
ТЕХНОЛОГИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПОВЫШЕНИЯ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА ИЗДЕЛИЙ

TECHNOLOGICAL BASES OF IMPROVING THE RELIABILITY AND QUALITY OF PRODUCTS

УДК 621.382.029.6

DOI 10.21685/2307-4205-2019-1-4

Б. П. Зеленцов, А. С. Трофимов

ИССЛЕДОВАНИЕ МОДЕЛЕЙ РАСЧЕТА НАДЕЖНОСТИ ПРИ РАЗНЫХ СПОСОБАХ ЗАДАНИЯ ПЕРИОДИЧНОСТИ ПРОВЕРОК

B. P. Zelentsov, A. S. Trofimov

RESEARCH MODELS OF RELIABILITY CALCULATION WITH DIFFERENT WAYS OF TASK THE PERIODIC INSPECTION

Аннотация. Приведена аналитическая модель функционирования одиночного объекта в условиях контроля технического состояния. Рассмотрены три варианта модели: один вариант при постоянном периоде между проверками и два варианта при случайном периоде между проверками. Проведено сравнение этих вариантов и сделаны соответствующие выводы о влиянии характера периодического контроля и вида модели на уровень надежности объекта.

Ключевые слова: периодический контроль состояния, постоянный период контроля, случайный период контроля.

Abstract. An analytical model of the functioning of a single object in terms of monitoring the technical condition is given. Three variants of the model are considered: one variant with a constant period between checks and two variants with a random period between checks. A comparison of these options has been made and appropriate conclusions have been made on the influence of the nature of the periodic control and the type of model on the level of reliability of the object.

Keywords: periodical condition inspection, constant period of inspection, random period of inspection.

Введение

Для обеспечения необходимого уровня надежности производится контроль состояния, под которым понимают операции, выполняемые автоматически или вручную с целью определения и квалификации состояния объекта [1, 2].

В настоящей статье рассматривается функционирование некоторого объекта в условиях периодического контроля технического состояния путем проведения проверок. Такой контроль проводится во многих областях деятельности. В качестве примеров можно привести проведение проверок

в следующих областях: различные виды медицинского диагностирования, функционирование электронного оборудования, программное обеспечение компьютеров, металлодетекторы, досмотр пассажиров и багажа, биометрическое сканирование, радиолокация, системы противопожарной безопасности, электрические сети, автоматика энергетических систем, станции и подстанции и др.

Целью статьи является исследование влияния способа задания периодичности проверок и вида модели на надежность объекта. Проверки технического состояния объекта могут производиться с постоянным, заранее установленным периодом или со случайным периодом. Периодический контроль со случайным периодом зачастую принимается распределенным по показательному закону, в результате обнаружение отказа задерживается на случайное время, распределенное по показательному закону. Использование показательного распределения существенно упрощает математическую модель, однако при этом имеет место такой уровень надежности, который может отличаться от уровня надежности при постоянном периоде. Следует отметить, что данный подход в задании периодической проверки широко используется специалистами для определения показателей надежности технических систем [4–7].

С целью оценки степени влияния способа задания периодической проверки на показатели надежности технических систем предложены три модели:

- 1) периодический контроль с постоянным периодом;
- 2) периодический контроль со случайным периодом с отсчетом времени от предыдущей проверки;
- 3) периодический контроль со случайным периодом с отсчетом времени от отказа объекта.

Функционирование объекта

Объект используется по назначению и периодически подвергается проверкам. Между проверками может произойти отказ объекта, в результате чего он переходит из работоспособного состояния в неработоспособное. Объект используется по назначению как в работоспособном, так и в неработоспособном состоянии. Если проверке подвергается работоспособный объект, то после проверки он возвращается на функционирование. Если же проверяется неработоспособный объект, то он направляется на восстановление, после которого возвращается на функционирование в работоспособном состоянии.

Будем называть периодом интервал времени между двумя последовательными проверками или между восстановлением и проверкой, в течение которого объект используется по назначению. Этот интервал может быть постоянным, заранее установленным, или случайным. Целесообразно выделить периоды двух типов: периоды без отказа (отказ в течение периода не происходит) и периоды с отказом (в течение этого периода происходит отказ). Продолжительность постоянного периода или распределение времени случайного периода не зависят от типа периода. После периода с отказом объект направляется на восстановление.

