

doi:10.11835/j.issn.1000-582X.2014.03.005

电网可靠性概率分布的参数不确定性辨识

芦晶晶¹, 赵渊², 郭胤², 张煦²

(1. 中国电力科学研究院, 北京 100192;

2. 输配电装备及系统安全与新技术国家重点实验室(重庆大学), 重庆 400044)

摘要:元件可靠性参数受元件类型、运行时间、气候条件等诸多因素影响而具有不确定性, 电网可靠性指标本质上也是一种随机变量。笔者从电网可靠性指标的概率分布计算以及其变动规律受参数不确定性影响的角度开展辨识研究, 为探索参数不确定性对电网可靠性评估影响提供工程实用参考。在双循环蒙特卡洛模拟法的基础上提出了点估计法, 为进一步提高计算效率, 提出了改进序贯蒙特卡洛模拟法, 并详细讨论了它们的原理及优缺点。评估结果表明: 3 种方法计算结果比较接近, 但改进蒙特卡洛模拟法的计算效率最高, 点估计法次之。通过对 IEEE-RTS 79 系统的评估分析, 验证了改进序贯蒙特卡洛模拟法的实用性和有效性。

关键词:可靠性; 概率分布; 参数不确定性

中图分类号: TM743

文献标志码: A

文章编号: 1000-582X(2014)03-029-06

Parameter uncertainty analysis for probability distribution of bulk power system reliability

LU Jingjing¹, ZHAO Yuan², GUO Yin², ZHANG Xu²

(1. China Electric Power Research Institute, Beijing 100192, China; 2. State Key Laboratory of Power Transmission Equipment & System Security and New Technology, Chongqing 400044, China)

Abstract: Component reliability parameters are of uncertainty and are affected by the component type, operation time, and weather conditions. So do the reliability indices of bulk power systems. The calculation of its probability distributions and its alteration law affected by parameters uncertainty are researched to provide practical engineering reference with exploring the impact of the parameter uncertainty on reliability assessment. The point estimate method is firstly proposed based on the two-loop Monte-Carlo simulation, and then the improved Monte-Carlo simulation is presented to enhance the calculation efficiency further. Moreover, their theories, merits and faults are explained in detail. It can be seen from the evaluation results for the RBTS power systems that the accuracy of the three methods are similar but the improved Monte-Carlo simulation has the highest efficiency, followed by the point estimate method. The IEEE-RTS 79 power system is evaluated by using the improved Monte-Carlo simulation, and the results verify its validity.

Key words: reliability; probability distribution; parameter uncertainty

收稿日期: 2013-10-11

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(50977094, 50607021); 输配电装备及系统安全与新技术国家重点实验室自主研究项目(2007DA10512711208); 中央高校基本科研业务费科研专项(CDJZR11150012); 重庆市自然科学基金(CSTC, 2011BB6047)

作者简介: 芦晶晶(1978-), 女, 中国电力科学研究院高级工程师, 主要从事电力系统仿真分析计算、可靠性评估及风险分析等方向研究工作。

赵渊(联系人), 男, 重庆大学教授, 博士, (E-mail) yuanzhao@msn.cn。

传统电网可靠性评估在参数为常数时求取可靠性指标的期望值和概率分布。期望值指标可从概率均值角度揭示电网的长期平均可靠性水平,而指标的概率分布则有助于更加深入地理解电网的随机特性及安全可靠性水平^[1]。在电网可靠性评估中,无论采用何种模型和算法,参数都是模型的基础输入数据,对模型输出结果有着深刻的影响。实际中,参数受元件类型、气候条件、使用寿命、样本资料不足等因素影响具有不确定性^[2-3],若仅取其期望值作为元件随机规律的具体表征,则可能导致评估结果所表述的电网风险水平缺乏令人信服的准确性和代表性,因此其在风险管控中也缺乏实施决策判断的足够可信度。可见,探索参数的不确定性对电网可靠性评估结果的影响具有重要工程实用意义。

目前,针对参数不确定性对电网可靠性评估的影响研究已取得一定的成果。文献[4]用区间数描述参数,求解出区间数形式的可靠性指标。文献[5]用模糊数表达参数,计算出模糊数形式的可靠性指标。文献[6]将盲数理论引入可靠性评估,计算出盲数形式的可靠性指标。文献[7]利用联系数来描述参数,求解出联系数形式的可靠性指标。文献[8]利用概率密度分布来描述参数,实现了期望值风险指标的概率密度分布计算。纵观现有文献,主要探索参数不确定性对期望值指标的影响,而对指标概率分布特征的影响则鲜有报道。

笔者对电网可靠性概率分布受参数不确定性的影响开展研究,探索了 3 种计算方法,即双循环蒙特卡洛模拟法、点估计法和改进序贯蒙特卡洛模拟法,详细讨论了它们的原理及优缺点。为对比 3 种方法的计算结果和计算效率,对 RBTS 系统进行了评估,进一步利用改进序贯蒙特卡洛模拟法对 IEEE-RTS79 系统进行了评估,验证了其实用性。

