形是高拱坝结构性态动态变化的直观反映,亦是衡量安全状况的一项重要指标。采取有效的变形监控措施,有助于技术人员及时捕捉到异常现象,确保工程安全运行^[3-5]。

HST模型^[6-7]常用于监控拱坝变形变化,其将拱坝变形归结为3个分量:水压和温变分量体现了主要荷载作用下的变形瞬时效应;时效分量则反映了徐变、蠕变等因素影响下的变形时变效应。目前,HST模型已向纵深发展^[8],神经网络、深度学习等现代数学理论被引入,依托HST的复合建模、多点建模等新理念也相继被提出。总体来看,多数研究着重考察了高拱坝单点变形变化,对变形空间分布、各部位变形间相互影响等隐含特征考虑较少,而这些隐含特征却包含有高价值的状态信息。

受到边界约束、结构型式、地质条件、材料性质及荷载的综合影响,高拱坝变形变化呈现出群体相似特征^[9]。与单测点相比,监控变形规律相似的测

点群更能如实反映结构的运行状态。一些学者依据面板数据理论,考虑群体变形相似特征,建立了HST面板模型^[10-11],尽管取得了一定进展,但仍存在如下不足:①将测点群内个体变形统一解释为水压、温变和时效分量,未刻画边界约束等因素的影响,这些因素对个体变形的作用效应存在一定差异,难以理论表征;②与HST配套使用的置信区间准则^[7,12]依据典型小概率原理建立,仅可辨识出单测点的异常变形。

针对上述问题,笔者以变形规律相似的测点群为监控对象,将固定效应和随机效应^[13]引入到HST中,研究考虑个体差异效应的测点群变形分析模型构建方法。在此基础上,借助多元统计和典型小概率原理,将置信区间向多维置信椭圆推广,探究测点群变形监控准则,并结合工程实例分析,检验该监控方法的性能。

1 监控方法

1.1 水压、温变和时效面板模型

假设某高拱坝的所有测点已被划分为若干个变形变化特征相似的测点群,记为 $G_1, G_2, \dots, G_p, \dots$ 。

* 国家自然科学基金资助项目(52109155);水文水资源与水利工程科学国家重点实验室“一带一路”水与可持续发展科技基金资助项目(2019492211);华北水利水电大学高层次人才启动资助项目(202005002, 202005017)
收稿日期:2021-07-24;修回日期:2021-09-17

设 m 为 G_p 中监测点的个数, x 为 G_p 中某监测点, n 为监测时长, t 为监测日期, u_{G_p} 为 G_p 的变形监测序列, u_x 为 x 的监测序列, $u_{t,x}$ 为 x 在日期 t 的监测值。依据面板数据格式^[14-15], u_{G_p} 可表示为

$$u_{G_p} = [u_1 u_2 \cdots u_x \cdots u_m] = \begin{bmatrix} u_{1,1} & u_{1,2} & \cdots & u_{1,x} & \cdots & u_{1,m} \\ u_{2,1} & u_{2,2} & \cdots & u_{2,x} & \cdots & u_{2,m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ u_{t,1} & u_{t,2} & \cdots & u_{t,x} & \cdots & u_{t,m} \\ \vdots & \vdots & & \vdots & & \vdots \\ u_{n,1} & u_{n,2} & \cdots & u_{n,x} & \cdots & u_{n,m} \end{bmatrix} \quad (1)$$

1.1.1 水压面板模型

u_x 的水压面板模型 $\hat{u}_{x,H}$ 可表示为

$$\hat{u}_{x,H} = \sum_{k=1}^4 a_{x,H,k} \begin{bmatrix} \Delta H_1^k \\ \vdots \\ \Delta H_t^k \\ \vdots \\ \Delta H_n^k \end{bmatrix} = a_{x,H,1} H_1 + a_{x,H,2} H_2 + a_{x,H,3} H_3 + a_{x,H,4} H_4 = [a_{x,H,1} \ a_{x,H,2} \ a_{x,H,3} \ a_{x,H,4}] \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \\ H_3 \\ H_4 \end{bmatrix} = a_{x,H} H_0 \quad (2)$$

其中: $k=1, 2, 3, 4$; $H_k = \begin{bmatrix} \Delta H_1^k \\ \vdots \\ \Delta H_t^k \\ \vdots \\ \Delta H_n^k \end{bmatrix}$; $\Delta H_t = H_t - H_1$; H_t

为第 t 日水位; $H_0 = \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \\ H_3 \\ H_4 \end{bmatrix}$; $a_{x,H,k}$ 为 $\hat{u}_{x,H}$ 的待定系数;

$$a_{x,H} = [a_{x,H,1} \ a_{x,H,2} \ a_{x,H,3} \ a_{x,H,4}]$$

依据式(2), 建立 u_{G_p} 的水压面板模型 $\hat{u}_{G_p,H}$, 可表示为

$$\hat{u}_{G_p,H} = [\hat{u}_{1,H} \ \hat{u}_{2,H} \ \cdots \ \hat{u}_{m,H}] = [a_{1,H} \ a_{2,H} \ \cdots \ a_{m,H}] \begin{bmatrix} H_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & H_0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & H_0 \end{bmatrix} = a_{G_p,H} H_{G_p} \quad (3)$$

其中: $a_{G_p,H} = [a_{1,H} \ a_{2,H} \ \cdots \ a_{m,H}]$ 为系数矩阵; $H_{G_p} =$

$$\begin{bmatrix} H_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & H_0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & H_0 \end{bmatrix} \text{ 为 } m \text{ 阶分块矩阵。}$$