Эксплуатацию объекта во времени можно представить в виде циклов. Цикл эксплуатации объекта состоит в его использовании по назначению совместно с проверками и следующее за этим восстановление. Отказ объекта происходит на последнем периоде каждого цикла, так как после отказа объект направляется на восстановление. Следует отметить, что число периодов без отказа на одном цикле является случайным, а период с отказом всегда один на каждом цикле.

Рассмотрим периодический контроль с постоянным периодом.

Периодический контроль с постоянным периодом

Проверки проводятся с постоянным периодом T , который устанавливается после восстановления или после очередной проверки работоспособного объекта. Таким образом, постоянный интервал проверок устанавливается после каждого вхождения в работоспособное состояние. Диаграмма состояний объекта приведена на рис. 1.

На периоде с отказом происходит переход в состояние 2 с интенсивностью λ , при этом объект остается в состоянии 2 до проведения очередной проверки, после которой имеет место восстановление. Таким образом, переходы между состояниями $1 \rightarrow 2 \rightarrow 4$ происходят на одном периоде, который является последним периодом цикла. Этот период изображен на диаграмме пунктирной линией.

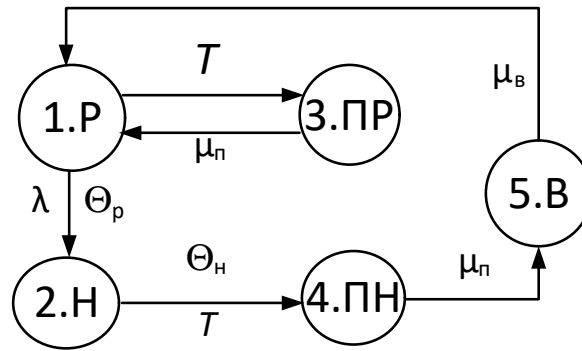


Рис. 1. Диаграмма состояний объекта: Р – работоспособное состояние; Н – неработоспособное состояние; ПР – проверка работоспособного объекта; ПН – проверка неработоспособного объекта; В – восстановление объекта; T – постоянный период между проверками; μ_v – интенсивность завершения восстановления; μ_p – интенсивность завершения проверки

В дальнейшем принято, что продолжительность проверки и продолжительность восстановления являются пренебрежимо малыми по сравнению с продолжительностями состояний 1 и 2, поэтому принято, что $\mu_p = \infty$, $\mu_v = \infty$.

На интервале времени $[0; T]$ объект может находиться только в состояниях 1 или 2. Переход в состояние очередной проверки может произойти в момент времени $t = T$, отсчитываемый от предыдущей проверки. Если на интервале $[0; T]$ отказ не происходит, то в момент времени $t = T$ происходит переход в состояние 3. Если же на интервале $[0; T]$ наступает отказ, то после этого объект остается в состоянии 2 и затем в момент времени $t = T$ переходит в состояние 4. Следует отметить, что как при отсутствии отказа, так и при наступлении отказа на периоде состояние 1 является начальным при $t = 0$.

Возможны следующие переходы между состояниями на интервале $[0; T]$:

1) если на этом интервале отказ не произойдет, то в конце интервала при $t = T$ производится проверка работоспособного объекта (переход $1 \rightarrow 3$);

2) если на интервале произойдет отказ, то в конце интервала при $t = T$ производится проверка неработоспособного объекта (переход $1 \rightarrow 4$).

Дифференциальные уравнения равновесия на интервале $[0; T]$:

$$p'_1(t) = -\lambda p_1(t); p'_2(t) = \lambda p_1(t). \quad (1)$$

Решение этих уравнений при начальных условиях $p_1(0) = 1$, $p_2(0) = 0$ имеет вид

$$p_1(t) = e^{-\lambda t}; p_2(t) = 1 - e^{-\lambda t}. \quad (2)$$

Итак, на очередную проверку объект попадает в момент времени $t = T$, отсчитываемый от завершения восстановления или от завершения очередной проверки. Вероятности этих переходов названы вероятностями прохождений полумарковского процесса [3]. Таким образом, вероятности прохождений – это вероятности попадания в состояния проверки в конце периода:

$$p_{13} = p_1(T) = e^{-\lambda T}; p_{14} = p_2(T) = 1 - e^{-\lambda T}. \quad (3)$$

Вероятности прохождений на множестве состояний удобно записывать в виде матрицы P :

$$P = \|p_{ij}\| = \begin{pmatrix} 0 & 0 & e^{-\lambda T} & 1 - e^{-\lambda T} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad (4)$$

где p_{ij} – условная вероятность непосредственного перехода из i -го состояния в j -е состояние при условии, что i -е состояние меняется. Вероятности прохождений описывают процесс в момент пере-

мены состояния, поэтому $p_{ii} = 0$ для всех i . Вероятности p_{ij} называют еще переходными вероятностями вложенной цепи.

