МЕТОДИКА ОРГАНИЗАЦИИ ИДЕАЛЬНОГО ПРОФИЛАКТИЧЕСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ УСТРОЙСТВ УПРАВЛЕНИЯ РЕЗЕРВОМ В ИНФОРМАЦИОННЫХ СИСТЕМАХ ПОВЫШЕННОЙ НАДЕЖНОСТИ

КАЗАКОВА Н.Ф., ВАКУЛА А.Ю.

Выявить и устранить скрытые отказы устройств управления резервом (УУР) в информационных системах повышенной надежности, как и в обычных системах, помогают профилактические проверки, которые можно проводить как на отключенном, так и на работающем комплекте путем искусственной имитации аварийного сигнала на входе УУР. Естественно, что выходные цепи УУР во втором случае должны быть отключены от исполнительных механизмов во избежание ложного отключения.

Профилактические проверки УУР можно проводить в различных режимах. На практике наиболее часто встречаются четыре режима.

1. Непрерывное обслуживание (предполагается наличие встроенных аппаратных или программных систем контроля) исключает случаи скрытых отказов УУР.

2. Периодическое обслуживание проводится с целью профилактики как сразу же после обнаружения отказа УУР, так и в запланированные моменты времени. Этот режим позволяет существенно повысить безаварийность. Меняя периодичность проверок, легко управлять результирующей надежностью системы.

3. Случайное периодическое обслуживание – мероприятия по обеспечению надежности, которые проводятся через случайные промежутки времени, соответствующие появлению отказов или достижению системой некоторого другого предельного по работоспособности состояния.

4. Комбинированное профилактическое обслуживание включает ремонтно-профилактические работы, проводимые с периодом T, и элементы обслуживания со случайным периодом.

В каждом из перечисленных режимов следует рассмотреть два случая:

– мгновенная профилактика;

– профилактика в течение времени τ.

В первом случае профилактику можно считать мгновенной, если на время обслуживания УУР в работу подключается резервный комплект.

Во втором случае за время τ объект остается без возможности переключения на резерв и любая возникшая аварийная ситуация может перейти в аварию. Для снижения вероятности возникновения аварийной ситуации время проверки УУР уменьшают до минимума либо обеспечивают каким-либо образом контроль параметров объекта. Достичь минимального значения τ можно повышением квалификации обслуживающего персонала и применением специальных устройств и приспособлений для проверки УУР.

По качеству проведения профилактического обслуживания следует различать *идеальную профилактику* и *профилактику с ошибками*.

Определение. Идеальной назовем профилактику, в результате которой с единичной вероятностью обнаруживаются и исправляются отказавшие элементы. В противном случае профилактика задается матрицей $Q = \|q_{ij}\|,\ i, j = \overline{1, N}$, где q_{ij} – вероятность перехода системы после профилактики в состояние j, если до этого она была в состоянии i; N – число возможных состояний системы.

Профилактический контроль может охватывать как все элементы системы, так и часть их, т. е. по объему проведения профилактика может быть полной и частичной.

Эффективность различных видов профилактического обслуживания можно оценить, сравнивая показатели надежности обслуживаемого и необслуживаемого УУР [119, 120].

С этой целью рассмотрим простую необслуживаемую систему (рис.1, а).

Пусть время нахождения системы в рабочем состоянии подчинено распределению Вейбулла с параметрами $\lambda = 1$ и $a > 1$:

$$F_0\left(x\right) = P\left\{\alpha_0 \le x\right\} = 1 - e^{-ex^a};\; M\alpha_0 = \tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right).$$

Система отказывает с интенсивностью $h\left(x\right) = ax^{a-1}$, причем с вероятностью q наступает отказ переключения, а с вероятностью $1-q$ – отказ несрабатывания.

