

考虑水化热影响的混凝土坝位移监测 统计分析模型及其解析

华倩宇^{1,2}, 苏怀智^{1,2}, 杨立夫²

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

摘要:为量化水化热对混凝土坝位移的影响,在混凝土坝位移统计模型的基础上,提出了水化热分量形式。结合混凝土坝的位移、上游水位和坝体温度监测数据,采用改进的偏最小二乘法建立混凝土坝的位移统计模型,从实测位移数据中分离出温度引起的位移分量,然后以周期项作为环境温度分量的表达式,利用一维热传导方程的简化近似解来构建水化热分量的表达式,拟合温度位移分量,实现水化热对混凝土坝位移的量化影响分析。工程实例计算表明,偏最小二乘回归模型能有效克服各类因子变量间的多重共线性对模型拟合精度的影响,提出的水化热分量表达式具有适用性,残余水化热引起的混凝土坝位移不容忽视。

关键词:混凝土坝;位移统计模型;水化热分量;环境温度分量;热传导方程;偏最小二乘法

中图分类号:TV698.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1006-7647(2021)05-0062-09

Qualification and statistical analysis of residual hydration heat influence on concrete dam displacement//HUA Qianyu^{1,2}, SU Huaizhi^{1,2}, YANG Lifu² (1. State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China; 2. College of Water Conservancy and Hydropower Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: Based on a statistical model of dam displacement, the form of hydration heat component was proposed to quantify the influence of hydration heat on dam displacement. According to the data of dam displacement, water level and dam body thermometer, the statistical model of dam displacement was established by using backward elimination-partial least square (BE-PLS) method. The displacement component caused by temperature was separated from the measured displacement data. Then, the periodic term was used as the expression of environmental temperature component, and the approximate solution of one-dimensional heat conduction equation was used to construct the model of hydration heat component. The two terms were used to fit the temperature displacement component to realize quantitative analysis of the influence of hydration heat on dam displacement. Calculation of an engineering case shows that the statistical model established by BE-PLS can effectively overcome the influence of multicollinearity among various factor variables on the fitting accuracy of the model. The proposed formula of hydration heat component is applicable, and the dam displacement caused by residual hydration heat should not be ignored.

Key words: dam; statistical model of displacement; hydration heat component; environmental temperature component; heat conduction equation; partial leastsquare method

混凝土坝在施工期浇筑混凝土后,水泥水化过程释放大量的水化热,将严重威胁结构的运行安全和结构寿命,尤其是对厚度较大的混凝土结构,如混凝土坝、闸墩、桥墩等易因温度应力产生表面裂缝或深层贯穿裂缝,以及因大量的水化热消散产生额外变形^[1]。在自然散热条件下,混凝土坝等大体积混凝土

结构的内部水化热一般需要200 a左右才能完全消散^[2]。混凝土坝的温度应力问题一直受到关注,为了减少水化热对工程的影响,国内外工程多采取通水冷却^[3-4]、降低水泥含量^[5-6]等措施降低混凝土坝内部残余水化热热量,但残余水化热仍是一个较普遍的现象。为保障混凝土坝的安全运行,通过对混凝土坝

日常水位、坝体内部温度、位移等数据的实时监测,实现混凝土坝运行状况的安全评估^[7]和变形预测^[8]。根据吴中如^[9]院士提出的大坝位移统计模型,可以进一步量化水位和温度对大坝位移的影响程度,但如何通过监测资料量化残余水化热对混凝土坝位移的影响程度仍是一个亟待解决的问题。

随着对混凝土坝安全监测的日益重视,监测仪器布置的时间越来越早,在这些监测数据的初期,不可避免地包含了残余水化热消散过程的影响^[10-11],但现有统计模型无法直接分离出残余水化热对混凝土坝位移的影响。薛素铎等^[12]基于水泥水化反应三阶段的特征提出 S 形水化热模型,朱伯芳院士提出混凝土绝热温升的新计算模型^[13],这些模型通过结合有限元模型进行数值模拟,其结果能与试验数据较好地吻合,但这些模型是针对实验室中的混凝土标准试块建立,由于混凝土体积差异以及边界影响因素差异,这些模型不能直接用于量化混凝土坝的水化热。针对这一点,刘丹丹等^[14]建立了施工期混凝土温度统计模型,黄耀英等^[15]建立了小尺度施工期温度统计模型,这些模型都能分离在通水冷却影响下水化热分量,但不能直接用于混凝土坝坝内残余水化热消散阶段。

现已有很多成熟的算法用于建立混凝土坝的位移统计模型,如徐洪钟等^[16]引入偏最小二乘法对混凝土坝的位移统计模型进行求解,Xu 等^[17]提出基于遗传算法的偏最小二乘法建立混凝土坝的位移统计模型,有效避免了回归因子间多重共线性对回归模型的影响。本文在偏最小二乘法的基础上,提出向后删除变量-偏最小二乘法,基于这一改进算法建立混凝土坝位移统计模型;针对监测资料中包含水化热影响的这类工况,利用一维热传导方程的近似解推导出水化热分量的表达式;借助非线性最小二乘法对包含非线性项的水化热分量进行回归分析,提出了完整的混凝土坝水化热位移分量分离流程;通过对混凝土坝实际监测资料的分析,首次实现了混凝土坝残余水化热对实际位移影响的量化分析。

1 基于改进偏最小二乘法的混凝土坝位移统计模型建立

1.1 混凝土坝位移统计模型

混凝土坝在水压力、扬压力、泥沙压力和温度等荷载作用下,坝体任一点将产生相应的位移矢量 δ ,根据成因将其分解为水压分量、温度分量和时效分量^[9],即

$$\delta' = \delta_H + \delta_T + \delta_\theta \quad (1)$$

式中: δ' 为混凝土坝某点顺河向位移; δ_H 为水压分

量; δ_T 为温度分量; δ_θ 为时效分量。

水压分量如下式所示:

$$\delta_H = \sum_{i=1}^n a_i H^i \quad (2)$$

式中: a_i 为系数因子; H 为上游水深; n 为指数因子,重力坝取 3,拱坝取 4。

当只有气温监测资料时,可选用多周期的谐波作为因子,即温度分量如下式所示:

$$\delta_T = \sum_{i=1}^{m_2} (b_{1i} \sin \frac{2\pi it}{365} + b_{2i} \cos \frac{2\pi it}{365}) \quad (3)$$

