

计及时变转移速率与计划检修的继电 保护设备动作预测方法

陶 军¹, 钟 鸣¹, 周 洋², 王志华³, 胡佳佳³

(1. 内蒙古电力(集团)有限责任公司内蒙古电力科学研究院, 内蒙古 呼和浩特 010020; 2. 内蒙古电力(集团)有限责任公司
呼和浩特供电局, 内蒙古 呼和浩特 010050; 3. 武汉凯默电气有限公司, 湖北 武汉 430223)

摘 要:目前在继电保护设备动作行为预测中,利用状态转移模型进行状态分类与概率预测时,设备老化、计划检修因素对预测模型影响的描述不够准确,难以对继电保护设备的未来动作情况进行准确反映。本文基于表征设备老化及检修的改进三参数 Weibull 分布,利用鲸鱼算法求解更为准确的改进三参数 Weibull 分布函数,构建了具有时变转移速率的连续时间 Markov 链状态转移模型,并利用计划检修节点表征保护设备的役龄回归,利用状态观测节点简化转移概率计算,进而基于 Markov 状态转移模型提出了计及时变转移速率与计划检修的动作行为预测方法。基于保护实例数据计算拟合了 Weibull 曲线,通过仿真对比实验对预测结果进行综合分析,验证了状态转移模型及预测方法的合理性。

关 键 词:继电保护;动作行为预测;三参数 Weibull 分布;时变转移速率

DOI:10.19781/j.issn.1673-9140.2022.05.015 中图分类号:TM774 文章编号:1673-9140(2022)05-0133-11

Action prediction model of relay protection devices considering the time-varying transfer rate and planned maintenance

TAO Jun¹, ZHONG Ming¹, ZHOU Yang², WANG Zhihua³, HU Jiajia³

(1. Inner Mongolia Electric Power Research Institute of Inner Mongolia Power (Group) Co., Ltd., Hohhot 010020, China;
2. Hohhot Power Supply Bureau of Inner Mongolia Power (Group) Co., Ltd., Hohhot 010050, China;
3. Wuhan Kemov Electric Co., Ltd., Wuhan 430223, China)

Abstract: At present, in the behavior prediction of relay protection equipment, the state transition model is used for state classification and probability prediction. The description of the influence of equipment aging and planned maintenance factors on the prediction model is not accurate enough, and it is thus difficult to accurately reflect the future behavior of the relay protection equipment. Based on the improved three-parameter Weibull distribution that characterizes equipment aging and maintenance, this paper uses the whale algorithm to further enhance the three-parameter Weibull distribution function, constructs a continuous Markov chain state transition model with a time-varying transition rate. In this model, planned maintenance nodes are used to characterize the service age regression of the protection equipment, the state observation node to simplify the calculation of the transition probability, and then an action

收稿日期:2021-11-02;修回日期:2022-06-23

基金项目:2019 年内蒙古自治区科技攻关项目(2019GG373)

通信作者:王志华(1972—),男,博士,高级工程师,主要从事电力系统继电保护研究;E-mail:jiangzhuoyan@kemov.com

behavior prediction algorithm that calculates the time-varying transition rate and planned maintenance can be proposed. The Weibull curve is calculated and fitted based on the case database, and the predicted actions are comprehensively analyzed through the simulated comparison experiments, which verifies the rationality of the state transition model and the prediction algorithm.

Key words: relay protection; prediction of action behavior; three-parameters Weibull distribution; time-varying transfer rate

随着新能源的接入与电网规模的增大,电网系统变得更加复杂,如何保障电力系统的安全稳定运行成为了越来越重要的课题^[1-3]。继电保护设备的正确运行是电网安全稳定的重要基础,对继电保护设备运行要求的提高势在必行。多起大型事故的经验表明,继电保护设备的误动作或拒动作等会导致停电事故的发展与扩大^[4-6]。因此,适时对继电保护设备的状态进行评估并预测其动作行为,对指导运维检修、减少停电事故有重要意义。

目前国内外专家已经针对继电保护设备的状态分析、可靠性评估与行为预测开展了许多研究。文献[7]引入状态空间法,分别建立保护设备的计划检修与监测检修 Markov 模型,并基于可用度的概念,分析了不同因素对保护设备可靠性的影响,但是其状态转移模型较为简单,考虑的状态数量较少,不能有效反映保护设备实际情况;文献[8]同样建立了继电保护设备的状态转移 Markov 链,其中包含 13 个转移状态,并提出了基于连续 Markov 链的时变转移概率计算模型,利用此模型对继电保护设备的动作行为进行了预测,通过改变可靠性参数分析了不同参数对行为预测模型的影响,但该模型在进行状态转移时设定故障率等参数不变,忽略了现实中设备老化的影响;文献[9-11]分别研究了人为因子、外部环境因子、系统因子等多种失效因子对保护系统可靠性的影响。Weibull 分布是一种能够有效反映设备随时间老化情况的分布函数,被广泛用于各种设备的可靠性评估领域^[12]。为解决小样本问题,文献[13-14]引入灰色估计法对三参数 Weibull 分布模型进行参数估计,该方法具有精度高计算速度快的特点,并利用三参数 Weibull 分布对继电保护设备使用老化过程进行描述,使可靠性评价结果更加准确;文献[15]基于 SVM 利用扩充样本进行参数训练;文献[16-17]考虑了保护系统的计划检修行为与设备老化,通过计算役龄回退将计

划检修的作用表现在 Weibull 分布故障率曲线中。

现有基于 Markov 链的继电保护设备动作预测方法大多关注保护设备的稳态概率,Markov 状态转移矩阵中的参数保持不变,没有考虑设备老化对参数的影响,并且由于固定转移速率的 Markov 模型在短暂时内会达到概率稳定,不适用于长期的状态预测。为此,本文主要对 Markov 状态模型进行改进,在 Markov 转移速率矩阵中,通过 Weibull 分布描述老化及检修作用影响,使转移矩阵中部分参数随时间变化,据此构建时变转移速率矩阵。另外本文基于鲸鱼优化算法估计修正 Weibull 分布三参数,构造修正 Weibull 分布模型,具有更高的准确性,最后通过设置状态观测节点简化状态转移概率计算,提出一种计及时变转移概率与计划检修的继电保护设备动作预测方法,通过该方法可以利用目前保护设备状态对未来某一状态观测点的设备转移概率进行计算,实现对保护设备较长期的未来动作情况及状态预测,同时也可以对保护设备的可靠性进行有效评估。仿真及对比实验显示,本文预测方法的计算概率值随时间的变化趋势与设备运行情况相吻合,符合设备工况变化的客观规律,证明本文所提方法能有效预测继电保护设备状态。

