文章编号：0258-8013 (2013) 01-0056-07　中图分类号：TM 71　文献标志码：A　学科分类号：470·40

一种适用于可靠性评估的电网设备时变停运模型

汲国强[1]，张伯明[1]，吴文传[1]，孙宏斌[1]，宁辽逸[2]

(1．电力系统及发电设备控制和仿真国家重点实验室(清华大学电机系)，北京市 海淀区 100084；
2．辽宁省电力有限公司技术经济咨询研究中心，辽宁省 沈阳市 110015)

A New Time-varying Component Outage Model for Power System Reliability Analysis

JI Guoqiang[1], ZHANG Boming[1], WU Wenchuan[1], SUN Hongbin[1], NING Liaoyi[2]

(1.State Key Lab of Control and Simulation of Power Systems and Generation Equipments (Dept. of Electrical Engineering, Tsinghua University), Haidian District, Beijing 100084, China; 2. Economy consult and research center, Liaoning Provincial Power Corporation, Shenyang 110015, Liaoning Province, China)

ABSTRACT: It is a fundamental work to develop accurate component outage model for reliability analysis in power system. The traditional outage model cannot reflect the impact of the time-varying factors in the operating conditions and the repair after failure. In this paper, a staircase function is used to approximate the deterioration failure rate curve and a renewal process based model is proposed to estimate time-varying failure probabilities. The proposed time-varying outage model can both reflect the effects on failure rate caused by both components' deterioration and repair activities in long terms. An example of a real transformer shows that the proposed model can precisely predict life cumulative probability distribution and steady state of availability. Compared to traditional constant model, the model proposed in this paper is more accurate and practical.

KEY WORDS: power equipment; reliability analysis; deterioration failure rate; renewal process; outage model

摘要：建立精确的元件停运模型是电力系统中长期可靠性评估的基础工作，现有的元件停运模型通常不能反映元件时变的运行工况和维修对元件的影响。采用阶梯函数来近似模拟元件老化故障率曲线，并基于更新过程理论建立了元件时变停运模型。该模型可以反映中长期可靠性评估中时间对老化故障率的增长效应和维修对老化故障率的降低效应。实际的变压器算例表明，该模型适合模拟任意老化故障率曲线，可用于老化模式已知的元件寿命分布函数和可用度稳态值的评估。相比于传统模型，所提模型具有更好的精度和更广的适用性。

基金项目：国家 863 高技术基金项目(2011AA05A118)；国家自然科学基金项目(51177080)；教育新世纪优秀人才支持计划(NCET-11-0281)。

The National High Technology Research and Development of China 863 Program(2011AA05A118); Project Supported by National Natural Science Foundation of China(51177080); Project Supported by Program for New Century Excellent Talents in University (NCET-11-0281).

关键词：电网设备；可靠性评估；老化故障率；更新过程；停运模型

0　引言

传统电力系统可靠性分析模型中元件的故障率通常采用长期历史统计得到的平均值[1-2]，最典型模型为两状态马尔可夫模型[3-5]。而在实际系统中，老化故障率通常是一个时变的量[6-8]，最主要的影响因素有 2 类：一是时间推移对老化故障率的增长效应，称为“时间累积性”，二是维修对老化故障率的降低效应，称为“维修更新性”。在短时间尺度的研究中，例如小时和天级别的风险评估，可以忽略“时间累积性”，而只考虑“维修更新性”[9]。而在检修优化、电力系统规划等中长时间尺度上，“时间累积性”则不可忽略。传统模型无法反映老化故障率的时变特性，因而是比较粗糙的。

为了在中长期元件停运模型中考虑时变老化故障率，常用思路是采用某种方法模拟老化故障率的时域解析表达式[10-12]，在老化故障率解析式中考虑“时间累积性”和“维修更新性”，从而建立非时齐马尔可夫过程模型。由于状态转移速率为时变连续函数，该类模型通常求解困难，只能通过仿真(如蒙特卡洛抽样)得到元件寿命分布等可靠性指标，计算量很大，例如文献[11]中的指数分布故障率等。文献[13]提出了考虑负荷、环境温度、天气等条件的变压器混合条件相关故障模型，应用于电力系统可靠性评估中。文献[14]采用阶梯函数来描述植被影响下的输电线故障率，但并没针对随机过程停运模型进行研究。文献[15-16]采用多状态转移

图描述元件老化和维修过程，本质上是一种时齐马尔可夫过程，当状态数量增大时计算将十分繁琐。

本文总结认为，中长期电力系统可靠性研究中元件时变停运模型的建立必须遵循以下 3 条原则：1）能够反映老化故障率“时间累积性”；2）能够反映老化故障率“维修更新性”；3）能够反映强迫停运时刻和强迫停运后的维修时刻随机的特性，称为“强迫停运随机性”；

