

DOI: 10.11835/j.issn.2096-6717.2020.132

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



既有建筑砌体抗压强度的贝叶斯推断

倪玉双¹, 蒋耀华², 杨春侠¹

(1. 长沙理工大学 土木工程学院, 长沙 410114; 2. 中机国际工程设计研究院有限责任公司, 长沙 410007)

摘要:基于贝叶斯理论推断既有建筑砌体抗压强度,将现场原位轴压法测试的砌体抗压强度作为先验信息,同时利用块体和砂浆回弹法检测强度的推定值,按照《砌体结构设计规范》(GB 50003—2011)中的砌体抗压强度计算公式构造似然函数,联合先验信息和似然函数,推导既有建筑砌体抗压强度的后验分布,研究表明:通过后验分布可得到综合各种信息的既有建筑砌体抗压强度的合理推断值。且已建立的后验分布可作为下一次抗压强度贝叶斯推断的先验信息,可实现既有建筑砌体抗压强度值的动态长期观测,为砌体结构的定期维修和加固提供依据,为砌体结构的可持续发展提供基础。

关键词:既有建筑;砌体抗压强度;贝叶斯推断;先验信息;似然函数;后验分布

中图分类号:TU362 **文献标志码:**A **文章编号:**2096-6717(2021)06-0082-06

Bayesian inference for compressive strength of existing masonry structure

NI Yushuang¹, JIANG Yaohua², YANG Chunxia¹

(1. School of Civil Engineering, Changsha University of Science & Technology, Changsha 410114, R. R. China;
2. China Machinery International Engineering Design & Research Institute Co., Ltd, Changsha 410007, P. R. China)

Abstract: Based on Bayesian theory, the compressive strength of existing masonry structure was deduced. The compressive strength of masonry tested by the method of axial compression in situ was taken as a prior information. At the same time, the estimated value of strength of block and mortar detected by the rebound method was used to construct the likelihood function, according to the calculation formula of compressive strength of masonry in the "Code for Design of Masonry Structures" (GB 50003-2011). Combining the prior information and the likelihood function, the posterior distribution of compressive strength of existing building masonry was derived. The research results show that the reasonable inferred values of compressive strength of existing masonry structures containing various information can be obtained through the posterior distribution. Moreover, the established posterior distribution can be used as the prior information for subsequent compressive strength Bayesian reference, which can realize the dynamic long-term observation of compressive strength of existing masonry structure. Furthermore, it provides a basis for the regular maintenance and reinforcement of existing masonry structure, and provides a foundation for the sustainable development of existing masonry structure.

收稿日期:2020-06-16

基金项目:国家自然科学基金(51808054, 51678067);湖南省教育厅优秀青年项目(18B141)

作者简介:倪玉双(1980-),女,博士,主要从事结构工程研究, E-mail: niyushuang@csust.edu.cn.

Received:2020-06-16

Foundation items: National Natural Science Foundation of China (No. 51808054, 51678067); Research Foundation of Education Department of Hunan Province(No. 18B141)

Author brief: NI Yushuang (1980-), PhD, main research interest: structural engineering, E-mail: niyushuang@csust.edu.cn.

Keywords: existing structure; compressive strength of masonry; Bayesian inference; prior information; likelihood function; posterior distribution

“可持续发展”越来越成为各类工程结构发展的主题,根据《工程结构可靠性设计统一标准》(GB 50153—2008),《建筑结构可靠性设计统一标准》(GB 50068—2018)修订中增加了“使结构符合可持续发展的要求”。对于建筑结构而言,可持续发展在社会方面的内容就是要保证使用者的健康和舒适,保护建筑工程的文化价值^[1]。