Времена пребывания в отказовых состояниях имеют показательные распределения с параметрами b и c (причем b и c – малы). Тогда соответственно для состояний отказа переключения и несрабатывания можно записать

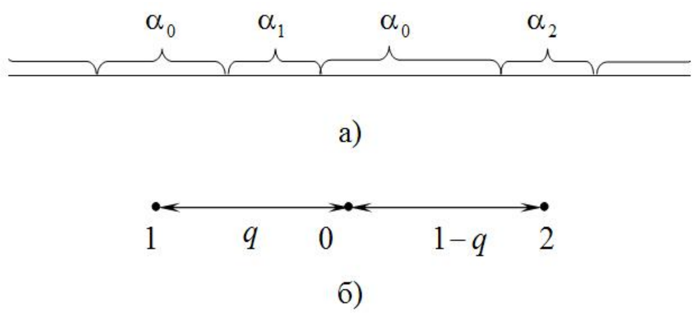

Рис. 1. Модель процесса функционирования (а) и граф переходов (б) кривой необслуживаемой системы

$$F_1\left(x\right) = P\left\{\alpha_1 \le x\right\} = 1 - e^{-bx};\; M\alpha_1 = \frac{1}{b};\; F_2\left(x\right) = P\left\{\alpha_2 \le x\right\} = 1 - e^{-cx};\; M\alpha_2 = \frac{1}{c}.$$

Граф переходов такой системы показан на рис. 1,б. Матрица переходных вероятностей имеет вид:

$$P = \begin{Bmatrix} 0 & q & 1-q \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{Bmatrix}.$$

Из системы уравнений $\vec{\rho}\left(P - I\right) = \vec{0}$ найдем стационарные распределения $\vec{\rho} = \left(\rho_0, \rho_1, \rho_2\right)$:

$$\begin{cases} -\rho_0 + \rho_1 + \rho_2 = 0; \\ q\rho_0 - \rho_1 = 0; \\ \left(1-q\right)\rho_0 - \rho_2 = 0; \\ \rho_0 + \rho_1 + \rho_2 = 1, \end{cases}$$

$$\rho_0 = \frac{1}{2};\; \rho_1 = \frac{q}{2};\; \rho_2 = \frac{\left(1-q\right)}{2}.$$

Сравнение различных вариантов профилактического обслуживания будем оценивать по времени пребывания системы в работоспособном состоянии, в состояниях отказов переключения и несрабатывания. Для рассматриваемого случая эти времена определяются следующим образом:

$$\pi_0 = \left.\frac{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right)}{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right) + \frac{a}{b} + \frac{1-q}{c}}\right|_{b=c=B} = \frac{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right)}{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right) + \frac{1}{B}};\; \pi_1 = \frac{\frac{q}{B}}{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right) + \frac{1}{B}};\; \pi_2 = \frac{\frac{1-q}{B}}{\tilde{A}\left(1 + \frac{1}{a}\right) + \frac{1}{B}}. \quad (1)$$

На основе этих показателей проведем сравнительный анализ обслуживаемых и простой (необслуживаемой) систем. Сравнение различных вариантов обслуживания будем проводить для случая полной профилактики через случайный интервал времени, распределенный экспоненциально.

Первоначально опишем систему с идеальной мгновенной профилактикой (рис.2, а).

Профилактический контроль осуществляется через интервал времени β с функцией распределения

