

DOI: 10.11779/CJGE201703011

# 考虑参数空间变异性的失稳边坡参数概率反分析

蒋水华, 魏博文\*, 黄劲松

(南昌大学建筑工程学院, 江西 南昌 330031)

**摘 要:** 概率反分析能够有效地考虑岩土体参数不确定性并融合现场监测数据和观测信息等更新岩土体参数统计特征, 进而使得边坡稳定性评价更为符合客观工程实际, 然而目前参数概率反分析几乎没有考虑参数固有空间变异性的影响。结合多重响应面和子集模拟提出了考虑岩土体参数空间变异性的边坡参数概率反分析方法, 并以芝加哥国会街切坡为例, 融合边坡失稳和滑动面入滑点与出滑点的大致位置这两个现场观测信息, 概率反分析得到边坡不排水抗剪强度参数的后验统计特征。结果表明: 本文提出方法可以有效地解决考虑参数空间变异性的低概率水平边坡参数概率反分析问题, 具有较高的计算效率。子集模拟中每层随机样本数对计算结果具有重要的影响, 常用的 500 组样本点难以获得满意的计算结果。此外, 土体参数空间变异性对概率反分析计算结果具有重要的影响, 考虑参数空间变异性边坡参数由平稳随机场更新为非平稳随机场, 与工程实际相符, 然而忽略参数空间变异性更新后的参数仍服从平稳分布。

**关键词:** 边坡; 空间变异性; 贝叶斯更新; 概率反分析; 响应面; 子集模拟

中图分类号: TU47

文献标识码: A

文章编号: 1000 - 4548(2017)03 - 0475 - 11

**作者简介:** 蒋水华(1987 - ), 男, 江西九江人, 博士, 讲师, 主要从事岩土工程可靠度和风险控制方面的研究。E-mail: sjjiangaa@ncu.edu.cn。

## Probabilistic back analysis of slope failure considering spatial variability of soil properties

JIANG Shui-hua, WEI Bo-wen, HUANG Jin-song

(School of Civil Engineering and Architecture, Nanchang University, Nanchang 330031, China)

**Abstract:** The statistics of uncertain rock and soil parameters can be updated with the information from different sources such as in-situ measurements and field observations via probabilistic back analysis, which can be further used for more realistic slope stability assessment. However, the inherent spatial variability of soil properties is almost not incorporated in the current probabilistic back analyses. This paper proposes an efficient approach by integrating multiple response-surface with subset simulation for probabilistic back analysis of slope failure in spatially variable soils. The Congress Street cut in Chicago with two important field observations including slope failure and approximate entry and exit regions of potential slip surfaces is taken as an example, and the posterior statistics of undrained shear strengths in three clay layers are estimated using the proposed approach. The results indicate the proposed approach can effectively back-analyze the posterior statistics of spatially varying soil properties at low-probability levels. The number of samples ( $N_i$ ) in each intermediate step of subset simulation has an important effect on the posterior statistics of soil parameters, and the common choice of  $N_i = 500$  cannot yield satisfactory results in general. In addition, the spatial variability of soil properties affects the posterior statistics of soil parameters significantly. The updated soil parameters follow non-stationary distributions in the slope profile when the spatial variability of soil properties is considered, which is in good accordance with geotechnical practice, while they still follow stationary distributions if the spatial variability of soil properties is ignored.

**Key words:** soil slope; spatial variability; Bayesian updating; probabilistic back analysis; response surface; subset simulation

## 0 引 言

边坡稳定性分析是岩土工程中一个十分重要的问题, 然而边坡工程中因样本数量等不足引起的统计不确定性、物理不确定性以及模型不确定性已成为制约边坡稳定性准确评价的关键因素<sup>[1]</sup>。为获取较为真实

基金项目: 国家自然科学基金项目(51509125, 51409139); 江西省教育厅科学技术研究项目(GJJ150033); 长江科学院开发研究基金项目(CKWV2015222/KY)

收稿日期: 2015 - 12 - 14

\*通讯作者(E-mail: bwwei@ncu.edu.cn)

的岩土体参数进而准确评价边坡稳定性, 边坡工程实际中常基于现场变形、应力、孔隙水压、加固力和裂缝开度等监测数据、边坡安全性态等观测信息以及专家经验与文献资料等多源信息反分析岩土体力学参数<sup>[2-19]</sup>。目前岩土体参数确定性反分析方法已经发展较为成熟<sup>[2-4]</sup>, 为考虑岩土体参数的不确定性, 近年来国内外学者在考虑岩土体参数不确定性概率反分析方面也开展了大量有益的研究<sup>[5-19]</sup>。如黄宏伟等<sup>[5]</sup>考虑输入与输出不确定性提出了基于贝叶斯的广义参数反分析方法。Gilbert 等<sup>[6]</sup>考虑经验信息、试验结果、测量和模型不确定性反分析 Kettleman Hills 垃圾填埋场边坡抗剪强度参数。刘世君等<sup>[7]</sup>考虑岩体量测数据及其力学参数的不确定性, 提出了岩石力学参数区间参数摄动反分析方法。杨令强等<sup>[8]</sup>基于反分析获得的岩石内摩擦角、黏聚力和抗滑桩的抗力统计参数更新边坡可靠度。Zhang 等<sup>[9]</sup>基于敏感性分析的贝叶斯更新方法反分析边坡抗剪强度参数与孔隙水压力系数。Zhang 等<sup>[10]</sup>基于马尔卡夫链蒙特卡洛模拟 (MCMCS) 方法更新边坡土体抗剪强度参数统计特征。Juang 等<sup>[11]</sup>基于多步支护开挖的地表沉降与挡墙变形监测数据反分析土体不排水抗剪强度和弹性模量。张社荣等<sup>[12]</sup>根据地质勘测新增地质信息和试验参数信息随机反分析坝基溶蚀区域岩土参数统计特性。左自波等<sup>[13]</sup>采用自适应差分演化 Metropolis 算法随机反分析时变降雨条件下香港东涌某天然边坡非饱和土一维渗流模型参数。Wang 等<sup>[14]</sup>分别采用最大后验估计 MCMCS 方法更新台湾基隆高速公路第三车道滑坡滑动面摩擦角与锚固力统计特征。Peng 等<sup>[15]</sup>基于多源信息采用 MCMCS 方法反分析边坡荷载和岩体结构面强度参数。Li 等<sup>[16]</sup>基于时间序列增量数据采用多步贝叶斯更新方法反分析锦屏一级左岸边坡岩体弹性模量及模型偏差系数。伍宇明等<sup>[17]</sup>基于历史灾害数据采用 MCMCS 方法反分析斜坡土体抗剪强度参数及导水系数。Kelly 等<sup>[18]</sup>基于沉降与超孔隙水压力监测数据更新了土体一维固结参数。Li 等<sup>[19]</sup>基于现场位移监测数据概率反分析龙滩边坡岩体弹性模量和初始水平压力系数。

综上, 目前在岩土体参数概率反分析研究方面取得了一定的进展, 但是仍然存在以下不足:

首先, 众所周知天然岩土体由于受到沉积、后沉积和荷载历史等因素的影响呈现固有的空间变异性<sup>[20-21]</sup>, 然而目前的参数概率反分析研究几乎没有考虑岩土体参数空间变异性的影响, 据作者所知只有 Papaioannou 等<sup>[22]</sup>考虑土体弹性模量空间变异性并基于假定的板桩墙结构变形监测数据概率更新弹性模量

统计特征。

其次, 概率反分析过程中一般需要多次调用确定性边坡变形或稳定性分析, 这对于考虑参数空间变异性的复杂边坡模型而言其计算量较大, 为提高计算效率有必要建立输出响应量代理模型即边坡安全系数和变形等与输入参数间的显式函数关系代替边坡确定性分析。最后, 目前常用的概率反分析方法如 MCMCS 等<sup>[10, 14-15, 17]</sup>为获得条件样本, 即便对于低维概率反分析问题都需要进行较为耗时的模拟计算以确定目标概率分布, 对于考虑岩土体参数空间变异性高维问题的有效性还有待商榷, 并且该方法难以直接计算后验失效概率, 因此亟需发展高效的考虑参数空间变异性的岩土体参数概率反分析方法。

为有效考虑岩土体参数空间变异性更新边坡参数统计特征, 本文提出了基于多重响应面代理模型和子集模拟的概率反分析方法, 并以芝加哥国会街切坡为例, 根据边坡失稳和滑动面入滑点和出滑点的大致位置这两个现场观测信息更新空间变异不排水抗剪强度的统计特征。