1 基于时变速率的继电保护状态转移模型

1.1 非检修节点处的状态转移

在利用连续 Markov 链预测状态时,为方便后文使用 Kolmogorov 向后或向前方程计算转移矩阵,根据检修周期将计算时间点分为非检修节点与检修节点进行讨论。继电保护设备在运行过程中可能存在多种状态,大致可分为正常状态与故障状态,然后根据正常工作情况不同以及故障情况不同又可继续进行划分,状态数量划分越细,对继电保

护设备的状态及行为预测就越准确,但同时涉及的参数也会增加。本文将保护设备状态分为 13+1 种情况,13 种基本状态与各状态之间的转移过程参考文献[8]中描述,如表 1 所示。特别地,对于状态 2 而言,存在 2 种进入状态 2 的方式,一是继电保护设备发生故障时进入的紧急检修状态,二是根据有关规程进入定期计划检修状态,本文将分为状态 2 与状态 2'。另一方面,在本文中由于模型加入了时变概率参数,部分参数会在计划检修后发生变化,所以将对非检修节点与检修节点处的状态转移进行分别讨论。基于 13+1 种状态划分,本文的 Markov 动作状态空间如图 1 所示。

表 1 继电保护装置 13+1 种状态划分

Table 1 13+1 state divisions of relay protection devices

状态序号	状态描述
1	线路正常,保护装置处于正确不动作状态
2	线路停用,保护装置处于紧急检修状态
2'	线路停用,保护装置处于计划检修状态
3	线路正常工作,保护处于不可自检拒动失效状态
4	线路正常,保护处于可自检拒动失效状态,并报警闭锁
5	保护不可自检误动失效状态发生误动,保护线路被隔离
6	线路正常,保护处于可自检误动失效,并报警闭锁
7	线路发生故障,保护拒动,故障范围扩大
8	线路发生故障,保护正确动作切除故障
9	线路故障隔离后,保护处于不可自检误动失效状态
10	线路故障隔离后,保护处于不可自检拒动失效状态
11	线路故障被修复,保护处于不可自检拒动失效状态
12	线路被隔离后,保护处于可自检拒动失效状态
13	线路被隔离后,保护处于可自检误动失效状态

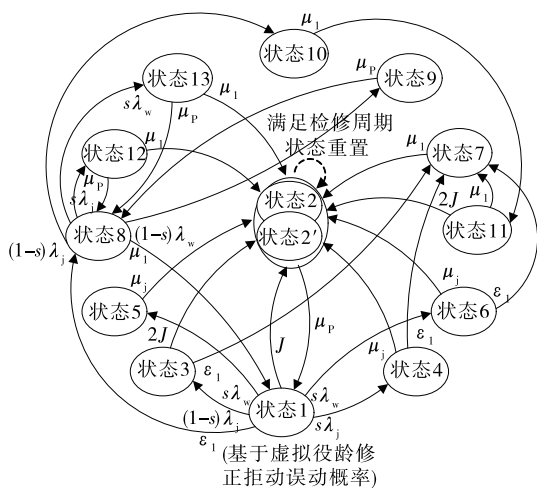


图 1 Markov 动作状态空间

Figure 1 Markov action state space

对于非检修节点,其状态转移过程根据图 1 所示状态空间进行。图 1 中, μ_p 表示故障紧急检修时保护装置的修复率; μ_1 表示被保护对象线路的修复率; μ_j 为检修人员抵达维修现场的平均速度; ϵ_1 为被保护对象线路的故障率; λ_j 为保护装置的拒动概率; λ_w 为保护装置的误动概率; s 为保护设备自检出隐含故障的概率; J 为检修间隔时间的倒数。在非检修节点,状态 2 为“线路停用,保护装置处于紧急检修状态”,此时可通过状态转移进入状态 2,并以 μ_p 修复率转移至正常状态 1,但是在非检修节点不能通过状态转移进入状态 2'。在不同时间点的非检修节点,其状态转移模型中参数会随时间变化。

1.2 检修节点处的状态转移

在检修节点时,以状态 2'“线路停用,保护装置处于计划检修状态”替代状态 2,此时由于保护设备处于确定检修状态,所以需将检修节点的入口状态直接置为状态 2',随后根据图 1 进行状态转移。由图 1 可知,此时只能从状态 2'转移至状态 1,表明检修完成,没有故障可以继续正常投入使用,或者保持状态 2'表明检修发现缺陷不能投入使用。

在完成 Markov 状态转移后需要对其进行检修节点出口状态判断,若判断为正常状态,则将保护设备状态置为正常,进入下一个非检修节点。

1.3 转移速率时变曲线

继电保护设备在刚刚投入使用时发生故障可能性很高,随着使用时间的增长,其失效率会先减小趋于稳定,而后进入耗损期,失效率不断上升,呈现浴盆曲线的形式^[12],该曲线可以由三参数的 Weibull 分布进行较好描述。在传统的 Markov 预测模型中其转移速率参数保持不变,由于 Markov 模型的平稳性,在较短时间内 Markov 会趋于平稳状态,不能有效描述继电保护设备的老化影响,本文将保护设备转移速率矩阵中的保护装置拒动概率 λ_j 与保护装置误动概率 λ_w 设定为按三参数 Weibull 分布进行变化,能够体现保护设备老化影响,使动作行为预测更加准确。

三参数 Weibull 分布函数如下:

$$F(t) = \begin{cases} 1 - e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\alpha}\right)^\beta}, & t \geq \gamma \\ 0, & t < \gamma \end{cases} \quad (1)$$

通过对 Weibull 分布函数对时间求导可以得到 Weibull 概率密度函数为

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \begin{cases} \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t-\gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1} e^{-\left(\frac{t-\gamma}{\alpha}\right)^\beta}, & t \geq \gamma \\ 0, & t < \gamma \end{cases} \quad (2)$$

由式(1)、(2)可得设备的 Weibull 分布故障率函数为

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{1-F(t)} = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t-\gamma}{\alpha} \right)^{\beta-1}, t \geq \gamma \quad (3)$$

