

НАДЕЖНОСТЬ СИСТЕМЫ ИЗМЕРЕНИЯ РАСХОДА ТЕПЛОНОСИТЕЛЯ РЕАКТОРА РБМК-1000

А.И. Перегуда

*Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ)
249040, Калужская обл., г. Обнинск, Студгородок, 1*



Анализ статистических данных диагностических измерений двух параметров, определяющих работоспособность расходомеров ШАДР-8А реактора РБМК-1000, – минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе транзисторного измерительного блока расхода (ТИБР) и среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера, – позволил разработать математическую модель параметрической надежности датчика расхода. Математической моделью надежности расходомера служит случайный процесс, являющийся суперпозицией двух процессов восстановления с запаздыванием. Изучение модели надежности процесса функционирования датчика расхода теплоносителя позволяет получить экспоненциальную оценку вероятности того, что параметры, определяющие работоспособность датчика, не пересекут заданные уровни. Используя схему Бернулли и соотношение оценки вероятности для параметров работоспособности датчика, можно вычислить вероятность безотказной работы как одного квадранта реактора, так и системы измерения расхода теплоносителя. Кроме того, появляется возможность оценки интенсивности отказов квадранта. Важной для практики является возможность прогнозирования количества отказавших датчиков в зависимости от времени функционирования системы. Показателем надежности системы может быть среднее число отказавших датчиков, соотношение для которого приводится в работе. Все результаты работы получены без каких-либо дополнительных предположений о законах распределений случайных величин. Полученные результаты легко обобщаются на случай, когда размерность вектора определяющих параметров больше двух. Использование результатов этого исследования иллюстрируется вычислением количественных значений показателей параметрической надежности датчиков расхода и системы измерения расхода теплоносителя реактора.

Ключевые слова: параметрическая надежность, система измерения расхода теплоносителя, случайные величины, наработка до отказа, случайный процесс, математическое ожидание времени, функция распределения, экспоненциальная оценка.

ВВЕДЕНИЕ

Современные технические системы состоят из большого количества элементов и являются в значительной мере автоматизированными. Усложнение систем повлекло за собой повышение требований к их качеству и, как следствие, к резкому возрастанию интереса к решению теоретических проблем надежности, способных обеспечивать ко-

© А.И. Перегуда, 2018

личественное измерение показателей надежности. Накопление различных воздействий системой приводит к эволюции ее показателей (изменениям параметров), вследствие чего возможны переходы системы из исправного функционирования в иные качественные состояния. Обеспечение надежности системы включает в себя обнаружение всех видов возможных переходов из одного состояния в другое, установление их причин и их последствий, планирование мероприятий, позволяющих ограничить число отказов технических систем до приемлемого уровня. Разумеется, оценка количественных показателей надежности систем представляет собой лишь малую часть объема работ из комплекса практической деятельности по обеспечению необходимого уровня надежности, но без тщательного вероятностного анализа процесса функционирования систем невозможно вырабатывать сколько-нибудь обоснованные решения.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Показатели надежности любого изделия можно получить, изучая поведение одного или нескольких его параметров, которые будут полностью отражать качество функционирования изделия. Если процессы изменения параметров наблюдаемы, прогнозируемы и управляемы, то, очевидно, существует возможность планирования мероприятий, предотвращающих отказы изделий. Отказы являются следствием отклонений определяющих параметров от их исходных (номинальных, расчетных) значений. Формой проявления отказа является выход параметров за пределы области допустимых значений (области работоспособности).

Расходомеры ШАДР-8А предназначены для измерения объемного расхода воды в технологических трубопроводах и трубопроводах каналов систем управления защитой реакторов РБМК-1000 и РБМК-1500 на атомных электростанциях. Отказ расходомера вызывает прекращение работы данного канала до восстановления его работоспособности во время планово-предупредительного обслуживания. Аварийная система реактора содержит 240 из более чем 1600 расходомеров [1, 2]. При отказе 10-ти и более датчиков в одном квадранте реактора осуществляется остановка реактора, поскольку дальнейшая его эксплуатация может привести к возникновению аварийной ситуации.