## 1 考虑参数空间变异性概率反分析

下面分别从似然函数构建、参数统计特征估计和边坡失效概率计算 3 方面分别介绍本文提出的考虑参数空间变异性概率反分析方法。

### 1.1 似然函数构建

采用极限平衡或有限元等方法计算边坡安全系数不可避免地存在一定的模型误差, 考虑模型误差影响的边坡真实安全系数  $y$  可表达为<sup>[10, 14]</sup>

$$y = F_{\text{Smin}}(\mathbf{X}) + \varepsilon, \quad (1)$$

式中,  $y$  为真实安全系数;  $F_{\text{Smin}}(\mathbf{X})$  为边坡最小安全系数计算值, 其中  $\mathbf{X}$  为含  $n$  个变量的输入随机向量,  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ 。  $\varepsilon$  为用于表征模型不确定性的模型校正系数。当模型校正系数  $\varepsilon$  服从正态分布且均值  $\mu_\varepsilon$  和标准差  $\sigma_\varepsilon$  已知, 以边坡失稳 (即真实安全系数  $y$  小于  $Y$ ) 观测信息为例, 可建立似然函数为输入随机向量  $\mathbf{X}$  的条件累积分布函数,

$$L(\mathbf{X} | y < Y) = \Phi \left[ \frac{Y - F_{\text{Smin}}(\mathbf{X}) - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} \right], \quad (2)$$

式中,  $\Phi(\cdot)$  为标准正态变量累积分布函数。尽管判定边坡失稳的标准可能存在一定不确定性, 但是边坡失稳通常意味着真实安全系数  $y$  小于 1.0。为此, 似然函数即观测边坡失稳的几率可进一步表示为

$$L(\mathbf{X} | y < 1.0) = \Phi \left[ \frac{1.0 - F_{\text{Smin}}(\mathbf{X}) - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} \right], \quad (3)$$

显然上式似然函数值的计算需以获得边坡最小安全系数  $F_{\text{Smin}}$  为前提, 由于安全系数通常是输入参数的非线性隐式函数关系, 因此计算  $F_{\text{Smin}}$  需进行确定性边坡稳定性分析, 并且当考虑岩土体参数的空间变异性  $F_{\text{Smin}}$  的计算通常较为复杂且耗时, 而岩土体参数概率反分析又常需要成千上万次似然函数计算, 从而导致计算量较大。在此本文借助响应面法提高计算效率, 该方法由 Box 等<sup>[23]</sup>于 1951 年提出, 后于 1985 年被 Wong<sup>[24]</sup>首次引入到边坡可靠度分析领域, 目前在边坡可靠度分析中得到了广泛应用。下面采用多重响应面代替边坡确定性分析来计算  $F_{\text{Smin}}$ , 如对于边坡第  $j$  条潜在滑动面, 基于不含交叉项二阶多项式建立安全系数响应面<sup>[25-26]</sup>为

$$F_{S_j}(\mathbf{X}) = a_{1,j} + \sum_{i=1}^n b_{i,j} X_i + \sum_{i=1}^n c_{i,j} X_i^2, \quad (4)$$

式中,  $F_{S_j}(\mathbf{X})$  为边坡第  $j$  条潜在滑动面安全系数,  $j = 1, 2, \dots, N_s$ ,  $N_s$  为可覆盖整个边坡失效区域的潜在滑动面数目;  $(a_{1,j}, b_{1,j}, \dots, b_{n,j}, c_{1,j}, \dots, c_{n,j})$  为待定系数, 待定系数数目为  $2n+1$ 。多重响应面表示边坡所有潜在滑动面安全系数与土体输入参数  $\mathbf{X}$  (如黏聚力和内摩擦角) 之间的显式函数关系, 关于多重响应面的构建方法请详细参考文献[25, 26], 本文因篇幅所限不再重复。基于边坡安全系数多重响应面便可快速获得  $F_{\text{Smin}}$ ,

$$F_{\text{Smin}}(\mathbf{X}) = \min_{j=1,2,\dots,N_s} F_{S_j}(\mathbf{X}), \quad (5)$$

式中,  $\min_{j=1,2,\dots,N_s} F_{S_j}(\mathbf{X})$  为考虑参数空间变异性时基于某一次输入参数随机场实现值  $\mathbf{X}$ , 从获得的安全系数  $N_s$  重响应面函数值中取最小值。

## 1.2 参数统计特征估计

为更新岩土体参数统计特征, 本文提出采用基于子集模拟的贝叶斯更新方法, 该方法由 Straub 等<sup>[27]</sup>于 2015 年提出, 该方法最大的优势是只需确定一个与似然函数相关的常数  $c$ , 便可有效地将贝叶斯更新与结构可靠度分析方法如子集模拟等有机结合, 目前在岩土和结构工程中得到了应用<sup>[27]</sup>。为了将贝叶斯更新与结构可靠度分析方法有机结合, 该方法重要一步是结合似然函数定义一个新的失效区域  $\Omega_X$  来建立贝叶斯更新和结构可靠度分析间的桥梁,

$$\Omega_X = \{H(\mathbf{X}_+) = p - cL(\mathbf{X}) \leq 0\}, \quad (6)$$

式中,  $p$  为  $[0, 1]$  均匀分布随机变量, 进而定义扩展随机向量为  $\mathbf{X}_+ = [p, \mathbf{X}]$ ;  $L(\cdot)$  为似然函数;  $c$  为一常数, 需使得对于所有的  $\mathbf{X}$  均有  $cL(\mathbf{X}) \leq 1.0$ , 关于  $c$  值的确定方法可参考文献[27]。为了便于概率反分析中条件样本的产生和结构可靠度计算, 通常将原始空间失效区域转换到独立标准正态空间,

$$\Omega_U = \{H(\mathbf{U}_+) = U_0 - \Phi^{-1}\{cL[\mathbf{T}(U_1, U_2, \dots, U_n)]\} \leq 0\}, \quad (7)$$

式中,  $U_0 = \Phi^{-1}(p)$ ,  $\Phi^{-1}(\cdot)$  为标准正态变量累积分布函数的反函数; 同样  $\mathbf{U}_+ = [U_0, \mathbf{U}]$ ,  $\mathbf{U}$  为独立标准正态空间输入随机向量,  $\mathbf{U} = (U_1, U_2, \dots, U_n)$ ;  $\mathbf{T}(U_1, U_2, \dots, U_n) = (X_1, X_2, \dots, X_n)$ , 对于随机变量而言,  $\mathbf{T}(\cdot)$  为等概率变换过程; 而对于随机场而言,  $\mathbf{T}(\cdot)$  为某种随机场离散方法, 如乔列斯基分解技术<sup>[25-26]</sup>和 Karhunen-Loève 级数展开方法<sup>[28]</sup>等。在此基础上, 考虑参数空间变异性的概率反分析问题便可转换为高维结构可靠度问题, 为有效地求解低概率水平的高维可靠度问题, 一般选用子集模拟方法<sup>[22, 26-27, 29]</sup>进行可靠度分析。基于子集模拟的贝叶斯更新方法计算步骤与子集模拟方法大体相似, 不同的是子集模拟方法直接关注边坡失效区域  $F = \Omega_F = \{G(\mathbf{X}) = F_{\text{Smin}}(\mathbf{X}) - 1.0 < g\}$ , 而贝叶斯更新方法所关注的失效区域为  $F = \Omega_U = \{H(\mathbf{U}_+) = U_0 - \Phi^{-1}\{cL[\mathbf{T}(U_1, U_2, \dots, U_n)]\} \leq b\}$ , 其中  $g$  和  $b$  均为失效临界阈值。相应地概率反分析中也可将一个较小概率失效事件  $F$  发生概率表达为一系列较大的中间失效事件条件概率的乘积,  $F$  发生的概率即为接受概率  $p_{\text{acc}}$ , 计算公式为

$$p_{\text{acc}} = P(F) = P[H(\mathbf{U}_+) \leq b] = P(F_1) \prod_{i=2}^m P(F_i | F_{i-1}), \quad (8)$$