1 参数不确定时电网可靠性概率分布的数学描述

在参数给定时,文献[9]采用序贯蒙特卡洛仿真求得电网可靠性指标 Y 的逐年样本信息,进一步采用非参数核密度估计^[10]计算 Y 的条件概率密度分布。若参数是随机变量,则 Y 的条件概率分布也将具有不确定性,它们之间的函数关系式为

$$f_{Y|U}(y | \mathbf{u}) = F(\mathbf{U}) = F(U_1, U_2, \dots, U_m), \quad (1)$$

式中: \mathbf{U} 为参数随机向量, m 为其的维数, $f_{Y|U}(y | \mathbf{u})$ 为 $\mathbf{U}=\mathbf{u}$ 条件下 Y 的条件概率密度分布。由概率论可知,当 \mathbf{U} 不确定时,对 Y 可采用边缘密度分布

$f_Y(y)$ 来完整揭示其概率分布特征,即

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{Y|U}(y | \mathbf{u}) f_U(\mathbf{u}) d\mathbf{u}, \quad (2)$$

式中 $f_U(\mathbf{u})$ 表示随机向量 \mathbf{U} 的联合概率密度分布。

在式(2)的计算上,笔者探索了 3 种计算思路,即双循环蒙特卡洛模拟法、点估计法和改进序贯蒙特卡洛模拟法。分别如节 2~4 所示。

2 双循环蒙特卡洛模拟法的基本原理

双循环蒙特卡洛模拟法的基本原理是外层循环对参数进行随机抽样,获得确切的参数后传入内层循环,内层循环以抽样所得参数为输入数据,进行电网可靠性序贯蒙特卡洛仿真,求取 Y 的条件概率密度分布。重复以上双循环过程,直至达到满足计算精度的总循环次数 N ,可获得 N 条 Y 的条件概率密度分布。此时式(2)可表示为

$$f_Y(y) \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N f_{Y|U}(y | \mathbf{u}_i), \quad (3)$$

式中: i 为循环次数; \mathbf{u}_i 为第 i 次循环参数随机向量 \mathbf{U} 的抽样值; N 为序贯仿真循环次数。

单次序贯仿真采用缺供电量指标 E_{NS} 的样本集合 $\Omega_1 = \{E_{NS1}, E_{NS2}, \dots, E_{NSn}\}$ (n 为仿真年数) 的方差系数 β_1 作为仿真的收敛判据。由于双循环蒙特卡洛模拟法需进行 N 次序贯仿真,导致上述收敛判据无法应用。笔者将 N 次序贯仿真所得的期望缺供电量指标 E_{ENS} 构成样本集合 $\Omega_2 = \{E_{ENS1}, E_{ENS2}, \dots, E_{ENS N}\}$, 以该组样本集合的方差系数 β_2 作为循环次数 N 是否足够的判据,即

$$\beta_2 = \frac{\sqrt{V(\bar{I}_2)}}{\bar{I}_2} = \frac{\delta_2 / \sqrt{N}}{\bar{I}_2}, \quad (4)$$

式中: \bar{I}_2 和 δ_2 分别表示样本集合 Ω_2 的均值和样本标准差。

3 点估计法的基本原理

点估计法^[11]的基本原理为:设参数随机向量 $\mathbf{U}=(U_1, U_2, \dots, U_m)$, 通过随机变量 U_l 的概率密度分布 $f(u_l)$ 可求得其高阶中心矩,再利用高阶中心矩构造出表征 $f(u_l)$ 的 K 个估计点 $u_{l,k}$ ($k=1, 2, \dots, K$)。将 m 个随机变量各自的 K 个估计点组合,可得到 \mathbf{U} 联合概率密度 $f_U(\mathbf{u})$ 的 $K \times m$ 个估计点,如随机变量 U_l 取其第 k 个估计点 $u_{l,k}$, 其余随机变量均取均值,此时随机向量 $\mathbf{U}=\mathbf{u}(l, k)=(\mu_1, \mu_2, \dots, u_{l,k}, \dots, \mu_m)$, 即为第 (l, k) 个估计点。此时式(2)可以表示为

$$f_Y(y) \approx \sum_{l=1}^m \sum_{k=1}^K \omega_{l,k} f_{Y|U}(y|u(l,k)), \quad (5)$$

式中: $\omega_{l,k}$ 为 $\mathbf{u}(l,k)$ 对应的权重; $f_{Y|U}(y|\mathbf{u}(l,k))$ 为随机向量 $\mathbf{U} = \mathbf{u}(l,k)$ 条件下 Y 的条件概率密度分布。