Состояние расходомеров теплоносителя оценивают по результатам измерений параметров, определяющих их работоспособность, непосредственно перед планово-предупредительным ремонтом. В случае отклонений диагностических параметров от допустимых значений производится замена соответствующего расходомера. Критерием постепенного отказа системы (изделия) является выход параметров, определяющих ее работоспособность, из некоторой заданной области значений.

В [3] показано, что на основе математического аппарата теории случайных величин можно выяснить, как влияют на изделие начальное качество, вариация скорости износа и одновременное воздействие нескольких причин отказов. Для решения задачи прогнозирования надежности изделия в [4] предлагаются модели, позволяющие вычислять вероятности отказа при различных законах распределения начальной нагрузки и начальной несущей способности. Если же имеются результаты периодических измерений параметров, то использование таких данных обеспечивает более качественное описание процесса функционирования изделия. Изложены методы прогнозирования, оценки и обеспечения параметрической надежности на стадиях проектирования, изготовления, испытания и эксплуатации, базирующиеся на предложенной в [5] общей концепции.

Математической моделью надежности во многих случаях является математический аппарат теории непрерывных марковских случайных процессов или теории винеровских процессов. Рассматривается изменение определяющего параметра как блуждание частицы по решетке с шагом по времени Δt и с шагом по пространственной координате $\delta = (\Delta t)^{1/2}$. За время $t = n\Delta t$ частица получает смещение $x(t)$, равное сумме n шагов $\delta = \Delta x_k$ по пространственной координате. Вероятность получения частицей сме-

нения δ за один шаг равна $1/2$. При $\Delta t \rightarrow 0$ переходная вероятность рассматриваемого процесса случайного блуждания стремится к гауссовской плотности переходной вероятности. Траектория броуновского процесса весьма изрезана ($\Delta x \sim (\Delta t)^{1/2}$, $\Delta x / \Delta t \rightarrow \pm\infty$), но при этом непрерывна и с вероятностью единица не дифференцируема ни в одной точке [6]. Задача параметрической надежности в этом случае ставится следующим образом.

Пусть случайный процесс $\xi(t)$ принимал в начальный момент $t_0 = 0$ значение x . Спрашивается, какова вероятность того, что случайный процесс $\xi(t)$ впервые достигнет либо заданной нижней границы $a < x$, либо верхней $b > x$, либо просто границы, если задана только одна из них?

Экспериментальные исследования подтверждают, что марковские модели неплохо описывают изменения параметров, вызванные деградационными процессами старения.

Однако для того, чтобы применить указанные математические модели, необходимо убедиться, что реальный процесс функционирования системы является марковским, а затем по траекториям процесса функционирования системы оценить коэффициенты диффузии и сноса уравнения Колмогорова [7 – 10]. Трудности решения таких дифференциальных уравнений в частных производных (или стохастических дифференциальных уравнений) общеизвестны и по этой причине разрабатываются другие методы вычисления показателей параметрической надежности.

Например, в [11] рассмотрена проблема проектирования аналоговых технических систем с учетом требований параметрической надежности при различных уровнях исходной информации о параметрических возмущениях. Поскольку рассматривается векторный случайный процесс, то авторы этой работы предлагают распараллеливать процесс поиска решения, используя для этого методы статистических испытаний.

Решение задачи поддержания равномерного уровня надежности и состояния всей системы измерения расхода теплоносителя изложено в [1]. Методика основана на прогнозировании количества заменяемых расходомеров ШАДР за межремонтный период, для чего использовались численные методы Монте-Карло.