1.1.2 温变面板模型

u_x 的温变面板模型记作 $\hat{u}_{x,S}$, 其表达式为

$$\hat{u}_{x,S} = a_{x,S,1,1} \begin{bmatrix} \sin \frac{2\pi}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{2\pi t}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{2\pi n}{365} \end{bmatrix} + a_{x,S,1,2} \begin{bmatrix} \sin \frac{4\pi}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{4\pi t}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{4\pi n}{365} \end{bmatrix} + a_{x,S,2,1} \begin{bmatrix} \cos \frac{2\pi}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{2\pi t}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{2\pi n}{365} \end{bmatrix} + a_{x,S,2,2} \begin{bmatrix} \cos \frac{4\pi}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{4\pi t}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{4\pi n}{365} \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^2 a_{x,S,1,k} \sin 2\pi kt + \sum_{k=1}^2 a_{x,S,2,k} \cos 2\pi kt = [a_{x,S,1,1} \ a_{x,S,1,2} \ a_{x,S,2,1} \ a_{x,S,2,2}] \begin{bmatrix} \sin 2\pi t \\ \sin 4\pi t \\ \cos 2\pi t \\ \cos 4\pi t \end{bmatrix} = a_{x,S} t_0 \quad (4)$$

$$\text{其中: } \sin 2\pi kt = \begin{bmatrix} \sin \frac{2\pi k}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{2\pi kt}{365} \\ \vdots \\ \sin \frac{2\pi kn}{365} \end{bmatrix}; \cos 2\pi kt = \begin{bmatrix} \cos \frac{2\pi k}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{2\pi kt}{365} \\ \vdots \\ \cos \frac{2\pi kn}{365} \end{bmatrix};$$

$$t_0 = \begin{bmatrix} \sin 2\pi t \\ \sin 4\pi t \\ \cos 2\pi t \\ \cos 4\pi t \end{bmatrix}; k=1, 2; a_{x,S,1,k} \text{ 和 } a_{x,S,2,k} \text{ 为温变模型}$$

系数; $a_{x,S} = [a_{x,S,1,1} \ a_{x,S,1,2} \ a_{x,S,2,1} \ a_{x,S,2,2}]$

基于式(4), 构建 u_{G_p} 的温变面板模型 $\hat{u}_{G_p,S}$, 可表示为

$$\hat{u}_{G_p,S} = [\hat{u}_{1,S} \ \hat{u}_{2,S} \ \cdots \ \hat{u}_{m,S}] = [a_{1,S} \ a_{2,S} \ \cdots \ a_{m,S}] \begin{bmatrix} t_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & t_0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & t_0 \end{bmatrix} = a_{G_p,S} t_{G_p} \quad (5)$$

其中: $a_{G_p,S} = [a_{1,S} \ a_{2,S} \ \cdots \ a_{m,S}]$ 为系数矩阵; $t_{G_p} =$

$$\begin{bmatrix} t_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & t_0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & t_0 \end{bmatrix} \text{ 为 } m \text{ 阶分块矩阵。}$$

1.1.3 时效面板模型

u_x 的时效面板模型 $\hat{u}_{x,T}$ 为

$$\hat{u}_{x,T} = a_{x,T,1} \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \vdots \\ \theta_t \\ \vdots \\ \theta_n \end{bmatrix} + a_{x,T,2} \begin{bmatrix} \ln\theta_1 \\ \ln\theta_2 \\ \vdots \\ \ln\theta_t \\ \vdots \\ \ln\theta_n \end{bmatrix} = a_{x,T,1}\theta + a_{x,T,2}\ln\theta = [a_{x,T,1} \ a_{x,T,2}] \begin{bmatrix} \theta \\ \ln\theta \end{bmatrix} = a_{x,T}\theta_0 \quad (6)$$

其中： $a_{x,T,1}$ 和 $a_{x,T,2}$ 为 $\hat{u}_{x,T}$ 的系数； $\theta_t = t/100$ ； $\theta =$

$$\begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \vdots \\ \theta_n \end{bmatrix}; \ln\theta = \begin{bmatrix} \ln\theta_1 \\ \ln\theta_2 \\ \vdots \\ \ln\theta_n \end{bmatrix}; \theta_0 = \begin{bmatrix} \theta \\ \ln\theta \end{bmatrix}; a_{x,T} = [a_{x,T,1} \ a_{x,T,2}]$$

利用式(6)，建立 u_{G_p} 的时效面板模型 $\hat{u}_{G_p,T}$ ，其表达式为

$$\hat{u}_{G_p,T} = [\hat{u}_{1,T} \ \hat{u}_{2,T} \ \dots \ \hat{u}_{m,T}] = [a_{1,T} \ a_{2,T} \ \dots \ a_{m,T}] \begin{bmatrix} \theta_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \theta_0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \theta_0 \end{bmatrix} = a_{G_p,T}\theta_{G_p} \quad (7)$$

其中： $a_{G_p,T} = [a_{1,T} \ a_{2,T} \ \dots \ a_{m,T}]$ 为系数矩阵； $\theta_{G_p} =$

$$\begin{bmatrix} \theta_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \theta_0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \theta_0 \end{bmatrix} \text{ 为 } m \text{ 阶分块矩阵。}$$