式中,  $P(F_1)$  为  $F_1$  的发生概率,  $P(F_i | F_{i-1})$ ,  $i = 2, 3, \dots, m$  为在  $F_{i-1}$  发生的条件下  $F_i$  发生的概率。子集模拟通过产生中间失效事件的条件样本, 并估计它们所对应的条件概率, 使之逐步逼近于目标失效区域  $F$ 。其中关键一步是通过对所产生的随机样本进行统计分析, 确定失效事件  $F_1, F_2, \dots, F_m$  的临界阈值  $b_1, b_2, \dots, b_m$  使得  $P(F_1)$  和  $P(F_i | F_{i-1})$ ,  $i = 2, 3, \dots, m$  均等于条件概率  $p_0$ 。基于子集模拟概率反分析方法的主要计算步骤如下: 首先在第 1 层产生  $N_1$  组  $(n+1)$  维蒙特卡洛模拟 (MCS) 样本点, 并采用乔列斯基分解技术<sup>[25-26]</sup>等方法模拟  $N_1$  次原始空间土体参数随机场实现, 分别代入式 (3) ~ (7) 计算对应的  $N_1$  个功能函数值  $H(\mathbf{U}_+)$ 。然后将  $N_1$  个  $H(\mathbf{U}_+)$  值按照升序排列, 并把第  $(p_0 N_1 + 1)$  个  $H(\mathbf{U}_+)$  值取作  $b_1$ , 这样有  $P(F_1) = P\{H(\mathbf{U}_+) < b_1\}$  等于条件概率  $p_0$ 。然后将从上一步中提取的  $p_0 N_1$  组  $H(\mathbf{U}_+)$  值小于  $b_1$  的随机样本视作种子样本, 采用改进 Metropolis 算法<sup>[29]</sup>产生另外  $(1-p_0)N_1$  组条件样本, 同样采用乔列斯基分解技术模拟这  $(1-p_0)N_1$  组随机样本对应的原始空间土体参数随机场实现, 并计算对应的  $H(\mathbf{U}_+)$  值, 显然这些  $H(\mathbf{U}_+)$  值均小于  $b_1$ 。将这  $(1-p_0)N_1$  个  $H(\mathbf{U}_+)$  值与上一步中提取的  $p_0 N_1$  组种子样本对应的  $H(\mathbf{U}_+)$  值一起

按照升序排列, 同样将第  $(p_0 N_l + 1)$  个  $H(U_+)$  值作为阈值  $b_2$ , 则也有  $p_0 N_l$  组随机样本的  $H(U_+)$  值小于  $b_2$ ,  $P(F_2|F_1) = P\{H(U_+) < b_2 | H(U_+) < b_1\} = p_0$ 。类似地重复  $m-2$  次, 依次确定阈值  $b_3, \dots, b_m$  并定义失效事件  $F_3, \dots, F_m$ 。假设随机样本在第  $m$  层逼近目标失效事件  $F$ , 即抽样空间达到失效区域, 同样将失效区域  $F_m$  中的  $N_l$  组随机样本所对应的  $H(U_+)$  值按升序排列, 将第  $(p_0 N_l + 1)$  个  $H(U_+)$  值作为阈值  $b_m$ , 与前  $m-1$  个阈值均大于 0 不同, 此时有  $b_m \leq 0$ , 子集模拟计算终止。统计最后一层中  $H(U_+) < 0$  的失效样本数目, 计为  $N_f$ , 显然  $N_f \geq p_0 N_l$ 。最后, 将从最后一层中获得的  $N_f$  组失效样本作为种子样本, 再次采用改进 Metropolis 算法产生  $K = 10N_f$  组失效样本, 并利用这  $K$  组失效样本估计输入参数的后验统计特征。

综上可知, 子集模拟分析共需要执行  $m$  层随机模拟, 即有  $m$  个中间失效事件  $F_i = \{H(U_+) < b_i, i = 1, 2, \dots, m\}$ ,  $F_1 \supset F_2 \supset \dots \supset F_{m-1} \supset F_m$ , 对应的临界阈值分别为  $b_1 > b_2 > \dots > b_{m-1} > 0 \geq b_m$ 。将  $P(F_1) = p_0$ ,  $P(F_i|F_{i-1}) = p_0, i = 2, \dots, m-1$ ,  $P(F_m|F_{m-1}) = N_f / N_l$  依次代入式 (8) 便可得到接受概率  $p_{acc}$  为

$$p_{acc} = p_0^{m-1} \frac{N_f}{N_l}, \quad (9)$$

其中所需的似然函数计算次数  $N_{sim}$  为

$$N_{sim} = N_l + (m-1)(1-p_0)N_l + K - N_f, \quad (10)$$

式中包括第 1 层直接 MCS 的  $N_l$  次和其余  $m-1$  层基于改进 Metropolis 算法的  $(1-p_0)N_l$  次, 以及最后为产生更多失效样本所进行的  $K-N_f$  次。其中  $m \approx \lg p_{acc} / \lg p_0$ , 可见似然函数的计算次数与接受概率的大小直接相关, 如果接受概率较小, 则似然函数的计算量较大, 显然非常必要采用多重响应面代替边坡确定性分析以有效提高似然函数的计算效率。此外需要说明的是, Straub 等<sup>[27]</sup>指出贝叶斯更新关注的重点不是  $p_{acc}$  的计算精度, 而是参数后验统计特征及更新的结构失效概率, 为此可将每层所需样本数目  $N_l$  取为 500, 条件概率  $p_0$  取为 0.1~0.3, 并保证  $N_l$  数目足以获得较准确的  $p_0$ 。尽管如此, 这种取值的合理性及其对参数反分析计算结果的影响还有待进一步验证。

### 1.3 边坡失效概率计算

目前边坡可靠度计算方法发展较为成熟, 如果已知边坡输入参数先验信息如联合概率密度函数等, 边坡失效概率可采用最为稳健的直接 MCS 方法计算,

$$p_f^{\text{prior}} = \int_{X \in \Omega_F} f'(X) dX = \frac{\sum_{k=1}^{N_{MCS}} I[F_{\text{Smin}}(X^k) < 1.0]}{N_{MCS}}, \quad (11)$$

式中,  $\Omega_F = \{G(X) = F_{\text{Smin}}(X) - 1.0 < 0\}$  为边坡失稳区

域;  $f'(X)$  为  $X$  的先验联合概率密度函数;  $N_{MCS}$  为 MCS 抽样次数。如果边坡先验失效概率水平较低, 直接 MCS 的计算量会较大, 此时为提高计算效率建议采用子集模拟方法<sup>[22, 26, 29]</sup>。类似地, 当融入现场监测数据和观测信息等多源信息反分析边坡参数统计特征, 基于更新后的岩土体参数统计特征, 同样可以采用直接 MCS 方法计算边坡后验失效概率,

$$p_f^{\text{posterior}} = \frac{\int_{\Omega_F \cap \Omega_X} f'(X_+) dX_+}{\int_{\Omega_X} f'(X_+) dX_+} = \frac{\sum_{k=1}^{N_{MCS}} I[F_{\text{Smin}}(X^k) < 1.0] I[(X^k, p^k) \in \Omega_X]}{\sum_{k=1}^{N_{MCS}} I[(X^k, p^k) \in \Omega_X]}, \quad (12)$$

式中,  $f'(X_+)$  为  $X_+$  的先验联合概率密度函数;  $I(\cdot)$  为指示性函数<sup>[27]</sup>。需要指出的是如基于现场监测资料等获得的边坡后验概率水平一般较低, 可直接在概率反分析的基础上以  $\Omega_F$  作为目标失效区域继续采用子集模拟计算后验失效概率。综上, 本文提出方法有效地将多重响应面代理模型与子集模拟有机结合, 编程也较为简便, 计算流程图如图 1 所示。

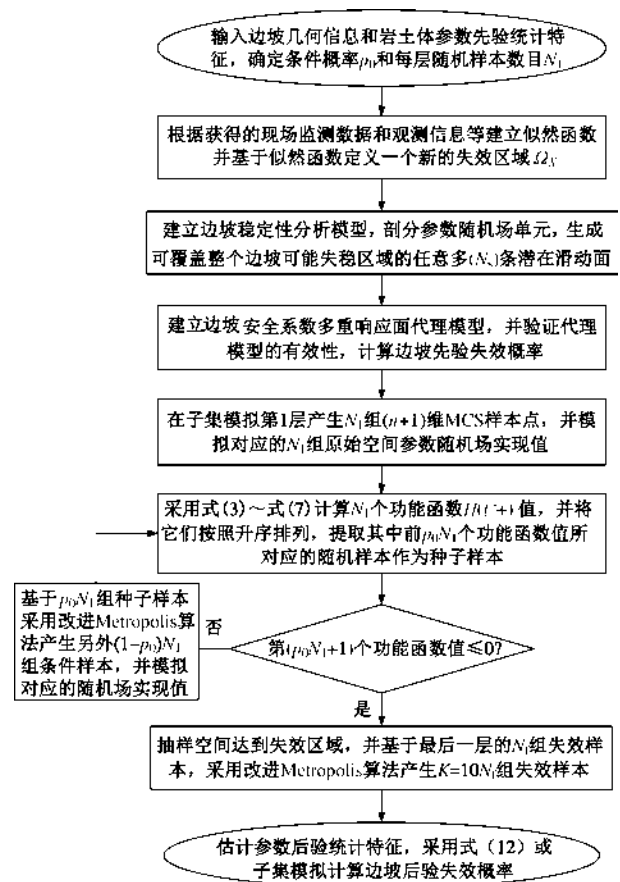


图 1 考虑参数空间变异性的概率反分析方法计算流程图

Fig. 1 Flow chart of probabilistic back-analysis approach considering spatial variability of soil properties