Поскольку целью работы является оценка надежности системы измерения расхода теплоносителя в реакторах типа РБМК, то учитывая ее структуру и критерий отказа, можно утверждать, что для математической модели надежности квадранта системы может быть использована схема Бернулли. В соответствии с этой схемой вероятность наступления k событий при n независимых испытаниях определяется как $P_{k,n}(t) = C_n^k P^k(t)(1 - P(t))^{n-k}$, где $P(t)$ – вероятность безотказной работы датчика расхода, которую по результатам диагностических измерений необходимо оценить. Для оценки вероятности безотказной работы датчика расхода $P(t)$ будем использовать кумулятивную модель надежности, рассмотренную в [12 – 15].

Для дальнейшего изложения введем необходимые обозначения и предположения, более подробно представленные в [15]. Пусть величины определяющего параметра его работоспособность измеряются в моменты времени $t_0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots$, а $\tau_i = t_{i+1} - t_i$, где $i > 0$, $t_0 = 0$. Введенные таким образом случайные величины τ_i есть длины интервалов времени между соседними измерениями определяющего параметра.

Заметим, что если случайная величина равна $\tau_0 = t_1 - t_0$, то $F(t) \neq F_1(t) = P(\tau_1 \leq t)$, т.е. величина τ_0 распределена иначе, чем все остальные случайные величины τ_i , $i = 1, 2, \dots$. Далее будем предполагать, что функции $F(t)$ и $F_1(t)$ не являются арифметическими и каждая из этих случайных величин имеет конечные первые два математических момента, т.е. $M\tau < \infty$ и $D\tau < \infty$. Последовательность $\{\tau_i, i \geq 1\}$ принято называть процессом восстановления с запаздыванием, который в дальнейшем будем обозначать $\{T_x\}_{x > 0}$ [17].

Величина T_x – случайная наработка изделия на отказ при заданном значении опре-

деляющего параметра x – определяется так:

$$T_{N_x} = \begin{cases} \sum_{i=0}^{N_2(x)} \tau_i, & N_2(x) = 1, 2, \dots, \\ 0, & N_2(x) = 0 \end{cases} \quad (1)$$

где $N_2(x) = N_x$ – случайное число произведенных измерений определяющего параметра за время до пересечения заданного уровня x .

Рассмотрим второй случайный процесс, соответствующий изменению определяющего параметра работоспособности изделия, которое предполагается независимым от последовательности $\{\tau_i, i \geq 1\}$ и имеет произвольную функцию распределения $G_0(y) = P(\gamma_0 \leq y)$. Введем случайные величины γ_i – значения определяющего параметра, измеренного в моменты времени $t_i, i = 1, 2, \dots$. Таким образом, случайный процесс $\{\gamma(t)\}_{t>0}$ на множестве T действительной прямой является процессом с независимыми приращениями, поскольку для любых значений $t_0 \leq t_1 \leq t_2 \leq \dots$ на множестве T приращения $\Theta_k = \gamma(t_{k+1}) - \gamma(t_k), k = 0, 1, 2, \dots$ являются независимыми случайными величинами. Естественно предположить, что случайные приращения $\Theta_i, i = 1, 2, \dots$ распределены с одной и той же функцией $G(x)$.

Порожденная функциями $G_0(x) = P(\Theta_0 \leq x) = P(\gamma_0 \leq x)$ и $G_i(x) = P(\Theta_i \leq x)$ последовательность $\{\Theta_i, i = 1, 2, \dots\}$ также будет процессом восстановления с запаздыванием, который в дальнейшем будем обозначать $\{\Theta_t\}_{t>0}$. Предположим, что математические ожидания и дисперсии случайных величин Θ_0 и Θ должны удовлетворять условиям $M\Theta_0 < \infty, M\Theta < \infty, D\Theta_0 < \infty, D\Theta < \infty$.