В соответствии с представлением процесса эксплуатации объекта в идее циклов множество состояний разбивается на два подмножества: $U = \{1, 2, 3, 4\}$; $V = \{5\}$. Таким образом, цикл эксплуатации объекта заключается в нахождении в подмножестве U и следующее за ним нахождение в подмножестве V . Другими словами: цикл эксплуатации состоит из нескольких периодов между двумя восстановлениями и самого восстановления.

На подмножестве U матрицу вероятностей проходов P_{UU} получают путем вычеркивания строк и столбцов, соответствующих состояниям подмножества V :

$$P_{UU} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & e^{-\lambda T} & -e^{-\lambda T} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Для расчета надежности в статье рассмотрены характеристики состояний 1 и 2 как на отдельных периодах, так и на цикле. При этом начало любого периода отсчитывается от состояния 1.

По матрице P_{UU} находится матрица относительных частот подмножества U [3]:

$$N_U = \|n_U(i, j)\| = (E - P_{UU})^{-1} = \begin{pmatrix} 1/(1-e^{-\lambda T}) & 0 & e^{-\lambda T}/(1-e^{-\lambda T}) & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1/(1-e^{-\lambda T}) & 0 & 1/(1-e^{-\lambda T}) & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad (6)$$

где $n_U(i, j)$ – средняя относительная частота j -го состояния, определяемая как среднее число попаданий (вхождений) в j -е состояние до выхода из подмножества U при условии, что i -е состояние является начальным при вхождении в подмножество U ; E – единичная матрица.

Поскольку состояние 1 всегда является начальным при переходе $V \rightarrow U$, то средние относительные частоты состояний можно представить одной строкой, которая является первой строкой матрицы N_U :

$$\bar{n}_U = \|n_U(1, j)\| = \|1/(1-e^{-\lambda T}) \quad 0 \quad e^{-\lambda T}/(1-e^{-\lambda T}) \quad 1\|. \quad (7)$$

Выразим средние относительные частоты состояний через исходные параметры:

$$n_U(1, 1) = \frac{1}{1-e^{-\lambda T}}; \quad n_U(1, 3) = \frac{e^{-\lambda T}}{1-e^{-\lambda T}}; \quad n_U(1, 4) = 1. \quad (8)$$

Для лучшего понимания полученного результата отметим следующее:

- а) на одном цикле имеет место одно попадание в состояние 4;
- б) среднее число попаданий в состояние 1 всегда больше числа проверок работоспособного объекта на одну проверку;
- в) среднее число периодов, на которых объект является работоспособным, равно $n_U(1, 3)$;
- г) один цикл эксплуатации объекта содержит в среднем $n_U(1, 1)$ периодов;
- д) отказ объекта обнаруживается системой контроля на последнем периоде.

Время нахождения в состоянии 1 на одном цикле состоит из $n_U(1, 3)$ полных периодов с продолжительностью T плюс время нахождения в этом состоянии на последнем периоде. На последнем периоде среднее время нахождения в состояниях 1 и 2, соответственно θ_p и θ_n , определяется интегрированием вероятностей состояний 1 и 2 на регулярном периоде:

$$\theta_p = \int_0^T p_1(t) dt = \frac{1-e^{-\lambda T}}{\lambda}; \quad \theta_n = \int_0^T p_2(t) dt = \frac{\lambda T - (1-e^{-\lambda T})}{\lambda}. \quad (9)$$

Видно, что $\theta_p + \theta_n = T$.

Среднее время нахождения в работоспособном и неработоспособном состояниях на одном цикле определяется относительной частотой этих состояний и временами θ_p и θ_n :

$$t_p = T \cdot n_U(1,3) + \theta_p = \frac{\lambda T e^{-\lambda T} + (1 - e^{-\lambda T})^2}{\lambda(1 - e^{-\lambda T})}; t_n = \theta_n = \frac{\lambda T - (1 - e^{-\lambda T})}{\lambda}, \quad (10)$$

где t_p – среднее время нахождения в состоянии 1 на одном цикле при условии, что состояние 1 является начальным состоянием цикла; t_n – среднее время нахождения в состоянии 2 на одном цикле при условии, что состояние 1 является начальным состоянием цикла.