2 芝加哥国会街切坡

芝加哥国会街切坡<sup>[30]</sup>是为修建高速公路于 1952 年春季和夏季开挖形成的, 然而在施工开挖过程中南面长达 200 英尺的切坡发生了失稳破坏, 并且边坡失稳主要发生在饱和黏土中, 孔隙水压力来不及消散。文献[30]的图 1 中给出了该切坡失稳时的近似几何尺寸和滑动面的大致位置, 从中可获得两个重要的现场观测信息用于概率反分析土体抗剪强度参数: ①边坡失稳表明真实安全系数  $\gamma$  小于 1.0, 可用于建立似然函数; ②边坡滑动面入滑点和出滑点的大致位置, 可用于产生所有可能的潜在滑动面。此外, Oka 等<sup>[31]</sup>、Chowdhury 等<sup>[32]</sup>、Ching 等<sup>[33]</sup>、Zhang 等<sup>[9]</sup>、Chowdhury 等<sup>[34]</sup>、Zhang 等<sup>[35]</sup>、Li 等<sup>[36]</sup>和蒋水华等<sup>[37]</sup>均研究了该切坡稳定可靠度问题。根据以上文献可得, 芝加哥国会街切坡的几何模型如图 2 所示, 包含 4 个土层(顶部砂土层及其下部 3 个黏土层), 坡高为 14.1 m, 上、下两个坡角分别为  $36.3^\circ$  和  $36^\circ$ 。根据 Oka 等<sup>[31]</sup>和 Chowdhury 等<sup>[32]</sup>, 切坡顶部砂土层抗剪强度对边坡稳定性几乎没有影响, 可将砂土层的黏聚力  $c = 0$  和内摩擦角  $\phi = 30^\circ$  以及 4 个土层的重度  $\gamma = 18.5 \text{ kN/m}^3$  均视作确定量。此外, 采用截尾正态平稳随机场分别模拟 3 个黏土层不排水抗剪强度  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的空间变异性,  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的先验统计特征如表 1 所示。取各层土体参数的均值采用简化毕肖普法计算得到边坡最小安全系数  $F_{Smin}$  为 2.289, 与 Chowdhury 等<sup>[32]</sup>计算的 2.1396 基本一致, 相应的最危险滑动面如图 3 所示。

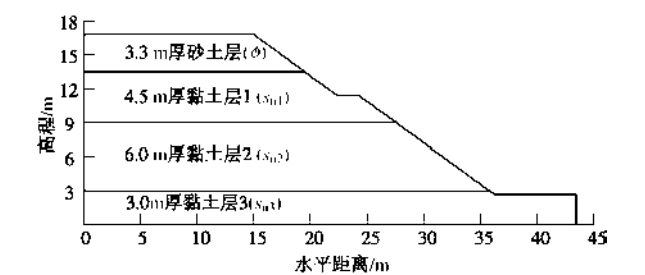


图 2 芝加哥国会街切坡几何模型

Fig. 2 Geometry of Congress Street cut in Chicago

表 1 不排水抗剪强度参数先验统计特征

| Table 2 Prior statistics of undrained shear strength parameters |                     |           |               |    |     |
|---|---------------------|-----------|---------------|----|-----|
| 土层  | 参数                  | 均值 $\mu'$ | 标准差 $\sigma'$ | 下限 | 上限  |
| 黏土层 1   | $s_{u1}/\text{kPa}$ | 136       | 50            | 0  | 272 |
| 黏土层 2   | $s_{u2}/\text{kPa}$ | 80        | 15            | 0  | 160 |
| 黏土层 3   | $s_{u3}/\text{kPa}$ | 102       | 24            | 0  | 204 |

除顶部砂土层为确定性土层外, 根据文献[36]将

切坡 3 个黏土层共剖分为 1729 个边长为 0.5 m 的四边形和三角形混合单元, 如图 3 所示, 3 个黏土层分别剖分了 434, 773 和 522 个随机场单元。鉴于高斯型自相关函数连续可导, 模拟的随机场分布较为光滑<sup>[25]</sup>, 本文采用二维高斯型自相关函数模拟 3 个黏土层  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的空间自相关性, 并假定  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的波动范围相等, 根据文献[21, 38]统计的黏性土水平和垂直波动范围  $\delta_h$  和  $\delta_v$  的取值范围, 从中取  $\delta_h = 40 \text{ m}$  和  $\delta_v = 4.0 \text{ m}$ 。然后, 根据从文献[30]的图 1 中获得的边坡滑动面潜在入滑区域  $AB$  和出滑区域  $CD$ , 随机产生了可覆盖整个边坡可能失稳区域的大量 ( $N_s = 3397$  条) 潜在滑动面, 如图 4 所示。

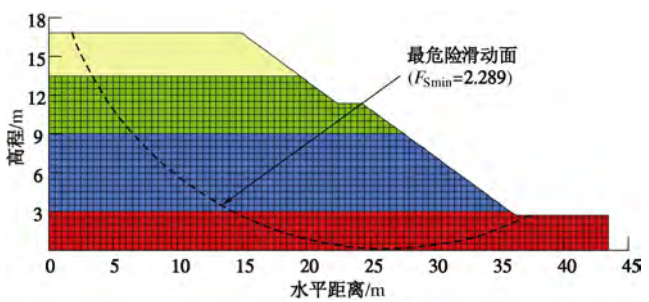


图 3 随机场单元网格及边坡稳定性分析结果

Fig. 3 Meshes of random field elements and results of slope stability analysis

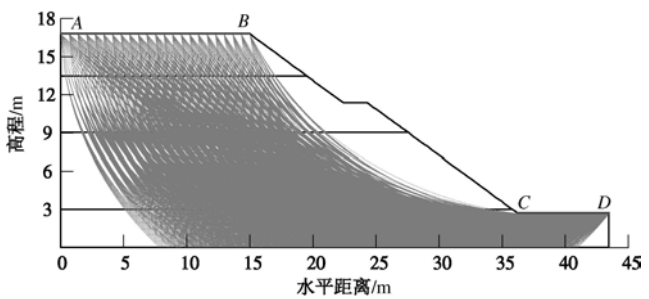


图 4 边坡 3397 条潜在滑动面

Fig. 4 Slope with 3397 potential slip surfaces

接着, 采用文献[25, 26]方法建立 3397 条潜在滑动面安全系数与 1729 个随机变量 ( $n = 1729$ , 434 个  $s_{u1}$ , 773 个  $s_{u2}$  和 522 个  $s_{u3}$ ) 之间的近似显式函数关系即多重响应面代理模型, 该过程共需要进行 3459 ( $2n+1$ ) 次确定性边坡稳定性分析, 其中每次边坡确定性分析均可同时获得 3397 条潜在滑动面对应的安全系数。本文提出方法重要一步是验证所建立的多重响应面代理模型能否有效地代替边坡确定性分析, 并在整个样本空间上准确地计算边坡临界安全系数  $F_{Smin}$ 。为此, 首先采用表 1 中 3 个参数的均值、上下限和分布类型及 3 倍的标准差随机产生了 500 组 MCS 样本点, 并基于乔列斯基分解技术分别得到  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和

$s_{u3}$  截尾正态随机场的 500 次实现值, 然后: ①将 3 个参数随机场的 500 次实现值分别代入所建立的多重响应面代理模型中, 根据式 (4)、(5) 计算  $F_{Smin}$ ; ②将 3 个参数随机场的 500 次实现值分别赋给边坡确定性模型, 采用简化毕肖普法直接计算  $F_{Smin}$ 。图 5 比较了由多重响应面和简化毕肖普法分别计算得到的 500 个  $F_{Smin}$ , 值得注意的是图中  $F_{Smin}$  的变化范围非常大,  $F_{Smin} \in [0.73, 3.73]$ , 完全可覆盖式 (7) 功能函数的尾部小概率区域。由图 5 可知, 2 种方法计算的  $F_{Smin}$  非常吻合, 表明所建立的多重响应面可以有效地代替确定性边坡稳定性分析在整个样本空间上准确地计算  $F_{Smin}$ 。并且由文献[25, 26]可得一旦多重响应面代理模型建立之后, 即使在概率反分析过程中输入参数的统计特征 (如变异系数、分布类型和波动范围等) 发生改变, 也不需要另外再进行边坡稳定性分析以校正多重响应面。