1.2 HST-FE/RE 面板模型

记 a_{G_p} 为 u_{G_p} 的固定/随机效应， a_x 为 u_x 的固定/随机效应， $\alpha_{i,x}$ 为 $u_{i,x}$ 的固定/随机效应， a_{G_p} 表示为

$$a_{G_p} = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_x \ \dots \ a_y \ \dots \ a_m] = \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & \dots & a_{1,x} & \dots & a_{1,y} & \dots & a_{1,m} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & \dots & a_{2,x} & \dots & a_{2,y} & \dots & a_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{t,1} & a_{t,2} & \dots & a_{t,x} & \dots & a_{t,y} & \dots & a_{t,m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n,1} & a_{n,2} & \dots & a_{n,x} & \dots & a_{n,y} & \dots & a_{n,m} \end{bmatrix} \quad (8)$$

HST-FE/RE 面板模型 \hat{u}_{G_p} 可表示为

$$\hat{u}_{G_p} = a_{G_p,H}H_{G_p} + a_{G_p,S}t_{G_p} + a_{G_p,T}\theta_{G_p} + a_{G_p} \quad (9)$$

若对于任意 $x = 1, 2, \dots, m$ ， $a_{1,x} = a_{2,x} = \dots = a_{i,x} = \dots = a_{n,x}$ 均成立，则式(9)为固定效应构型；若对于任意 $x, y = 1, 2, \dots, m$ ， a_x 和 a_y 为相互独立的正态分布，且满足期望 $E(a_x) = 0$ ，方差 $\text{VAR}(a_x) = \sigma_x^2$ ，则式(9)为随机效应构型。

本研究利用 Hausman 检验^[13,16] 决策 HST-FE/RE 构型，采用广义最小二乘法^[17] 确定待定系数矩阵 $a_{G_p,H}$ ， $a_{G_p,S}$ ， $a_{G_p,T}$ 和 a_{G_p} ，应用 t 检验评价因子重要性，并使用复相关系数和剩余标准差评定模型精度。

1.3 置信椭球监控准则

记 HST-FE/RE 面板模型 \hat{u}_{G_p} 对变形数据 u_{G_p} 的拟合序列为 \tilde{u}_{G_p} ，即

$$\tilde{u}_{G_p} = [\tilde{u}_1 \ \tilde{u}_2 \ \dots \ \tilde{u}_x \ \dots \ \tilde{u}_y \ \dots \ \tilde{u}_m] = \begin{bmatrix} \tilde{u}_{1,1} & \tilde{u}_{1,2} & \tilde{u}_{1,x} & \tilde{u}_{1,y} & \tilde{u}_{1,m} \\ \tilde{u}_{2,1} & \tilde{u}_{2,2} & \tilde{u}_{2,x} & \tilde{u}_{2,y} & \tilde{u}_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \tilde{u}_{t,1} & \tilde{u}_{t,2} & \tilde{u}_{t,x} & \tilde{u}_{t,y} & \tilde{u}_{t,m} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \tilde{u}_{n,1} & \tilde{u}_{n,2} & \tilde{u}_{n,x} & \tilde{u}_{n,y} & \tilde{u}_{n,m} \end{bmatrix} \quad (10)$$

其中： \tilde{u}_x 为 u_x 的拟合序列； $\tilde{u}_{i,x}$ 为 $u_{i,x}$ 的拟合值。

残差序列 ϵ_{G_p} 可表示为

$$\epsilon_{G_p} = u_{G_p} - \tilde{u}_{G_p} = [\epsilon_1 \ \epsilon_2 \ \dots \ \epsilon_x \ \dots \ \epsilon_y \ \dots \ \epsilon_m] = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,1} & \epsilon_{1,2} & \dots & \epsilon_{1,x} & \dots & \epsilon_{1,y} & \dots & \epsilon_{1,m} \\ \epsilon_{2,1} & \epsilon_{2,2} & \dots & \epsilon_{2,x} & \dots & \epsilon_{2,y} & \dots & \epsilon_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \epsilon_{t,1} & \epsilon_{t,2} & \dots & \epsilon_{t,x} & \dots & \epsilon_{t,y} & \dots & \epsilon_{t,m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \epsilon_{n,1} & \epsilon_{n,2} & \dots & \epsilon_{n,x} & \dots & \epsilon_{n,y} & \dots & \epsilon_{n,m} \end{bmatrix} \quad (11)$$

对于任意 $x, y = 1, 2, \dots, m$ ， ϵ_x 和 ϵ_y 服从一元正态分布且相互独立。依据多元统计理论^[18-19]， ϵ_{G_p} 服从 m 元正态分布，其概率密度函数为

$$f(\epsilon_{G_p}) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m \sqrt{|\Psi_{G_p}|}} e^{-\frac{1}{2}(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T \Psi_{G_p}^{-1}(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})} \quad (12)$$

ω_{G_p} 为均值矩阵，表示为

$$\omega_{G_p} = [\omega_1 \ \omega_2 \ \dots \ \omega_x \ \dots \ \omega_m] = \begin{bmatrix} \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,1}}{n} & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,2}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,x}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,y}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,m}}{n} \\ \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,1}}{n} & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,2}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,x}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,y}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,m}}{n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,1}}{n} & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,2}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,x}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,y}}{n} & \dots & \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,m}}{n} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Ψ_{G_p} 为协方差矩阵，表示为

$$\Psi_{G_p} = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \cdots & \Psi_{1m} \\ \vdots & & \vdots \\ \Psi_{m1} & \cdots & \Psi_{mm} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$\Psi_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^n \left(\epsilon_{t,x} - \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,x}}{n} \right) \left(\epsilon_{t,y} - \frac{\sum_{t=1}^n \epsilon_{t,y}}{n} \right)}{n-1} \quad (15)$$