式中: b_{1i} 、 b_{2i} 均为系数因子, $i=1$ 表示年周期, $i=2$ 表示半年周期;一般 m_2 取 1 或 2。

当温度计个数较多时,用各温度计的测值作为因子,使回归方程中包含的因子过多,从而增加观测数据处理的工作量。为解决这一问题,本文采用相同高程温度计测值的等效温度作为因子^[18],此时温度分量如下式所示:

$$\delta_T = \sum_{i=1}^m (b_{1i} \bar{T}_i + b_{2i} \beta_i) \quad (4)$$

$$\bar{T}_i = \frac{A_{ii}}{B_i} \quad (5)$$

$$\beta_i = \frac{12M_{ii} - 6A_{ii}B_i}{B_i^3} \quad (6)$$

式中: b_{1i} 、 b_{2i} 为系数因子; $\bar{T}_i$ 为各层温度计测值等效温度的平均温度; β_i 为各层温度计测值等效温度的梯度; A_{ii} 为相同高程温度分布的面积; M_{ii} 为 A_{ii} 对相同高程温度分布纵轴的面积矩; B_i 为对应高程坝体截面宽度; m 为不同高程温度计分布总层数。

时效分量如下式所示:

$$\delta_\theta = c_1 \frac{t}{100} + c_2 \ln \frac{t}{100} \quad (7)$$

式中: c_1 、 c_2 为系数。

1.2 偏最小二乘法的改进

偏最小二乘法是一种先进的多元统计分析方法,能有效解决变量间多重相关性的问题,故适用于影响因素较多的大坝位移统计模型^[19-20]。从其算法特点和实际应用来看,传统的偏最小二乘法也存在不足之处,如其提取的主成分可能只对自变量有很强的综合能力,而与因变量的相关程度并非最大;对含有较多自变量的模型拟合效果欠佳,且不能对自变量进行筛选和识别。故传统的偏最小二乘法无法剔除与因变量不相关的信息,本文针对这一点进行改进,即将解释性不强的自变量剔除,使回归方程更加简洁、精确。

由第 1.1 节可知混凝土坝位移的影响因素较多,因此混凝土坝位移回归方程包含的回归因子较

多,其中可能包含对混凝土坝位移影响不显著的因子。如果回归方程存在这类因子,将会扩大估计方差,降低模型精度,影响回归方程的稳定性,此时需要将不显著的回归因子从混凝土坝位移模型中剔除^[21]。判断某个回归因子是否有必要从混凝土坝位移统计模型中删除,关键是看这个回归因子能否对混凝土坝位移提供显著的附加信息。考虑采用 t 检验^[22]考察每一个回归因子对混凝土坝位移的影响程度。为尽可能多地保留回归因子,用向后删除变量法剔除多余因子。其具体步骤如下:

步骤1 将所有的回归因子(p 个)包含在混凝土坝位移线性回归模型中,依次对每一个回归因子进行 t 检验;

步骤2 如果有若干回归因子未能通过 t 检验,剔除 t 的绝对值最小的回归因子;

步骤3 将剩余的 $p-1$ 个回归因子拟合混凝土坝位移线性回归模型,重新对 $p-1$ 个剩余回归因子进行 t 检验,剔除 t 的绝对值最小的回归因子;

步骤4 重复步骤3,直到混凝土坝位移回归模型中剩余的所有回归因子均通过 t 检验。

结合上述对偏最小二乘法的改进,基于改进偏最小二乘法的混凝土坝位移统计模型构建流程具体步骤如下:读取混凝土坝位移、水位和温度的监测资料,根据1.1节将混凝土坝的水位、温度和时效因作为自变量集合 X' ,混凝土坝监测位移作为因变量集合 Y ,建立二者之间的线性回归方程,通过向后删除变量法对自变量集合 X' 中的每一个自变量进行多重共线性分析并将不显著的自变量删除,剩下的自变量组成新的自变量集合 X 。接下来分别在自变量集合 X 和因变量集合 Y 中提取 s_1 和 u_1 两个主成分,对主成分的要求是最大程度地携带原数据系统中的变异信息,同时相关程度也要达到最大,使二者之间的协方差取最大值,即有:

$$C_{ov}(s_1, u_1) = \sqrt{V_{ar}(s_1)V_{ar}(u_1)}r(s_1, u_1) \rightarrow \max \quad (8)$$

式中: $C_{ov}(s_1, u_1)$ 为 s_1 和 u_1 的协方差; $V_{ar}(s_1)$ 、 $V_{ar}(u_1)$ 分别为 s_1 和 u_1 的方差; $r(s_1, u_1)$ 为 s_1 和 u_1 相关系数。

提取第一主成分 s_1 和 u_1 后,分别进行 X 对 s_1 的回归和 Y 对 u_1 的回归,出现两种情况:第一种是回归方程已经达到满意的精度,那么就可以停止计算;第二种是未达到满意的精度,那么就需要利用 X 被 s_1 解释后的残余信息和 Y 被 u_1 解释后的残余信息,然后进行第二轮主成分的提取,得到第二主成分 s_2 和 u_2 。如此反复,直到能达到一个较为满意的精度为止。若最终对 X 提取了 m 个主成分,记为 $s_1, s_2,$

$\dots, s_m$,则 Y 对 X 的回归分析即转化为 Y 对 $s_1, s_2, \dots, s_m$ 的多元线性回归分析,而主成分 $s_1, s_2, \dots, s_m$ 均可由 X 线性表示,所以最后可以还原成 Y 对 X 的回归方程。