式中 t 为当前役龄; β 为形状参数; α 为尺度参数; γ 为位置参数,三者均大于零。

在继电保护设备的实际使用中,根据有关准则需要对设备进行计划检修。由于计划检修后设备不会修复如新,通常用虚拟役龄 τ 和修复因子 q 来表现计划检修对设备的状态改善效果^[13],如下式所示:

$$\tau_k = t - \sum_{i=1}^k q_i T, kT < t < (k+1)T \quad (4)$$

式中 T 为计划检修的周期; t 为保护当前役龄每次计划检修等效于将当前役龄回退至虚拟役龄; k 为检修次数。根据设备的劣化性质, q 表现为与检修次数呈负相关的减函数,紧急检修时修复因子即为 0,而为了体现修复因子的负相关性,结合运维经验,修复因子计算为

$$q_i = q_1 \frac{l_1 k + l_2}{l_3 k + l_4} = 0.8 \frac{5k+3}{6k+3} \quad (5)$$

则基于 Weibull 分布与役龄回退的转移速率时变曲线为

$$\lambda(t) = \frac{\beta (\tau_k - \gamma)^{\beta-1}}{\alpha^\beta} = \frac{\beta \left(t - \sum_{i=1}^k q_i T \right)^{\beta-1}}{\alpha^\beta}, kT < t < (k+1)T \quad (6)$$

本文根据文献[1]假定设备失效由拒动事件与误动事件 2 种独立事件构成,并且 2 种事件发生概率相同,则可得到保护设备的拒动概率与误动概率为

$$\lambda_j = \lambda_w = \frac{1}{2} \lambda(t) \quad (7)$$

2 继电保护设备动作行为预测算法

设继电保护设备的状态变换随机过程为 $\{X(t), t \geq 0\}$, 状态空间为 $I = \{i_n, n \geq 0\}$, 对于继电保护设备,可以认为其状态变换随机过程中下一时刻的状态只与上一时刻的状态有关,即满足:

$$P = \{X(t_{n+1}) = i_{n+1} | X(t_1) = i_1, X(t_2) = i_2, \dots, X(t_n) = i_n\} = P\{X(t_{n+1}) = i_{n+1} | X(t_n) = i_n\} \quad (7)$$

那么可以认为该随机过程符合连续时间 Markov 链。为简单表达将式(7)变换为转移概率的形式,即

$$P\{X(t_n + \Delta t) = j | X(t_n) = i\} = p_{ij}(t_n, \Delta t) \quad (8)$$

式中 $p_{ij}(t_n, \Delta t)$ 为从 t_n 时刻的状态 i 转移到 $t_n + \Delta t$ 时刻的状态 j 的转移概率。

假定从某一状态转移至另一状态的转移概率与所处时刻无关,即与式(2)中 t 无关,则可认为继电保护设备的状态变化过程具有平稳或齐次的转移概率,将式(8)各转移概率写为矩阵形式记为

$$P(\Delta t) = (p_{ij}(\Delta t)) = \begin{bmatrix} p_{11}(\Delta t) & p_{12}(\Delta t) & \cdots & p_{1n}(\Delta t) \\ p_{21}(\Delta t) & p_{22}(\Delta t) & \cdots & p_{2n}(\Delta t) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{n1}(\Delta t) & p_{n2}(\Delta t) & \cdots & p_{nn}(\Delta t) \end{bmatrix} \quad (9)$$

各转移概率满足:

$$p_{ij}(\Delta t) \geq 0 \quad (10)$$

$$\sum_{j \in I} p_{ij}(\Delta t) = 1 \quad (11)$$

一般利用 Markov 模型分析继电保护设备的状态转移时给出的是各状态间的转移速率参数,因此需要根据转移速率计算状态转移概率矩阵。设转移速率矩阵为

$$Q = \begin{bmatrix} -q_{11} & q_{12} & \cdots & q_{1n} \\ q_{21} & -q_{22} & \cdots & q_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{n1} & q_{n2} & \cdots & -q_{nn} \end{bmatrix} \quad (12)$$

式中 q_{ij} 为从状态 i 转移到状态 j 的转移速率。

转移速率矩阵 Q 中元素与转移概率矩阵 P 中元素满足关系:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{1 - p_{ii}(\Delta t)}{\Delta t} = q_{ii} \leq \infty, i \neq j \quad (13)$$

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{p_{ij}(\Delta t)}{\Delta t} = q_{ij} \leq \infty, i \neq j \quad (14)$$

由式(11)、(13)、(14)可得:

$$\sum_{k \neq i} q_{ik} = q_{ii} \quad (15)$$

满足式(9)条件,则可以利用 Kolmogorov 向后或向前方程,根据矩阵 Q 求解矩阵 P 。Kolmogorov

向后、向前方程分别为

$$p'_{ij}(\Delta t) = \sum_{k \neq i} q_{ik} p_{kj}(\Delta t) - q_{ii} p_{ij}(\Delta t) \quad (16)$$

$$p'_{ij}(t) = \sum_{k \neq j} p_{ik}(\Delta t) q_{kj} - p_{ij}(\Delta t) q_{jj} \quad (17)$$

其矩阵形式可分别表示为

$$P'(\Delta t) = QP(\Delta t) \quad (18)$$

$$P'(\Delta t) = P(\Delta t)Q \quad (19)$$

以间隔时间 Δt 作为变量,结合初始条件,利用后向方程可以解得转移概率为

$$P(\Delta t) = \exp(Q \cdot (\Delta t - \Delta t_0)) P(\Delta t_0) \quad (20)$$

由文 1 分析可知,本文为了考虑设备老化与计划检修的影响,提出了基于三参数 Weibull 分布的时变转移速率,即转移速率矩阵随时间变化得到 $Q(t)$,在不同时刻其转移速率矩阵不同。在式(20)中转移速率矩阵 Q 为常数矩阵,利用式(20)进行转移概率计算,本文将继电保护设备服役时间在时间轴上分为起始节点、检修节点与状态观测节点,如图 2 所示。