砌体结构是一种重要的建筑结构形式,在中国有大量的既有砌体结构,包括大量的砌体古建筑,古建筑作为凝固的艺术,承载着大量而丰富的历史信息,保护这些既有砌体结构具有重要的意义。而这些既有砌体结构在不同程度上需要定期的维修和加固,维修加固通常需要通过调查检测、结构试验获得相关强度数据来进行分析,砌体的抗压强度就是一个非常重要的强度指标。对于既有建筑砌体的抗压强度,目前主要有两种方法进行检测:直接法和间接法。直接法是在现场直接检测砌体的抗压强度,原位轴压法属于直接法;间接法是通过检测砌体块材和砂浆的强度来计算砌体的强度^[2]。由于样本离散性、量测误差等不确定因素的影响,这两种方法推定的强度值在某些情况下存在差异。同时,对于既有砌体结构而言,不管是哪种方法,都受到现场条件的限制,可获得的砌体抗压强度实测样本有限,特别是对于具有历史保护价值的砌体结构,一砖一瓦都弥足珍贵,应该尽可能地利用已有信息,对强度进行合理推断。

贝叶斯方法正是一种可以充分利用各种信息的有效方法,利用贝叶斯理论可赋予先验信息和似然函数中的样本信息合理的权重,使得推断结果更为全面合理。更为重要的是基于贝叶斯理论的强度推断结果具有可持续性,已有的后验分布可以作为下一次强度推断的先验信息,作为下一次进行贝叶斯推断的基础和出发点,对于需要保护的砌体古建筑而言,可实现动态的长期观测,具有非常重要的工程价值和社会意义。目前,贝叶斯统计理论在英美等西方发达国家已经称为当前两大统计学派之一,并在实践中获得了广泛应用。近年来,贝叶斯理论也被学者们应用到岩土工程^[3-5]和结构工程^[6-10]等领域进行相关参数的不确定性分析,但在砌体结构中进行强度推断方面的研究不多,彭斌,汪澜涯^[11-12]等基于贝叶斯方法对砌体抗压强度进行过推定,但是实现过程较为复杂。笔者用简单可行且力学概念清

晰的方法实现既有建筑砌体抗压强度的贝叶斯推断。

1 贝叶斯定理

贝叶斯学派的最基本的观点是:任一个未知量 θ 都可以看作一个随机变量,应该用一个概率分布去描述 θ 的未知状况。这个概率分布是在抽样前就有的有关 θ 的先验信息的概率陈述,被称为先验分布。

贝叶斯方法就是将关于未知参数的先验信息与样本信息进行综合,再根据贝叶斯定理,得出后验信息去推断未知参数。连续型随机变量的贝叶斯公式可用式(1)表示^[13]。

$$\pi(\theta | x) = \frac{L(x | \theta)\pi(\theta)}{\int_{\Theta} L(x | \theta)\pi(\theta)d\theta} \quad (1)$$

式中: $\pi(\theta | x)$ 为后验密度函数,对应的分布称为后验分布,它综合了有关参数 θ 的先验信息和抽样信息。 $\pi(\theta)$ 是参数 θ 的先验密度函数,对应的分布为先验分布。 $L(x | \theta)$ 为似然函数,一般来说,先验分布反映了人们在抽样前对参数 θ 的认识,后验分布反映了人们在抽样后对参数 θ 的认识,它实际上是通过抽样信息对参数 θ 的先验信息进行调整,因此,基于后验分布对参数 θ 进行统计推断更加有效,也更加合理。也可以把式(1)写成式(2)。

$$\pi(\theta | x) \propto L(x | \theta)\pi(\theta) \quad (2)$$

其中: \propto 表示“正比于”,两边只差一个不依赖于 θ 的常数因子,式(2)右端虽不是正常的密度函数,但它是后验分布 $\pi(\theta | x)$ 的核,在某些时候可以用来简化后验分布的计算。