Среднее время одного цикла или среднее время нахождения в подмножестве U находится путем суммирования этих времен

$$t_{\text{ц}} = t_p + t_n = \frac{T}{1 - e^{-\lambda T}}. \quad (11)$$

В соответствии с [1] при расчете коэффициентов готовности и неготовности могут исключаться планируемые периоды, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается. Будем относить периодические проверки и восстановление к периодам, в течение которых применение объекта по назначению не предусматривается. Тогда стационарные коэффициенты готовности и неготовности при исключенных проверках и восстановлении вычисляются по формулам

$$K_r = \frac{t_p}{t_{\text{ц}}} = \frac{\lambda T e^{-\lambda T} + (1 - e^{-\lambda T})^2}{\lambda T}; K_n = \frac{t_n}{t_{\text{ц}}} = \frac{[\lambda T - (1 - e^{-\lambda T})](1 - e^{-\lambda T})}{\lambda T}. \quad (12)$$

З а м е ч а н и е. При необходимости может быть вычислен также коэффициент технического использования, в котором учитывается время простоев, обусловленных проверками и восстановлением объекта [1].

Периодический контроль со случайным периодом с отсчетом времени от предыдущей проверки

Отличительная особенность этого варианта заключается в том, что время до очередной проверки распределено по показательному закону с интенсивностью γ . Таким образом, переходы между состояниями происходят в непрерывном времени с постоянными интенсивностями. На одном периоде время отсчитывается от состояния 1. Период может протекать теоретически на интервале $[0; \infty)$.

Диаграмма состояний объекта приведена на рис. 2. Переход между состояниями $1 \rightarrow 4$ происходит с интенсивностью γ , однако на этом периоде интервала с отказом имеет место переход $1 \rightarrow 2 \rightarrow 4$. Период с отказом показан на диаграмме пунктирной линией.

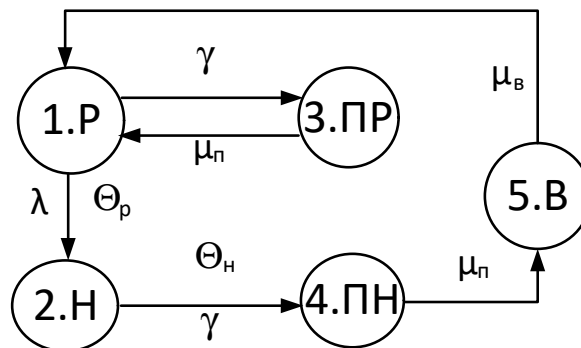


Рис. 2. Диаграмма состояний объекта

Система дифференциальных уравнений равновесия на одном периоде:

$$p'_1(t) = -(\lambda + \gamma)p_1(t); p'_2(t) = \lambda p_1(t) - \gamma p_2(t); p'_3(t) = \gamma p_1(t); p'_4(t) = \gamma p_2(t). \quad (13)$$

Решение этой системы уравнений при начальных условиях $p_1(0) = 1$:

$$\left. \begin{aligned} p_1(t) &= e^{-(\lambda+\gamma)t}; p_2(t) = (1 - e^{-\lambda t})e^{-\gamma t}; \\ p_3(t) &= \frac{\gamma[1 - e^{-(\lambda+\gamma)t}]}{\lambda + \gamma}; p_4(t) = \frac{\lambda + \gamma e^{-(\lambda+\gamma)t} - (\lambda + \gamma)e^{-\gamma t}}{\lambda + \gamma} \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Очевидно, что сумма вероятностей $p_1(t) + p_2(t) + p_3(t) + p_4(t) = 1$.

Вероятности прохождений, или вероятности переходов $1 \rightarrow 3$ и $1 \rightarrow 4$, принимают значения соответствующих вероятностей на интервале $[0; \infty)$:

$$p_{13} = p_3(\infty) = \frac{\gamma}{\lambda + \gamma}; p_{14} = p_4(\infty) = \frac{\lambda}{\lambda + \gamma}. \quad (15)$$

Таким образом, вероятности попадания в состояния 3 и 4 на одном периоде пропорциональны интенсивностям переходов $1 \rightarrow 3$ и $1 \rightarrow 2$.