$$G(x)=P\{\beta\le x\}=1-e^{-kx}.$$

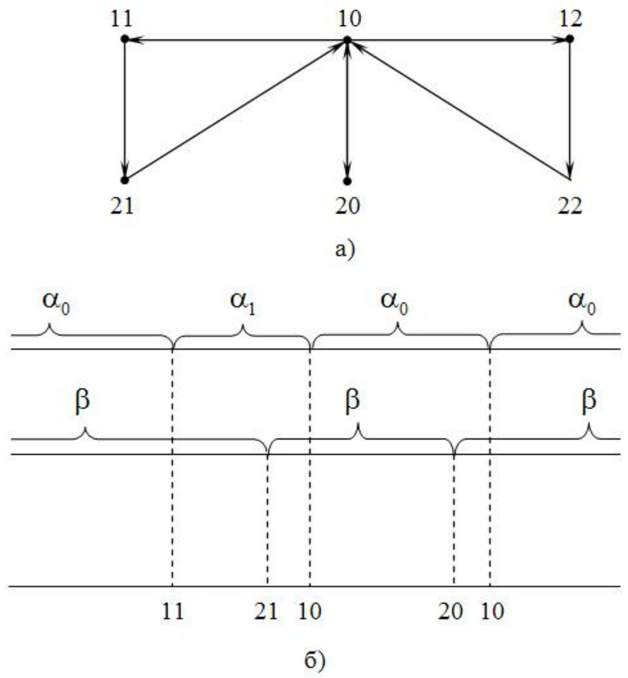

Рис.2. Модель процесса функционирования (а)
и граф переходов (б) системы с идеальной мгновенной профилактикой

Граф переходов такой системы показан на рис.1, б. Тогда $\int\limits_0^\infty \overline{G(x)}dF_0(x)=r$;
$P_{10\to 11/12}=P\{\alpha_0>\beta\}=P_{10\to 20}=P\{\alpha_0\le\beta\}=1-r$; $P_{10\to 11}=rq=d_1$; $P_{10\to 12}=r(1-q)d_2$; $P_{10\to 12}=1-r=d_3$.

Матрицу переходных вероятностей P составим в соответствии с формулами (1) и графом переходов, представленным на рис. 1, б:

$$P=\begin{bmatrix} 0 & d_1 & d_2 & d_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Для нахождения стационарных распределений необходимо решить следующую систему уравнений:

$$\begin{cases} -\rho_{10}+\rho_{20}+\rho_{21}+\rho_{22}=0; \\ d_1\rho_{10}-\rho_{11}=0; \\ d_2\rho_{10}-\rho_{12}=0; \\ d_3\rho_{10}-\rho_{20}=0; \\ \rho_{11}-\rho_{21}=0; \\ \rho_{12}-\rho_{22}=0; \\ \rho_{10}+\rho_{11}+\rho_{12}+\rho_{20}+\rho_{22}=1, \end{cases}$$

где $\rho_{10}=\dfrac{1}{1+d_3+2\left(d_1+d_2\right)}$; $\rho_{10}=\rho_{21}=\dfrac{d_1}{1+d_3+2\left(d_1+d_2\right)}$; $\rho_{12}=\rho_{22}=\dfrac{d_2}{1+d_3+2\left(d_1+d_2\right)}$; $\rho_{20}=\dfrac{d_3}{1+d_3+2\left(d_1+d_2\right)}$.

Определим время пребывания системы в любых состояниях. Показательное распределение обладает свойством отсутствия последствия, а именно – оставшееся время восстановления имеет то же распределение, что и исходное $P\left\{\beta>x+\dfrac{\alpha}{\beta}>\alpha\right\}=P\left\{\beta>x\right\}$. По этому время пребывания в состояниях 10-12 (рис. 1) определяется минимальным временем восстановления одного из объектов $\theta_{10}=\alpha_0\wedge\beta$; $\theta_{11}=\alpha_1\wedge\beta=\beta$; $\theta_{12}=\alpha_2\wedge\beta=\beta$, так как α_1 и α_2 заведомо больше β. Если профилактика мгновенная, то время пребывания в состояниях $20-22$ равно нулю: $\theta_{20}=\theta_{21}=\theta_{22}=0$; $M\theta_{11}=M\theta_{12}=\dfrac{1}{k}$.

Определим функцию распределения времени пребывания в состоянии 10:

$$H\left(x\right)=P\left\{\theta_{10}\le x\right\}=P\left\{\alpha_0\wedge\beta\le x\right\}=P\left\{\min\left(\alpha_0\beta\right)\le x\right\}=$$
$$=1-P\left\{\min\left(\alpha_0,\beta\right)>x\right\}=1-P\left\{\alpha_0>x\right\}P\left\{\beta>x\right\}=1-e^{-x^a}e^{-kx}=1-e^{-\left(x^{a+kx}\right)};$$
$$M\theta_{10}=\int_0^\infty\left(1-H\left(x\right)\right)dx=\int_0^\infty e^{-\left(x^a+kx\right)}dx=m.$$