随机变量 U_l 的第 k 个估计点 $u_{l,k}$ 的表达式为

$$u_{l,k} = \mu_l + \xi_{l,k} \sigma_l, \quad (6)$$

式中: μ_l 和 σ_l 分别为随机变量 U_l 的均值和标准差, $\xi_{l,k}$ 为位置系数。 $\omega_{l,k}$ 和 $\xi_{l,k}$ 满足关系

$$\left. \begin{aligned} \sum_{k=1}^K \omega_{l,k} &= \frac{1}{m}, \\ \sum_{k=1}^K \omega_{l,k} (\xi_{l,k})^j &= \lambda_{l,j}, j = 1, \dots, 2K-1. \end{aligned} \right\} \quad (7)$$

式中: $\lambda_{l,j}$ 为随机变量 U_l 的 j 阶标准中心矩, 即 U_l 的 j 阶中心矩 $M_j(U_l)$ 与标准方差 σ_l 的 j 次方之比:

$$\lambda_{l,j} = M_j(U_l) / (\sigma_l)^j, \quad (8)$$

$$M_j(X_l) = \int_{-\infty}^{+\infty} (u_l - \mu_l)^j f(u_l) dx. \quad (9)$$

对于两点估计法 ($K=2$), $\xi_{l,k}$ 和 $\omega_{l,k}$ 如下:

$$\left. \begin{aligned} \xi_{l,1} &= \frac{\lambda_{l,3}}{2} + \sqrt{m + \left(\frac{\lambda_{l,3}}{2}\right)^2}, \\ \xi_{l,2} &= \frac{\lambda_{l,3}}{2} - \sqrt{m + \left(\frac{\lambda_{l,3}}{2}\right)^2}; \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

$$\left. \begin{aligned} \omega_{l,1} &= -\frac{1}{m} \frac{\xi_{l,2}}{\xi_{l,1} - \xi_{l,2}}, \\ \omega_{l,2} &= \frac{1}{m} \frac{\xi_{l,1}}{\xi_{l,1} - \xi_{l,2}}. \end{aligned} \right\} \quad (11)$$

由式(10)可见: 随着 m 的增加, $u_{l,1}$ 和 $u_{l,2}$ 将远离其均值 μ_l , 甚至可能超出 U_l 的定义域。为避免这种情况, 可采用三点估计法 ($K=3$), $\xi_{l,k}$ 和 $\omega_{l,k}$ 如下:

$$\left. \begin{aligned} \xi_{l,k} &= \frac{\lambda_{l,3}}{2} + (-1)^{3-k} \sqrt{\lambda_{l,4} - \frac{3}{4} \lambda_{l,3}^2}, \\ k &= 1, 2, \xi_{l,3} = 0; \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

$$\left. \begin{aligned} \omega_{l,k} &= \frac{(-1)^{3-k}}{\xi_{l,k} (\xi_{l,1} - \xi_{l,2})}, \\ \omega_{l,3} &= \frac{1}{m} - \frac{1}{\lambda_{l,4} - \lambda_{l,3}^2}. \end{aligned} \right\} \quad (13)$$

对于三点估计法, \mathbf{U} 的联合概率密度 $f_U(\mathbf{u})$ 有 $3m$ 个估计点, 但因 $\xi_{l,3} = 0$, 估计点 $u_{l,3} = \mu_l$, 因此这 $3m$ 个估计点中会出现 m 个相同的估计点 ($\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_l, \dots, \mu_m$), 对这 m 个相同估计点只需进行一次电网可靠性评估, 其权重系数为

$$\omega_0 = \sum_{l=1}^m \omega_{l,3} = 1 - \sum_{l=1}^m \frac{1}{\lambda_{l,4} - \lambda_{l,3}^2}. \quad (14)$$

基于点估计法的电网可靠性边缘概率密度分布的计算流程如图 1 所示。

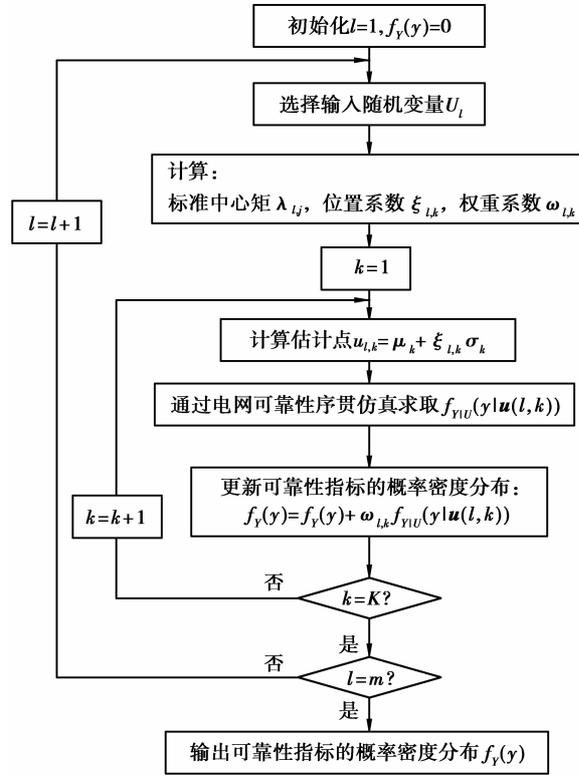


图 1 点估计法的计算流程图

4 改进序贯蒙特卡洛仿真的基本原理

在电网可靠性评估中, 元件的状态持续时间通常服从指数分布, 表示为

$$f_0(t) = \lambda e^{-\lambda t}, t \geq 0; \quad (15)$$

$$\varphi_0(t) = (1/r) e^{-t/r}, t \geq 0. \quad (16)$$

式中: $f_0(t)$ 和 $\varphi_0(t)$ 分别为故障前工作时间 T_F 和故障后修复时间 T_R 的概率密度函数, 参数 λ 和 r 分别为故障率和平均修复时间。其概率分布函数为