Очевидно, что суммарное значение параметра, определяющего работоспособность изделия (накопленная нагрузка), в момент пересечения им установленной границы можно определить равенством

$$\Theta_{N_t} = \begin{cases} \sum_{i=0}^{N_1(t)} \Theta_i, & N_1(t) = 0, 1, 2, \dots, \\ 0, & N_1(0) < 0 \end{cases} \quad (2)$$

где $N_1(t) = N_t$ – случайное число измерений определяющего параметра, происшедших за время $[0, t]$ или число циклов восстановления процесса $\{\tau_i, i \geq 1\}$.

Целью работы является построение математической модели параметрической надежности функционирования изделия и на основании анализа модели получение экспоненциальных оценок вероятности того, что определяющие параметры датчика расхода теплоносителя ШАДР-8А не вышли за установленные границы работоспособности. Требуется также оценить вероятности безотказной работы датчиков, интенсивности их отказов, среднее число отказавших датчиков квадранта РУ, а также, используя схему Бернулли, оценить вероятность безотказной работы системы измерения расхода теплоносителя реактора РБМК-1000.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

При решении поставленной задачи необходимо прежде всего оценить вероятность того, что определяющие параметры изделия не вышли за установленные границы работоспособности, для чего будем использовать соотношения (1) и (2), которые являются суммами независимых случайных величин, причем число слагаемых этих сумм случайно. В этих соотношениях Θ_i и τ_i – последовательности одинаково распределенных независимых случайных величин с математическими ожиданиями $M\Theta_0, M\Theta, M\tau$ и дисперсиями $D\Theta_0, D\Theta, D\tau$. Предполагается, что случайная величина $N_1(t) = N_t$ не зависит от Θ_i , а $N_2(x) = N_x$ – от τ_i . Вычислим два первых момента, один из которых – начальный момент первого порядка (математическое ожидание), а второй – центральный момент вто-

рого порядка (дисперсия) процессов $\{\Theta_t, t \geq 0\}$.

До вычисления моментов случайной величины Θ_t необходимо записать преобразование Лапласа-Стилтьеса. Поскольку все случайные величины в (2) независимы и одинаково распределены, быть может, кроме величины Θ_0 , то искомое преобразование можно записать так:

$$\Theta^*(s) = M \exp(-s(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N_1} \Theta_i)) = M \exp(-s\Theta_0) \sum_{i=1}^n M \exp(-s\Theta_i) P(N_1 = n),$$

где сумма в правой части – это производящая функция случайной величины Θ [8, 16]. Дифференцируя функцию $\Theta^*(s)$ по переменной s и подставив $s = \Theta$ в полученную производную, получим математическое ожидание Θ_t :

$$M\Theta_t = M\Theta_0 + MN_1 \cdot M\Theta, \quad (3)$$

где $MN_1 = H_1(t)$ – функция восстановления процесса $\{\Theta_t, t \geq 0\}$.

При вычислении дисперсии случайной величины Θ_t необходимо дважды дифференцировать функцию $\Theta^*(s)$ по переменной s и вычесть квадрат соотношения (3), в результате чего получаем

$$D\Theta_{N_1(t)} = D\Theta_0 + (M\Theta)^2 DN_1(t) + H_1(t)D\Theta. \quad (4)$$

Используя усиленную элементарную теорему восстановления [16], полученное соотношение (3) перепишем еще раз:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} M\Theta_{N_1(t)} = M\Theta_0 + (t/M\tau + \sigma_\tau^2/2(M\tau)^2 - 0.5)M\Theta. \quad (5)$$

Напомним, что все результаты теории восстановления, полученные в асимптотической постановке, справедливы для каждого начального распределения $F_1(t)$. По этой причине в соотношении (5) и далее случайная величина t_1 будет отсутствовать:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} D\Theta_{N_1(t)} = \sigma_{\Theta_0}^2 + (M\Theta)^2 t \sigma_\tau^2 / (M\tau)^3 + (t/M\tau + \sigma_\tau^2/2(M\tau)^2 - 0.5) \sigma_\Theta^2. \quad (6)$$