当显著性水平取 α 时,存在

$$\alpha = 1 - \int_1^2 \cdots \int_m f(\epsilon_{G_p}) d\epsilon_1 \cdots d\epsilon_m \quad (16)$$

置信水平 α 对应的概率密度函数值记为 f_α , 则存在如下关系

$$(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T \Psi_{G_p}^{-1} (\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p}) = f'_\alpha \quad (17)$$

$$f'_\alpha = -2 \ln \left[f_\alpha (\sqrt{2\pi})^m \sqrt{|\Psi_{G_p}|} \right] \quad (18)$$

将协方差矩阵 Ψ_{G_p} 进行特征值分解, 得到特征向量矩阵 R 与特征值矩阵 Λ , 即

$$\Psi_{G_p} R = R \Lambda \quad (19)$$

R 为正交矩阵, 存在

$$R^T R = R R^T = I \quad (20)$$

可得

$$\Psi_{G_p}^{-1} = R \Lambda R^T = \sum_{x=1}^m \frac{r_x r_x^T}{\lambda_x} \quad (21)$$

其中: r_x 为 λ_x 对应的特征向量。

将式(21)代入式(17)中, 可得

$$\sum_{x=1}^m \frac{(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T r_x r_x^T (\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})}{\lambda_x f'_\alpha} = 1 \quad (22)$$

式(22)的几何意义为 m 维概率空间中的置信椭圆, 球心为 ω_{G_p} , 半轴长为 $\lambda_x f'_\alpha$, 坐标方向为 r_x 。

依据典型小概率原理, 设置 2 级置信水平 α 和 β , 其中 α 为正常和基本正常的临界状态, β 为基本正常和异常的临界状态, 则置信椭圆监控准则可表示为

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{x=1}^m \frac{(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T r_x r_x^T (\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})}{\lambda_x} < f'_\alpha \text{ (正常)} \\ f'_\alpha \leq \sum_{x=1}^m \frac{(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T r_x r_x^T (\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})}{\lambda_x} < f'_\beta \text{ (基本正常)} \\ \sum_{x=1}^m \frac{(\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})^T r_x r_x^T (\epsilon_{G_p} - \omega_{G_p})}{\lambda_x} \geq f'_\beta \text{ (异常)} \end{array} \right. \quad (23)$$

本研究算法流程如图 1 所示。

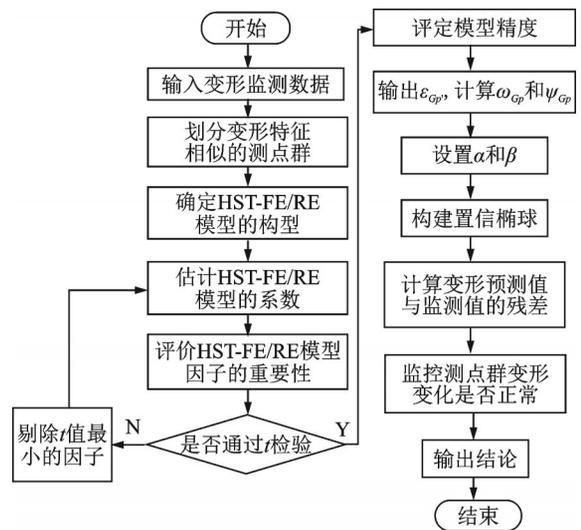


图1 算法流程

Fig.1 Process of the proposed methodology

2 工程实例

甲高拱坝为混凝土双曲拱坝, 坝顶高程为 1 885.0 m, 最低建基面高程为 1 580.0 m, 最大坝高为 305.0 m, 坝顶宽度为 16.0 m, 最大跨度为 480.0 m, 正常蓄水位为 1 880.0 m, 死水位为 1 800.0 m。图 2 为甲高拱坝垂线监测点布置图, 32 个垂线监测点布置在 5#、9#、11#、13#、16# 和 19# 坝段, 编号为 No.1~No.32。

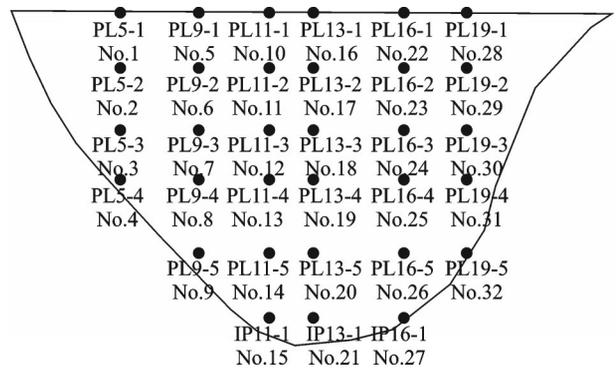


图2 甲高拱坝垂线监测点

Fig.2 Observation points of the investigated high arch dam

2.1 变形规律相似的测点群划分

2014-01-01 至 2015-06-30, 32 个测点的径向变形及上游水位过程线如图 3 所示, 利用文献[9]的方法划分变形特征相似的测点群。该方法采用综合距离衡量变形相似程度, 并自下而上划分测点群, 32 个测点的分群过程如图 4 所示。综合距离与合并次数的关系如图 5 所示。由图 4, 5 可知, 经过