Матрица P вероятностей прохождений на множестве состояний и матрица P_{UU} вероятностей прохождений на подмножестве U имеют вид

$$P = \|p_{ij}\| = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \gamma/(\lambda + \gamma) & \lambda/(\lambda + \gamma) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}; P_{UU} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & \gamma/(\lambda + \gamma) & \lambda/(\lambda + \gamma) \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}. \quad (16)$$

Представим первую строку матрицы относительных частот состояний, вычисляемой по формуле $N_U = (E - P_{UU})^{-1}$:

$$\bar{n}_U = \|n_U(1, j)\| = \left\| \begin{pmatrix} \frac{\lambda + \gamma}{\lambda} & 0 & \frac{\gamma}{\lambda} & 1 \end{pmatrix} \right\|. \quad (17)$$

Средние относительные частоты состояний вычисляются по формулам

$$n_U(1, 1) = \frac{\lambda + \gamma}{\lambda}; n_U(1, 3) = \frac{\gamma}{\lambda}; n_U(1, 4) = 1. \quad (18)$$

Видно, что $n_U(1, 3) + n_U(1, 4) = n_U(1, 1)$, т.е. на одном цикле всегда одно попадание в состояние 4, а среднее число попаданий в состояние 3 меньше среднего числа попаданий в состояние 1 на одно попадание.

Перейдем к временам нахождения в состояниях на одном периоде.

Среднее время периода с отказом, также равного $1/\gamma$, состоит из двух частей: среднего времени θ_p нахождения в состоянии 1 и среднего времени θ_n нахождения в состоянии 2. Эти средние времена определяются вероятностями нахождения в состояниях 1 и 2 на последнем периоде:

$$\theta_p = \int_0^\infty p_1(t) dt = \frac{1}{\lambda + \gamma}; \theta_n = \int_0^\infty p_2(t) dt = \frac{\lambda}{(\lambda + \gamma)\gamma}. \quad (19)$$

Видно, что $\theta_p + \theta_n = 1/\gamma$, то есть сумма средних времен состояний 1 и 2 на последнем периоде равна среднему периоду, который не зависит от того, наступил или не наступил отказ.

Средние времена нахождения в состояниях 1 и 2 на одном цикле, соответственно t_p и t_n , вычисляются по формулам

$$t_p = n_U(1, 3) / \gamma + \theta_p = \frac{2\lambda + \gamma}{\lambda(\lambda + \gamma)}; t_n = \theta_n = \frac{\lambda}{(\lambda + \gamma)\gamma}. \quad (20)$$

Среднее время цикла

$$t_{\text{ц}} = t_p + t_n = \frac{\lambda + \gamma}{\lambda\gamma}. \quad (21)$$

Коэффициенты готовности и неготовности:

$$K_r = \frac{t_p}{t_u} = \frac{(2\lambda + \gamma)\gamma}{(\lambda + \gamma)^2}; K_n = \frac{t_n}{t_u} = \frac{\lambda^2}{(\lambda + \gamma)^2}. \quad (22)$$

З а м е ч а н и е. Среднее время цикла может быть получено также с учетом того, что продолжительность периода не зависит от того, наступил или не наступил отказ:

$$t_u = n_U(1,1)(1/\gamma) = \frac{\lambda + \gamma}{\lambda \gamma}, \quad (23)$$

где $1/\gamma$ – средняя продолжительность между проверками.

Периодический контроль со случайным периодом с отсчетом времени от отказа объекта

После попадания в каждое состояние время нахождения в нем является случайным и распределено по показательному закону. Поэтому переходы между состояниями характеризуются постоянными интенсивностями. Переходы между состояниями могут произойти в произвольный момент времени теоретически на интервале $(0; \infty)$, который отсчитывается от начала попадания в каждое состояние. Такой процесс является однородным марковским процессом в непрерывном времени [3]. Диаграмма состояний такого процесса приведена на рис. 3.

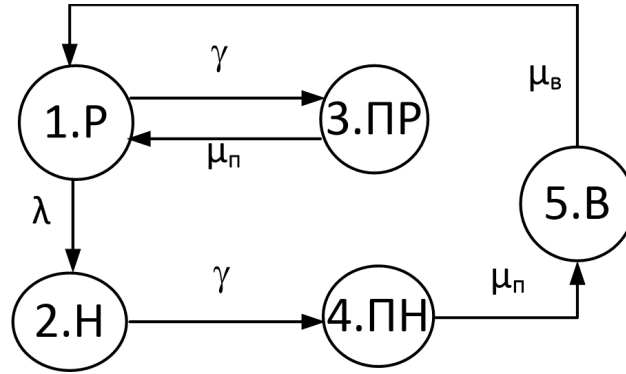


Рис. 3. Диаграмма состояний объекта

Система дифференциальных уравнений равновесия на одном периоде:

$$p'_1(t) = -(\lambda + \gamma)p_1(t); p'_2(t) = \lambda p_1(t); p'_3(t) = \gamma p_1(t). \quad (24)$$