Если задано предельное значение изменения определяющего параметра

$$x = M\Theta_{N_1(T_\Theta)},$$

то из (6) можно получить среднюю наработку изделия на отказ T_Q до пересечения заданной границы:

$$T_\Theta = ((M\Theta_{N_1(T_\Theta)} - M\Theta_0) / M\Theta - M\tau^2/2(M\tau)^2 + 0.5) M\tau. \quad (7)$$

Таким образом, используя соотношение (2) и преобразование Лапласа-Стилтьеса получили математическое ожидание и дисперсию случайной величины Θ_t , а также среднюю наработку изделия T_Θ до пересечения заданной границы работоспособности.

Значительно сложнее решается задача вычисления вероятности безотказной работы изделия, на которое воздействует периодически изменяющаяся нагрузка. Оказалось, что вычислить вероятность безотказной работы изделия, функционирующего в вышеуказанных условиях, невозможно даже в предположении, что все случайные величины имеют экспоненциальное распределение. Поэтому существует необходимость в получении соотношений, позволяющих приближенно оценивать вероятность того, что определяющий параметр пересечет заданную границу работоспособности изделия. Заметим, что нормированная сумма большого числа независимых случайных величин имеет распределение, близкое к гауссовому [8, 17].

Известно [17], что наилучшими являются экспоненциальные оценки. Как правило, такие оценки могут быть получены из неравенства Чебышева [17] вида

$$P(L_t > x) \leq Mg(L_t)/g(x),$$

где L_t – случайная накопленная нагрузка; $g(x)$ – неубывающая неотрицательная функция, определенная на интервале $[0, \infty)$, причем функция и ее производные непрерывны

и дифференцируемы в этой окрестности и $g(x) > 0$.

Предположим, что функция $g(x) = \exp(\lambda x)$, где λ – константа, тогда для любых $s \geq 0$ имеем

$$P(L_t > x) = P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N_t} \Theta_i > x) \leq \exp(-\lambda x) \cdot M \exp(\lambda L_t). \quad (8)$$

Оценку математического ожидания случайной величины запишем в виде

$$M \exp(\lambda L_t) \leq \exp(\lambda M L_t) \left(1 + 0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 + 0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 \left((1 - \lambda A/3)^{-1} - 1 \right) \right),$$

где $|L_t - M L_t| \leq A$ (A – константа). Полагая $\lambda < 2/A$, перепишем оценку так:

$$M \exp(\lambda L_t) \leq \exp(\lambda M L_t) \left(1 + 0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 (1 + \lambda A) \right) \leq \exp(\lambda M L_t) \exp(0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 (1 + \lambda A)).$$

Подставляя полученную оценку случайной величины $M \exp(\lambda L_t)$ в (8), имеем

$$P(L_t > x) \leq \exp(-\lambda x) \exp(\lambda M L_t) \exp(0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 (1 + \lambda A)). \quad (9)$$

Оценку (9) можно несколько улучшить, для чего следует минимизировать функцию

$$F(\lambda) = \exp(-\lambda x) \exp(\lambda M L_t) \exp(0.5 \lambda^2 \sigma_{L_t}^2 (1 + \lambda A)) = \exp(-\lambda x_a + \lambda^2 B + \lambda^3 B_1),$$

где

$$B = 0.5 \sigma_{L_t}^2 = 0.5 (\sigma_0^2 + H(t) \sigma_\Theta^2 + (M\Theta)^2 \sigma_{N_t}^2);$$

$$B_1 = 0.5 A \sigma_{L_t}^2 = 0.5 A (\sigma_0^2 + H(t) \sigma_\Theta^2 + (M\Theta)^2 \sigma_{N_t}^2);$$

$$x_a = x - M\Theta_0 - H(t)M\Theta;$$

$$H(t) = MN_t - \text{функция восстановления.}$$

Тогда значение параметра λ_0 , обеспечивающее минимум функции $F(\lambda)$, является оптимальным и находится как решение алгебраического уравнения $-x_a + 2\lambda_0 B + 3\lambda_0^2 B_1 = 0$. Таким образом,

$$\lambda_0 = -B/3B_1 + B/3B_1(1 + 3Ax_a/B).$$

В таком случае вероятность безотказной работы изделия, функционирующего в условиях дискретной деградации, будет определяться соотношением

$$P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N_t} \Theta_i \leq x) \geq 1 - \exp(-\lambda_0 x_a + \lambda_0^2 B + \lambda_0^3 B_1),$$