$$F_0(t) = 1 - e^{-\lambda t}, t \geq 0, \quad (17)$$

$$\varphi_0(t) = 1 - e^{-t/r}, t \geq 0. \quad (18)$$

传统序贯蒙特卡洛仿真需事先设置 λ 和 r 为给定常数 (一般为期望值), 分别记为 λ_0 和 r_0 , 此时 $f_0(t)$ 和 $\varphi_0(t)$ 实际为参数已知时 T_F 和 T_R 的条件密度函数, 根据条件密度函数的定义有

$$f(t|\lambda_0) = f(t, \lambda_0) / f(\lambda_0), \quad (19)$$

$$\varphi(t|r_0) = \varphi(t, r_0) / \varphi(r_0). \quad (20)$$

实际中参数受诸多因素影响而具有不确定性, 本质上为随机变量, 分别记为 R 和 λ , 此时 T_F 和 T_R 是参数已知的条件指数分布, 但其具体形式却因其参数的不同取值而具有不确定性。此时, 对于参数的任意取值 λ 和 r , 公式(19)、(20)均成立, 故有

$$f(t|\lambda) = f(t, \lambda) / f(\lambda), \quad (21)$$

$$\varphi(t|r) = \varphi(t, r) / \varphi(r). \quad (22)$$

式中: $f(t, \lambda)$ 为 T_F 和 λ 的联合密度函数, $f(t|\lambda)$ 为 $\lambda = \lambda$ 时 T_F 服从的条件指数分布, $f(\lambda)$ 为 λ 服从的概率密度分布; $\varphi(t, r)$ 为 T_R 和 R 的联合密度函数, $\varphi(t|r)$ 为 $R=r$ 时 T_R 服从的条件指数分布, $\varphi(r)$ 为 R 服从的概率密度分布。

将式(21)、(22)进行变换,可得

$$f(t, \lambda) = f(t|\lambda) \cdot f(\lambda), \quad (23)$$

$$\varphi(t, r) = \varphi(t|r) \cdot \varphi(r). \quad (24)$$

将式(23)、(24)分别对 R 和 λ 进行积分,可求得 T_F 和 T_R 的边缘密度函数 $f(t)$ 和 $\varphi(t)$, 进一步将 $f(t)$ 和 $\varphi(t)$ 分别对 t 积分可求得 T_F 和 T_R 的边缘分布函数 $F(t)$ 和 $\varphi(t)$, 其具体表达式为

$$F(t) = \int_0^t dt \int_{\lambda_{\min}}^{\lambda_{\max}} f(t, \lambda) d\lambda = \int_0^t dt \int_{\lambda_{\min}}^{\lambda_{\max}} f(t|\lambda) \cdot f(\lambda) d\lambda, \quad (25)$$

$$\varphi(t) = \int_0^t dt \int_{r_{\min}}^{r_{\max}} \varphi(t, r) dr = \int_0^t dt \int_{r_{\min}}^{r_{\max}} \varphi(t|r) \cdot \varphi(r) dr, \quad (26)$$

附录阐述了 $F(t)$ 的推导过程。

由式(25)、(26)可知, $F(t)$ 和 $\varphi(t)$ 分别计及了 λ 和 R 的不确定性, 将其纳入序贯仿真中, 改进传统序贯仿真的状态持续时间抽样模型, 从而实现参数不确定时电网可靠性指标边缘概率分布的计算。

$F(t)$ 和 $\varphi(t)$ 的表达式与 $f(\lambda)$ 和 $\varphi(r)$ 的具体形式相关, 当 $f(\lambda)$ 和 $\varphi(r)$ 的表达式较为复杂时, $F(t)$ 和 $\varphi(t)$ 的解析表达式将非常复杂甚至根本无法给出具体的解析表达式。以 T_F 为例, 当 λ 服从三角形分布时, $F(t)$ 的表达式见附录, 对于 T_F 的概率抽样值 $F(t_i) = A$ (A 为 $[0, 1]$ 之间服从均匀分布的随机数), 难以通过 $F(t)$ 的反函数 $t_i = F^{-1}(A)$ 求出 t_i 。鉴于此, 笔者采取数值积分将连续分布 $F(t)$ 进行离散化表征, 即令 t 在数值序列 $\{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ 上依次取值, 计算相应时刻的概率值 $\{F(t_1), F(t_2), \dots, F(t_n)\}$, 直到 $F(t_n)$ 的计算值达到 1。当 $\{t_1, t_2, \dots, t_n\}$ 之间的间隔足够小时, $F(t_n)$ 可近似代替故障前工作时间的边缘分布。图 2 给出了 T_F 随机抽样的原理。