Решение этой системы уравнений при начальных условиях $p_1(0) = 1$:

$$p_1(t) = e^{-(\lambda + \gamma)t}; p_2(t) = \frac{\lambda}{\lambda + \gamma}(1 - e^{-(\lambda + \gamma)t}); p_3(t) = \frac{\gamma}{\lambda + \gamma}(1 - e^{-(\lambda + \gamma)t}). \quad (25)$$

Сумма вероятностей $p_1(t) + p_2(t) + p_3(t) = 1$.

Вероятности проходов из состояния 1 имеют вид

$$p_{13} = p_3(\infty) = \frac{\gamma}{\lambda + \gamma}; p_{12} = p_2(\infty) = \frac{\lambda}{\lambda + \gamma}. \quad (26)$$

Матрица P вероятностей проходов на множестве состояний и матрица P_{UU} вероятностей проходов на подмножестве U имеют вид

$$P = \|p_{ij}\| = \begin{pmatrix} 0 & \lambda/(\lambda + \gamma) & \gamma/(\lambda + \gamma) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}; P_{UU} = \begin{pmatrix} 0 & \lambda/(\lambda + \gamma) & \gamma/(\lambda + \gamma) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}. \quad (27)$$

Как и ранее, матрица относительных частот состояний подмножества U вычисляется по формуле $N_U = (E - P_{UU})^{-1}$. Первая строка этой матрицы

$$\bar{n}_U = \|n_U(1, j)\| = \left\| \frac{\lambda + \gamma}{\lambda} \quad 1 \quad \frac{\gamma}{\lambda} \quad 1 \right\|. \quad (28)$$

Средние времена нахождения в состояниях 1 и 2 на одном цикле, а также среднее время цикла вычисляются по формулам

$$t_p(1) = n_U(1, 1) / (\lambda + \gamma) = 1/\lambda; \quad t_n = n_U(1, 2) / \gamma = 1/\gamma; \quad t_{\Sigma} = t_p + t_n = (\lambda + \gamma) / (\lambda \gamma). \quad (29)$$

Коэффициенты готовности и неготовности:

$$K_r = \frac{t_p}{t_{\Sigma}} = \frac{\gamma}{\lambda + \gamma}; \quad K_n = \frac{t_n}{t_{\Sigma}} = \frac{\lambda}{\lambda + \gamma}. \quad (30)$$

Видно, что $K_r + K_n = 1$.

Сравнение моделей расчета надежности

Для сравнения способов задания периодичности проверок введем параметр ρ , который назовем приведенной интенсивностью отказов объекта: $\rho = \lambda T$ для периодического контроля с постоянным периодом и $\rho = \lambda/\gamma$ для периодического контроля со случайным периодом. Смысл этого параметра заключается в следующем: для периодического контроля с постоянным периодом – это среднее число отказов объекта за постоянный период, а для периодического контроля со случайным периодом – это среднее число отказов объекта за среднее время между проверками. Поэтому можно считать, что сравнение способов задания периодичности проверок происходит по параметру ρ . При одной и той же интенсивности отказов и при равенстве параметров ρ сравнение происходит при условии, что постоянный период равен среднему времени между проверками: $T = 1/\gamma$. Показатели надежности, выраженные через параметра ρ , приведены в табл. 1, а значения коэффициента неготовности в зависимости от значения параметра ρ – в табл. 2.

Таблица 1

Формулы для вычисления показателей надежности с помощью параметра ρ

Показатель	Проверки с постоянным периодом ($\rho = \lambda \cdot T$)	Проверки со случайным периодом ($\rho = \lambda/\gamma$) с отсчетом времени от	
		предыдущей проверки	отказа объекта
Коэффициент готовности K_r	$\frac{\rho \cdot e^{-\rho} + (1 - e^{-\rho})^2}{\rho}$	$\frac{1 + 2\rho}{(1 + \rho)^2}$	$\frac{1}{1 + \rho}$
Коэффициент неготовности K_n	$\frac{[\rho - (1 - e^{-\rho})](1 - e^{-\rho})}{\rho}$	$\frac{\rho^2}{(1 + \rho)^2}$	$\frac{\rho}{1 + \rho}$