где B, B_1, λ_0 и x_a – величины, введенные ранее.

Если величина $3Ax_a/B$ мала, то параметр λ_0 можно записать так:

$$\lambda_0 \approx -B/3B_1 + B/3B_1(1 + 3B_1 x_a / 2B^2) = x_a / 2B_1.$$

В этом случае оценка вероятности безотказной работы изделия примет более простой вид:

$$P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N_t} \Theta_i \leq x) \geq 1 - \exp(-x_a^2 / 4B(1 - x_a B_1 / 2B^2)). \quad (10)$$

Полученная оценка (10) является пессимистической оценкой вероятности безотказной работы изделия, функционирующего в условиях воздействия периодически изменяющейся нагрузки. Отметим, что оценка довольно просто вычисляется и обеспечивает достаточную для практического использования точность.

Статистический материал измерений контрольных параметров расходомеров позволяет определять прогнозное значение средней наработки датчика до пересечения любым из определяющих параметров установленный уровень и вычислить количественные значения показателей надежности как датчиков расхода, так и системы измерения

расхода теплоносителя. Таким образом, система измерения расхода теплоносителя реакторов типа РБМК представляет собой довольно громоздкую систему, состоящую из 240 однородных элементов, причем каждый из элементов системы может находиться в одном из трех возможных состояний, когда

- оба определяющих параметра не достигли установленных уровней;
- пересечен заданный уровень первым определяющим параметром;
- пересечен заданный уровень вторым определяющим параметром.

Поскольку случайные процессы, соответствующие изменениям определяющих параметров, независимы, то задача вычисления показателей надежности измерителей расхода теплоносителя несколько упрощается, но при этом приходится рассматривать две задачи оценки показателей надежности расходомера для каждого из определяющих параметров в отдельности.

Для анализа взяты данные, полученные в результате ежегодных измерений с 1999 по 2013 гг. для 50-ти датчиков ШАДР-8А. Анализ статистических данных, полученных при диагностических измерениях, позволил оценить математические моменты определяющих параметров – минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе транзисторного измерительного блока расхода (ТИБР) и среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера. Для первого определяющего параметра работоспособности расходомера (минимального значения отрицательной полуволны амплитуды входного сигнала ТИБР) результаты оценки математических моментов, необходимых для дальнейших вычислений, приведены в табл. 1, для второго определяющего параметра – в табл. 2, 3. Они представляют собой значения математического ожидания и дисперсии продолжительности межремонтного периода.

Таблица 1

Математическое ожидание и дисперсия минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе блока ТИБР

MA_{\min}	DA_{\min}	$MA_{\min 0}$	$DA_{\min 0}$
- 4.552	131.221	120.728	387.654

Таблица 2

Математическое ожидание и дисперсия среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера

$M_{\sigma T}$	$D_{\sigma T}$	$M_{\sigma T 0}$	$D_{\sigma T 0}$
$1.588 \cdot 10^{-4}$	$4.568 \cdot 10^{-6}$	$7.067 \cdot 10^{-3}$	$1.988 \cdot 10^{-6}$

Таблица 3

Математическое ожидание и дисперсия продолжительности межремонтного периода

M_{τ}	D_{τ}
8645	34590

Используя параметры случайных величин минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе блока расхода ТИБР и продолжительности межремонтного периода (см. табл. 1, 3), вычислим вероятность того, что первый определяющий параметр работоспособности расходомера не пересек заданный уровень.