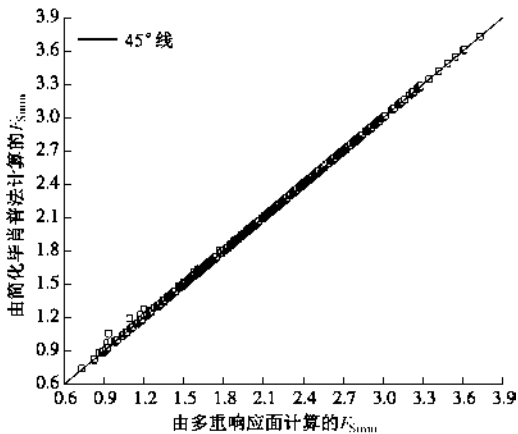


图 5 验证多重响应面在整个样本空间上的有效性

Fig. 5 Validation of multiple response surfaces in entire sampling space

基于边坡失稳破坏 (即  $y < 1.0$ ) 的现场观测信息, 便可建立式 (3) 所示的似然函数, 其中根据 Christian 等<sup>[39]</sup>和 Zhang 等<sup>[10]</sup>, 式 (1) 中模型校正系数  $\varepsilon$  可模拟为均值  $\mu_\varepsilon$  为 0.05, 标准差  $\sigma_\varepsilon$  为 0.07 的正态随机变量来表征简化毕肖普法模型的模型不确定性。下面基于表 1 中  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的先验统计特征和安全系数多重响应面代理模型, 采用本文提出方法反分析该切坡 3 个黏土层  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的统计特征, 其中子集模拟条件概率  $p_0$  取常用的 0.1, 为调查每层随机样本数目  $N_i$  对计算结果的影响,  $N_i$  分别取为 500, 1500, 2500 和 5000。以沿图 3 垂直方向 ( $x = 15.25$  m) 的不排水抗剪强度参数分布为例, 图 6 (a) 和 (b) 分别比较了  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的先验与后验均值和标准差。

由图 6 可知, 更新后的土体参数均值和标准差均

随着空间位置的变化而不同, 可见参数由平稳随机场被更新为非平稳随机场。与先验统计特征相比,  $s_{u1}$  和  $s_{u3}$  的均值和标准差改变的较为明显, 而  $s_{u2}$  的均值和标准差改变的较小, 表明  $s_{u1}$  和  $s_{u3}$  对边坡稳定性的影响较大, 而  $s_{u2}$  的影响相对较小。此外, 每层随机样本数目  $N_i$  对概率反分析计算结果具有一定的影响, 随着  $N_i$  数目的增加, 不仅 3 个参数的后验均值和标准差均逐渐收敛, 而且接受概率  $p_{acc}$  也逐渐收敛, 如  $N_i = 500, 1500, 2500$  和 5000 时的  $p_{acc}$  分别为  $9.44 \times 10^{-8}, 1.79 \times 10^{-7}, 1.93 \times 10^{-7}$  和  $1.86 \times 10^{-7}$ 。显然  $N_i$  取常用的 500 不能得到满意的计算结果, 为综合考虑计算精度和效率, 本文采用  $N_i = 2500$  进行边坡概率反分析计算。需要说明的是提出方法接受概率较低, 当  $N_i = 2500$  时  $p_{acc} = 1.93 \times 10^{-7}$ , 主要因为土体参数强度相对较高, 变异性相对较低, 边坡安全系数较大 ( $F_{Smin}$  为 2.289) 和先验失效概率较小 (见表 2)。

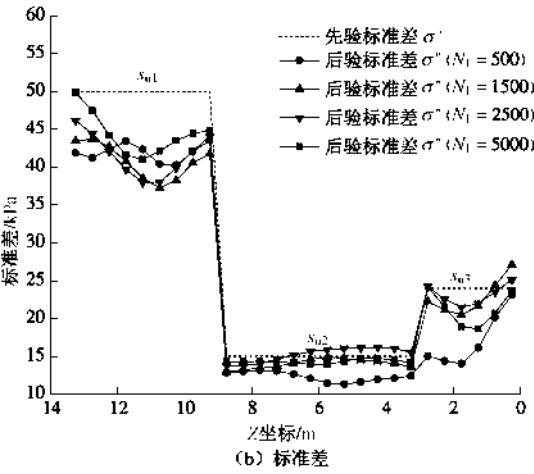
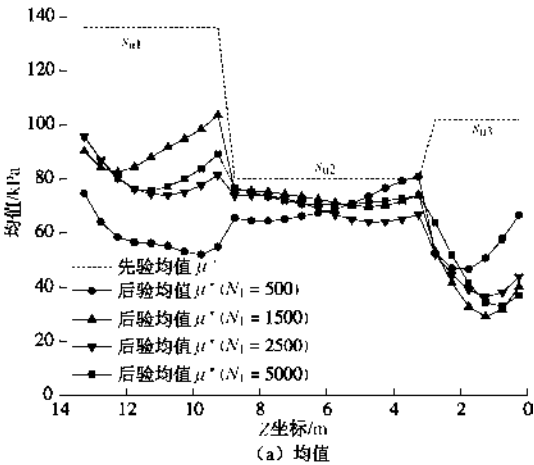


图 6 沿垂直方向不排水抗剪强度先验与后验统计特征的比较

Fig. 6 Comparison of prior and posterior statistics of undrained shear strengths along vertical direction

从子集模拟最后一层中可获得  $N_f = 482$  组失效样



本, 根据式 (10) 可知概率反分析共需要计算 20338 次似然函数, 即需进行 20338 次边坡确定性分析, 计算量较大。幸运的是, 当以多重响应面代替边坡确定性分析, 考虑参数空间变异性的边坡确定性分析次数便由 20338 减少到 3459, 极大地提高了参数概率反分析的计算效率。相比之下, 由文献[10, 14, 15, 17] 可知, 常用的 MCMCS 方法仅更新 10 维以内的土体参数统计特征, 都需进行 6 万次以上的似然函数计算, 可见本文提出方法为解决考虑参数空间变异性的低概率水平 ( $10^{-7}$  量级) 边坡高维参数概率反分析问题提供了一条有效的途径。

图 7 (a)、(b) 给出了  $N_1 = 2500$  时参数概率反分析所获得的整个切坡剖面  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的后验均值与标准差, 图中颜色较深区域表示参数统计特征值较大, 颜色较浅区域表示参数统计特征值较小, 显然融入现场观测信息 ( $y < 1.0$ ) 后,  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  平稳随机场被更新为不平稳随机场。基于  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  非平稳随机场所对应的 1729 个参数后验均值, 采用简化毕肖普方法计算的边坡  $F_{Smin}$  为 1.028, 在模型误差范围内与边坡失稳这一现场观测信息基本吻合。与表 1 中  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的先验统计特征相比, 3 个参数随机场的均值都有所降低, 且大部分参数标准差也有所减小, 同样  $s_{u1}$  和  $s_{u3}$  统计特征改变的较为明显。此外, 相比于离最危险滑动面较远处的不排水抗剪强度参数, 在最危险滑动面附近处的参数统计特征改变的更为明显。

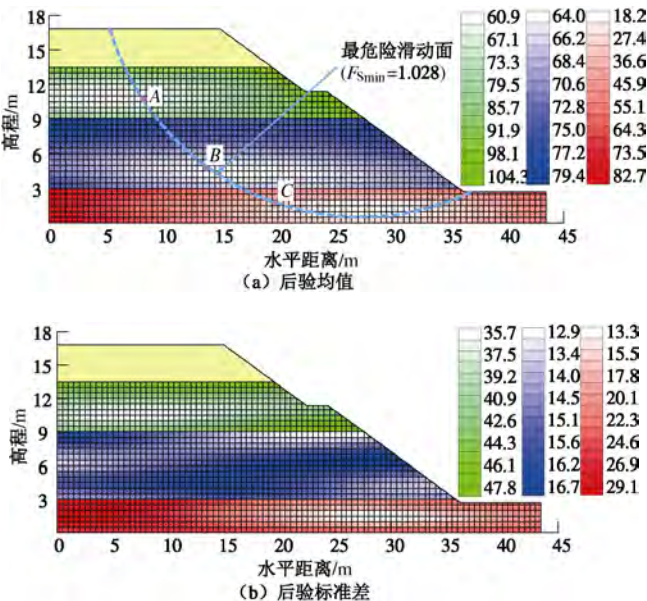


图 7 不排水抗剪强度后验统计特征及边坡稳定性分析结果  
Fig. 7 Posterior statistics of undrained shear strengths and results of slope stability analysis