根据这 3 条原则，本文将基于更新过程理论提出一种全新的元件停运模型，相比于传统模型，该模型不仅完全遵循以上 3 条原则，而且计算非常简便，不需要仿真即可获取元件寿命分布函数和可用度稳态值等指标，在实际应用中具有良好的精度和实用性。

1　运行设备的一般故障率变化模型

一般设备在投运后老化故障率呈现浴盆曲线的特性[17-18]，浴盆曲线示意图如图 1 所示，横坐标为时间，纵坐标为故障率(下文同)。

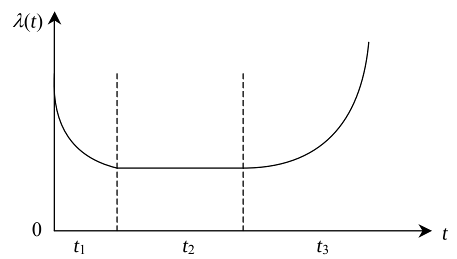

图 1　元件老化故障率浴盆曲线

Fig. 1　Bathtub curve for component deterioration failure rate

该曲线分为 3 个区段：t_1 区间通常称为磨合期，元件老化故障率呈下降趋势；t_2 区间为稳定运行期，老化故障率近似恒定；t_3 区间称为耗损期，故障率逐渐增大。在实际应用中，通常用威布尔函数或指数函数模拟浴盆曲线[19-21]，但这样通常会增加模型求解难度，使得模型只能通过蒙特卡洛抽样的方法获取可靠性指标。

为了在停运模型中体现老化故障率的时变特性，同时可以解析求解，本文采用阶梯函数来对时变故障率进行描述，较好地解决了传统模型遇到的问题。一方面，阶梯函数可以无限逼近老化故障率的变化曲线，另一方面，由于阶梯函数每个区段内故障率仍然为常数，因此可采用随机过程理论进行元件寿命分布函数和可用度的推导。由于上述问题马尔可夫过程已不适用，本文提出了基于更新过程的元件停运模型。

2　两阶梯的更新过程模型

2.1　两阶梯老化故障率函数

两阶梯的更新过程模型是基于阶梯函数的更新过程模型中最简单的情况，基于该模型进行的公式推导可以方便的推广到更一般的情况。

为了考虑老化故障率的增长效应，采用两阶梯函数描述老化故障率，示意图如图 2 所示。元件初始投运时期老化故障率为恒定值λ_0，t_0 时刻起老化故障率变为λ_1，其中更新点 t_0 时刻为已知量。t_0 的设定是为了体现老化故障率的“时间累积性”，因此称该类时刻点为“时间累积性更新时刻点”。

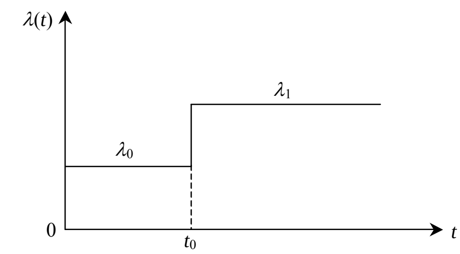

图 2　两阶梯老化故障率曲线

Fig. 2　Two-stair curve for component deterioration failure rate

除了时间累积性更新时刻点外，元件随机的强迫停运时刻是另一类可以影响元件老化故障率的时刻点，称该类时刻点为“强迫停运随机性更新时刻点”。元件发生强迫停运后将转入维修状态，修复后重新投运的元件老化故障率将从 0 时刻起重新经历图 2 所示的两阶梯过程。如图 3 所示，其中 t_{start} 表示元件投运时刻，阴影部分表示元件处于维修状态；$t_{start}+t_0$ 时刻，老化故障率增长量$\Delta\lambda_{aging}$ 体现了老化故障率的“时间累积性”；元件重新投运时刻相比于故障前老化故障率下降量$\Delta\lambda_{repair}$ 体现了老化故障率的“维修更新性”。

此处应当注意，图 3 仅仅是老化故障率一种示意图，当元件在 t_0 时刻前故障即$\lambda(t)$还来不及增长便发生故障时，将由λ_0 阶段直接转入维修状态。

由于元件强迫停运的随机性，老化故障率时域解析表达式是无法写出的，本文采用更新过程理论对该类问题进行分析，直接获取元件寿命分布函数和可用度等表达式，从而使模型包含了“强迫停运