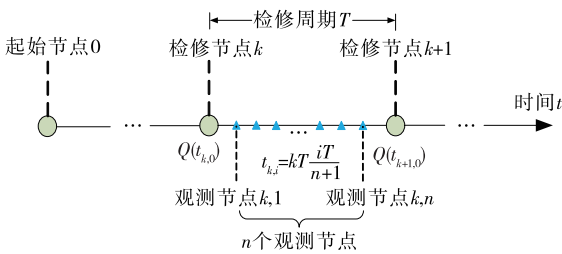


图 2 节点时间轴示意

Figure 2 Schematic diagram of node timeline

设检修周期为 T ,2 个检修节点间插入 n 个状态观测节点,第 k 号检修节点处的时刻设为 $t_{k,0}$,则有

$$t_{k,0} = kT \quad (21)$$

那么各状态观测节点所处时刻为

$$t_{k,i} = kT + \frac{iT}{n+1}, k \geq 1, i = 1, 2, \dots, n \quad (22)$$

式中 $t_{k,i}$ 为在第 k 号检修节点与 $k+1$ 号检修节点间的第 i 个状态观测点所处时刻。

两状态观测点时间间隔即为

$$\Delta t' = \frac{T}{n+1} \quad (23)$$

根据文 1.3 所述转移速率时变曲线,可以得到各观测点及检修节点处对应的转移速率矩阵 $Q(t_{k,i})$ 。假定检修节点与观测点间、观测点与观测点间转移速率矩阵不变,则可利用式(20)由第 i 个观测点(检修节点)计算得第 i 个观测点(检修节点)

与第 $i+1$ 个观测点(检修节点)间所有时刻状态转移概率矩阵为

$$P(t) = \exp((t - t_{k,i}) \cdot Q(t_{k,i})) P_{k,i}, t_{k,i} < t \leq t_{k,i+1} \quad (24)$$

式中 $P(t)$ 为 t 时刻的状态转移矩阵。

根据已求得的矩阵 $P(t)$ 可计算相应时间点的状态为

$$I(t) = I_{k,i} P(t), t_{k,i} < t \leq t_{k,i+1} \quad (25)$$

式中 $I(t)$ 为 t 时刻对应的状态向量; $I_{k,i}$ 为第 k 号检修节点后的第 i 个观测点的状态向量,即 $t_{k,i}$ 时刻对应的状态向量 $I(t_{k,i})$ 。

根据 k 号检修节点处的状态转移概率矩阵 $P_{k,0}$ 与对应状态向量 $I_{k,0}$,可以利用式(18)、(19)推得所有观测点处的状态。算法整体流程如图 3 所示,根据该算法,能够通过已知状态对继电保护设备未来动作行为进行可靠预测,并能够直观表现继电保护设备在不断使用、老化过程、检修过程中的设备状态与行为变化趋势。对相关参数进行分析,可以为继电保护设备的状态评价提供参考,有效优化检修

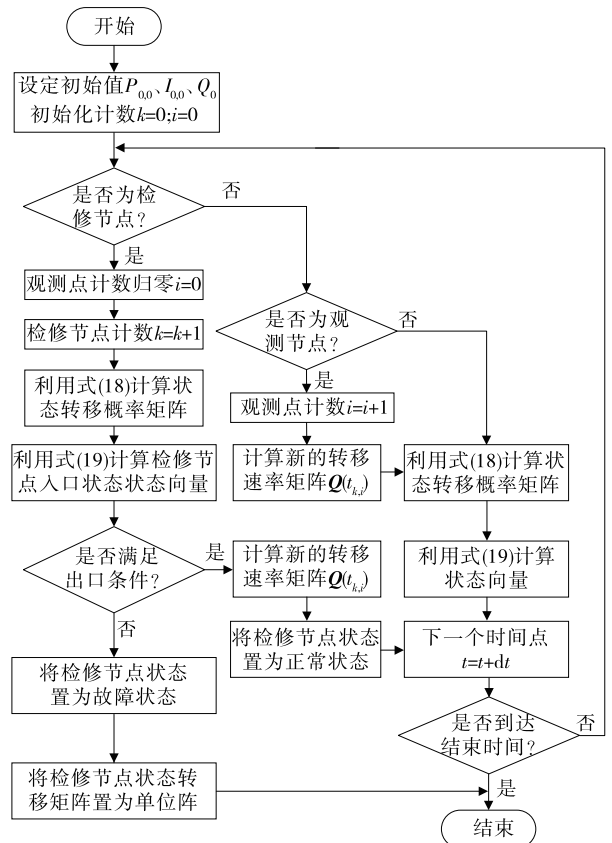


图 3 继电保护设备动作预测流程

Figure 3 A flowchart of action prediction for relay protection devices

方案,为继电保护设备的运行维护提供指导。

利用 $k-1$ 号检修节点后的最后一个观测点,根据之前的讨论,可以求得 k 号检修节点处的状态转移概率矩阵 $\mathbf{P}_{k,0}$ 及 k 号检修节点的入口状态 $\mathbf{I}'_{k,0}$ 。利用入口状态 $\mathbf{I}'_{k,0}$ 进行检修节点处的出口判断,本文设定正常状态的概率为0.9及正常状态转移出概率和为0.1作为出口门限值。即满足:

$$\begin{cases} \mathbf{I}'_{k,0}(1) \geq 0.9 \\ \sum_{\omega=2}^n \mathbf{P}_{k,0}(p_{1\omega}) \leq 0.1 \end{cases} \quad (26)$$

式中 $\mathbf{I}'_{k,0}(1)$ 为入口状态向量中处于1状态的概率元素; $\mathbf{P}_{k,0}(p_{1\omega})$ 为 k 号检修节点处的状态转移概率

矩阵中正常状态1转移到其他状态 ω 的概率元素。

满足出口条件后可以认为该继电保护设备通过检修继续投入使用,此时将出口状态置为正常状态、将状态转移矩阵置为单位阵继续进行下一步计算,即

$$\mathbf{I}_{k,0}(i_n) = \begin{cases} 1, & n=1 \\ 0, & n>1 \end{cases} \quad (27)$$

$$\mathbf{P}_{k,0} = \mathbf{E}_n \quad (28)$$

式中 $\mathbf{I}_{k,0}(i_n)$ 为出口状态向量中处于 i_n 状态的概率元素; \mathbf{E}_n 为 n 阶单位矩阵。在本文仿真中不考虑检修未通过故障退出的情况,即出口条件均能满足。