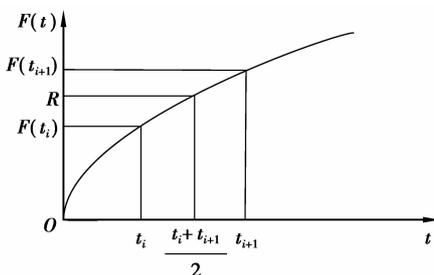


图 2 故障前工作时间随机抽样原理图

首先得到一个服从 $[0, 1]$ 均匀分布的随机数 A , 若 A 满足

$$F(t_i) \leq A \leq F(t_{i+1}), i \in [1, n-1], \quad (27)$$

则相应的故障前工作时间抽样值为

$$t = (t_i + t_{i+1})/2, \quad (28)$$

$\varphi(t)$ 的随机抽样与 $F(t)$ 类似, 不再赘述。

5 算例分析

为进行参数不确定性的量化分析, 需事先假设参数服从的概率密度分布。文献[12]在计算概率潮流分布时假设线路参数服从均匀分布和正态分布; 文献[13]利用随机集合理论处理参数不确定性时假设参数服从三角形分布文献; 文献[14]在进行电子设备可靠性成本效益优化分析时假设元件故障率服从三角形分布和正态分布。参考上述文献, 本文算例分析中采用了均匀、三角和正态分布描述参数的不确定性。若为实际工程系统, 则可以依据专家经验和历史统计数据对参数的实际变化情况作出判断, 并给出符合工程实际的概率分布类型。

为对比 3 种方法的计算结果和计算效率, 对 RBTS 系统^[15]进行了可靠性评估。由于系统可靠性指标对线路 L9 的参数灵敏度最高, 故先假设线路 L9 的参数服从均匀分布 $[a, b]$, a, b 分别取参数期望值的 0.1 倍和 1.9 倍。同时采用双循环蒙特卡洛模拟法(方法 1)、三点估计法(方法 2)和改进序贯蒙特卡洛模拟法(方法 3)进行评估。单次序贯仿真的收敛条件为 E_{NS} 的方差系数小于 3%, 方法 1 总的收敛判据为 E_{ENS} 的方差系数小于 1%。评估结果见图 3。

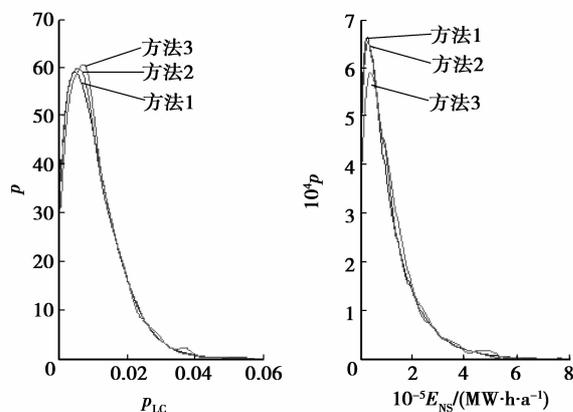


图 3 线路 9 参数为均匀分布时 RBTS 系统的评估结果

可见, 3 种方法的计算结果非常接近, 但方法 1 需进行 230 次序贯仿真, 方法 2 需 5 次, 方法 3 只需 1 次, 故方法 2 和方法 3 的效率远高于方法 1。

上述评估仅计入了线路L9的参数不确定性,当计及多个元件参数的不确定性时,若采用方法 1 进行评估,为达到预定的计算精度其计算量将急剧增加。此时,可采用方法 2 和方法 3 进行评估。在参数分别取期望值、服从均匀、三角形和正态分布时对 RBTS 系统进行评估。均匀分布 $[a,b]$ 和三角形分布 $[a,c,b]$ 的 a 和 b 分别取参数期望值的 0.1 倍和 1.9 倍,三角形分布的众数 c 取参数期望值;正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$ 的期望值 μ 取参数期望值,标准差 σ 取参数期望值的 0.3 倍,序贯仿真的收敛条件为缺供电量 E_{NS} 指标的方差系数小于 3%。评估结果见图 4~6。