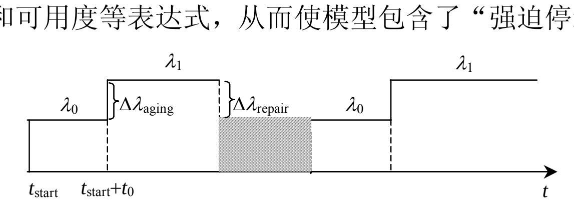

图 3　元件长时间尺度老化故障率

Fig. 3　Deterioration failure rate in long term

随机性”这一特点，这也是之前的许多模型所无法考虑的地方。

2.2 两阶梯更新过程元件停运模型推导

2.2.1 元件寿命分布函数推导

建立元件状态转移图如图 4 所示。0 为工作状态，1 为故障状态，元件从运行状态到故障状态的转移速率$\lambda(t)$遵从两阶梯函数，元件修复率μ设为常数。由于本文研究重点是元件停运模型中的老化故障率，因此故障原因仅考虑老化故障因素。当与老化故障因素对应的突发性故障因素(如天气原因)加入时，状态转移图将变为三状态或多状态模型，元件停运模型推导过程类似。

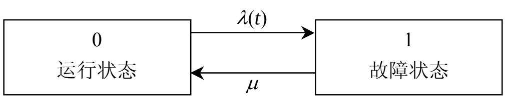

图 4 元件状态转移图

Fig. 4 Component state transformation

令 X_i 表示元件第 i 次投运后的寿命，Y_i 表示元件第 i 次检修时间长度，称随机变量 $Z_i=X_i+Y_i$ 为第 i 次更新周期。由于该更新过程老化故障率满足阶梯函数，因此将该更新过程称为基于阶梯函数的更新过程。对应的停运模型定义为基于阶梯函数的元件更新过程停运模型。当老化故障率$\lambda(t)$由阶梯函数退化为恒定值时，该模型退化为传统两状态马尔可夫模型。

下面考虑 X_i 的概率分布函数。分 2 种情况。

1）元件在 t_0 前发生强迫停运。

该情况发生的概率为 $P_1=1-\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}$ 。此时，元件寿命满足截尾指数分布。

元件寿命概率密度函数为

$$f_1(t)=\begin{cases}\dfrac{\lambda_0\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}}{1-\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}}, & 0\le t<t_0\\ 0, & t\ge t_0\end{cases}\tag{1}$$

元件寿命概率分布函数为

$$F_1(t)=\begin{cases}\dfrac{1-\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}}{1-\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}}, & 0\le t<t_0\\ 1, & t\ge t_0\end{cases}\tag{2}$$

2）元件在 t_0 前未发生强迫停运。

该情况发生概率为 $P_2=\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}$ 。此时元件寿命满足延迟指数分布。

元件寿命概率密度函数为

$$f_2(t)=\begin{cases}0, & 0\le t<t_0\\ \lambda_1\mathrm{e}^{-\lambda_1(t-t_0)}, & t\ge t_0\end{cases}\tag{3}$$

元件寿命概率分布函数为

$$F_2(t)=\begin{cases}0, & 0\le t<t_0\\ 1-\mathrm{e}^{-\lambda_1(t-t_0)}, & t\ge t_0\end{cases}\tag{4}$$

采用全概率公式将两种情况进行综合，得到两阶梯老化故障率下元件寿命概率密度函数和概率分布函数如下。

元件寿命概率密度函数：

$$f(t)=\begin{cases}\lambda_0\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}, & 0\le t<t_0\\ \lambda_1\mathrm{e}^{-\lambda_1 t+(\lambda_1-\lambda_0)t_0}, & t\ge t_0\end{cases}\tag{5}$$

元件寿命概率分布函数：

$$F(t)=\begin{cases}1-\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}, & 0\le t<t_0\\ 1-\mathrm{e}^{-\lambda_1 t+(\lambda_1-\lambda_0)t_0}, & t\ge t_0\end{cases}\tag{6}$$

两阶梯老化故障率下元件寿命概率密度函数和分布函数与传统恒故障率下元件寿命概率密度函数和分布函数的对比如图 5 所示，其中λ_0=0.001 次/天，λ_1=0.002 次/天，t_0=1000 天。其中方框曲线为两阶梯老化故障率模型，圆圈曲线为传统恒老化故障率模型(老化故障率始终为λ_0)。由于 t_0 时刻后元件老化故障率增大，因此两阶梯模型对应的元件寿命概率分布函数曲线相对于恒老化故障率情况下的曲线略高，而元件寿命概率密度函数在 t_0 时刻出现突变。这是把故障率曲线阶梯化造成的，随着阶数的增加元件寿命概率密度函数会逐渐平滑。