依据图1构造的转移速率矩阵为

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} -z & J & s\lambda_j & s\lambda_j & s\lambda_w & s\lambda_w & 0 & \epsilon_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_p & -\mu_p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2J & -(2J+\epsilon_1) & 0 & 0 & 0 & \epsilon_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \mu_j & 0 & -(\mu_j+\epsilon_1) & 0 & 0 & \epsilon_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \mu_j & 0 & 0 & -\mu_j & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \mu_j & 0 & 0 & 0 & -(\mu_j+\epsilon_1) & \epsilon_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \mu_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\mu_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -(\lambda_p+\mu_1) & s\lambda_w & s\lambda_j & 0 & s\lambda_j & s\lambda_w & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_1 & 0 & 0 & \mu_p & -(\mu_1+\mu_p) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\mu_1 & \mu_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2J & 0 & 0 & 0 & 0 & \epsilon_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -(\epsilon_1+2J) & 0 & 0 \\ 0 & \mu_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_p & 0 & 0 & 0 & 0 & -(\mu_1+\mu_p) & 0 \\ 0 & \mu_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_p & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -(\mu_1+\mu_p) \end{bmatrix} \quad (29)$$

3 仿真分析

表 2 继电保护运行数据

Table 2 Relay protection device operation records

失效时间/h	Weibull 函数值 $F(t)$	可靠度 $R(t)$	$\ln[-\ln(1-F(t))]$
25 560	0.023 0	0.977 0	-3.759 50
31 848	0.055 9	0.944 1	-2.855 20
36 648	0.088 8	0.911 2	-2.375 10
43 104	0.121 7	0.878 3	-2.041 90
46 872	0.154 6	0.845 4	-1.784 10
49 656	0.185 7	0.814 3	-1.572 00
51 864	0.220 4	0.779 6	-1.390 40
55 608	0.253 3	0.746 7	-1.230 70
60 624	0.286 2	0.713 8	-1.087 29

1) 转移速率时变曲线参数确定。

为确定转移速率时变曲线中的3个参数,本文引用文献[12]中的原始样本数据,数据源包括30台继电保护设备的运行数据,其中21台运行70 128 h后正常退出,9台因故障退出,其运行时间在25 560 ~ 60 624 h之间,相关数据如表2所示。由于设备失效数据量较少,本文先采用SOMTE算法扩充样本,然后分别利用了极大似然法^[18]、双线性回归法以及鲸鱼优化算法对三参数进行计算。

本文利用的鲸鱼优化算法是基于鲸鱼的群体行为提出的一种智能算法,其优点在于调节参数方便,收缩收敛速度快。其数学模型描述为

$$D = |\sigma \mathbf{X}^*(t) - \mathbf{X}(t)| \quad (30)$$

$$\mathbf{X}(t+1) = \begin{cases} \mathbf{X}^*(t) - \eta D, p < P_i \\ \mathbf{X}(t) = \mathbf{X}^*(t) + D_p e^{bt} \cos(2\pi l) \end{cases} \quad (31)$$

式(30)、(31)中 t 为当前迭代次数; η 、 σ 为表示系数; $\mathbf{X}^*(t)$ 为目前为止最好的鲸鱼位置向量; $\mathbf{X}(t)$ 为目前鲸鱼群的位置向量, η 和 σ 由下式得到:

$$\begin{cases} \eta = 2\omega r_1 - \omega \\ \sigma = 2r_2 \\ \omega = 2 - \frac{2t}{T_{\max}} \end{cases} \quad (32)$$

其中, r_1 、 r_2 在区间(0,1)内随机取值, ω 的值由目前迭代次数与最大迭代次数确定, T_{\max} 为最大迭代次数。计算中初始设定搜索代理数量为 30,最大迭代次数为 500, ω 随迭代次数从 2 线性下降至 0。

为验证算法精度,本文通过函数曲线图、均方根误差(R_{MSE})与平均绝对百分比误差(M_{APE}),分析算法误差情况,RMSE 与 MAPE 越小表明算法结果精度越高。

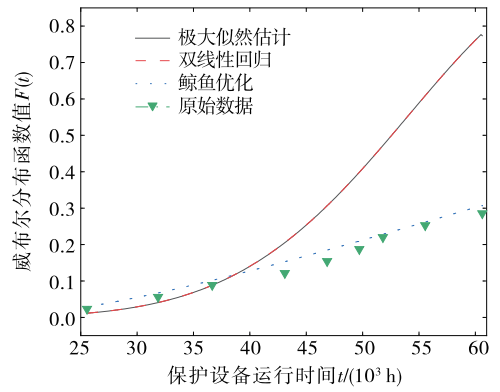
$$R_{MSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - x_i)^2} \quad (33)$$

$$M_{APE} = \frac{100\%}{t} \sum_{i=1}^n \left| \frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i} \right| \quad (34)$$

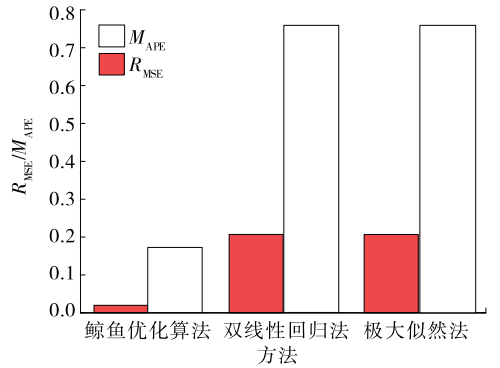
利用以上 3 种方法对参数的计算结果如图 4 所示。由图 4 可知,随着运行时间的不断增加,极大似然法与双线性回归法偏差增大,利用鲸鱼优化算法得到的时变曲线能较好拟合数据,具有较高的精度。因此本文采用鲸鱼优化算法得到参数,不同估计方法得到参数如表 3 所示。

2) 状态转移分析。

本文已经对模型中 2 个参数:保护装置的拒动概率 λ_j 、保护装置的误动概率 λ_w 进行了确定。除此之外模型还需确定的参数:故障紧急检修时保护装置的修复率 μ_p ;被保护对象线路的修复率 μ_1 ;检修人员到维修现场平均的平均速度 μ_j ;被保护对象线路的故障率 ϵ_1 ;保护设备自检出隐含故障的概率 s ;检修周期的倒数 J 。参考文献[19-20]中的继



(a) 不同方法的 Weibull 分布参数拟合结果



(b) 不同方法的曲线拟合误差

图 4 Weibull 分布三参数拟合结果

Figure 4 Calculation results of Weibull distribution parameters

电保护设备动作统计数据,参数如表 4 所示。

另外在计算中以 40 000 h 为检修周期,每个检修周期内设置 3 个等间隔的观测点,总计算时间为 3 个检修周期,正常状态 1 作为初始状态。

利用以上参数可以得到长周期情况下设备保持状态 1 的概率曲线并与文献[8]方法所得概率曲

表 3 不同方法求解的 Weibull 函数参数

Table 3 Parameters of Weibull functions based on different models

算法	形状参数	尺度参数	位置参数
鲸鱼优化	1.532 1	83 225.205 8	17 056.714 2
极大似然	5.230 1	53 315.400 0	2 842.613 0
双线性回归	5.224 9	53 316.740 0	2 842.506 0