2 砌体抗压强度的贝叶斯推断

2.1 似然函数

《建筑结构可靠性设计统一标准》(GB 50068—2018)明确规定材料强度的概率分布宜采用正态分布或对数正态分布,因此,砌体抗压强度、块体强度和砂浆强度概率模型均用对数正态分布表示。因为砌体抗压强度与块体强度和砂浆强度有关,若有块体强度和砂浆强度的观测值,可利用砌体抗压强度与二者的关系建立砌体抗压强度的似然函数。

《砌体结构设计规范》(GB 50003—2011)^[14]采用式(3)来计算砌体抗压强度平均值。

$$f_m = k_1 f_1^{\alpha} (1 + 0.07 f_2) k_2 \quad (3)$$

式中: f_m 为砌体抗压强度平均值; f_1 为块体的强度等级值或平均值; f_2 为砂浆抗压强度平均值; α 为与块体高度有关的参数; k_1 为反映块体种类的参数; k_2 为采用低强度等级砂浆时的修正系数。 α 、 k_1 和 k_2 的取值规定见《砌体结构设计规范》(GB 50003—2011)。为构造砌体抗压强度平均值 f_m 的似然函数, 对式(3)两边取对数^[12], 得到式(4)。

$$\ln(f_m) = \ln k_1 + \alpha \ln f_1 + \ln(1 + 0.07f_2) + \ln k_2 \quad (4)$$

令 $f_m = \ln(f_m)$ 、 $K_1 = \ln k_1$ 、 $F_1 = \ln f_1$ 、 $F_2 = \ln(1 + 0.07f_2)$ 、 $K_2 = \ln k_2$, 则式(4)可写成(5)。

$$F_m = K_1 + \alpha F_1 + F_2 + K_2 \quad (5)$$

因为 f_1 、 f_2 为对数正态分布, 由对数正态分布和正态分布的转换关系可知, F_1 、 F_2 和 F_m 均服从正态分布, 可表示为 $F_m \sim N(\theta, \sigma^2) = N(\theta_{F_m}, \sigma_{F_m}^2)$ 、 $F_1 \sim N(\theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2)$ 、 $F_2 \sim N(\theta_{F_2}, \sigma_{F_2}^2)$, 且有

$$\theta_{F_m} = K_1 + \alpha \theta_{F_1} + \theta_{F_2} + K_2 \quad (6)$$

$$\sigma_{F_m}^2 = \alpha^2 \sigma_{F_1}^2 + \sigma_{F_2}^2 \quad (7)$$

式中: θ_{F_m} 、 θ_{F_1} 、 θ_{F_2} 分别为 F_m 、 F_1 、 F_2 的均值, $\sigma_{F_m}^2$ 、 $\sigma_{F_1}^2$ 、 $\sigma_{F_2}^2$ 分别为 F_m 、 F_1 、 F_2 的方差。其中, θ_{F_1} 、 θ_{F_2} 可由块体强度概率密度模型确定, θ_{F_m} 、 θ_{F_2} 可由砂浆强度概率密度模型确定。

由此可知, 若有一组块体和砂浆的强度观测值, 则可以通过间接法推定出砌体抗压强度的一组样本观察值 $F_{m,1}$ 、 $F_{m,2}$ 、 \dots 、 $F_{m,n}$, 可建立式(8)的砌体抗压强度样本的似然函数。

$$L(F_m | \theta) =$$

$$\left(\frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right)^n \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (F_{m,i} - \theta)^2 \right] =$$

$$\left(\frac{1}{\sigma_{F_m} \sqrt{2\pi}} \right)^n \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_{F_m}^2} \sum_{i=1}^n (F_{m,i} - \theta_{F_m})^2 \right] \quad (8)$$

2.2 后验分布

以上砌体抗压强度样本的似然函数为正态分布, 为了便于推导强度均值的后验分布, 利用对数正态分布与正态分布的关系进行简单的变换, 用另一正态分布 $N(\mu, \tau^2)$ 作为均值 θ 的先验分布, 利用先验信息可确定 μ 和 τ^2 的取值。