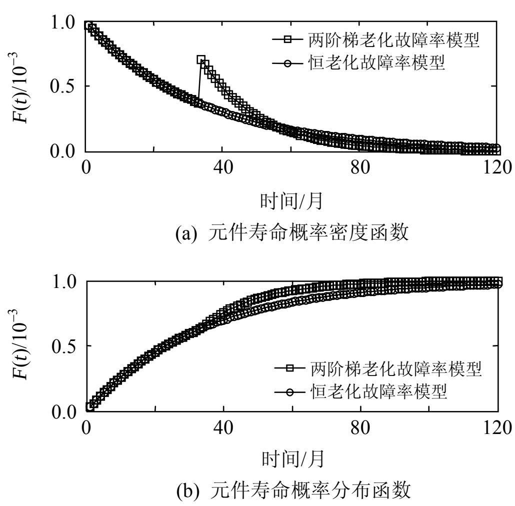

图 5 元件寿命概率密度函数和概率分布函数

Fig. 5 Probability density function and probability distribution function of component life

2.2.2 元件更新周期概率分布函数推导

元件第 i 次工作时间 X_i 概率分布已在上节推导得到，修复时间 Y_i 满足指数分布。根据卷积公式可推导出更新周期 Z_i 的概率密度函数和概率分布函

数如下所示。

更新周期概率密度函数：

$$w(t)=\begin{cases}\dfrac{\mu\lambda_0}{\mu-\lambda_0}[\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}-\mathrm{e}^{-\mu t}], & 0\le t<t_0\\ -\dfrac{\mu\lambda_0}{\mu-\lambda_0}\mathrm{e}^{-\mu t}+[\dfrac{\mu\lambda_0}{\mu-\lambda_0}-\dfrac{\mu\lambda_1}{\mu-\lambda_1}]\mathrm{e}^{-\mu(t-t_0)-\lambda_0 t_0}+ & \\ \quad\dfrac{\mu\lambda_1}{\mu-\lambda_1}\mathrm{e}^{-\lambda_1(t-t_0)-\lambda_0 t_0}, & t\ge t_0\end{cases} \tag{7}$$

更新周期概率分布函数：

$$W(t)=\begin{cases}1-\dfrac{\mu}{\mu-\lambda_0}\mathrm{e}^{-\lambda_0 t}+\dfrac{\lambda_0}{\mu-\lambda_0}\mathrm{e}^{-\mu t}, 0\le t<t_0\\ 1+(\dfrac{\lambda_1}{\mu-\lambda_1}-\dfrac{\lambda_0}{\mu-\lambda_0})\mathrm{e}^{-\mu(t-t_0)-\lambda_0 t_0}-\\ \quad\dfrac{\mu}{\mu-\lambda_1}\mathrm{e}^{-\lambda_1(t-t_0)-\lambda_0 t_0}+\dfrac{\lambda_0}{\mu-\lambda_0}\mathrm{e}^{-\mu t}, t\ge t_0\end{cases} \tag{8}$$

2.2.3　元件可用度推导

下面推导两阶梯更新过程下元件可用度表达式。定义 0 时刻起元件瞬态可用度函数 $A(t)$。

根据更新过程理论[22]，$A(t)$满足的方程为：

$$A(t)=1-F(t)+A(t)*w(t) \tag{9}$$

式中*表示卷积。通过拉氏变换的方法求解上述方程，得到元件瞬态可用度拉氏变换表达式为

$$A(s)=\frac{\dfrac{1}{\lambda_0+s}-\dfrac{1}{\lambda_0+s}\mathrm{e}^{-(\lambda_0+s)t_0}+\dfrac{1}{\lambda_1+s}\mathrm{e}^{-(\lambda_1+s)t_0+(\lambda_1-\lambda_0)t_0}}{1-\dfrac{\mu\lambda_0}{(\lambda_0+s)(\mu+s)}-\dfrac{\mu s(\lambda_1-\lambda_0)}{(\lambda_0+s)(\mu+s)(\lambda_1+s)}\mathrm{e}^{-(s+\lambda_0)t_0}} \tag{10}$$

元件可用度稳态值求解如下：

$$\lim_{t\to\infty}A(t)=\frac{\mu\lambda_1-\mu(\lambda_1-\lambda_0)\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}}{\lambda_1(\mu+\lambda_0)-\mu(\lambda_1-\lambda_0)\mathrm{e}^{-\lambda_0 t_0}} \tag{11}$$

分析式(11)可见，该稳态值是一个随 t_0 变化的量，当$\lambda_0=\lambda_1$ 时该稳态值退化成 $A(t)=\mu/(\mu+\lambda_0)$，当 $t_0\to\infty$时，该稳态值也将退化成$A(t)=\mu/(\mu+\lambda_0)$；这两种情况都是不考虑老化故障率增长效应的结果，稳态可用度退化为两状态马尔可夫模型的稳态可用度。可见两状态马尔可夫模型实际为该模型不考虑故障率时变情况下的特例。