Таблица 2

Значения коэффициента неготовности при разных значениях параметра ρ

ρ	Проверки с постоянным периодом	Проверки со случайным периодом с отсчетом времени от	
		предыдущей проверки	отказа объекта
1	0,23	0,25	0,5
10^{-1}	$0,5 \cdot 10^{-2}$	$0,8 \cdot 10^{-2}$	$0,9 \cdot 10^{-1}$
10^{-2}	$0,5 \cdot 10^{-4}$	10^{-4}	10^{-2}
10^{-3}	$0,5 \cdot 10^{-6}$	10^{-6}	10^{-3}
10^{-4}	$0,5 \cdot 10^{-8}$	10^{-8}	10^{-4}

На рис. 4 приведены графики зависимости коэффициента неготовности от параметра ρ .

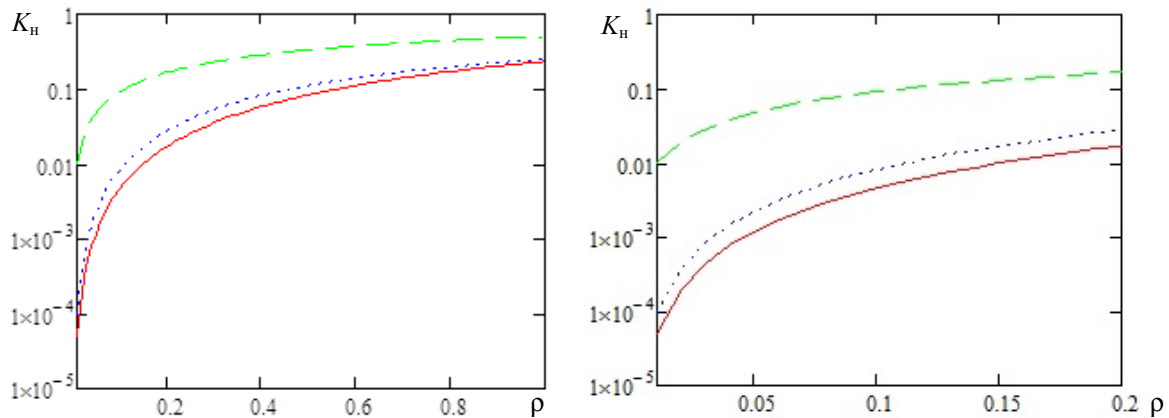


Рис.4. График зависимости коэффициента неготовности от параметра ρ :
 – проверки с постоянным периодом и со случайным периодом с отсчетом времени от предыдущей проверки; --- – проверки со случайным периодом с отсчетом времени от отказа объекта; ——— – проверки с постоянным периодом

Из приведенных результатов следует, что при случайном периоде контроля состояния коэффициент неготовности отличается от коэффициента неготовности при постоянном периоде контроля состояния.

Значения коэффициента неготовности при постоянном периоде и при случайном периоде контроля состояния с отсчетом времени от предыдущей проверки практически совпадают. Однако между этими значениями и значениями при случайном периоде с отсчетом времени от отказа объекта различие существенное, порядок этого различия сопоставим с порядком параметра ρ .

Значение параметра ρ показывает одновременно насколько надежна техническая система и значение при этом периода между проверками. При малых значениях ρ , близких к нулю, техническая система имеет высокую надежность и часто проверяется. При таком соотношении надежности и уровня периодических проверок существует большое количество интервалов проверок, на котором не происходит ни одного отказа технической системы. На рис. 4 видно, что при приближении ρ к нулю увеличивается разница между коэффициентами неготовности в зависимости от способа задания периодической проверки. Это говорит о том, что при втором способе задания периодической проверки не учитывается время функционирования технической системы в состоянии без отказов. Данный факт приводит к завышению значения коэффициента неготовности, что равнозначно снижению уровня надежности такой технической системы.

Заключение

Приведен метод и получены формулы для расчета показателей надежности и некоторых эксплуатационных показателей для случаев, когда проверки проводятся с постоянным периодом для двух случаев, и в случае когда проверки задаются случайным периодом. Из проведенного исследования видно, что эти показатели зависят как от интенсивности отказов, так и от параметров периодичности проверок.

Показана целесообразность сравнения показателей надежности по приведенной интенсивности отказов, которой придается один и тот же смысл как для контроля с постоянным периодом, так и со случайным периодом.