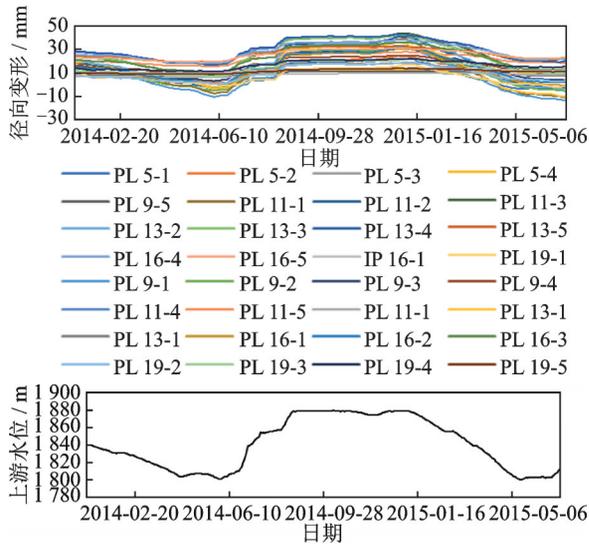


图3 径向变形及上游水位过程线

Fig.3 Time series of radial deformation and upstream water level

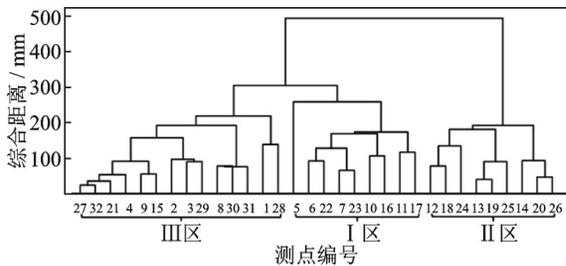


图4 32个测点的分群过程

Fig.4 Grouping process of the 32 observation points

31次合并,所有测点成为1个群。在第30次合并时,综合距离发生突变,变形规律差异较大的2个测点群被合并。因此,32个测点被划分为3个变形相似的测点群,即I,II,III群。变形规律相似的测点群如图6所示,由图可知:I群大致在拱坝上部;II群分布在拱坝中部;III群位于靠近坝基与近岸山体的部位。不同测点群的径向变形对比如图7所示,I群测点的径向变形如图8所示,可以看出:同群测点的变形量级及变化规律相似,如PL5-1和PL5-2;而异群测点的变形特征差异较大,如PL5-1和PL13-5。

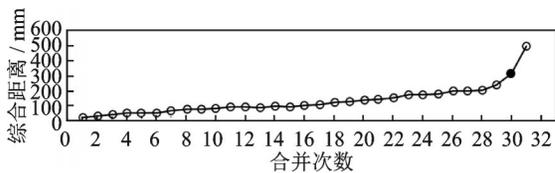


图5 综合距离与合并次数的关系

Fig.5 Relationship between the comprehensive distance and combination time

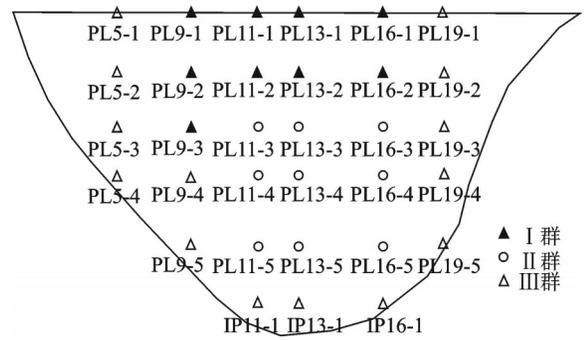


图6 变形规律相似的测点群

Fig.6 Observation point groups with similar deformation behaviors

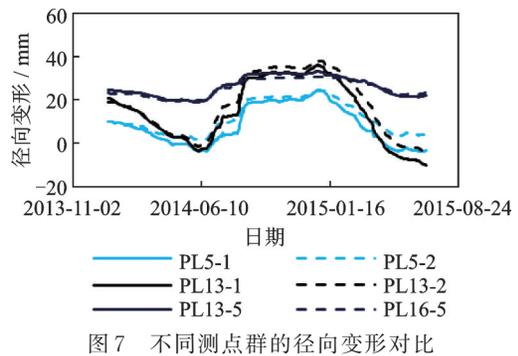


图7 不同测点群的径向变形对比

Fig.7 Comparison of radial deformation among observation point groups

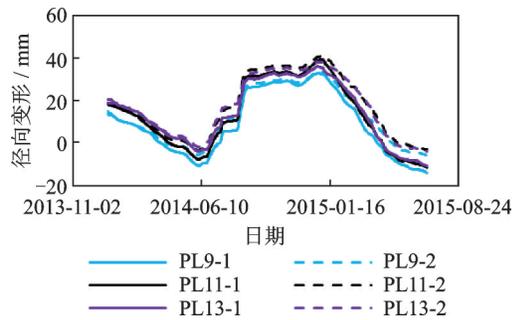


图8 I群测点的径向变形

Fig.8 Time series of radial deformation of Group I

2.2 I 测点群变形监控

利用I群测点(PL9-1,PL9-2,PL11-1,PL11-2,PL13-1及PL13-2)的径向变形(图8)和库水位(图3)监测资料,建立HST-FE/RE面板模型。应用STATA软件进行Hausman检验,结果显示,原假设被拒绝,选用固定效应构型。HST-FE/RE模型系数如表1所示,I群变形监测值、拟合值和残差如图9所示,可知复相关系数为99.875%,剩余标准差为0.01634,拟合精度较高。HST-FE/RE模型变形最大变幅中各分量占比如表2所示,可知最主要