对于建模所需提取的成分个数 m ,可以通过交叉有效性检验方法来确定^[23]。对于实测变量 $y_i(i=1, 2, \dots, n)$,记 y'_{mi} 是使用全部样本点并提取成分 $s_1 \sim s_m$ 进行建模后,第 i 个样本点的拟合值,则 y_i 的拟合误差平方和 S_{S_m} 为

$$S_{S_m} = \sum_{i=1}^n (y_i - y'_{mi})^2 \quad (9)$$

记 $y'_{m(-i)}$ 是删去样本点 i 并提取 $s_1 \sim s_m$ 进行建模后 y_i 的拟合值,则 y_i 的拟合误差平方和 P_{S_m} 为

$$P_{S_m} = \sum_{i=1}^n (y_i - y'_{m(-i)})^2 \quad (10)$$

如果回归方程的误差较大,则 P_{S_m} 对样本点的变动就很敏感,其数值会增大。因此,当 P_{S_m} 达到最小值时,此时对应的 m 即为所求的成分个数。通常,总有 $P_{S_m} > S_{S_m}$,而 $S_{S_m} < S_{S_{m-1}}$,因此,在提取主成分时,总希望 $P_{S_m}/S_{S_{m-1}}$ 越小越好,一般可设定限制值为0.05,即满足式(11)时,增加成分 s_m 有利于模型精度的提高。

$$\frac{P_{S_m}}{S_{S_{m-1}}} \leq (1 - 0.05)^2 = 0.95^2 \quad (11)$$

因此,对大坝安全监测的因变量 Y ,采用下式判断成分 s_m 的交叉有效性:

$$Q_m^2 = 1 - \frac{P_{S_m}}{S_{S_{m-1}}} \leq 0.95^2 \quad (12)$$

在偏最小二乘法建模的每一步计算结束前可进行交叉有效性检验,如果在第 m 步提取的 s_m 成分的边际贡献显著,则进行第 $m+1$ 步提取成分的计算。

1.3 基于改进偏最小二乘法的混凝土坝位移统计模型构建流程和步骤

改进偏最小二乘法利用不显著回归因子的筛选以提高所建模型的精度。同时将多元线性回归分析、主成分分析和典型相关分析进行有机结合,吸取主成分回归分析中从解释变量提取信息的思想,注意了主成分回归中所忽略的自变量对因变量的解释问题,该方法能有效解决变量间的多重相关性问题。综合第1.2节内容可得基于改进偏最小二乘法的混凝土坝位移统计模型构建流程如图1所示,该算法针对混凝土坝的监测资料所构建的自变量集合 X 和因变量集合 Y ,先进行多重共线性检验并使用向后删除变量法,剔除对大坝位移影响不显著的回归因子,然后再对剩下的回归因子使用偏最小二乘法,最后建立混凝土坝位移的统计模型。这一算法可有

效剔除多余自变量,且不受剩余自变量间多重线性相关的影响,建立合理的混凝土坝位移统计模型。

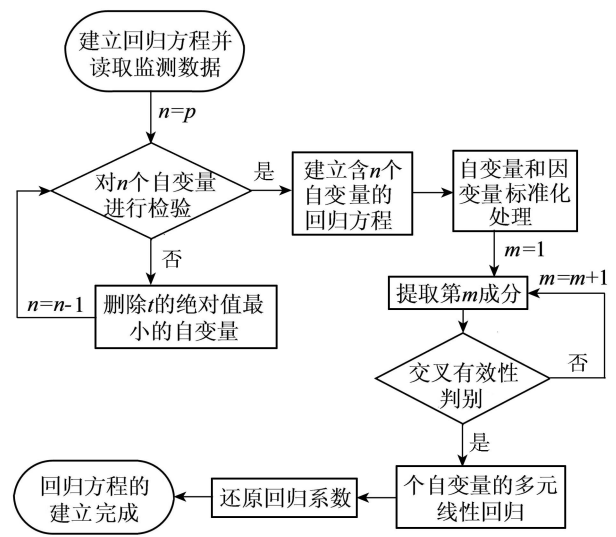


图1 基于改进偏最小二乘法的混凝土坝位移统计模型构建流程

2 基于热传导方程的混凝土坝水化热位移理论推导

通过观察多个大坝运行期前几年的温度计实测数据,发现温度时程曲线存在环境温度引起的周期性波动外,还呈现平缓的下降趋势,这一现象在混凝土厚度较大的坝基附近尤为明显。经分析,这是由于混凝土坝浇筑期间水化热未完全消散而残留在坝体内,在蓄水后由于上下游环境温度和坝体内部温度的差异而进一步逐渐消散,直至坝体内部温度与外界环境温度达到一个相对平衡的状态。为了研究这一部分水化热对大坝变形的影响,需要将其与其他影响因素分离。

2.1 热传导方程

由于大坝沿坝轴线方向和竖直方向尺寸较大,且热交换主要发生在上下游坝面,即热传递方向为顺河流方向,故混凝土坝体内部水化热消散的问题即是一个内部没有热源的一维热传导问题:

∂T/∂t = α² ∂²T/∂x² (13)

式中:T为垂直于坝轴线方向坐标为x处的温度;α²为导温系数。

对于同一座大坝,其上下游表面温度近似相等,且越靠近坝体横截面中心坝体内部温度越高,不妨设其为一个关于坐标x开口向下的抛物线方程φ(x),故初始条件为

T(x,0) = φ(x)
φ(x) = b(x - L/2)² + c 0 ≤ x ≤ L (14)

式中:L为不同高程坝体截面宽度;b、c为待定参数,其中b<0。

2.2 水化热分量推导

考虑到混凝土坝的体积较大,将初始温度分布函数φ(x)延拓至无限区间后可把该问题视作热传导方程Cauchy问题,此时热传导方程的理论解为

T(x,t) = 1/(2α√πt) ∫_{-∞}^{+∞} φ(y) e^{-(x-y)²/(4α²t)} dy (15)

由此可得混凝土坝上同一高程的平均温度为

T(t) = 1/L ∫_0^L 1/(2α√πt) [b(y - L/2)² + c] e^{-(x-y)²/(4α²t)} dy dx (16)

式(16)中含有广义积分,无法求解该积分具体数值。通过选取多组参数α、b、c,并在同一组参数条件下,将无穷积分区间取为多组有限区间进行积分计算,并利用MATLAB绘出相应的温度时程曲线。选取其中4组不同α、b、c值在区间[0,L]绘出理论解的温度时程曲线如图2所示。