先验分布和似然函数都确定后, 即可由式(2)得出砌体抗压强度均值的后验分布, 如式(9)所示。

$$\pi(\theta | F_m) \propto L(F_m | \theta) \pi(\theta) \propto$$

$$\exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (F_{m,i} - \theta)^2}{\sigma^2} + \frac{(\theta - \mu)^2}{\tau^2} \right] \right\} \propto$$

$$\exp \left\{ -\frac{1}{2} [A\theta^2 - 2B\theta] \right\} \propto \exp \left\{ -\frac{A}{2} (\theta - B/A)^2 \right\} \quad (9)$$

由式(9)可知, 此时的后验分布仍为正态分布, 均值为 B/A , 方差为 A^{-1} , 记为 $N(\mu_1, \tau_1^2) \sim N(B/A, A^{-1})$ 。其中:

$$\mu_1 = B/A = \frac{\tau^2}{\sigma_{F_m}^2/n + \tau^2} \bar{F}_m + \frac{\sigma_{F_m}^2/n}{\sigma_{F_m}^2/n + \tau^2} \mu$$

$$\tau_1^2 = A^{-1} = \frac{(\sigma_{F_m}^2/n) \times \tau^2}{\sigma_{F_m}^2/n + \tau^2}, \bar{F}_m = \sum_{i=1}^n \frac{F_{m,i}}{n}$$

从 μ_1 的计算公式可以看出, 后验均值是在先验均值与似然函数中的样本均值间采取折中方案, 有了砌体抗压强度均值的后验分布后, 即可综合先验信息和样本信息对强度均值进行更好的推断, 由上式可知, 要定量计算出后验分布, 还需要对块体和砂浆的概率密度模型进行推定。

3 块体和砂浆强度概率密度模型推定

3.1 块体强度 f_1 的概率密度模型

3.1.1 参数的最大似然估计 依据《建筑结构可靠性设计统一标准》(GB 50068—2018)的规定, 取块体强度 f_1 服从对数正态分布, 则 $F_1 = \ln f_1$ 服从正态分布, 记为 $F_1 \sim N(\theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2)$, 可用式(10)表示。

$$N(\theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) = \frac{1}{\sigma_{F_1} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_{F_1}^2} (F_{1,i} - \theta_{F_1})^2 \right] \quad (10)$$

对于某一样本 $F_{1,1}$ 、 $F_{1,2}$ 、 \dots 、 $F_{1,n}$ 其对应的似然函数为

$$L(F_1 | \theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) = \prod_{i=1}^n L(F_{1,i} | \theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) =$$

$$\left(\frac{1}{\sigma_{F_1} \sqrt{2\pi}} \right)^n \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_{F_1}^2} \sum_{i=1}^n (F_{m,i} - \theta_{F_m})^2 \right] \quad (11)$$

于是, 可以得到其对数似然函数为

$$\ln L(F_1 | \theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) = -\frac{n \ln 2\pi}{2} - \frac{n \ln \sigma_{F_1}^2}{2} - \frac{1}{2\sigma_{F_1}^2} \sum_{i=1}^n (F_{1,i} - \theta_{F_1})^2 \quad (12)$$

将对数似然函数分别对于均值和方差求导以求得其对应的极大似然估计值, 得到式(13)。

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial \theta_{F_1}} \ln L(F_1 | \theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) |_{\theta_{F_1} = \hat{\theta}_{F_{1ML}}} = 0 \\ \frac{\partial}{\partial \sigma_{F_1}^2} \ln L(F_1 | \theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) |_{\sigma_{F_1}^2 = \hat{\sigma}_{F_{1ML}}^2} = 0 \end{cases} \quad (13)$$