表 1 HST-FE/RE 模型系数
Tab.1 Coefficients of the HST-FE/RE model

系数	PL9-1	PL9-2	PL11-1	PL11-2	PL13-1	PL13-2
	$x=1$	$x=2$	$x=3$	$x=4$	$x=5$	$x=6$
$a_{x,H,1}$	64.999 774 180	-3.541 847 719	0	-3.693 668 349	-351.699 438 100	-609.140 707 90
$a_{x,H,2}$	0	0	0.072 499 938	0	0.187 325 789	0.328 999 16
$a_{x,H,3}$	-2.09×10^{-5}	0	-5.44×10^{-5}	0	-3.32×10^{-5}	-5.92×10^{-5}
$a_{x,H,4}$	5.92×10^{-9}	1.59×10^{-10}	1.15×10^{-8}	1.68×10^{-10}	0	0
$a_{x,S,1,1}$	4.048 873 293	3.380 977 861	4.615 663 369	3.918 366 043	3.808 060 097	3.322 880 386
$a_{x,S,1,2}$	4.680 308 421	2.258 474 132	3.552 738 794	1.984 231 791	5.328 131 843	3.910 888 150
$a_{x,S,2,1}$	-0.261 777 478	-0.407 964 927	0.273 995 813	-0.184 282 589	0	-0.463 663 683
$a_{x,S,2,2}$	-0.870 409 925	-0.413 389 504	-0.835 713 147	-0.587 364 249	-1.238 033 445	-1.045 212 993
$a_{x,T,1}$	0	0.975 537 952	0.791 792 331	1.775 440 871	-2.254 907 446	-0.448 425 545
$a_{x,T,2}$	-3.168 997 365	-3.177 571 245	-6.868 689 700	-6.004 451 310	-2.402 720 897	-1.235 631 845
$\alpha_{i,x}$	-1.680 559 800	-0.682 010 160	-0.191 634 166	-0.270 147 125	-0.201 314 376	-0.498 505 788

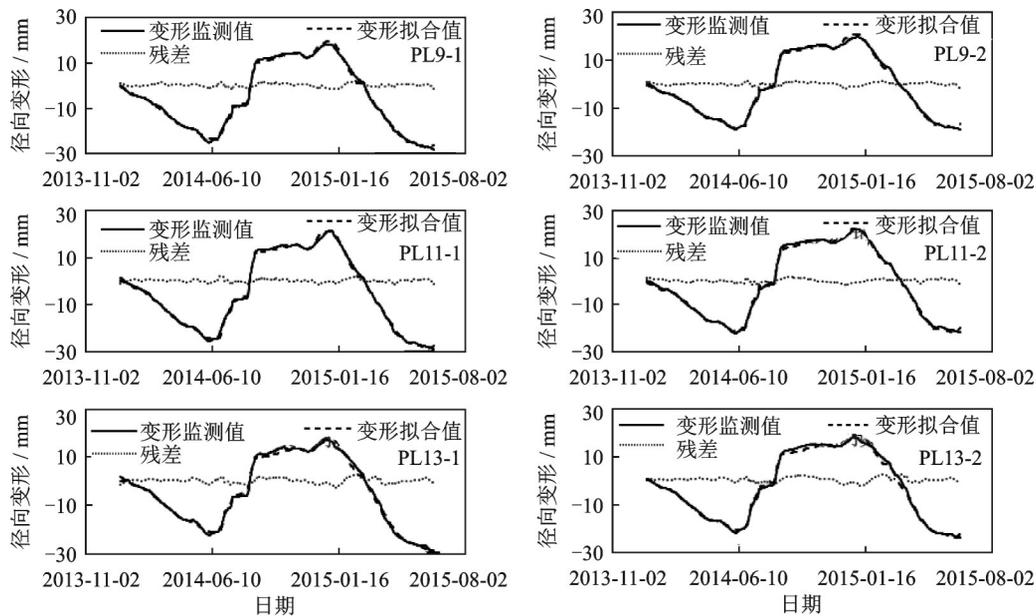


图 9 I 群变形监测值、拟合值和残差

Fig.9 Deformation monitoring values, fitting values and residuals of Group I

表 2 HST-FE/RE 模型变形最大变幅中各分量占比
Tab.2 Component proportions of maximum amplitude of the HST-FE/RE model

测点	最大变幅监	水压分量	温变分量	时效分量	FE 分量
	测值/mm	占比/%	占比/%	占比/%	占比/%
PL9-1	46.42	74.95	17.91	3.35	3.79
PL9-2	38.82	76.18	16.81	3.82	3.19
PL11-1	50.55	74.14	18.58	3.56	3.72
PL11-2	44.37	78.21	15.04	3.58	3.17
PL13-1	46.52	76.57	17.59	3.15	2.69
PL13-2	41.88	75.32	18.48	2.40	3.80

的影响因素为水压,其次为温变,最后为时效和固定效应。

为检验 HST-FE/RE 面板模型的性能,与文献 [7] 中的 HST 模型进行对比分析。图 10 为 HST 和 HST-FE/RE 的变形预测值,经计算,HST 模型的复相关系数为 94.125%,剩余标准差为 0.053 14, HST-FE/RE 的拟合精度高于 HST。图 11 为 HST 和 HST-FE/RE 的变形预测相对误差,分别利用 HST-FE/RE 和 HST 预测 PL9-1 测点 2015-07-01 至 2015-07-31 的径向变形,最大相对误差分别为 3.28% 和 12.69%,且 HST-FE/RE 的相对误差过程线更平稳。与 HST 相比,HST-FE/RE 的预测性能更佳。