分别以图 7 (a) 中最危险滑动面所经过的 3 个空间代表点  $A$  ( $x = 8.25$  m,  $z = 10.75$  m),  $B$  ( $x = 13.75$  m,  $z = 4.75$  m) 和  $C$  ( $x = 19.75$  m,  $z = 1.75$  m) 为例, 图 8~10 进一步比较了  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  随机场的先验与后验水平自相关系数和概率密度函数 (PDF), 其中先验自相关系数是采用高斯型自相关函数直接计算, 而后验自相关系数基于  $K = 4820$  组失效样本模拟得到。与图 6 一致, 图 8 和图 10 中  $s_{u1}$  和  $s_{u3}$  的先验和后验水平自相关系数和概率密度函数均有较为明显的差别, 均值和标准差均有所减小。如图 8 (b) 中  $s_{u1}$  的均值和标准差由 136 和 50 kPa 分别减小为 62.3 和 35.8 kPa, 图 10 (b) 中  $s_{u3}$  的均值和标准差分别由 102 和 24 kPa 减小为 29.6 和 17.4 kPa。相比之下, 图 9 中  $s_{u2}$  的自相关系数和概率密度函数改变的较小, 其均值和标准差分布由 80 和 15 kPa 分别更新为 64.3 和 16.2 kPa。此外, 更新后的参数概率分布均发生了较明显的变化, 它们不再服从截尾正态分布。

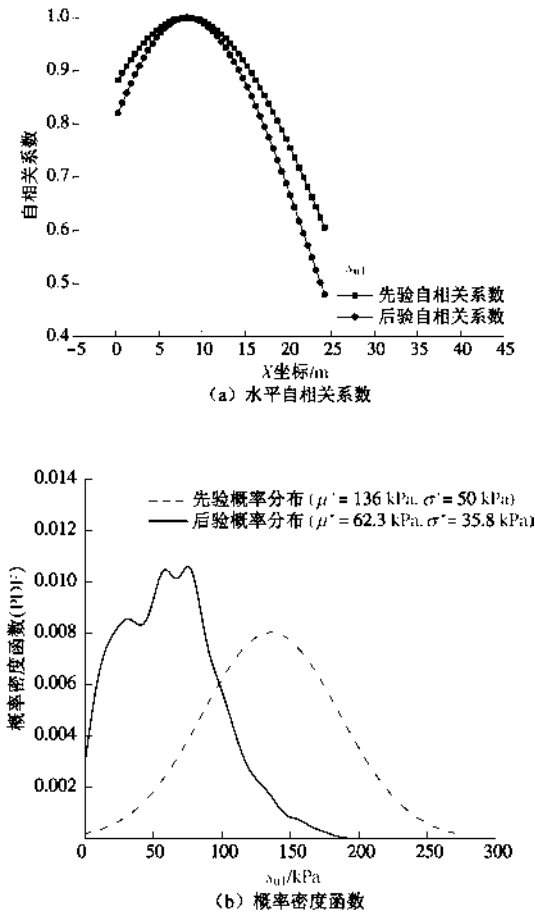


图 8 点  $A$  处  $s_{u1}$  先验与后验自相关系数与概率密度函数比较  
Fig. 8 Comparison of autocorrelation coefficients and probability density functions of  $s_{u3}$  at location  $A$

目前岩土体参数概率反分析中几乎没有考虑参数空间变异性的影响, 为探讨土体参数空间变异性对边

坡参数概率反分析结果的影响。下面仍然以沿图 3 垂直方向 ( $x=15.25\text{ m}$ ) 不排水抗剪强度参数分布为例。图 11 (a) 和 (b) 分别比较了  $\delta_h = 40\text{ m}$  和  $\delta_v = 4.0\text{ m}$  以及  $\delta_h = \infty$  和  $\delta_v = \infty$  时  $s_{u1}$ ,  $s_{u2}$  和  $s_{u3}$  的先验与后验均值和标准差, 其中  $\delta_h$  和  $\delta_v$  分别取为无穷大 ( $\infty$ ) 表示模拟忽略参数空间变异性的随机变量模型。由图 11 可知, 参数空间变异性尤其对  $s_{u1}$  和  $s_{u3}$  的后验统计特征具有重要的影响, 当忽略参数空间变异性时, 3 个平稳参数随机场更新后仍服从平稳分布。因此, 为获得更真实的岩土体参数概率分布特征, 概率反分析中非常必要考虑岩土体参数固有空间变异性的影响。

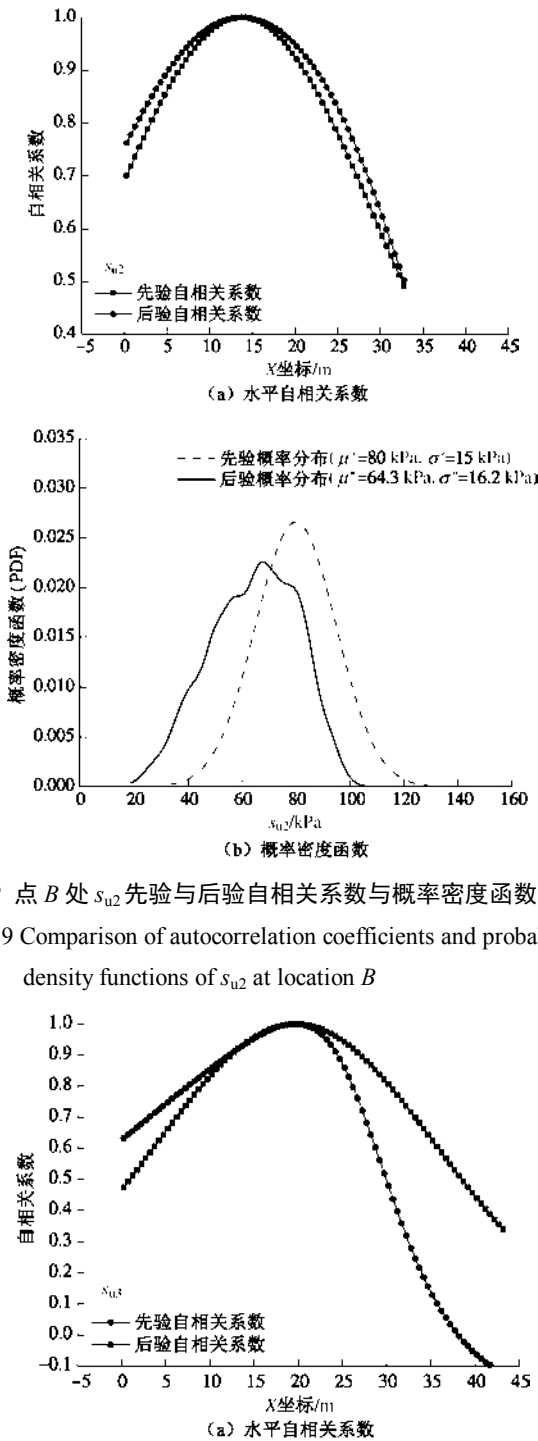


图 9 点 B 处  $s_{u2}$  先验与后验自相关系数与概率密度函数比较  
Fig. 9 Comparison of autocorrelation coefficients and probability density functions of  $s_{u2}$  at location B

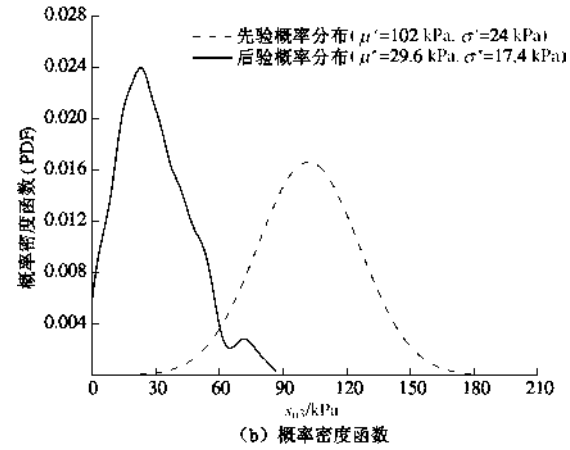


图 10 点 C 处  $s_{u3}$  先验与后验自相关系数与概率密度函数比较  
Fig. 10 Comparison of autocorrelation coefficients and probability density functions of  $s_{u3}$  at location C