求解后, 可得均值和方差的最大似然估计 $\hat{\theta}_{F_{1ML}}$ 和 $\hat{\sigma}_{F_{1ML}}^2$ 如式(14)所示。

$$\begin{cases} \hat{\theta}_{F_{1ML}} = \bar{F}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i} \\ \hat{\sigma}_{F_{1ML}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_{1,i} - \bar{F}_1)^2 \end{cases} \quad (14)$$

3.1.2 参数估计值的偏差分析 求得参数的估计值以后,利用无偏性准则来评价估计量的好坏。估计量的数学期望等于被估计参数的真实值,则称此估计量为被估计参数的无偏估计,即具有无偏性。下面即对块体强度分布的均值和方差的极大似然估计值的偏差进行分析。

$$E(\hat{\theta}_{F_{1ML}}) = E(\bar{F}_1) = E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(F_{1,i}) = \theta_{F_1} \quad (15)$$

由式(15)可知, $\hat{\theta}_{F_{1ML}}$ 是均值的无偏估计量。

由式(16)可知,最大似然估计值 $\hat{\sigma}_{F_{1ML}}^2$ 是有偏估计量,故要推导另一估计值。因为有式(17)成立,故样本方差可以用来作为总体方差的估计值。

$$\begin{aligned} E(\hat{\sigma}_{F_{1ML}}^2) &= E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_{1,i} - \bar{F}_1)^2\right] = \\ &= E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_{1,i}^2 - 2 \times F_{1,i} \times \bar{F}_1 + \bar{F}_1^2)\right] = \\ &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i}^2 - 2 \times \bar{F}_1 \times \sum_{i=1}^n F_{1,i} + n \bar{F}_1^2\right) = \\ &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i}^2 - 2 \times \bar{F}_1 \times n \bar{F}_1 + n \bar{F}_1^2\right) = \\ &= E\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i}^2 - n \bar{F}_1^2\right) = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n E(F_{1,i}^2) - nE(\bar{F}_1^2)\right] = \\ &= \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n (\sigma_{F_1}^2 + \theta_{F_1}^2) - n\left(\frac{\sigma_{F_1}^2}{n} + \theta_{F_1}^2\right)\right] = \\ &= \frac{n-1}{n} \sigma_{F_1}^2 < \sigma_{F_1}^2 \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} E(S_{F_1}^2) &= E\left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (F_{1,i} - \bar{F}_1)^2\right] = \\ &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n (\sigma_{F_1}^2 + \theta_{F_1}^2) - n\left(\frac{\sigma_{F_1}^2}{n} + \theta_{F_1}^2\right)\right] = \\ &= \frac{1}{n-1} [(n-1)\sigma_{F_1}^2] = \sigma_{F_1}^2 \end{aligned} \quad (17)$$

故块体强度分布模型 $F_1 \sim N(\theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2)$ 中的均值和方差的估计值为

$$\begin{cases} \hat{\theta}_{F_1} = \hat{\theta}_{F_{1ML}} = \bar{F}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{1,i} \\ \hat{\sigma}_{F_1}^2 = S_{F_1}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (F_{1,i} - \bar{F}_1)^2 \end{cases} \quad (18)$$

只要有一组块体强度的观测值,就可以按式(18)的均值和方差的估计值确定其分布。

3.2 砂浆强度 f_2 的概率密度模型

砂浆强度 f_2 的概率密度模型推导方法同块体强度 f_1 ,即对 $F_2 \sim N(\theta_{F_2}, \sigma_{F_2}^2)$,有式(19)成立。

$$\begin{cases} \hat{\theta}_{F_2} = \hat{\theta}_{F_{2ML}} = \bar{F}_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{2,i} \\ \hat{\sigma}_{F_2}^2 = S_{F_2}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (F_{2,i} - \bar{F}_2)^2 \end{cases} \quad (19)$$

块体和砂浆强度的概率模型确定以后,按式(8)可确定抗压强度的似然函数,按现场原位轴压法测试的砌体抗压强度确定先验分布,则对应的后验分布即可按式(9)确定。后验分布确定后既可以得到砌体抗压强度的贝叶斯推断值,下面用一具体算例说明整个实现过程。