依据 HST-FE/RE 建模结果,输出矩阵 ϵ_{G_i} , 计算矩阵 Ψ_{G_i} 和 ω_{G_i} , 分别将 α 和 β 设置为 0.05 和 0.01,

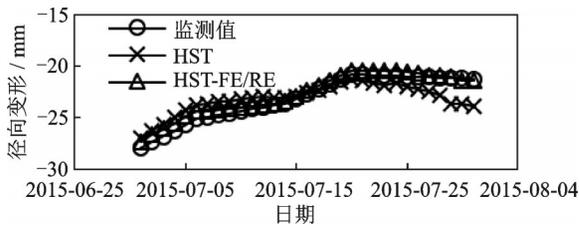


图10 HST和HST-FE/RE的变形预测值

Fig.10 Deformation prediction results of the HST and HST-FE/RE

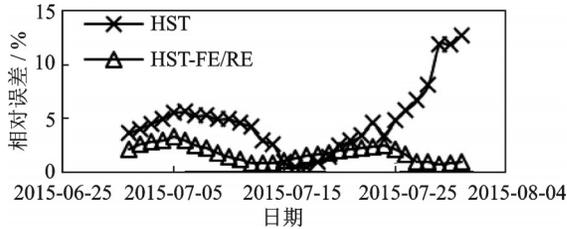
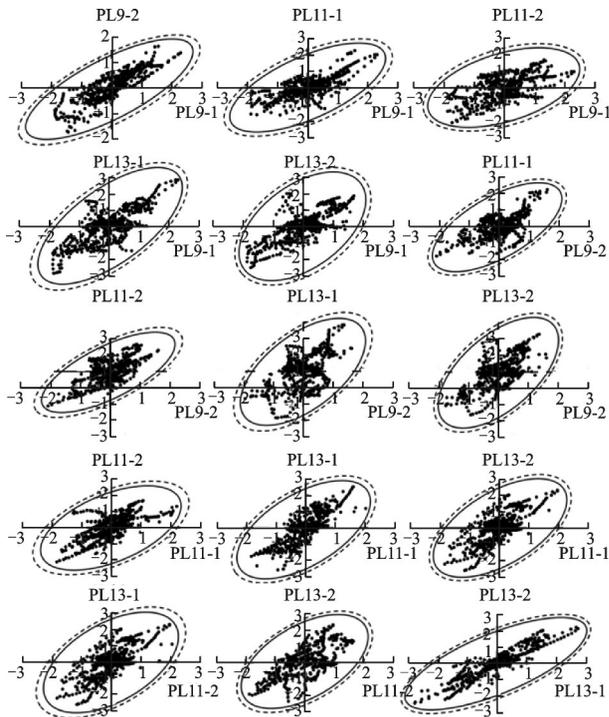


图11 HST和HST-FE/RE变形预测相对误差

Fig.11 Deformation prediction relative errors of the HST and HST-FE/RE

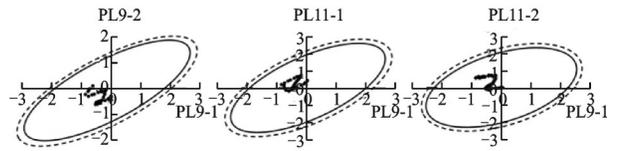
可在6维概率空间中构建2个置信椭球,置信椭球在坐标面上的投影如图12所示,其中:实线为正常和基本正常的临界状态;虚线为基本正常和异常的临界状态。依据置信椭球准则,监控I群测点2015-07-01至2015-07-31的径向变形变化处于正常范围内,其径向变形监控如图13所示。



横、纵坐标均为残差,单位为mm

图12 置信椭球在坐标面上的投影

Fig.12 The projections of confidence ellipsoids on coordinate planes



横、纵坐标均为残差,单位为mm

图13 2015-07-01至2015-07-30径向变形监控

Fig.13 Radial deformation monitoring from 2015-07-01 to 2015-07-30

2.3 讨论

1) 在监控测点群变形变化时,仅用水压、温变和时效3个常规分量难以对模型进行解释。由于考虑了个体差异效应,HST-FE/RE的性能优于HST。本研究建立的HST-FE/RE面板模型适用于分析高拱坝短期变形变化,对于长期变形可以采用分段建模的方式解决。

2) 置信椭球准则是置信区间准则在多维概率空间中的推广,相较于置信区间准则,置信椭球准则对典型小概率变形的辨识更为严格。若测点群变形状态发生变化,例如:正常→基本正常或基本正常→异常,则表明高拱坝变形群体相似特征发生了不同程度的改变。

3 结论

1) 布置于高拱坝的测点可划分为若干个变形规律相似的群体,在刻画测点群变形变化时,仅采用水压、温变和时效分量是不够的,需将测点群变形的个体差异效应考虑在内。

2) 在建立水压、温变和时效面板模型的基础上,引入FE和RE表征个体差异效应,据此提出了HST-FE/RE面板模型。综合应用多元统计理论和典型小概率原理,建立了置信椭球准则,实现了测点群变形变化同步监控。

3) 工程实例分析显示:HST-FE/RE和HST变形拟合复相关系数分别为99.875%和94.125%,剩余标准差分别为0.01634和0.05314,HST-FE/RE的拟合精度比HST高;HST-FE/RE的相对误差波动比HST更为平稳,最大值分别为3.28%和12.69%,预测性能优于HST;作为置信区间准则在多维概率空间中的推广,置信椭球准则对典型小概率变形的辨识更为严格。因此,将HST-FE/RE和置信椭球准则结合监控高拱坝变形变化是可行的,其性能优于常规方法。