3　*N* 阶梯更新过程模型

在两阶梯更新过程模型的基础上进一步推广，采用 *N* 阶梯函数来表示老化故障率，可以得到广义形式下的基于 *N* 阶梯函数的元件更新过程停运模型，从而可以更精确地逼近实际故障率曲线。

N 阶梯老化故障率曲线示意图如图 6 所示。

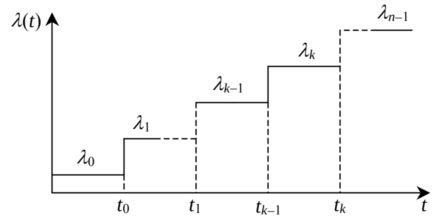

图 6　*N* 阶梯老化故障率曲线

Fig. 6　*N*-stair curve for component deterioration failure rate

N 阶梯老化故障率下元件寿命概率分布函数(注意此处下标中 $t_{n-1}\to\infty$)为

$$F(t)=\{1-\mathrm{e}^{-\lambda_k t+\sum_{i=1}^{k}(\lambda_i-\lambda_{i-1})t_{i-1}}, t_{k-1}\le t<t_k\},\quad k=0,1,\ldots,n-1 \tag{12}$$

N 阶梯老化故障率下元件更新周期概率分布函数为

$$\begin{aligned}W(t)=\{&1+\sum_{i=1}^{k}[\frac{\lambda_i}{\mu-\lambda_i}-\frac{\lambda_{i-1}}{\mu-\lambda_{i-1}}]\\ &\mathrm{e}^{-\mu(t-t_{i-1})-\sum_{j=0}^{i-1}\lambda_j(t_j-t_{j-1})}-\frac{\mu}{\mu-\lambda_k}\mathrm{e}^{-\lambda_k(t-t_{k-1})-\sum_{j=0}^{k-1}\lambda_j(t_j-t_{j-1})}+\\ &\frac{\lambda_0}{\mu-\lambda_0}\mathrm{e}^{-\mu t}, t_{k-1}\le t<t_k\},\quad k=0,1,\ldots,n-1\end{aligned} \tag{13}$$

N 阶梯更新过程模型元件稳态可用度表达式为

$$\lim_{t\to\infty}A(t)=\frac{\dfrac{1}{\lambda_0}-\sum_{i=1}^{n-1}(\dfrac{1}{\lambda_{i-1}}-\dfrac{1}{\lambda_i})\mathrm{e}^{-\sum_{j=0}^{i-1}\lambda_j(t_j-t_{j-1})}}{\dfrac{\lambda_0+\mu}{\lambda_0\mu}-\sum_{i=1}^{n-1}[\dfrac{1}{\lambda_{i-1}}-\dfrac{1}{\lambda_i}]\mathrm{e}^{-\sum_{j=0}^{i-1}\lambda_j(t_j-t_{j-1})}} \tag{14}$$

采用 *N* 阶梯更新过程模型可以比较好的模拟各种老化曲线下元件的稳态可用度数值，只要划分足够多的区段，就可以获得足够的模拟精度，并且由于元件寿命概率分布函数和可用度稳态值各自都只需要一个解析式，因此计算量没有明显增大。

4　实际变压器停运模型算例

许多研究中通常都用威布尔分布描述浴盆曲线故障率各个阶段。威布尔分布故障率表达式如下。其中α为尺度参数，β为形状参数。基于该故障率建立的模型通常采用蒙特卡洛抽样等方法获取可靠性指标。

$$\lambda(t)=\frac{\beta}{\alpha^{\beta}}t^{\beta-1} \tag{15}$$

文献[23]中给出的变压器故障率威布尔分布参数如表 1 所示。

表 1 变压器故障率威布尔分布参数

Tab. 1 Weibull parameter of transformer deterioration failure rate

元件	故障原因	等级	威布尔参数		平均寿命/年
			形状参数	尺度参数	
负载抽头开关	损坏	115/22kV,25 MVA	2.93	14.83	13.24
负载抽头开关	漏油	115/22kV,25 MVA	1.99	17.61	15.61
套管	漏油	115/22 kV,25 MVA	2.29	24.94	22.1
油箱	漏油	115/22 kV,25 MVA	2.98	22.03	19.66
油箱	漏油	230/115 kV,200 MVA	2.78	22.65	20.17
套管	漏油	230/115 kV,200 MVA	3.99	18.82	17.06

选取表 1 中 230/115 kV，200 MVA 变压器为研究对象，该类变压器油箱和套管漏油故障是主要的老化故障原因。绘出变压器故障率随时间变化曲线如图 7 所示。图 7 近似可以反映出浴盆曲线中的故障率稳定时期和故障率上升时期，变压器运行到 10 年之后可认为进入到了故障率上升时期。