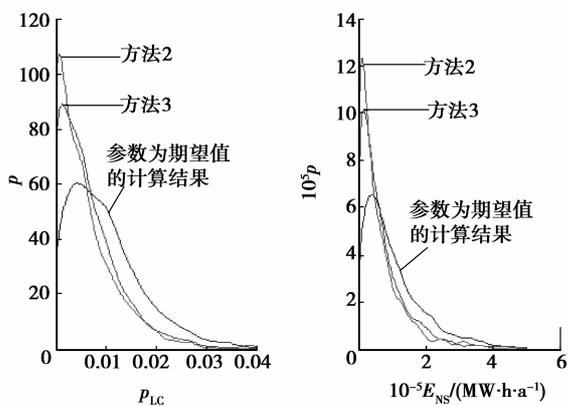


图 4 参数服从均匀分布时 RBTS 系统评估结果

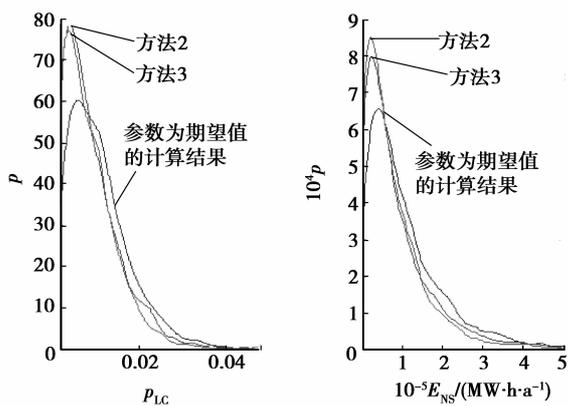


图 5 参数服从三角形分布时 RBTS 系统评估结果

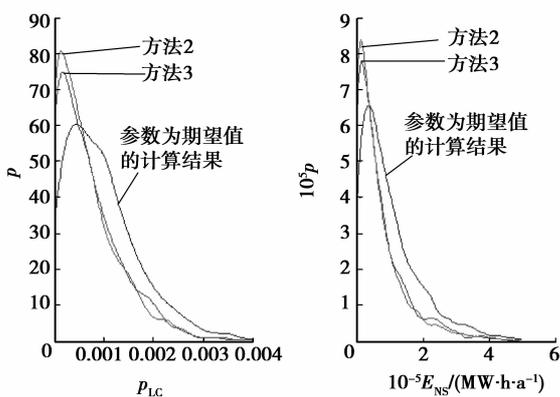


图 6 参数服从正态分布时 RBTS 系统评估结果

可见,当参数服从不同分布时,两种方法的计算结果接近,但方法 2 需进行 81 次序贯仿真,而方法 3 只需一次,故其计算效率远高于方法 2。当参数服从不同分布时,可靠性指标的概率密度分布与参数取期望值时相差较大,在均匀分布下尤为明显。根本原因在于参数服从均匀分布时,参数取分布范围两端数值的概率较其他分布类型有所增大,使得 T_F 取较大数值和 T_R 取较小数值的概率较大,导致可靠性指标为较小数值的概率也随之增大。

进一步对 IEEE-RTS 79 系统^[16]进行评估,该系统包含 70 个元件,若计及所有参数的不确定性,方法 2 需进行 281 次序贯仿真,计算量过于庞大,故采用方法 3 进行评估。假设参数取期望值、服从均匀分布 $[a,b]$ 、三角形分布 $[a,c,b]$ 和正态分布 $N(\mu,\sigma^2)$,且参数 a,b,c,μ 和 σ 的取值与评估 RBTS 系统时相同,序贯仿真的收敛条件为缺供电量指标 E_{NS} 的方差系数小于 3%。评估结果见图 7。可见,对于系统规模较大的 IEEE-RTS 79 系统,采用方法 3 只需进行一次序贯仿真便能实现参数不确定时电网可靠性指标边缘概率密度分布的计算,证明了方法 3 的实用性。

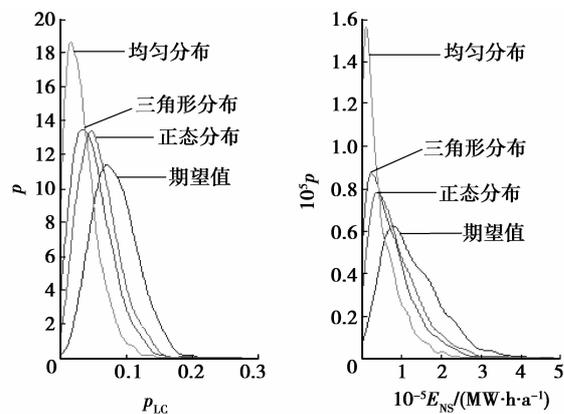


图 7 参数服从不同分布时 IEEE-RTS 79 系统评估结果

6 结 论

笔者探索了参数不确定时电网可靠性概率分布的 3 种计算方法,并比较了它们的计算结果和计算效率。评估结果表明,双循环蒙特卡洛模拟法虽然简单直观,但计算量过大,只能作为一种基准参考方法,验证其他方法的正确性和有效性。点估计法的计算效率较双循环蒙特卡洛模拟法有所提高,但当系统规模较大时,其计算效率仍然较低。改进序贯蒙特卡洛模拟法可高效计及多个元件可靠性参数的不确定性对电网可靠性概率分布的影响,具有较强的工程实用价值。

参考文献:

- [1] Wangdee W, Billinton R. Predicting bulk electricity system reliability performance indices using sequential Monte Carlo simulation [J]. IEEE Transactions on Power Delivery, 2006, 21(2):909-917.
- [2] 赵渊, 郭胤, 谢开贵. 考虑参数不确定的电网可靠性概率分布特征[J]. 电网技术, 2013, 37(8):2165-2172.
ZHAO Yuan, GUO Yin, XIE Kaigui. Research on probability distribution characteristics of bulk power system reliability considering parameter uncertainty[J]. Power System Technology, 2013, 37(8):2165-2172.
- [3] Helton J C, Johnson J D. Quantification of margins and uncertainties: Alternative representations of epistemic uncertainty [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2011, 96(9):1034-1052.
- [4] 任震, 万官泉, 黄雯莹. 参数不确定的配电系统可靠性区间评估[J]. 中国电机工程学报, 2003, 23(12):67-73.
REN Zhen, WAN Guanquan, HUANG Wenying. An interval approach to evaluate distribution system reliability with parameters uncertainty [J]. Proceedings of the Chinese Society of Electrical Engineering, 2003, 23(12):67-73.
- [5] 孙洪波, 秦翼鸿, 徐国禹. 计及数据不确定性的发输电组合系统可靠性评估方法[J]. 电力系统自动化, 1996, 20(11):32-34.
SUN Hongbo, QIN Yihong, XU Guoyu. A reliability evaluation a pproach of composite generation and transmission system considering data uncertainty [J]. Automation of Electrical Power Systems, 1996, 20(11):32-34.
- [6] 赵书强, 王海巍. 基于盲数的配电系统可靠性评估[J]. 电力系统保护与控制, 2011, 39(16):7-12.
ZHAO Shuqiang, WANG Haiwei. Power distribution system reliability evaluation based in blind number [J]. Power System Protection and Control, 2011, 39(16):7-12.
- [7] 万官泉, 张尧, 汪穗峰. 基于联系数的配电系统可靠性不确定性评估[J]. 电力系统自动化, 2008, 32(4):30-34.
WAN Guanquan, ZHANG Yao, WANG Suifeng. Uncertainty evaluation for distribution system reliability based on connection number [J]. Automation of Electrical Power Systems, 2008, 32(4):30-34.
- [8] 赵渊, 谢开贵. 电网概率风险评估中元件可靠性参数的不确定性分析[J]. 电力系统自动化, 2011, 35(4):6-10.
ZHAO Yuan, XIE Kaigui. Analysis of parameter uncertainty in probabilistic risk assessment of bulk power systems . Automation of Electrical Power Systems, 2011, 35(4):6-10.
- [9] 赵渊, 沈智健, 周念成, 等. 基于序贯仿真和非参数核密度估计的大电网可靠性评估[J]. 电力系统自动化, 2008, 32(6):14-19.
ZHAO Yuan, SHEN Zhijian, ZHOU Niancheng, et al. Reliability assessment of bulk power systems utilizing sequential simulation and nonparametric kernel density estimation [J]. Automation of Electrical Power Systems, 2008, 32(6):14-19.
- [10] Rosenblatt M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function [J]. The Annals of Mathematical Statistics, 1956, 27(3):832-837.
- [11] 金标, 秦大同, 胡建军. 基于小子样的 Bayes 系统可靠性综合评估方法[J]. 重庆大学学报:自然科学版, 2007, 30(9):9-13.
JIN Biao, QIN Datong, HU Jianjun. A bayes method of reliability synthesis evaluation based on the small sample system [J]. Journal of Chongqing University: Natural Science Edition, 2007, 30(9):9-13.
- [12] Su C L. Probabilistic load-flow computation using point estimate method [J]. IEEE Transactions on Power System, 2005, 20(4):1843-1850.
- [13] Tonon F. Using random set theory to propagate epistemic uncertainty through a mechanical system [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2004, 85(1/2/3):169-181.
- [14] Zafiroopoulos E P, Dialynas E N. Reliability and cost optimization of electronic devices considering the component failure rate uncertainty [J]. Reliability Engineering and System Safety, 2004, 84(3):271-284.
- [15] Billinton R, Kumar S, Chowdhury N, et al. A reliability test system for educational purposes-basic data [J]. IEEE Transactions on Power Systems, 1989, 4(3):1238-1244.
- [16] Subcommittee P M. IEEE reliability test system [J]. IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, 1979, 98(6):2047-2054.