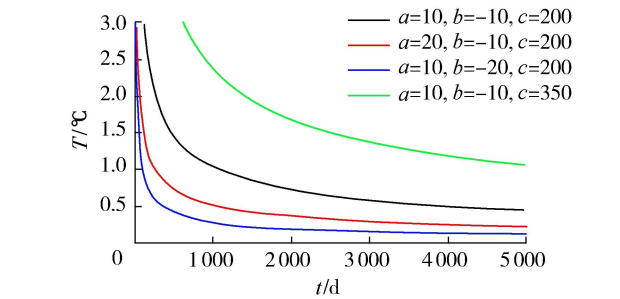


图2 不同参数组合时理论解的温度时程曲线

由图2可知,不同的参数α、b、c和积分区间仅改变∫_0^L ∫_{-∞}^{+∞} [b(y - L/2)² + c] e^{-(x-y)²/(4α²t)} dy dx的数值大小,同时该理论解温度时程曲线的凹凸性及整体趋势与1/(2α√πt)相似。故本文根据以上内容提出简化的近似解:

T(t) = b₁ + 1/(b₂√b₃ + t) (17)

式中:b₁代表最高水化热的影响;b₂代表热扩散系数的影响且b₂>0;b₃代表混凝土龄期的影响且b₃>0。

同样,选取多组不同的b₁、b₂、b₃求取近似解,其中4组近似解的温度时程曲线如图3所示。

由图2和图3可知,改变理论解与拟合解的参数都能保证二者温度时程曲线凹凸性与整体趋势的相似性,故提出的近似解式(17)是合理的。

由于混凝土大坝任一点位移与各点变温值呈线性关系[6],故温度分量中的水化热分量δ_{TW}可直接使用与式(17)相差一个系数k的等式表示,即

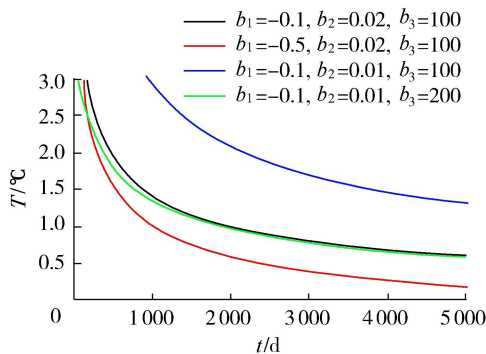


图3 近似解的温度时程曲线

$$\delta_{TW} = kT(t) = b'_1 + \frac{1}{b'_2 \sqrt{b'_3 + t}} \quad (18)$$

式中: $b'_1 = kb_1$ 代表最高水化热的影响; $b'_2 = b_2/k$ 代表热扩散系数的影响且 $b'_2 > 0$; $b'_3 = b_3$ 代表混凝土龄期的影响且 $b'_3 > 0$ 。

3 考虑水化热影响的混凝土坝温度位移分析模型

混凝土坝内部的温度场一部分是由坝体的外部环境温度影响,但运行不久的混凝土坝的坝内还残留一部分水化热,该部分的水化热在一定程度上也会影响混凝土坝的坝体内部温度场。因此在利用混凝土坝坝体的温度实测数据建立混凝土坝温度位移分析模型时可将其进一步分解为式(4)所示的环境温度分量和式(18)所示的水化热分量来表示,即

$$\delta_T = \delta_{TE} + \delta_{TW} = \sum_{i=1}^2 (b_{1i} \sin \frac{2\pi it}{365} + b_{2i} \cos \frac{2\pi it}{365}) + b'_1 + \frac{1}{b'_2 \sqrt{b'_3 + t}} \quad (19)$$

式中: δ_{TE} 为位移的环境温度分量; δ_{TW} 为位移的水化热分量。

4 实际工程案例分析

根据以上原理和方法,结合某混凝土重力坝的位移、水位、坝体温度等实测资料,利用改进的偏最小二乘法构建该坝顺河流方向的位移统计模型,并对位移温度分量予以分离,在此基础上,利用该温度位移建立分析模型,以量化坝体内部残余水化热对混凝土坝位移的影响程度。

4.1 工程及监测概况

某水利枢纽工程主坝为全断面碾压混凝土重力坝,最大坝高 130 m,坝顶长 720 m,共分为 27 个坝段。选取该混凝土坝的 6A 号非溢流坝段,对其 2008 年 1 月 8 日至 2011 年 9 月 6 日之间 200 m 高程的水平位移、坝体温度和水位监测数据进行分析,图 4 为坝上游水深顺河向位移过程线。

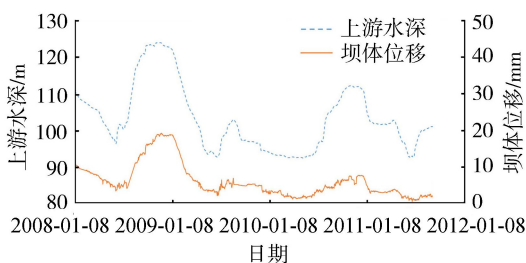


图4 坝上水深和 6A 号坝段水平位移过程线

4.2 位移统计模型及其分析

由于该工程为混凝土重力坝,故式(2)中的指数因子 n 选为 3;根据选取坝段温度计分布图及监测数据,式(4)中的层数 m 取为 10。为使回归方程常数项较小,设定初始监测日期为回归方程初始状态。最终建立如式(20)所示的统计模型,模型中共含有 25 个回归因子。

$$\delta = b_0 + \sum_{i=1}^3 a_i (H^i - H_0^i) + \sum_{i=1}^{10} [b_{1i} (\bar{T}_i - \bar{T}_{0i}) + b_{2i} (\beta_i - \beta_{0i})] + c_1 \left(\frac{t}{100} - \frac{t_0}{100} \right) + c_2 \left(\ln \frac{t}{100} - \ln \frac{t_0}{100} \right) \quad (20)$$

式中: H_0 为初始监测日对应的上游水深; T_{0i} 为初始监测日所对应的各层温度计测值等效温度的平均温度; β_{0i} 为初始监测日对应的各层温度计测值等效温度的梯度; t_0 为初始监测日,取值为 1。