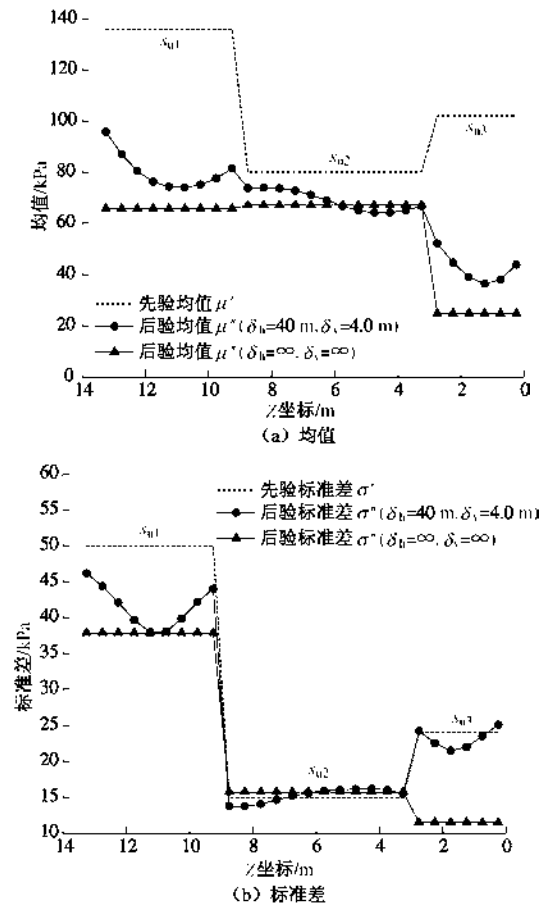


图 11 沿垂直方向不排水抗剪强度统计特征的比较  
Fig. 11 Comparison of statistics of undrained shear strengths along vertical direction

此外, 表 2 比较了 2 种工况下的边坡先验与后验失效概率, 由于边坡先验失效概率  $p_f^{\text{prior}}$  水平较低, 采用子集模拟方法<sup>[22, 26, 29]</sup>计算, 其中取  $p_0 = 0.1$  和  $N_I = 1500$ , 因融入边坡失稳观测信息后边坡后验失效概率  $p_f^{\text{posterior}}$  水平较高, 可直接在概率反分析的基础上计算



$p_f^{\text{posterior}}$ 。由表 2 可知, 考虑参数空间变异性时  $p_f^{\text{prior}}$  为  $2.35 \times 10^{-5}$ , 表明此时边坡几乎不会失稳, 并且失效概率的变异系数  $\text{COV}p_f$  均小于 30%, 可满足计算精度要求。同时边坡后验失效概率较大,  $p_f^{\text{posterior}}$  为 70.8%, 在允许模型误差范围内也与现场边坡失稳这一观测信息吻合, 进一步验证了本文提出方法的有效性。

表 2 边坡先验和后验失效概率的比较

| Table 2 Comparison of prior and posterior probabilities of slope failure |   |                                      |
|--|---|--------------------------------------|
| 工况   | $p_f^{\text{prior}}$                                  | $p_f^{\text{posterior}}$             |
| $\delta_h = 40 \text{ m}$ 和 $\delta_v = 4.0 \text{ m}$                   | $2.35 \times 10^{-5}$<br>( $\text{COV}p_f = 24.6\%$ ) | 70.8%<br>( $\text{COV}p_f = 0.9\%$ ) |
| $\delta_h = \infty$ 和 $\delta_v = \infty$                                | $2.96 \times 10^{-4}$<br>( $\text{COV}p_f = 21.3\%$ ) | 82.9%<br>( $\text{COV}p_f = 0.3\%$ ) |

3 结 论

本文结合多重响应面和子集模拟提出了考虑岩土体参数空间变异性的边坡参数概率反分析方法, 给出了计算流程图。并基于边坡失稳和滑动面入滑点和出滑点的大致位置这两个现场观测信息, 概率反分析了芝加哥国会街切坡 3 个空间变异不排水抗剪强度参数统计特征。主要结论如下:

(1) 本文提出方法通过多重响应面代理模型代替边坡确定性分析, 基于子集模拟产生失效样本更新参数统计特征, 极大地提高了计算效率, 如对于文中切坡而言, 总共只需进行 3459 次确定性边坡稳定性分析。相比于马尔卡夫链蒙特卡洛模拟方法, 提出方法编程较为简便, 为解决考虑参数空间变异性的低概率水平边坡高维参数概率反分析问题提供了一条有效的途径。

(2) 子集模拟中每层随机样本数目  $N_l$  对计算结果具有一定的影响, 基于常用的 500 组样本点难以获得满意的计算结果, 但随着样本数目的增加, 参数概率反分析计算结果(参数统计特征和接受概率)均逐渐收敛。此外, 子集模拟的最后一层失效样本可以直接用来计算边坡后验失效概率。

(3) 岩土体参数固有空间变异性对边坡参数概率反分析计算结果具有重要的影响, 考虑参数空间变异性土体参数由平稳随机场被更新为非平稳随机场, 更为符合客观工程实际, 然而忽略参数空间变异性更新后的参数则仍服从平稳分布。

(4) 本文以边坡失稳和滑动面大致位置作为观测信息为例建立似然函数进行边坡参数概率反分析, 验证了提出方法的有效性, 同样提出方法可以拓展到基于现场监测数据等信息的参数概率反分析中。此外,

本文仅研究了考虑参数空间变异性的二维边坡稳定性问题, 与实际工程边坡稳定性问题相比, 边坡失效模式会有较大的差别, 可能会影响参数反分析计算结果, 因此下一步将基于提出方法深入研究实际工程边坡参数概率反分析问题。

参考文献:

[1] 陈祖煜. 土质边坡稳定性分析—原理、方法、程序[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2003. (CHEN Zu-yu. Stability analysis of soil slopes: theory, method and program[J]. Beijing: China Water & Power Press, 2003. (in Chinese))

[2] HONJO Y, LIU WEN T, SOUMITRA G. Inverse analysis of an embankment on soft clay by extended Bayesian method[J]. International Journal for Numerical and Analytical Methods in Geomechanics, 1994, 18(10): 709 - 734.

[3] DENG J H, LEE C F. Displacement back analysis for a steep slope at the Three Gorges Project site[J]. International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences, 2001, 38(2): 259 - 268.

[4] 陈方方, 李 宁, 张志强, 等. 岩土工程反分析方法研究现状与若干问题探讨[J]. 水利与建筑工程学报, 2006, 4(3): 54 - 58. (CHEN Fang-fang, LI Ning, ZHANG Zhi-qiang, et al. Actualities and problems of back analysis method in geotechnical engineering[J]. Chinese Journal of Water Resources and Architectural Engineering, 2006, 4(3): 54 - 58. (in Chinese))

[5] 黄宏伟, 孙 钧. 基于 Bayesian 广义参数反分析[J]. 岩石力学与工程学报, 1994, 13(3): 219 - 228. (HUANG Hong-wei, SUN Jun. Generalized parameters back analysis method based on Bayesian theory[J]. Chinese Journal of Rock Mechanics and Engineering, 1994, 13(3): 219 - 228. (in Chinese))

[6] GILBERT R B, WRIGHT S G, LIEDTKE E. Uncertainty in back analysis of slopes: Kettleman Hills case history[J]. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 1998, 124(12): 1167 - 1176.

[7] 刘世君, 徐卫亚, 王红春, 等. 岩石力学参数的区间参数摄动反分析方法[J]. 岩土工程学报, 2002, 24(6): 760 - 763. (LIU Shi-jun, XU Wei-ya, WANG Hong-chun, et al. Interval parameter perturbation back analysis on mechanical parameter of surrounding rocks[J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 2002, 24(6): 760 - 763. (in Chinese))