附录:元件故障前工作时间边缘分布函数 $F(t)$ 的推导

1) 均匀分布. 假设 λ 服从 $[a, b]$ 上的均匀分布

$$f(\lambda) = \frac{1}{b-a}, \lambda \in [a, b],$$

代入式(25)得到

$$F(t) = 1 - \frac{e^{-at} - e^{-bt}}{t(b-a)}.$$

- [12] 张人韬, 闫金霞, 温霖. 建筑涂料的亲疏水性与耐沾污性问题[J]. 建材发展导向, 2004(4):42-44.
ZHANG Rentao, YAN Jinxia, WEN lin. The hydrophilicity and stain resistance of coating [J]. Development Guide to Building Materials, 2004 (4): 42-44.
- [13] 瞿金东, 彭家惠, 陈明凤, 等. 自清洁外墙涂料的研究与应用[J]. 涂料工业, 2006, 36(1):43-47.
QU Jindong, PENG Jiahui, CHEN Mingfeng, et al. Research and application of self-cleaning exterior wall coatings [J]. Paint & Coatings Industry, 2006, 36(1): 43-47.
- [14] Fujishima A, Rao T N, Tryk D A. Titanium dioxide photocatalysis [J]. Journal of Photochemistry And Photobiology C: Photochemistry Reviews, 2000, 1(1): 1-21.
- [15] Guan K. Relationship between photocatalytic activity, hydrophilicity and self-cleaning effect of TiO₂/SiO₂ films [J]. Surface & Coatings Technology, 2005 191(2/3):155-160.
- [16] Allen N S, Edge M, Ortega A, et al. Degradation and stabilisation of polymers and coatings: nano versus pigmentary titania particles [J]. Polymer Degradation And Stability, 2004, 85(3):927-946.
- [17] He M, Liu X H, Feng X, et al. A simple approach to mesoporous fibrous titania from potassium dititanate[J]. Chemical Communications, 2004 (19): 2202-2203.
- [18] 王世良, 贺跃辉, 高程, 等. 氧化钨单晶纳米带和纳米线的气相合成[J]. 中国钨业, 2008, 23(1):33-37.
WANG Shiliang, HE Yuehui, GAO Chen, et al. Vapor phase synthesis of single crystal nanobelts and nanowires tungsten oxide [J]. China Tungsten Industry, 2008, 23(1):33-37.
- [19] 邱宝玉. 仿生自清洁外墙涂料的制备[D]. 南昌: 南昌大学, 2006.

(编辑 王维朗)

(上接第 34 页)

2) 三角形分布. 假设 λ 服从三角形分布 $[a, c, b]$:

$$f(\lambda) = \begin{cases} \frac{2(\lambda-a)}{(b-a)(c-a)}, \lambda \in [a, c], \\ \frac{2(b-\lambda)}{(b-a)(b-c)}, \lambda \in [c, b]. \end{cases}$$

代入式(25)得到

$$F(t) = \frac{2(c-b)e^{-at} + 2(a-c)e^{-bt} + 2(b-a)e^{-ct} - a(b^2 - c^2) + b(c^2 - a^2) + c(a^2 - b^2)}{t^2(a-b)(a-c)(b-c) - (a-b)(a-c)(b-c)}$$

3) 其他分布 (如正态分布、Gamma 分布等)。由于 $f(\lambda)$ 的表达式过于复杂, 无法用初等函数表示积分式

$$\int_{\lambda_{\min}}^{\lambda_{\max}} \lambda e^{-\lambda t} \cdot f(\lambda) d\lambda, \text{ 可采取数值积分计算。}$$

将区间 $[\lambda_{\min}, \lambda_{\max}]$ n 等分, 步长 $h = \frac{\lambda_{\max} - \lambda_{\min}}{n}$, 节点 $\lambda_i =$

$\lambda_{\min} + ih, i = 0, 1, \dots, n$, 根据 Simpson 公式:

$$\int_{\lambda_{\min}}^{\lambda_{\max}} \lambda e^{-\lambda t} \cdot f(\lambda) d\lambda \approx$$

$$\sum_{i=0}^{n-1} \int_{\lambda_i}^{\lambda_{i+1}} \lambda_i e^{-\lambda_i t} \cdot f(\lambda) d\lambda = \frac{h}{6} \sum_{i=0}^{n-1} [a_i e^{-\lambda_i t} + b_i e^{-\lambda_{i+\frac{1}{2}} t} + c_i e^{-\lambda_{i+1} t}],$$

式中: $\lambda_{i+\frac{1}{2}} = \frac{\lambda_i + \lambda_{i+1}}{2}, a_i = \lambda_i f(\lambda_i), b_i = 4\lambda_{i+\frac{1}{2}} f(\lambda_{i+\frac{1}{2}}), c_i = \lambda_{i+1} f(\lambda_{i+1})$ 。

$$F(t) = \int_0^t dt \int_{\lambda_{\min}}^{\lambda_{\max}} \lambda e^{-\lambda t} \cdot f(\lambda) d\lambda \approx$$

$$\frac{h}{6} \sum_{i=0}^{n-1} \left[\frac{a_i}{\lambda_i} (1 - e^{-\lambda_i t}) + \frac{b_i}{\lambda_{i+\frac{1}{2}}} (1 - e^{-\lambda_{i+\frac{1}{2}} t}) + \frac{c_i}{\lambda_{i+1}} (1 - e^{-\lambda_{i+1} t}) \right].$$

$\varphi(t)$ 的推导方法与 $F(t)$ 相近, 可参见 $F(t)$ 的推导过程, 此处不再赘述。

(编辑 张 苹)