各因子均转换为相对量,故下文所涉及的混凝土坝位移的不同分量均为相对于初始监测日的相对位移。

考虑到模型中的因子较多,其中很可能含有对位移影响不明显的因子。故需要对该模型中的 25 个回归因子采用向后删除变量法剔除对位移影响不明显的回归因子。根据 2.1 节所述过程剔除 $b_{22}\beta_2$ 、 $b_{23}\beta_3$ 、 $b_{15}\bar{T}_5$ 、 $b_{27}\beta_7$ 、 $b_{28}\beta_8$ 、 $b_{29}\beta_9$ 、 $b_{210}\beta_{10}$ 、 $c_2 \ln(t/100)$ 这 8 个因子。

偏最小二乘法提取了 4 个主成分来表征剩下的 17 个回归因子,交叉的有效性为 0.091 951,并且对位移进行了回归统计。回归模型的精度可用位移解释能力检验,各个回归因子的系数如表 1 所示。该回归模型对因变量即位移的解释能力为 0.938 3,表明该回归模型合理且精度较高。同样可以通过图 5 中实测位移的过程线和统计模型拟合出的过程线看出该统计模型拟合精度较高。

此外,从位移统计模型中,将温度分量分离出来,得到位移的温度荷载分量 δ_T 并在图 6 中绘制其过程线。从图中可以看出,位移的温度荷载分量呈现一定波动变化的同时,整体呈现负向增大趋势。

表 1 剩余 17 个回归因子系数

系数	a_1	a_2	a_3	b_{11}	b_{21}	b_{12}	b_{13}	b_{14}	b_{24}
数值	1.282×10^{-4}	6.329×10^{-7}	4.117×10^{-9}	2.505×10^{-4}	0.0862	3.193×10^{-4}	2.572×10^{-4}	9.154×10^{-5}	0.0565
系数	b_{25}	b_{16}	b_{26}	b_{17}	b_{18}	b_{19}	b_{110}	e_1	b_0
数值	0.0077	4.345×10^{-4}	-2.301×10^{-4}	8.263×10^{-5}	-2.918×10^{-5}	2.993×10^{-5}	2.525×10^{-5}	-1.015×10^{-4}	-6.651×10^{-4}

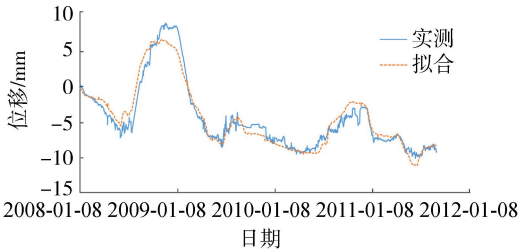


图 5 高程 200 m 处实测与拟合位移过程

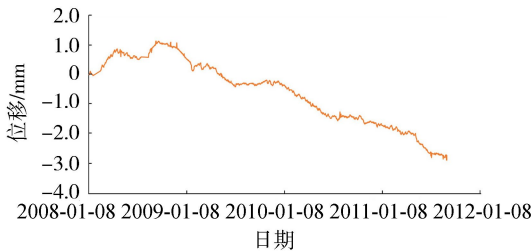


图 6 位移的温度荷载分量过程

这一现象表明坝内温度受环境温度影响呈周期性波动,导致位移的温度荷载分量呈周期性波动。与此同时,当水化热逐渐消散时,坝内温度逐渐下降,顺河向位移逐渐减少,即位移的温度荷载分量出现负向增大。简而言之,位移的温度荷载分量除了受呈周期变化的环境温度影响以外,还受到未消散的水化热影响。

4.3 混凝土坝温度位移统计模型及其水化热影响分析

首先选取高程分别为 147.50 m、159.50 m、171.50 m 和 195.50 m 的温度计数据,将这 4 个不同高程的温度数据分别进行等效温度处理后作出其等效温度过程线如图 7 所示。

由图 7 可知:不同高程的坝内温度除周期性波动以外,均有一定程度的下降,说明坝内留有未消散的水化热;越接近坝基,温度下降趋势越明显,说明残留的水化热更多;越接近坝基,温度的周期性波动幅度越小,说明受环境温度的影响更小。

对图 6 和图 7 分析可知,水化热分量对位移有一定的影响。为进一步分析其影响程度,需将其从温度荷载分量中分离出来。

根据第 3 节建立如下统计模型:

表 2 最终 7 个回归因子系数

系数	b_{11}	b_{21}	b_{12}	b_{22}	b'_1	b'_2	b'_3
数值	-2.419×10^{-4}	-1.147×10^{-4}	9.040×10^{-6}	8.650×10^{-6}	-0.144 9	0.044 6	2.354×10^{-4}

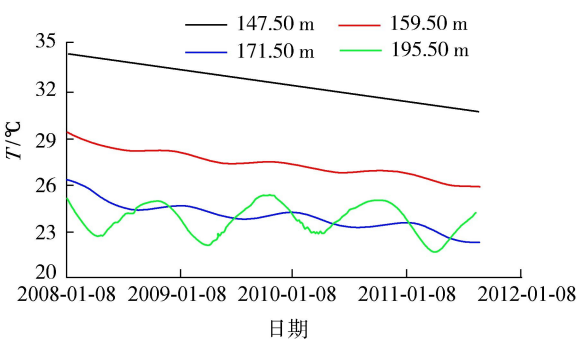


图 7 典型高程等效温度过程线

$$\delta_T = \sum_{i=1}^2 \left(b_{1i} \sin \frac{2\pi i t}{365} + b_{2i} \cos \frac{2\pi i t}{365} \right) + b'_1 + \frac{1}{b'_2 \sqrt{b'_3 + t}} \quad (21)$$

计算可得各个因子的系数如表 2 所示。该回归方程的确定系数为 0.961 1,表明模型合理且拟合精度较高。图 8 为从混凝土坝位移统计模型中分离出的温度分量过程线和利用温度位移统计模型拟合出的过程线,从该图中亦可以看出温度位移统计模型拟合效果较好。