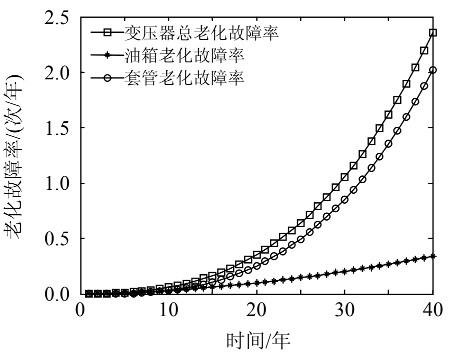

图 7 变压器老化故障率曲线

Fig. 7 Curve for transformer deterioration failure rate

采用阶梯函数对上述老化故障率曲线进行近似，为加强对比，建立如下几种阶梯更新过程模型：

1）N=7，时间区间(单位年，下同)划分为[0, 10],[10,15],[15,20],[20,25],[25,30],[30,35],[35, +∞]；

2）N=3，时间区间划分为[0,10],[10,25],[25,+∞]；

3）N=1，即传统恒老化故障率模型，老化故障率取第 3 年数值(0.004234 次/年)，较小；

4）N=1，即传统恒老化故障率模型，老化故障率取第 30 年数值(1.057 次/年)，较大；

上述 N=7 和 N=3 更新过程模型中，每区间老化故障率取值为图 7 曲线中区间两端点老化故障率的平均值，最后一个区间取首端老化故障率值。4 种模型老化故障率曲线如图 8 所示。

设定变压器修复率μ=18 次/年，即平均修复时间 20 天左右。仿真得到元件寿命分布函数如图 9 所示。其中直方图为故障率威布尔分布下采用蒙特

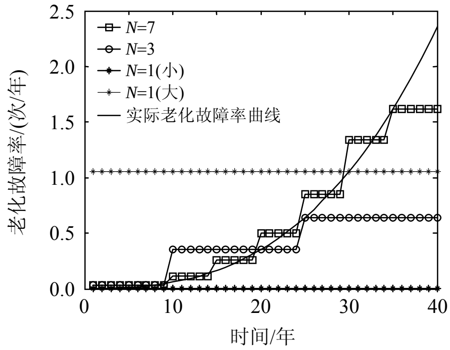

图 8 变压器阶梯老化故障率曲线

Fig. 8 Staircase curve for transformer deterioration failure rate

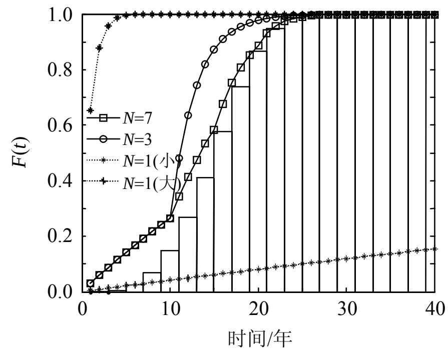

图 9 变压器寿命分布函数

Fig. 9 Probability distribution function of transformer life

卡洛抽样 50 000 次得到的元件寿命分布统计结果。

分析图 9 得到以下结论：

1）7 阶梯模型与 3 阶梯模型的结果在 0~10 年间曲线重合，在 10 年之后开始有明显区别，体现了 7 阶梯模型相比于 3 阶梯模型的优势。由于 7 阶梯模型在设备运行 10 年之后划分的区段更加精细，因此更能准确刻画元件寿命在各个区间内的分布情况。

2）7 阶梯模型曲线显著高于小的恒定故障率模型的结果，说明较小的恒定故障率将使元件长时间尺度上寿命分布的估计过于乐观。采用较小的恒故障率模型进行元件检修决策易出现检修不足的情况，一旦元件发生强迫停运将给电力系统安全稳定运行带来危害。

3）7 阶梯模型曲线明显低于大的恒定故障率模型的结果，说明较大的恒故障率将使元件长时间尺度上的寿命估计过于悲观。采用较大的恒定故障率模型进行元件检修决策易出现过度维修的情况，容易导致检修费用昂贵，影响电网运行经济性，并且还可能出现维修造成的损伤；

4）在 4 种模型中，7 阶梯更新过程模型曲线与统计得到的直方图最为接近，这是由于该模型阶数

最多，对各区间刻画最精细。当 $N \to +\infty$ 时，N 阶梯更新过程将无限逼近真实情况下元件的寿命分布。

上述 4 种模型元件的可用度稳态值比较结果如表 2 所示，同时列出了蒙特卡洛抽样结果作为对比。

表 2　各模型下变压器可用度稳态值

Tab. 2　Steady value of transformer availability

模型	元件可用度稳态值	偏差(相对于 Monte Carlo)/%
1(N=7)	0.995 7	0
2(N=3)	0.994 8	−0.09
3(N=1)	0.999 8	0.41
4(N=1)	0.944 5	−5.14
Monte Carlo	0.995 7	—