4 算例

以国网湖南省电力有限公司东塘二办公楼结构现场检测结果对砌体抗压强度进行贝叶斯推断。根据《砌体工程现场检测技术标准》(GB/T 50315—2011)^[15]的规定采用回弹法检测砖与砂浆抗压强度,现场检测如图 1 所示,采用现场原位轴压法检测砌体抗压强度,现场检测如图 2 所示。



图 1 砖、砂浆强度检测

Fig. 1 Inspection of brick and mortar

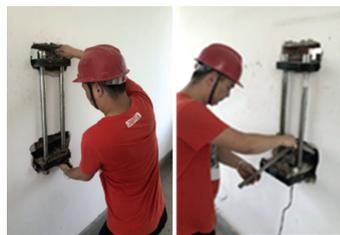


图 2 砌体原位轴压强度检测

Fig. 2 Axial compression in situ of masonry

4.1 砌体抗压强度平均值

将整幢建筑的承重墙体划分为 1 个检测单元,从 1 层到 6 层的墙体共选择 10 个测区,每个测区中选择 10 个测位进行砖的回弹测试,将回弹测试值按《砌体结构工程现场检测技术标准》(GB/T 50315—2011)中的数据分析要求换算为砖抗压强度平均值,见表 1 中 f_1 ,在砖块回弹测试的相同测区内同样选

择 10 个测位进行砂浆的回弹测试,并根据回弹值和碳化深度值按《砌体结构工程现场检测技术标准》(GB/T 50315—2011)中的数据分析要求换算为砂浆抗压强度平均值,见表 1 中 f_2 ,在砖和砂浆强度的 10 个测区中选择 3 个部位将承重墙体开槽后进行原位轴压法测试,并将槽间砌体抗压强度换算为标准砌体抗压强度,见表 1 中 f_m 。

由表 1 中数据及式(18)可得 $F_1 \sim N(\theta_{F_1}, \sigma_{F_1}^2) = 1.85, \hat{\sigma}_{F_1}^2 = 0.016$,由表 1 中数据及式(19)可得 $F_2 \sim N(\theta_{F_2}, \sigma_{F_2}^2) = 0.21, \hat{\sigma}_{F_2}^2 = 0.0027$,将现场原位轴压法检测结果作为先验信息,可得 $\mu = 0.97, \tau^2 = 0.0002$,即抗压强度均值的先验分布为 $N(\mu, \tau^2) \sim N(0.97, 0.0002)$ 。

表 1 抗压强度检测值

Table 1 Compressive strength of inspection value

f_1/MPa	f_2/MPa	f_m/MPa
5.75	3.17	2.68
7.23	3.55	2.62
6.12	3.18	2.61
6.39	2.53	
5.97	2.52	
8.14	4.59	
7.15	3.08	
5.47	2.58	
5.58	5.43	
6.20	2.97	

最后,联合先验分布和似然函数,由式(9)可得,抗压强度均值的后验分布为 $N(\mu_1, \tau_1^2) \sim N(0.95, 0.00016)$,将抗压强度均值的先验分布、似然函数和后验分布绘制在图 3 中,由图 3 可知,后验分布是先验分布与似然函数的折中。

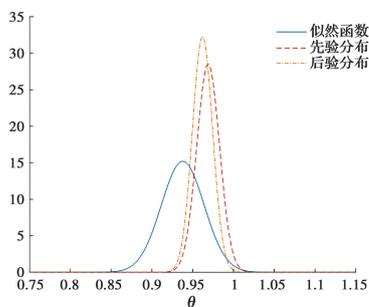


图 3 砌体抗压强度的分布

Fig. 3 Distribution of compressive strength of masonry

利用对数正态分布与正态分布的转换关系可知,通过抗压强度均值的后验分布可得砌体抗压强

度平均值的贝叶斯推断值为 2.58 MPa,而由检测结果可知,现场原位测试的砌体抗压强度平均值为 2.64 MPa,将表 1 中的块体强度平均值 f_1 和砂浆强度平均值 f_2 代入式(3)可计算出砌体抗压强度平均值为 2.42 MPa。可见,利用贝叶斯理论推断的砌体抗压强度平均值介于现场原位测试结果和利用块体和砂浆强度检测值计算的结果之间,能够将两种方法的信息按照一定的权重比进行综合。