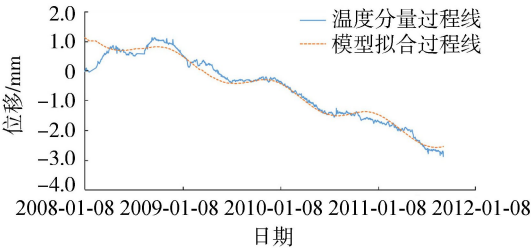


图 8 温度分量实际过程线与拟合过程线

由图 8 可知,开始监测的前 3 个月坝内温度场还未稳定,此时坝体内的水化热还没有开始消散,该模型拟合效果稍差。当坝内温度场基本稳定,即水化热开始消散时,拟合精度较高,总体效果良好,说明上面分离出的温度分量表达式与环境温度分量表达式是合理的。利用该温度位移模型分离出大坝位移的环境温度分量和水化热分量,绘制的位移过程线如图 9 所示。

通过实例计算得知混凝土坝的位移影响因素中的确存在水化热分量,且通过温度位移统计将其从

而温度分量由 3.5% 增大至 29.3%。由此可见水压和温度是影响大坝总位移的主要因素。

从图 9 可以看出温度分量中的环境温度分量呈小范围的周期性变化,而水化热分量呈大幅度负向增长的趋势,故导致温度分量占比明显增大的原因是水化热分量的明显增长。为直观地展现水化热分量对大坝位移的影响程度,同图 11 中选取 2009 年 6 月 24 日、2010 年 1 月 5 日、2010 年 7 月 3 日、2011 年 5 月 9 和 2011 年 9 月 6 日分别计算水化热分量的拟合值及其占当日监测位移的百分比,最后将结果绘制在图 12 中。从图 12 中可知,刚开始监测时,大坝位移的水化热分量在大坝总位移中的占比仅为 3.1%,随着时间的推移,水化热分量的占比发生明显增大,达到了 27.3%。

综合图 11 和图 12 可知,大坝开始变形监测后,朝向下游方向的大坝位移由于各种原因逐渐减小并出现朝向上游的位移,起初仅有一小部分是残留在坝体内逐渐消散的水化热导致的,往往容易被忽视,但随着时间的推移,这部分水化热对大坝位移的影响逐渐凸显出来。因此残余水化热对大坝位移的影响是不可忽视的,在对同类工程进行大坝变形监测及风险评估时应当对这一部分位移予以足够的重视。

5 结 语

a. 向后删除变量-偏最小二乘法可剔除回归模型中对因变量影响不显著的回归因子,有效避免剩余回归因子间的多重相关性对回归模型的影响,从大坝位移回归模型中合理、有效地分离出温度分量。

b. 基于一维热传导方程的理论解,得到受水化热影响的坝体温度的简化表达式,进而利用混凝土坝温度变形与温度呈线性关系推导出位移的水化热分量的表达式。该表达式形式简单,更适合作为影响因子用于建立混凝土坝位移统计模型。

c. 工程实例分析表明,利用改进的偏最小二乘法所建立统计模型,拟合精度高,同时能够以较高的精度分离出混凝土坝监测位移中的水化热分量。通过计算出混凝土坝位移水化热分量占监测位移的百分比,表明起初残留水化热对大坝位移的影响并不明显,容易被忽视,但随着时间的推移这一影响逐渐凸显,成为影响大坝位移的重要影响因素之一。残余水化热对大坝总位移的影响应当予以重视。

参考文献:

[1] 蔡顺德, 望燕慧, 蔡德所. DTS 在三峡工程混凝土温度场监测中的应用[J]. 水利水电科技进展, 2005, 25 (4): 30-32. (CAI Shunde, WANG Yanhui, CAI Desuo.

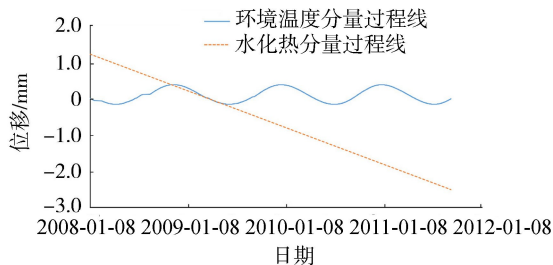


图 9 位移的水化热分量和环境温度分量过程

混凝土坝监测位移中成功分离,但其对大坝整体位移影响程度的大小,以及是否值得重视,还需要进一步分析。首先利用混凝土坝位移统计模型将监测位移的水压力分量、温度分量以及时效分量分离出来并绘制这三个分量的位移过程线在图 10 中。

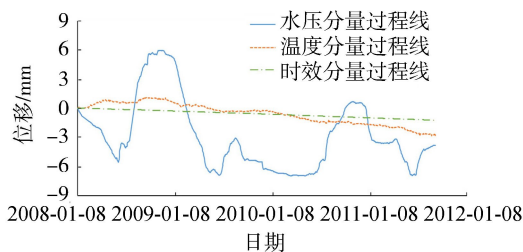


图 10 位移的水压分量、温度分量和时效分量过程

由图 10 可知,水压分量为混凝土坝位移的主要影响因素;随着时间推移,时效分量逐渐增大但增长趋势逐渐平稳;随着时间推移,温度分量明显增大且增长趋势逐渐变大。为凸显温度分量在混凝土坝总位移中的占比,通过观察混凝土坝实测位移过程线中与 2011 年 9 月 6 日监测位移数值相近的点,最终选取 2009 年 6 月 24 日、2010 年 1 月 5 日、2010 年 7 月 3 日、2011 年 5 月 9 和 2011 年 9 月 6 日分别计算混凝土坝位移的水压分量、温度分量和时效分量占当日监测位移的占比,最后将各分量这 5 天的占比以及相对于初始监测日的上游水深变化值绘制在图 11 中。