表 4 模型输入常参数

Table 4 Model input parameters

μ_p	μ_1	μ_{op1}	ϵ_1	s	J
1/8	1/24	1/3.5	0.5	0.8	1/40 000

线对比如图 5(a)所示,分周期分析情况下设备保持状态 1 的概率曲线如图 5(b)所示。

在固定转移速率的情况下由于 Markov 模型的平稳性,文献[8]中所用方法在 100 h 内其转移概率已趋于稳定,另外由于文献[8]中并未考虑检修及老化情况的影响,其所得转移概率偏大,不能准确描述设备运行的实际情况。在考虑检修的固定转移速率情况下,其转移概率在不同检修周期内基本不变。从图 5(a)可以看出保护设备从初始正常状态 1,随着时间的推移,设备维持在正常状态 1 的概率的不断下降。在经过第 1 个检修节点时,维持在状态 1 的概率下降不大,此时维持在状态 1 的概率为 99.52%,然后由于考虑了计划检修的役龄回退,检修节点处的转移概率矩阵重置并导致曲线在检修节点处跳变上升;在经过检修节点 2 时,维持在状态 1 的概率下降较大,在一个检修周期中下降到了 95.24%;在检修周期 3 中,维持状态 1 的概率下降更大,经过一个检修周期,维持状态 1 的概率只有 91.52%,此时表明该保护设备已经不够可靠。一般继电保护设备服役年限为 8~10 a,即 70 080 h,根

据仿真分析服役至 8 a 时,其维持正常状态 1 的概率变为 95.04%。对于电力系统而言,继电保护设备的一次错误动作会造成巨大的经济损失,95.04%的正常概率不能满足电力系统的要求,应该按照相关规定进行更换处理。

进一步地,分析在不同检修周期内维持状态 1 的概率,由图 5(b)可以明显看出随着运行时间增加,检修次数增加,即使考虑了计划检修的役龄回退,保护设备维持状态 1 的概率下降仍会更快,说明模型能够充分表现出设备的老化性质。

对于状态 1 转移至其他状态的概率,经过仿真计算后发现变化较大的为状态 1(线路正常,保护装置正常)转移至状态 2(线路停用,保护检修)、状态 1 转移至状态 3(线路正常,保护存在不可自检的隐含拒动故障)以及状态 1 转移至状态 8(线路故障,保护正确动作切除故障)的概率,其中状态 1 转移至状态 3 的概率要明显大于另外两者,下面分别对以上 3 种转移情况进行分析。

状态 1 转移至状态 2 的转移概率曲线如图 6 所示。由图 6 可知,状态 1 转移至状态 2 的概率随着运行时间增长,检修次数的增加会不断累加。对于文献[8]中连续马尔可夫方法其转移概率在约 48 h 时已经稳定,后续运行时间中基本保持不变。对于固定转移速率方法,由于考虑了检修因素的影响,在相应检修节点仍会出现转移概率的跃升,但是在检修节点之间转移概率基本保持不变。另外固定转移速率方法是在文献[8]方法基础上增加考虑检修因素,所以在第 1 个检修周期内两者概率变化相同。在起始时刻与检修节点处,由于状态的重置会使状态 1 转移至状态 2 的转移概率变为 0,但是在较短时间内其转移概率便会趋于平缓,在平缓过程中仍有一定程度的上升。这是由于从状态 1 转移至状态 2 实际包含 2 种情况,一是计划检修的状态转移,这一过程转移速率远大于第 2 种情况,使得曲线主要表现为快速上升并趋于平缓;另一方面是由于各种故障等特殊情况导致的状态转移,由于其转移过程需要分步多次转移并且转移速率较小,在曲线快速上升的初期体现不明显,但在曲线平缓后,由于设备老化,故障率增加使得曲线仍有一定程度上升。

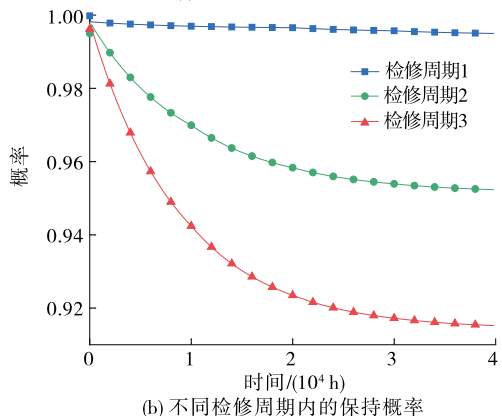
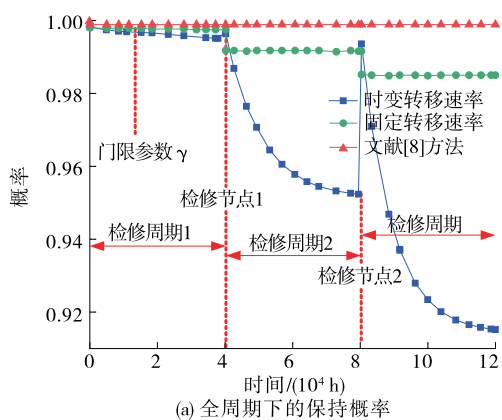
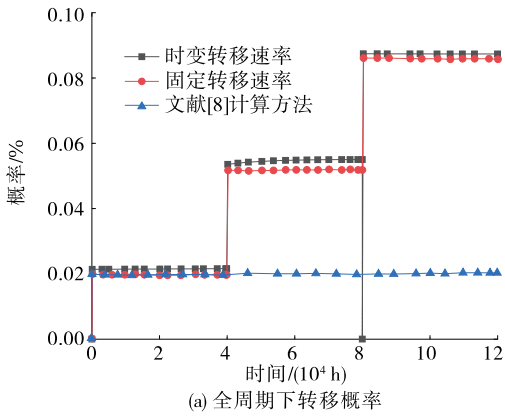
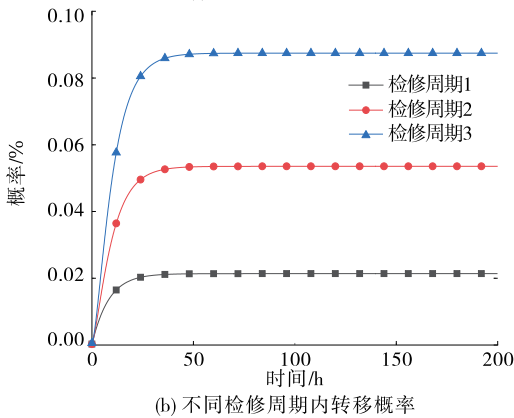