参 考 文 献

- [1] 盛金保, 厉丹丹, 蔡荨, 等. 大坝风险评估与管理关键技术研究进展[J]. 中国科学: 技术科学, 2018, 48(10): 1057-1067.
SHENG Jinbao, LI Dandan, CAI Xun, et al. Research progress and its practice of key techniques for dam risk assessment and management[J]. Scientia Sinica Technologica, 2018, 48(10): 1057-1067. (in Chinese)
- [2] WANG X W, LIU Y R, TAO Z F, et al. Study on the failure process and nonlinear safety of high arch dam and foundation based on geomechanical model test [J]. Engineering Failure Analysis, 2020, 116: 104704
- [3] 李火坤, 张宇驰, 邓冰梅, 等. 拱坝多传感器振动信号的数据级融合方法[J]. 振动、测试与诊断, 2015, 35(6): 1075-1082.
LI Huokun, ZHANG Yuchi, DENG Bingmei, et al. Study on multi-sensor data-level fusion method of high arch dam vibration signal[J]. Journal of Vibration, Measurement & Diagnosis, 2015, 35(6): 1075-1082. (in Chinese)
- [4] FU X, GU C S, QIN D. Deformation features of a super-high arch dam structural system [J]. Optik, 2017, 130: 681-695.
- [5] ZHAO E F, WU C Q. Long-term safety assessment of large-scale arch dam based on non-probabilistic reliability analysis[J]. Structures, 2021, 32: 298-312.
- [6] DAI B, GU C S, ZHAO E F, et al. Statistical model optimized random forest regression model for concrete dam deformation monitoring[J]. Structural Control and Health Monitoring, 2018, 25(6): e2170.
- [7] YANG G, GU H, CHEN X D, et al. Hybrid hydraulic-seasonal-time model for predicting the deformation behaviour of high concrete dams during the operational period [J]. Structural Control and Health Monitoring, 2021, 28(3): e2685.
- [8] LI Z C. Global sensitivity analysis of the static performance of concrete gravity dam from the viewpoint of structural health monitoring[J]. Archives of Computational Methods in Engineering, 2020, 28(3): 1611-1646.
- [9] CHEN B, HU T Y, HUAN Z S, et al. A spatio-temporal clustering and diagnosis method for concrete arch dams using deformation monitoring data [J]. Structural Health Monitoring, 2019, 18(5/6): 1355-1371.
- [10] SHI Z W, GU C S, QIN D. Variable-intercept panel model for deformation zoning of a super-high arch dam [J]. Springerplus, 2016, 5: 898.
- [11] SHAO C F, GU C S, YANG M, et al. A novel model of dam displacement based on panel data[J]. Structural Control and Health Monitoring, 2018, 25(1): e2037.
- [12] 郑玉巧, 魏剑峰, 朱凯, 等. 风力机主轴承故障监测方法[J]. 振动、测试与诊断, 2021, 41(2): 341-347.
ZHENG Yuqiao, WEI Jianfeng, ZHU Kai, et al. Fault monitoring method of wind turbine main bearing [J]. Journal of Vibration, Measurement & Diagnosis, 2021, 41(2): 341-347. (in Chinese)
- [13] BAIRD R, MAXWELL S E. Performance of time-varying predictors in multilevel models under an assumption of fixed or random effects[J]. Psychological Methods, 2016, 21(2): 175-188.
- [14] BEN-ROMDHANE H, OUARDA T B M J, MARPU P, et al. Studying coral reef patterns in UAE waters using panel data analysis and multinomial logit and probit models [J]. Ecological Indicators, 2020, 112: 106050.
- [15] AHMADI N, SHAHANDASHTI M. Characterizing construction demand surge using spatial panel data models [J]. Natural Hazards Review, 2020, 21(2): 04020008.
- [16] RANGER J, MUCH S. Analyzing the fit of IRT models with the Hausman test[J]. Frontiers in Psychology, 2020, 11: 149.
- [17] MENKE W. Review of the generalized least squares method[J]. Surveys in Geophysics, 2015, 36(1): 1-25.
- [18] 陈宏志, 芦永明, 王丽娜, 等. 较小样本动态声发射信号多元统计分析技术[J]. 振动、测试与诊断, 2013, 33(2): 199-203.
CHEN Hongzhi LU Yongming, WANG Lina, et al. Analysis of dynamic acoustic emission signals using multivariate statistical technique for smaller dataset [J]. Journal of Vibration, Measurement & Diagnosis, 2013, 33(2): 199-203. (in Chinese)
- [19] TAGHEZOUIT B, HARROU F, SUN Y, et al. Multivariate statistical monitoring of photovoltaic plant operation [J]. Energy Conversion and Management, 2020, 205: 112317.



第一作者简介:杨光,男,1989年9月生,博士、讲师。主要研究方向为水工结构安全监控与变异诊断。曾发表《Hybrid hydraulic-seasonal-time model for predicting the deformation behaviour of high concrete dams during the operational period》(《Structural Control and Health Monitoring》2021, Vol. 28, No. 3)等论文。
E-mail: yangguanghu@outlook.com

通信作者简介:孙锦,女,1990年5月生,博士、讲师。主要研究方向为人工智能算法及大数据分析。
E-mail: sunjin@ncwu.edu.cn