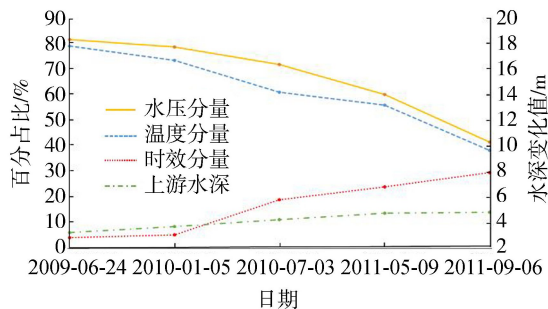


图 11 位移的各分量占比及上游水深

由图 11 可知:随着上游水深相对于初始监测日由 17.8 m 减少至 9.6 m,大坝位移的水压分量占比随之由 81.8% 减小至 41.3%。随着时间的推移,大坝位移的时效分量和温度分量占比均呈上升趋势,但时效分量的占比较小,仅由 5.5% 增大至 13.4%,

- Application of DTS in the monitoring of concrete temperature field of the Three Gorges Project [J]. Progress in Water Resources and Hydropower Science and Technology, 2005, 25(4): 30-32. (in Chinese))
- [2] 《三峡水利枢纽混凝土工程温度控制研究》编辑委员会. 三峡水利枢纽混凝土工程温度控制研究[M]. 北京:中国水利水电出版社, 2001.
- [3] 王柳江,赵志杰,刘斯宏,等. 宜兴抽水蓄能电站上库主坝重力挡墙位移影响因素分析[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2021, 49(4): 358-365. (WANG Liujiang, ZHAO Zhijie, LIU Sihong, et al. Analysis of influence factors on gravity retaining wall displacement of main dam for the upper reservoir of Yixing Pumped Storage Hydropower Station [J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2021, 49(4): 358-365. (in Chinese))
- [4] 彭松涛,张磊. 碾压混凝土坝通水冷却措施仿真优化研究[J]. 水电与新能源, 2019, 33(12): 17-20. (PENG Songtao, ZHANG Lei. Simulation and optimization of water cooling measures for RCC dams[J]. Hydropower and New Energy, 2019, 33(12): 17-20. (in Chinese))
- [5] 廖波. 小浪底泄洪工程高标号混凝土裂缝产生的原因及防治[J]. 水利学报, 2001(7): 47-50. (LIAO Bo. The cause and prevention of cracking in high strength concrete of Xiaolangdi Project's outlet works[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2001(7): 47-50. (in Chinese))
- [6] 吴航通,郭传科,徐建荣,等. 拱坝低热水泥混凝土抗裂效果仿真[J]. 水利水电科技进展, 2020, 40(5): 76-80. (WU Hangtong, GUO Chuanke, XU Jianrong, et al. Simulation of crack resistance effect of low heat cement concrete for arch dams [J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2020, 40(5): 76-80. (in Chinese))
- [7] 顾冲时,苏怀智,刘何稚. 大坝服役风险分析与管理研究述评[J]. 水利学报, 2018, 49(1): 26-35. (GU Chongshi, SU Huaizhi, LIU Hezhi. Review on service risk analysis of dam engineering[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2018, 49(1): 26-35. (in Chinese))
- [8] 胡德秀,屈旭东,杨杰,等. 基于 M-ELM 的大坝变形安全监控模型[J]. 水利水电科技进展, 2019, 39(3): 75-80. (HU Dexiu, QU Xudong, YANG Jie, et al. A safety monitoring model of dam deformation based on M-ELM [J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2019, 39(3): 75-80. (in Chinese))
- [9] 吴中如. 水工建筑物安全监控理论及其应用[M]. 北京:高等教育出版社, 2003.
- [10] 刘建. 三峡左导墙坝段温控问题的仿真计算研究[J]. 长江科学院院报, 2001(4): 22-25. (LIU Jian. Simulation calculation research on the temperature control of the left guide wall dam section of the Three Gorges [J]. Journal of Yangtze River Scientific Research Institute, 2001(4): 22-25. (in Chinese))
- [11] 吕鹏,王晓玲,余红玲,等. 基于 FDA 的大坝渗流安全动态可拓评价模型[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2020, 48(5): 433-439. (LYU Peng, WANG Xiaoling, YU Hongling, WANG Cheng, LIU Changxin. Dynamical and scalable evaluation model for dam seepage safety based on FDA [J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2020, 48(5): 433-439. (in Chinese))
- [12] 薛素铎,康广博,李雄彦,等. 大尺寸混凝土构件硬化期水化热温度场[J]. 北京工业大学学报, 2020, 46(2): 147-153. (XUE Suduo, KANG Guangbo, LI Xiongyan, et al. Hydration temperature field of large-size concrete member during hardened period [J]. Journal of Beijing University of Technology, 2020, 46(2): 147-153. (in Chinese))
- [13] 朱伯芳. 混凝土绝热温升的新计算模型与反分析[J]. 水力发电, 2003(4): 29-32. (ZHU Bofang. A new computing model for the adiabatic temperature rise of concrete and the method of back analysis [J]. Water Power, 2003(4): 29-32. (in Chinese))
- [14] 刘丹丹,王俊,黄耀英,等. 施工期混凝土坝温度统计模型探讨[J]. 水电能源科学, 2012, 30(2): 76-77. (LIU Dandan, WANG Jun, HUANG Yaoying, et al. Study of temperature statistical model of concrete dam during construction period [J]. International Journal of Hydroelectric Energy, 2012, 30(2): 76-77. (in Chinese))
- [15] 黄耀英,郑东健,周建兵. 基于施工期实测温度的大坝混凝土热扩散率反演[J]. 水利水电科技进展, 2013, 33(4): 6-9. (HUANG Yaoying, ZHENG Dongjian, ZHOU Jianbing. The thermal diffusivity inversion of concrete dam based on the measured temperature during construct [J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2013, 33(4): 6-9. (in Chinese))
- [16] 徐洪钟,吴中如. 偏最小二乘回归在大坝安全监控中的应用[J]. 大坝观测与土工测试, 2001(6): 22-23. (XU Hongzhong, WU Zhongru. Partial least square regression and its application to dam safety monitoring [J]. Hydropower and Pumped Storage, 2001(6): 22-23. (in Chinese))
- [17] XU C, YUE D, DENG C. Hybrid GA/simpls as alternative regression model in dam deformation analysis [J]. Engineering Applications of Artificial Intelligence, 2012, 25(3): 468-475.
- [18] 吴中如,沈长松,阮焕祥. 论混凝土坝变形统计模型的因子选择[J]. 河海大学学报(自然科学版), 1988, 16(6): 1-9. (WU Zhongru, SHEN Changsong, RUAN Huanxiang. Factor selection of displacement statistical models for concrete dams [J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 1988, 16(6): 1-9. (in Chinese))