从表 2 可见:以蒙特卡洛抽样结果为参照，7 阶梯模型所得元件稳态可用度结果与蒙特卡洛抽样结果几乎一致，表明本算例中 7 阶梯模型已经非常逼近真实值，误差在可接受的范围之内。在实际应用中，电力设备通常会根据状态监测和预防性试验数据划分为不同的老化状态，因此元件停运模型的阶数可以据此状态数量确定。理论上模型阶数越多精度越高。

模型 3 和 4 给元件稳态可用度带来的偏差分别为 0.41%和−5.14%，看起来单个元件可用度偏差并不大，但如果应用在风险评估和检修优化中，各种元件停运模型组合得到系统状态概率之后，误差将会被迅速放大。

假设采用模型 3，单个元件可用度计算值 $\tilde{A} = 0.999\ 8$；单个元件可用度实际值取为 7 阶梯更新过程模型数值 $A = 0.995\ 7$；假设系统建立停运模型的元件为 30 个，则 30 个元件全部运行的系统状态概率计算值为 $\tilde{P} = \tilde{A}^{30}$；真实值为 $P = A^{30}$；计算得到系统状态概率偏差为

$$\frac{\tilde{P} - P}{P} \times 100\% = 13.12\% \tag{16}$$

如果采用模型 4，该误差将为 79%。且随着元件数量的增加其系统状态概率偏差都将进一步增大，采用这种粗糙的模型将会使中长期电力系统检修计划的编排和优化结果偏离实际情况。这也从一个侧面体现了建立精细的元件时变停运模型的必要性。

5　总结

1）本文采用阶梯函数模拟老化故障率，提出了一种基于阶梯函数的元件更新过程停运模型，可以反映时间和检修对元件老化故障率的影响。阶梯数量越多，模型的精度也越高。该模型完全符合中长期元件时变停运模型建立的 3 条原则，具体优势主要有以下几点：模型计算量很小，无需抽样仿真即可获得元件寿命分布函数和稳态可用度；模型精度较高，阶数可以无限增大且不显著增加计算量；模型形式灵活，与传统恒定故障率模型兼容，可方便的融入已有的可靠性和检修计划等研究工作中。

2）在电力系统可靠性分析等领域中，可通过该模型单个元件的可用度组合得到整个系统各种状态下的可用度，并可进一步根据各种系统严重性指标计算风险指标。基于风险指标可进行检修编排、电网规划等后续工作。

3）与传统马尔可夫模型相比，基于阶梯函数的元件更新过程停运模型对时变故障率的获取具有更高要求。目前电力系统在线监测装置的广泛应用，使得实时采集包含设备时变运行信息的各种监测数据成为可能，从而为该时变停运模型的应用创造了条件。文献[24]给出了一种基于油中溶解气体分析的变压器时变故障率计算方法。如何更加精确的获取时变信息，以及如何进一步在可靠性分析领域应用时变模型，都将是下一步研究的工作。

参考文献

[1] 赵渊，周家启，周念成，等．大电力系统可靠性评估的解析计算模型[J]．中国电机工程学报，2006，26(5)：19-25．
Zhao Yuan，Zhou Jiaqi，Zhou Niancheng，etc．An analytical approach for bulk power systems reliability assessment[J]．Proceedings of the CSEE，2006，26(5)：19-25(in Chinese)．

[2] 丁明，罗初田．运行备用可靠性指标计算[J]．中国电机工程学报，1991，11(3)：51-58．
Ding Ming，Luo Chutian．Calculation of the reliability indices for operation reserve[J]．Proceedings of the CSEE，1991，11(3)：51-58(in Chinese)．

[3] Billiton R，Allan R N．Reliability evaluation of engineering systems: concepts and techniques[M]．New York and London：Plenum Press，1983：124-167．

[4] 郭永基．电力系统可靠性分析[M]．北京：清华大学出版社，2003：169-171．
Guo Yongji．Power system reliability analysis [M]．Beijing：Tsinghua University Press，2003(in Chinese)：169-171．

[5] 李文沅．电力系统风险评估模型、方法和应用[M]．北京：科学出版社，2006：10-34．
Li Wenyuan．Risk assessment of power systems [M]．Beijing：Science Press，2006(in Chinese)：10-34．

[6] Gulachenski E M，Besuner P M．Transformer failure prediction using Bayesian analysis[J]．IEEE Transactions on Power Systems，1990，5(4)：1355-1363．