图 5 设备保持状态 1 的时变概率

Figure 5 Probability of device in state 1



(a) 全周期下转移概率



(b) 不同检修周期内转移概率

图 6 状态 1 转移至状态 2 的转移概率随时间变化情况

Figure 6 Change of transition probability of state 1 to 2

状态 1 转移至状态 8 的转移概率曲线如图 7 所示。由图 7 可知,随着运行时间的增长,状态 1 转移至状态 8 的概率整体呈下降趋势,在起始节点与检修节点状态重置并在短时间发生内转移概率快速上升。状态 1 转移至状态 8 也可以分为 2 条路径:线路发生故障后的直接转移;状态 1 先转移至状态 8,状态 8 转移至其他状态,而后又回到状态 8 的过程。第 1 条路径转移路程短,转移速率固定,能在短时间内进行状态转移,导致在检修节点过后的短时间内状态 1 转移至状态 8 的概率增长;第 2 条路径转移路程更长,其转移速率与设备故障率有关,随着运行时间增长,设备老化该过程转移速率会减小。在刚过检修节点时,第 1 条路径由于转移路程短占主导作用,在一段时间后,第 2 条路径也开始转移状态,此时第 2 条路径占主导作用,并且由于设备的老化,导致状态 1 转移至状态 8 的概率不断下降。以上分析也表明,在实际中随着运行时间的增长,线路发生故障后,保护能正确动作切除的概率就越低。

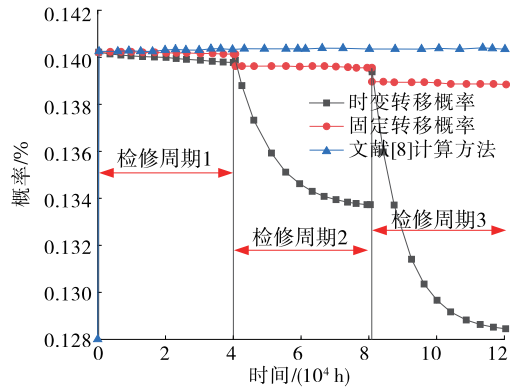


图 7 状态 1 转移至状态 8 的转移概率随时间变化情况

Figure 7 Change of transition probability of state 1 to 8

状态 1 转移至状态 3 的转移概率曲线如图 8 所示。由图 8 可知,状态 1 维持概率下降的主要原因在于状态 1 转移至状态 3 概率的上升,表明随着运行时间的增加,保护设备更容易处于不可自检拒动失效状态。首先由于线路故障率本身较小,所以由状态 1 转移至其他含有线路故障的状态概率对状态 1 维持自身影响不大,并且由于保护误动必然会导致线路故障,所以保护误动仍属于线路故障一类,其对状态 1 维持自身影响同样不大;其次在线路正常情况下,由于保护设备自检成功率比较高,当出现可自检的拒动问题时,能够通过设备自检发现问题,并进行维修,维修完成后设备会返回状态 1,由于设定的保护修复率同样较高,所以对状态 1 维持自身影响不大。而不可自检的拒动失效状态由于通过自检不能发现问题,导致其很难发现并修复后回到状态 1,所以不可自检的拒动失效状态是影响状态 1 维持的主要因素。

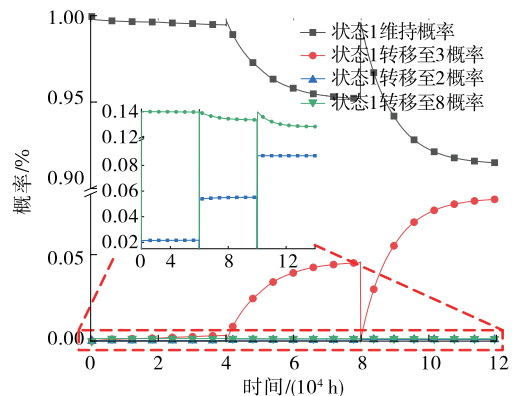


图 8 状态 1 转移至状态 3 的转移概率随时间变化情况

Figure 8 Change of transition probability of state 1 to 3

4 结语

本文基于历史运行数据利用鲸鱼优化算法确定了 Weibull 分布参数,提出了计及时变转移速率与计划检修的连续时间 Markov 链时变概率算法,可以基于初始条件对保护设备未来动作情况进行长周期预测。该方法考虑了设备老化与计划检修的影响,与工程实际更加吻合,相比于固定转移速率的 Markov 模型,其预测结果更加准确,能够全面展示保护设备运行过程中的动作行为变化趋势,可以根据设备当前状态对较长期的未来设备状态进行预测,并给出处于各状态的相应概率,运行人员可以根据处于正常状态概率的预测情况合理安排检修计划,根据相应不可自检的拒动误动状态概率,进行相关功能的针对性检修。利用算法可以合理减少检修工作量,节约运行维护费用,为保护设备状态监测提供参考,为保护设备的可靠性评估以及运维检修策略的优化提供有效依据。

目前由于缺乏实际工程应用数据,只能在理论层面进行方法分析,验证其可行性。在未来研究中可对设备状态进行更细致划分,对拒动误动概率分别独立计算,并考虑更多转移速率参数的改变,从而使算法更加贴近工程实际。

参考文献:

- [1] 韩梯,柯贤波,霍超,等.多直流、高占比新能源电力系统应对严重扰动新技术研究[J].智慧电力,2020,48(4):9-12+27.
HAN Ti,KE Xianbo,HUO Chao,et al.New technology coping with serious disturbance in power system with multiple DC and high ratio new energy[J].Smart Power,2020,48(4):9-12+27.
- [2] 皇甫成,邱婷,梁吉,等.一种考虑电力系统频率安全的新能源并网限值评估方法[J].电网与清洁能源,2021,37(2):85-90+98.
HUANGFU Cheng,QIU Ting,LIANG Ji,et al.A sustainable energy penetration limit evaluation method considering power system frequency security[J].Power System and Clean Energy,2021,37(2):85-90+98.
- [3] 肖友强,邓步青,文云峰.计及送端电网频率稳定的直流联络线极限承载能力评估[J].电力科学与技术学报,2021,36(2):3-12.
XIAO Youqiang,DENG Buqing,WEN Yunfeng.Total transfer capability assessment of HVDC tie-lines based on frequency stability of the sending-end grid[J].Journal of Electric Power Science and Technology,2021,36(2):3-12.
- [4] 吴旭,张建华,吴林伟,等.输电系统连锁故障的运行风险评估算法[J].中国电机工程学报,2012,32(34):74-82+12.
WU Xu,ZHANG Jianhua,WU Linwei,et al.Method of operational risk assessment on transmission system cascading failure [J].Proceedings of the CSEE,2012,32(34):74-82+12.
- [5] 李碧君,董希建,颜云松,等.基于控制功效受损模式的大型稳控系统可靠性评估[J].中国电力,2020,53(5):32-38.
LI Bijun,DONG Xijian,YAN Yunsong,et al.Reliability assessment of large scale security and stability control system based on control efficacy reduction mode[J].Electric Power,2020,53(5):32-38.
- [6] 刘琨,黄明辉,李一泉,等.智能变电站继电保护在线运检方法研究[J].电力系统保护与控制,2020,48(7):58-65.
LIU Kun,HUANG Minghui,LI Yiquan,et al.Research on online operation method for protective relay of smart substation[J].Power System Protection and Control,2020,48(7):58-65.
- [7] 叶远波,刘宏君,黄太贵,等.变电站继电保护设备状态检修可靠性分析方法研究[J].电力系统保护与控制,2021,49(10):170-177.
YE Yuanbo,LIU Hongjun,HUANG Taigui,et al.Research on the reliability analysis method of condition-based maintenance of relay protectionequipment in substation[J].Power System Protection and Control,2021,49(10):170-177.
- [8] 李浩,林湘宁,喻锟,等.基于连续时间马尔可夫链的继电保护装置动作行为预测模型[J].中国电机工程学报,2018,38(S1):121-128.
LI Hao,LIN Xiangning,YU Kun,et al.Based on continuous timeMarkov chain prediction model of action behavior of relay protection device[J].Proceedings of the CSEE,2018,38(S1):121-128.
- [9] XU X,MITRA J,WANG T,et al.An evaluation strategy for microgrid reliability considering the effects of

- protection system[J]. IEEE Transactions on Power Delivery, 2015, 31(5): 434-450.
- [10] DAI Z, WANG Z, JIAO Y. Bayes Monte-Carlo assessment method of protection systems reliability based on small failure sample data[J]. IEEE Transactions on Power Delivery, 2014, 29(4): 1841-1848.
- [11] PAUL D, CHAVDARIAN P B R. Undercurrent protection power system; a novel ground-fault protection relay scheme[J]. IEEE Industry Applications Magazine, 2015, 21(1): 23-32.
- [12] 徐岩, 白静, 戴志辉, 等. 一种基于威布尔分布的继电保护装置可靠性分析的新方法[J]. 华北电力大学学报(自然科学版), 2012, 39(4): 15-19.
- XU Yan, BAI Jing, DAI Zhihui, et al. A new method for protective relay reliability analysis based on Weibull distribution[J]. Journal of North China Electric Power University(Natural Science Edition), 2012, 39(4): 15-19.
- [13] 王嘉琦, 徐岩, 彭雅楠, 等. 基于灰色—三参数威布尔分布模型的继电保护装置可靠性参数估计[J]. 电网技术, 2019, 43(4): 1354-1360.
- WANG Jiaqi, XU Yan, PENG Yanan, et al. Estimation of reliability parameters of protective relays based on grey-three-parameter Weibull distribution model[J]. Power System Technology, 2019, 43(4): 1354-1360.
- [14] 张焕青, 雷鸣, 严利雄, 等. 面向智能变电站继电保护可靠性评估方法研究[J]. 电测与仪表, 2020, 57(14): 57-62.
- ZHANG Huanqing, LEI Ming, YAN Lixiong, et al. Research on reliability evaluation method of relay protection for smart substation[J]. Electrical Measurement & Instrumentation, 2020, 57(14): 57-62.
- [15] 何旭, 姜宪国, 张沛超, 等. 基于 SVM 的小样本条件下继电保护可靠性参数估计[J]. 电网技术, 2015, 39(5): 1432-1437.
- HE Xu, JIANG Xianguo, ZHANG Peichao, et al. SVM based parameter estimation of relay protection reliability with small samples[J]. Power System Technology, 2015, 39(5): 1432-1437.
- [16] 颜云松, 孙宁, 张楠, 等. 基于预防检修周期优化的电网稳定控制系统失效风险评估[J]. 电力系统保护与控制, 2021, 49(17): 139-146.
- YAN Yunsong, SUN Ning, ZHANG Nan, et al. Evaluation of unavailability risk of the security and stability control system of power systems based on optimization of the preventive maintenance period[J]. Power System Protection and Control, 2021, 49(17): 139-146.
- [17] 李生虎, 赵慧洁, 周慧敏, 等. 基于可靠性灵敏度的 UHVDC 系统预防性检修优化[J]. 电力系统保护与控制, 2022, 50(3): 68-75.
- LI Shenghu, ZHAO Huijie, ZHOU Huimin, et al. Reliability sensitivity-based optimization for a UHVDC transmission system with preventive maintenance[J]. Power System Protection and Control, 2022, 50(3): 68-75.
- [18] 叶远波, 刘宏君, 黄太贵, 等. 变电站继电保护设备状态检修可靠性分析方法研究[J]. 电力系统保护与控制, 2021, 49(10): 170-177.
- YE Yuanbo, LIU Hongjun, HUANG Taigui, et al. Research on the reliability analysis method of condition-based maintenance of relay protection equipment in substation[J]. Power System Protection and Control, 2021, 49(10): 170-177.
- [19] WANG L J, WANG G, SUN Z B. Determination of the optimum routine maintenance intervals for protective systems[C]//IEEE Power & Energy Society General Meeting, Calgary, Canada; IEEE, 2009.
- [20] 丁茂生, 王钢, 贺文, 等. 基于可靠性经济分析的继电保护最优检修间隔时间[J]. 中国电机工程学报, 2007, 27(25): 44-48.
- DING Maosheng, WANG Gang, HE Wen, et al. The optimum routine maintenance interval of protection based on reliability economic analysis[J]. Proceedings of the CSEE, 2007, 27(25): 44-48.