- [19] 邓念武. 偏最小二乘回归在大坝位移资料分析中的应用[J]. 大坝观测与土工测试, 2001 (6): 16-18. (DENG Nianwu. Application of partial least squares regression in the analysis of dam displacement data[J]. Dam Observation and Geotechnical Testing, 2001 (6): 16-18. (in Chinese))
- [20] 周子东, 郑东健, 蒋明, 等. 偏最小二乘-马尔科夫模型在大坝位移预测中的应用[J]. 三峡大学学报(自然科学版), 2015, 37 (3): 15-18. (ZHOU Zidong, ZHENG Dongjian, JIANG Ming, et al. Application of partial least squares-Markov model in dam displacement prediction[J]. Journal of China Three Gorges University (Natural Sciences Edition), 2015, 37 (3): 15-18. (in Chinese))
- [21] YANG Lifu, SU Huaizhi, WEN Zhiping. Improved PLS and PSO methods-based back analysis for elastic modulus of dam[J]. Advances in Engineering Software, 2019, 131: 205-216
- [22] 王惠文. 偏最小二乘回归方法及其应用[M]. 北京:国防工业出版社, 1999.
- [23] 杨杰, 吴中如. 观测数据拟合分析中的多重共线性问题[J]. 四川大学学报(工程科学版), 2005, 37 (5): 19-24. (YANG Jie, WU Zhongru. Research on the multicollinearity existing in observation data simulation and analysis[J]. Advanced Engineering Sciences, 2005, 37(5): 19-24. (in Chinese))

(收稿日期:2020-08-15 编辑:郑孝宇)

(上接第 33 页)

- [18] 刘瑾, 亓孝辉, 张达, 等. 聚氨酯型固化剂改良表层砂土抗渗透特性试验[J]. 地球科学与环境学报, 2017, 39(1):126-134. (LIU Jin, QI Xiaohui, ZHANG Da, et al. Experiment on penetration resistance of surface sandy soil stabilized by polyurethane soil stabilizers[J]. Journal of Earth Sciences and Environment, 2017, 39 (1): 126-134. (in Chinese))
- [19] 王颖, 刘瑾, 王琼亚, 等. 高分子固化剂改良砂土的渗透特性试验研究[J]. 防灾减灾工程学报, 2020, 40 (2):103-110. (WANG Ying, LIU Jin, WANG Qiongya, et al. Experimental study on permeability improvement of sand soil with polymer curing agent [J]. Journal of Disaster Prevention and Mitigation Engineering, 2020, 40 (2): 103-110. (in Chinese))
- [20] 汪勇, 刘瑾, 张达, 等. 高分子固化剂加固土质边坡的稳定性分析[J]. 河北工程大学学报(自然科学版), 2016, 33(4):14-16. (WANG Yong, LIU Jin, ZHANG Da, et al. Stability analysis of soil slope reinforced by polymer curing agent[J]. Journal of Hebei University of Engineering (Natural Science Edition), 2016, 33 (4): 14-16. (in Chinese))
- [21] 李崇清, 刘清秉, 项伟, 等. SH 固化剂复配无机材料加固黄土抗侵蚀试验研究[J]. 长江科学院院报, 2018, 238 (8):94-98. (LI Chongqing, LIU Qingbing, XIANG Wei, et al. Anti-erodibility of loess subgrade slope reinforced with SH-polymer and inorganic material [J]. Journal of Yangtze River Scientific Research Institute, 2018, 238 (8):94-98. (in Chinese))
- [22] 单志杰, 张兴昌, 赵伟霞, 等. EN-1 固化剂对土壤抗蚀性的影响[J]. 水土保持学报, 2010, 24 (5):6-9. (SHAN Zhijie, ZHANG Xingchang, ZHAO Weixia, et al. Effects of EN-1 soil stabilizer on soil anti-erodibility [J]. Journal of Soil and Water Conservation, 2010, 24 (5):6-9. (in Chinese))
- [23] 郭玉珊, 耿玉清, 张艳, 等. EN-1 固化剂对土壤抗崩性的影响[J]. 水土保持通报, 2014, 35(3):214-217. (GUO Yushan, GENG Yuqing, ZHANG Yan, et al. Effects of EN-1 stabilizer on soil anti-collapse ability[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2014, 35 (3): 214-217. (in Chinese))

(收稿日期:2020-10-26 编辑:骆超)

(上接第 46 页)

- [20] 李叶紫, 王振友, 周怡璐, 等. 基于贝叶斯最优化的 XGBoost 算法的改进及应用[J]. 广东工业大学学报, 2018, 35(1):23-28. (LI Yezi, WANG Zhenyou, ZHOU Yilu. The improvement and application of XGBoost method based on the Bayesian optimization[J]. Journal of Guangdong University of Technology, 2018, 35 (1): 23-28. (in Chinese))
- [21] 崔晓晖, 师栋瑜, 陈志泊, 等. 基于 Spark 框架 XGBoost 的林业文本并行分类方法研究[J]. 农业机械学报, 2019, 50 (6): 280-287. (CUI Xiaohui, SHI Dongyu, CHEN Zhibo, et al. Parallel forestry text classification technology based on XGBoost in Spark framework [J]. Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery, 2019, 50(6):280-287. (in Chinese))
- [22] 翁克瑞, 刘森, 刘钱. TPE-XGBoost 与 LassoLars 组合下 PM2.5 浓度分解集成预测模型研究[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40 (3): 748-760. (WENG Kerui, LIU Miao, LIU Qian. An integrated prediction model of PM2.5 concentration based on TPE-XGBoost and LassoLars[J]. Systems Engineering :Theory & Practice, 2020, 40(3):748-760.
- [23] 何龙. 深入理解 XGBoost 高效机器学习算法与进阶[M]. 北京:机械工业出版社, 2020.

(收稿日期:2020-06-28 编辑:郑孝宇)