4.2 砌体抗压强度推定值

按《砌体结构工程现场检测技术标准》(GB/T 50315—2011)中关于强度推定的要求,计算砌体抗压强度标准值的推定值,先按公式(15.0.3-1)~(15.0.3-3)求得每一检测单元的砌体抗压强度平均值 \bar{x} 、强度标准差 s 和变异系数 δ ,然后结合测区数是否大于等于 6 个来选用公式(15.0.8-1)或(15.0.8-3)进行推定。

原位轴压法测得的砌体抗压强度平均值为 2.64 MPa,但原位轴压法的测区为 3 个,小于 6,故按式(15.0.8-3)确定砌体抗压强度标准值的推定值,即取测区砌体抗压强度的最小值 2.61 MPa。

通过块体和砂浆的强度得到的砌体抗压强度平均值 $\bar{x} = 2.42$ MPa,同一检测单元按 10 个测区计算的标准差 $s = 0.23$,变异系数 $\delta = 0.09$,又测区大于 6,故按式(15.0.8-1)确定砌体抗压强度标准值的推定值为 2.01 MPa。

通过贝叶斯推断的砌体抗压强度的平均值 $\bar{x} = 2.58$ MPa,其中的 2.58 为将抗压强度均值的后验分布 $N(\mu_1, \tau_1^2) \sim N(0.95, 0.00016)$ 中的均值进行对数正态分布与正态分布的转换而得,同理,可以利用后验分布中的均值 $\mu_1 = 0.95$ MPa,标准差 $s = \sqrt{0.00016} = 0.013$,变异系数 $\delta = 0.013$,联合式(15.0.3-1)~(15.0.3-3)及(15.0.8-1)计算得出贝叶斯推断的砌体抗压强度标准值的推定值的对数值为 0.92 MPa,转换后得贝叶斯推定的砌体抗压强度标准值为 2.51 MPa。

由此可知,对于砌体抗压强度标准值的推定值,原位轴压法测试值推定的为 2.61 MPa,利用块体和砂浆的回弹检测值推定得到的为 2.01 MPa,贝叶斯方法计算得到的为 2.51 MPa,仍然介于两者之间,进一步说明利用贝叶斯方法可以将直接法和间接法获得的砌体强度信息相结合,从而降低推定结果的不确定性。

5 结论

1)既有建筑砌体抗压强度的贝叶斯推断可以将

现场原位测试的砌体抗压强度值和通过块体和砂浆强度推定的计算值以一定的权重相结合,若似然函数中样本均值的方差偏小,则其在后验均值中的权重就大,反之,所占的权重就小,即贝叶斯推断的后验分布是在先验分布与似然函数间采取的折中方案,使得最后的结果充分考虑各种信息,更为全面合理。

2)既有砌体结构抗压强度的贝叶斯推断结果具有可持续性,已有的后验分布可以作为下一次强度推断的先验信息,在实际工程中可实现强度的动态长期观测。

3)既有砌体结构抗压强度的贝叶斯推断中的思路和方法可推广到其他强度指标,对检测、结构试验获得的相关强度数据进行分析,作为砌体结构定期维修和加固的依据,降低推定结果的不确定性,有利于客观分析和决策,为最大程度地实现砌体结构的可持续发展提供基础。

参考文献:

- [1] 建筑结构可靠性设计统一标准: GB 50068—2018 [S]. 北京: 中国建筑工业出版社, 2018.
Unified standard for reliability design of building structures: GB 50068-2018 [S]. Beijing: China Architecture & Building Press, 2018. (in Chinese)
- [2] 既有建筑物结构检测与评定标准: DG/TJ 08-804-2005 [S]. 上海: 上海市建设和交通委员会, 2005.
Standard of structural inspection and assessment for existing buildings: DG/TJ 08-804-2005 [S]. Shanghai: Construction and Transportation Commission of Shanghai, 2005. (in Chinese)
- [3] FENG X D, JIMENEZ R. Estimation of deformation modulus of rock masses based on Bayesian model selection and Bayesian updating approach [J]. *Engineering Geology*, 2015, 199: 19-27.
- [4] LIU H X, QI X H. Random field characterization of uniaxial compressive strength and elastic modulus for intact rocks [J]. *Geoscience Frontiers*, 2018, 9(6): 1609-1618.
- [5] CONTRERAS L F, BROWN E T, RUEST M. Bayesian data analysis to quantify the uncertainty of intact rock strength [J]. *Journal of Rock Mechanics and Geotechnical Engineering*, 2018, 10(1): 11-31.
- [6] IGUSA T, BUONOPANE S G, ELLINGWOOD B R. Bayesian analysis of uncertainty for structural engineering applications [J]. *Structural Safety*, 2002, 24(2/3/4): 165-186.
- [7] MA Y F, ZHANG J R, WANG L, et al. Probabilistic prediction with Bayesian updating for strength degradation of RC bridge beams [J]. *Structural Safety*, 2013, 44: 102-109.
- [8] LIU P, AU S K. Bayesian parameter identification of hysteretic behavior of composite walls [J]. *Probabilistic Engineering Mechanics*, 2013, 34: 101-109.
- [9] BARTOLI G, BETTI M, FACCHINI L, et al. Bayesian model updating of historic masonry towers through dynamic experimental data [J]. *Procedia Engineering*, 2017, 199: 1258-1263.
- [10] 姚继涛. 现有结构材料强度的统计推断[J]. 西安建筑科技大学学报(自然科学版), 2003, 35(4): 307-311.
YAO J T. Statistical inference of material strength of existing structures [J]. *Journal of Xi'an University of Architecture & Technology*, 2003, 35(4): 307-311. (in Chinese)
- [11] 彭斌, 汪澜涯, 李翔, 等. 基于贝叶斯方法的历史建筑砌体抗压强度推定[J]. 建筑材料学报, 2015, 18(5): 778-783.
PENG B, WANG L Y, LI X, et al. Inference for compressive strength of masonry in historical buildings based on Bayesian method [J]. *Journal of Building Materials*, 2015, 18(5): 778-783. (in Chinese)
- [12] 汪澜涯. 既有砌体结构安全性分析与预测[D]. 上海: 上海理工大学, 2016.
WANG L Y. Safety analysis and prediction of existing masonry structure [D]. Shanghai: University of Shanghai for Science & Technology, 2016. (in Chinese)
- [13] 茆诗松, 汤银才. 贝叶斯统计[M]. 2版. 北京: 中国统计出版社, 2012.
MAO S S, TANG Y C. Bayesian statistics [M]. 2nd ed. Beijing: China Statistics Press, 2012.
- [14] 砌体结构设计规范: GB 50003—2011 [S] 北京: 中国建筑工业出版社, 2011.
Code for design of masonry structures: GB 50003-2011 [S]. Beijing: China Architecture & Building Press, 2011. (in Chinese)
- [15] 砌体工程现场检测技术标准: GB/T 50315—2011 [S]. 北京: 中国建筑工业出版社, 2011.
Technical standard for site testing of masonry engineering: GB/T 50315-2011 [S]. Beijing: China Architecture & Building Press, 2011. (in Chinese)

(编辑 胡玲)