[7] Wan Hua，Mccalley J D，Vittal V．Increasing thermal rating by risk analysis[J]．IEEE Transactions on Power Systems，1999，14(3)：815-828．

[8] Pathak J，Yong Jiang，Honavar V，et al．Condition data aggregation with application to failure rate calculation of power transformers[J]．Proceedings of the 39th Hawaii International Conference on System Sciences，Hawaii，USA，2006，10：241a-251a．

[9] 宁辽逸，吴文传，张伯明．电力系统运行风险评估中元件时变停运模型分析[J]．电力系统自动化，2009，33(16)：7-12．
Ning Liaoyi，Wu Wenchuan，Zhang Boming．Analysis of a time-varying power component outage model for operation risk assessment[J]．Automation of Electric Power Systems，2009，33(16)：7-12(in Chinese)．

[10] Abu-Elanien A E B，Salama M M A，Bartnikas R．A techno-economic method for replacing transformers [J]．IEEE Transactions on Power Delivery，2011，26(2)：817-829．

[11] Retterath B，Venkata S S，Chowdhury A A．Impact of time-varying failure rates on distribution reliability[C]//8th International Conference on Probabilistic Methods Applied to Power Systems．Ames，Iowa：IEEE，2004：953-958．

[12] 段东立，武小悦，邓宏钟．基于时变故障率与服务恢复时间模型的配电系统可靠性评估[J]．中国电机工程学报，2011，31(28)：57-64．
Duan Dongli，Wu Xiaoyue，Deng Hongzhong．Reliability evaluation of distribution systems based on time-varying failure rate and service restoration time model [J]．Proceedings of the CSEE，2011，31(28)：57-64(in Chinese)．

[13] He Jian，Sun Yuanzhang，Wang Peng，et al．A hybrid conditions-dependent outage model of a transformer in reliability evaluation[J]．IEEE Transactions on Power Delivery，2009，24(4)：2025-2033．

[14] Kuntz P A，Christie R D，Venkata S S．Optimal vegetation maintenance scheduling of overhead electric power distribution systems[J]．IEEE Transactions on Power Delivery，2002，17(4)：1164-1169．

[15] Welte T M．Using state diagrams for modeling maintenance of deteriorating systems[J]．IEEE Transactions on Power Systems，2009，24(1)：58-66．

[16] Abeygunawardane S K，Jirutitijaroen P．New state diagrams for probabilistic maintenance models[J]．IEEE Transactions on Power Systems，2011，26(4)：2207-2213．

[17] Chen Yi，Wang Zhonglai，Qiu Jing，et al．Adaptive bathtub hazard rate curve modeling via transformed radial basis functions[J]．International Conference on Quality，Reliability，Risk，Maintenance，and Safety Engineering，2011：110-114．

[18] Li Wenyuan，Vaahedi E，Choudhury P．Power system equipment aging[J]．IEEE Power and Energy Magazine，2006，4(3)：52-58．

[19] Li Wenyuan．Incorporating aging failures in power system reliability evaluation[J]．IEEE Transactions on Power Systems，2002，17(3)：918-923．

[20] Li Wenyuan．Evaluating mean life of power system equipment with limited end-of-life failure data[J]．IEEE Transactions on Power Systems，2004，19(1)：236-242．

[21] Moon J F，Kim J C，Lee H T，et al．Reliability evaluation of distribution system through the analysis of time-varying failure rate[C]//Power Engineering Society General Meeting．Omaha，NE：IEEE，2004：668-673．

[22] 刘嘉琨，王公恕．应用随机过程[M]．2 版．北京：科学出版社，2004：68-86．
Liu Jiakun，Wang Gongshu．Application of stochastic process[M]．Beijing：Science Press，2004：68-86．

[23] Chaidee E，Tippachon W．Failure statistics and condition evaluation for power transformer maintenance[C]//Power and Energy Engineering Conference，Asia-Pacific (APPEEC)．Beijing：IEEE，2011：1-4．

[24] Ning Liaoyi，Wu Wenchuan，Zhang Boming，etc．A time-varying transformer outage model for on-line operational risk assessment[J]．International Journal of Electric Power and Energy System，2011，33(3)：600-607．

汲国强

收稿日期：2012-05-16。

作者简介：

汲国强(1986)，男，博士生，研究方向，电力系统运行风险评估与检修计划决策，jgqiang05@126.com；

张伯明(1948)，男，博士，教授，博士生导师，IEEE Fellow，主要从事电力系统运行、分析和控制的教学和科研工作，zhangbm@mail.tsinghua.edu.cn；

吴文传(1973)，男，博士，副教授，博士生导师，主要从事控制中心自动化系统的研究和教学工作，wuwench@mail.tsinghua.edu.cn。

(责任编辑 张玉荣)