- [8] 杨令强, 马 静, 张社荣. 抗滑桩加固边坡的稳定可靠度分析[J]. 岩土工程学报, 2009, **31**(8): 1299 - 1302. (YANG Ling-qiang, MA Jing, ZHANG She-rong. Interval papameter perturbation back analysis on mechanical parameter of surrounding rocks[J]. Chinese Journal of Geotechnical Engineering, 2009, **31**(8): 1299 - 1302. (in Chinese))
- [9] ZHANG J, TANG W H, ZHANG L M. Efficient probabilistic back-analysis of slope stability model parameters[J]. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 2010, **136**(1): 99 - 109.
- [10] ZHANG L L, ZHANG J, ZHANG L M, et al. Back analysis of slope failure with Markov chain Monte Carlo simulation[J]. Computers and Geotechnics, 2010, **37**(7): 905 - 912.
- [11] JUANG C H, LUO Z, ATAMTURKTUR S, et al. Bayesian updating of soil parameters for braced excavations using field observations[J]. Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 2012, **139**(3): 395 - 406.
- [12] 张社荣, 王 超, 孙 博. Bayes 约束随机场下坝基溶蚀区随机模拟方法及其影响分析[J]. 岩土力学, 2013, **34**(8): 2337 - 2346. (ZHANG She-rong, WANG Chao, SUN Bo. Stochastic simulation and influence analysis of dissolution dam foundation under Bayes constraint random field[J]. Rock and Soil Mechanics, 2013, **34**(8): 2337 - 2346. (in Chinese))
- [13] 左自波, 张璐璐, 程 演, 等. 基于 MCMC 法的非饱和土渗流参数随机反分析[J]. 岩土力学, 2013, **34**(8): 2393 - 2400. (ZUO Zi-bo, ZHANG Lu-lu, CHENG Yan, et al. Probabilistic back analysis of unsaturated soil seepage parameters based on Markov chain Monte Carlo method[J]. Rock and Soil Mechanics, 2013, **34**(8): 2393 - 2400. (in Chinese))
- [14] WANG L, HWANG J H, LUO Z, et al. Probabilistic back analysis of slope failure: a case study in Taiwan[J]. Computers and Geotechnics, 2013, **51**: 12 - 23.
- [15] PENG M, LI X Y, LI D Q, et al. Slope safety evaluation by integrating multi-source monitoring information[J]. Structural Safety, 2014, **49**: 65 - 74.
- [16] LI X Y, ZHANG L M, JIANG S H. Updating performance of high rock slopes by combining incremental time-series monitoring data and three-dimensional numerical analysis[J]. International Journal of Rock Mechanics and Mining Sciences, 2016, **83**: 252 - 261.
- [17] 伍宇明, 兰恒星, 高 星, 等. 一种基于贝叶斯理论的区域斜坡稳定性评价模型[J]. 工程地质学报, 2014, **22**(6): 1227 - 1233. (WU Yu-ming, LAN Heng-xing, GAO Xing, et al. Bayes theory based model for regional slope stability analysis[J]. Chinese Journal of Engineering Geology, 2014, **22**(6): 1227 - 1233. (in Chinese))
- [18] KELLY R, HUANG J. Bayesian updating for one-dimensional consolidation measurements[J]. Canadian Geotechnical Journal, 2015, **52**(9): 1318 - 1330.
- [19] LI S, ZHAO H, RU Z, et al. Probabilistic back analysis based on Bayesian and multi-output support vector machine for a high cut rock slope[J]. Engineering Geology, 2016, **203**: 178 - 190.
- [20] ASAOKA A, A-GRIVAS D. Spatial variability of the undrained strength of clays[J]. Journal of the Geotechnical Engineering Division, 1982, **108**(5): 743 - 756.
- [21] PHOON K K, KULHAWY F H. Characterization of geotechnical variability[J]. Canadian Geotechnical Journal, 1999, **36**(4): 612 - 624.
- [22] PAPAIOANNOU I, STRAUB D. Reliability updating in geotechnical engineering including spatial variability of soil[J]. Computers and Geotechnics, 2012, **42**: 44 - 51.
- [23] BOX G E P, WILSON K B. On the experimental attainment of optimum conditions[J]. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 1951, **13**(1): 1 - 45.
- [24] WONG F S. Slope reliability and response surface method[J]. Journal of Geotechnical Engineering, 1985, **111**(1): 32 - 53.
- [25] LI D Q, JIANG S H, CAO Z J, et al. A multiple response-surface method for slope reliability analysis considering spatial variability of soil properties[J]. Engineering Geology, 2015, **187**: 60 - 72.
- [26] JIANG S H, HUANG J S. Efficient slope reliability analysis at low-probability levels in spatially variable soils[J]. Computers and Geotechnics, 2016, **75**: 18 - 27.
- [27] STRAUB D, PAPAIOANNOU I. Bayesian updating with structural reliability methods[J]. Journal of Engineering Mechanics, 2015, **141**(3): 04014134.
- [28] PHOON K K, HUANG S P, QUEK S T. Implementation of Karhunen-Loève expansion for simulation using a wavelet-Galerkin scheme[J]. Probabilistic Engineering Mechanics, 2002, **17**(3): 293 - 303.
- [29] AU S K, BECK J L. Estimation of small failure probabilities in high dimensions by subset simulation[J]. Probabilistic Engineering Mechanics, 2001, **16**(4): 263 - 277.

- [30] IRELAND H O. Stability analysis of the Congress Street open cut in Chicago[J]. *Géotechnique*, 1954, **4**(4): 163 – 168.
- [31] OKA Y, WU T H. System reliability of slope stability[J]. *Journal of Geotechnical Engineering*, 1990, **116**(8): 1185 – 1189.
- [32] CHOWDHURY R N, XU D W. Geotechnical system reliability of slopes[J]. *Reliability Engineering & System Safety*, 1995, **47**(3): 141 – 151.
- [33] CHING J, PHOON K K, HU Y G. Efficient evaluation of reliability for slopes with circular slip surfaces using importance sampling[J]. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 2009, **135**(6): 768 – 777.
- [34] CHOWDHURY R, RAO B N. Probabilistic stability assessment of slopes using high dimensional model representation[J]. *Computers and Geotechnics*, 2010, **37**(7): 876 – 884.
- [35] ZHANG J, HUANG H W, PHOON K K. Application of the Kriging-based response surface method to the system reliability of soil slopes[J]. *Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering*, 2013, **139**(4): 651 – 655.
- [36] LI D Q, ZHENG D, CAO Z J, et al. Response surface methods for slope reliability analysis: Review and comparison[J]. *Engineering Geology*, 2016, **203**: 3 – 14.
- [37] 蒋水华, 祁小辉, 曹子君, 等. 基于随机响应面法的边坡系统可靠度分析[J]. *岩土力学*, 2015, **36**(3): 809 – 818. (JIANG Shui-hua, QI Xiao-hui, CAO Zi-jun, et al. System reliability analysis of slope using stochastic response surface method[J]. *Rock and Soil Mechanics*, 2015, **36**(3): 809 – 818. (in Chinese))
- [38] 蒋水华, 李典庆, 周创兵, 等. 考虑自相关函数影响的边坡可靠度分析[J]. *岩土工程学报*, 2014, **36**(3): 508 – 518. (JIANG Shui-hua, LI Dian-qing, ZHOU Chuang-bing, et al. Slope reliability analysis considering effect of autocorrelation functions[J]. *Chinese Journal of Geotechnical Engineering*, 2014, **36**(3): 508 – 518. (in Chinese))
- [39] CHRISTIAN J T, LADD C C, BAECHER G B. Reliability applied to slope stability analysis[J]. *Journal of Geotechnical Engineering*, 1994, **120**(12): 2180 – 207.

## 2nd International Symposium on Asia Urban GeoEngineering

### (The 2nd Bulletin & Call for Abstracts)

**Host:** International Society for Soil Mechanics and Geotechnical Engineering ATC6.

**Organizers:** Hunan University, Tianjin University, Chinese Institution of Soil Mechanics and Geotechnical Engineering.

**Co-organizers:** Technical Committee of Risk Management under Tunnel and Underground Works Branch of China Civil Engineering Society, Risk and Insurance research Branch of China Civil Engineering Society.

**Website:** <http://www.isaug2017.org/>

**Symposium theme:** Environmental friendliness, sustainability and diversity in urban geo-engineering.

**Topics:** Fundamental behavior and constitutive model of geo-materials; Excavation engineering; Tunneling; Urban environmental geotechnical problems and disaster effects; Risk and safety assessment, management and control in urban geo-engineering; Design standards of deep excavation among Asian countries.

**Important dates:** Abstract submission deadline: Feb. 28, 2017  
Abstract submission notice: Mar. 31, 2017 Full paper submission deadline: May. 31, 2017 Full paper submission notice: Jul. 31, 2017 Early bird registration open: May. 1, 2017 Symposium: Nov.

24~27, 2017.

**Abstracts and paper submission:** The abstract should be written in English and should clearly explain the contents of the studies discussed. The abstract (no more than 800 words) must include the title of the paper, authors, affiliation of authors, e-mail address of corresponding author, 4-5 keywords and the text in English. The content of the full papers submitted should be scientific, advanced, innovative, and must not have been published in any academic journals or reported in any academic meetings. Please send it to our official mailbox: urban\_geoeng@163.com with your telephone number. The author of the selected paper will be invited to make an oral presentation on the 2nd-ISAUG. Accepted papers will be published in <<Proceeding of 2nd International Symposium on Asia Urban GeoEngineering>>, and the selected papers after peer-review will be recommended to be published in *Journal of Zhejiang University-SCIENCE A (Applied Physics & Engineering)*.

**Correspondence:** Dr. Xin Tan College of Civil Engineering, Hunan University Changsha 410082, Hunan Province, China Tel: +86-731-15580373653 email: urban\_geoeng@163.com.