В известных публикациях использована марковская модель переходов между состояниями, в которой попадание в неработоспособное состояние происходит на последнем периоде в начальный момент этого периода. В результате среднее время неработоспособного состояния на одном цикле равно среднему времени одного периода. Такой подход может привести к большой погрешности при расчете показателей надежности. Считаем более правильным учитывать отказ объекта не в начале последнего периода, а в случайный момент времени на последнем периоде. При таком подходе случайный разброс времени между периодическими проверками приводит к существенному снижению уровня надежности.

Библиографический список

1. ГОСТ 27.002–2015. Надежность в технике. Термины и определения.
2. ГОСТ Р 53480–2009. Надежность в технике. Термины и определения.
3. Зеленцов, Б. П. Матричные методы моделирования однородных марковских процессов / Б. П. Зеленцов. – Palmarium Academic Publishing, 2017. – 133 с.
4. Зеленцов, Б. П. Модель функционирования системы релейной защиты при регулярных проверках / Б. П. Зеленцов, А. С. Трофимов // Вестник СибГУТИ. – 2017. – № 4. – С. 56–66.
5. Надежность технических систем : справочник / под ред. И. А. Ушакова. – Москва : Радио и связь, 1985. – 608 с.
6. Рахман, П. А. Показатели надежности восстанавливаемых систем с заданным порогом аварийного отключения / П. А. Рахман // Международный журнал прикладных и фундаментальных исследований. – 2015. – № 9. – С. 467–470.
7. Трофимов, А. С. Модель функционирования релейной защиты энергосистем / А. С. Трофимов, Б. П. Зеленцов // Электроэнергия. Передача и распределение. – 2016. – № 6. – С. 110–114.

References

1. GOST 27.002-2015. *Nadezhnost' v tekhnike. Terminy i opredeleniya* [GOST 27.002-2015. Reliability in technology. Terms and definitions]. [In Russian]
2. GOST R 53480-2009. *Nadezhnost' v tekhnike. Terminy i opredeleniya* [GOST R 53480-2009. Reliability in technology. Terms and definitions]. [In Russian]
3. Zelentsov B. P. *Matrichnye metody modelirovaniya odnorodnykh markovskikh protsessov* [Matrix methods for modeling homogeneous Markov processes]. Palmarium Academic Publishing, 2017, 133 p. [In Russian]
4. Zelentsov B. P., Trofimov A. S. *Vestnik SibGUTI* [Vestnik SibSUTI]. 2017, no. 4, pp. 56–66. [In Russian]
5. *Nadezhnost' tekhnicheskikh sistem: spravochnik* [Reliability of technical systems : Handbook]. Ed. by I. A. Ushakov. Moscow: Radio i svyaz', 1985, 608 p. [In Russian]
6. Rakhman P. A. *Mezhdunarodnyy zhurnal prikladnykh i fundamental'nykh issledovaniy* [International journal of applied and fundamental research]. 2015, no. 9, pp. 467–470. [In Russian]
7. Trofimov A. S., Zelentsov B. P. *Elektroenergiya. Peredacha i raspredelenie* [Electricity. Transmission and distribution]. 2016, no. 6, pp. 110–114. [In Russian]

Зеленцов Борис Павлович

доктор технических наук, профессор,
трижды Соросовский профессор,
Сибирский государственный университет
телекоммуникаций и информатики
(630000, Россия, г. Новосибирск, ул. Кирова, 86)
E-mail: zelentsovb@mail.ru

Zelentsov Boris Pavlovich

doctor of technical sciences, professor,
thrice soros professor,
Siberian State University
of Telecommunications and Informatics
(630000, 86 Kirova street, Novosibirsk, Russia)

Трофимов Андрей Сергеевич

кандидат технических наук, доцент,
кафедра электрических станций,
Новосибирский государственный
технический университет
(630073, Россия, г. Новосибирск, пр-т К. Маркса, 20)
E-mail: as.trofimov@gmail.com

Trofimov Andrey Sergeevich

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of power stations,
Novosibirsk State Technical University
(630073, 20 K. Marks avenue, Novosibirsk,
Moscow, Russia)

УДК 621.382.029.6

Зеленцов, Б. П.

Исследование моделей расчета надежности при разных способах задания периодичности проверок / Б. П. Зеленцов, А. С. Трофимов // Надежность и качество сложных систем. – 2019. – № 1 (25). – С. 35–44. – DOI 10.21685/2307-4205-2019-1-4.