Тогда получим:

$$\left.\begin{aligned} \pi_0&=\frac{km}{km+d_1+d_2}; \\ \pi_1&=\frac{d_1}{km+d_1+d_2}; \\ \pi_2&=\frac{d_2}{km+d_1+d_2}. \end{aligned}\right\}$$

Целесообразность профилактики можно определить из выражения:

$$C_{\text{îòê}}P_{\text{îòê}}>C_{\text{îòê}}P_{\text{îòê}}^{\text{ïð}}+C_{\text{ïð}}P_{\text{ïð}},$$

где $C_{\text{îòê}}$ – ущерб от отказа; $C_{\text{ïð}}$ – затраты на профилактику; $P_{\text{îòê}}$ и $P_{\text{îòê}}^{\text{ïð}}$ – вероятность отказа УУР соответственно без и с профилактикой; $P_{\text{ïð}}$ – вероятность профилактики; $C_{\text{îòê}}\left(P_{\text{îòê}}-P_{\text{îòê}}^{\text{ïð}}\right)>C_{\text{ïð}}P_{\text{ïð}}$; $P_{\text{îòê}}-P_{\text{îòê}}^{\text{ïð}}>CP_{\text{ïð}}$, $C=\dfrac{C_{\text{ïð}}}{C_{\text{îòê}}}$.

Рассмотрим предельный случай, когда $P^{\text{ïð}}_{\text{îòê}} \to 0$ и $P_{\text{ïð}} \to 1$. Тогда $P_{\text{îòê}} > C$, т. е. профилактика нецелесообразна, если $C_{\text{îòê}}$ только на порядок больше $C_{\text{ïð}}$.

Рассмотрим случай идеальной профилактики в течение времени γ. В этом случае на время γ УУР выводится из работы, тем самым сокращается время пребывания в работоспособном состоянии и увеличивается время нахождения в состоянии «отказ несрабатывания»:

$$L(x) = P\{\gamma \le x\} = 1 - e^{-lx},\ l > k.$$

Для этого вида обслуживания (рис.3) граф переходов, матрица переходных вероятностей и стационарные распределения остаются теми же, что и в предыдущем случае.

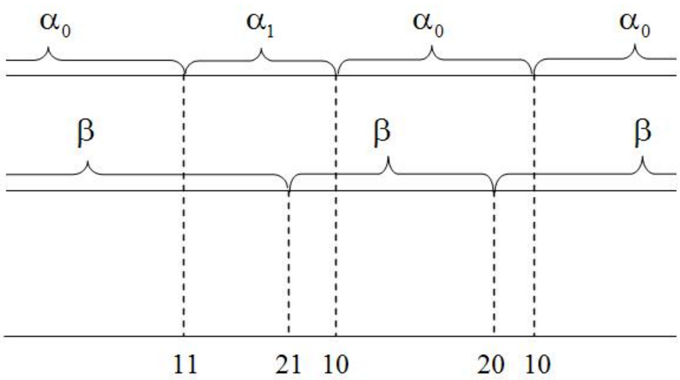

Рис.3. Модель процесса функционирования системы
с идеальной профилактикой в течение времени γ

Время пребывания в различных состояниях определяется следующим образом:

$$\left.\begin{aligned}
&\theta_{10} = \alpha_0 \wedge \beta;\\
&\theta_{11} = \theta_{12} = \beta;\\
&\theta_{20} - \theta_{21} = \theta_{22} = \gamma;\ M\gamma = \frac{1}{l};\\
&\pi_0 = \frac{klm}{klm + l(d_1 + d_2) + k};\\
&\pi_1 = \frac{ld_1 + k}{klm + l(d_1 + d_2) + k};\\
&\pi_2 = \frac{ld_2}{klm + l(d_1 + d_2) + k}.
\end{aligned}\right\}.$$

Литература

1. Казакова Н.Ф. Разработка и исследование эффективных алгоритмов определения надежности устройств управления резервным оборудованием информационных сетей: Дис. ... канд. техн. наук: 05.12.02. – Киев, 2005.