Значение заданного уровня для первого параметра, определяющего работоспособность расходомера, равно $A_0 = 10$ мВ, для второго параметра задан уровень $\sigma^2_0 = 0.02$. Поскольку критерием отказа датчика расхода теплоносителя является пересечение установленного уровня работоспособности любым из определяющих параметров, то вероятность безотказной работы датчика равна $P(t) = P_1(t)P_2(t)$. Временные зависимос-

ти $P(t)$, $P_1(t)$ и $P_2(t)$ представлены на рис. 1.

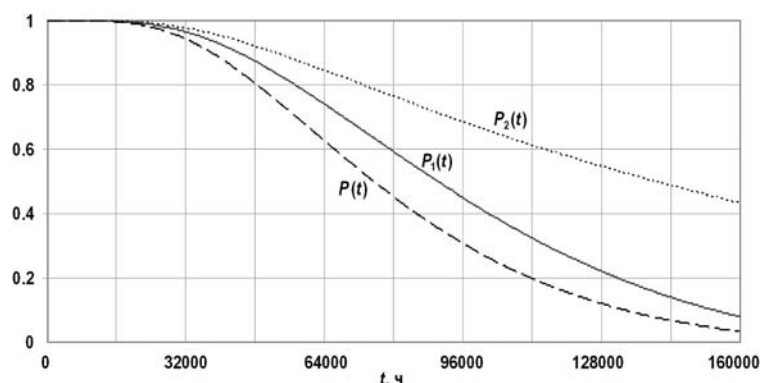


Рис. 1. $P(t)$ – вероятность отказа датчика расхода ШАДР-8А; $P_1(t)$ – вероятность пересечения заданного уровня работоспособности первым определяющим параметром; $P_2(t)$ – вероятность пересечения заданного уровня работоспособности вторым определяющим параметром

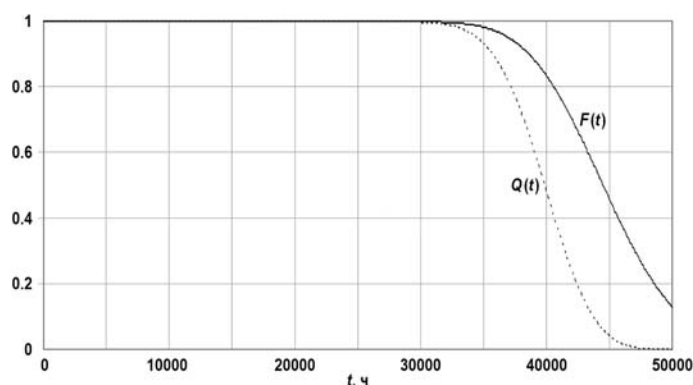


Рис. 2. Вероятность безотказной работы квадранта $F(t)$ и системы измерения расхода теплоносителя $Q(t)$

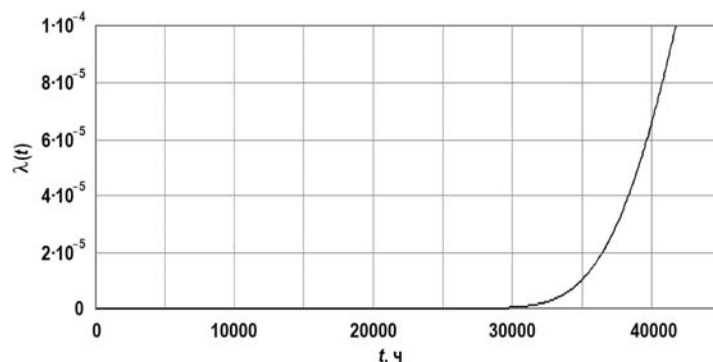


Рис. 3. Интенсивность отказов квадранта системы измерения расхода теплоносителя

Отметим, что критерием отказа квадранта реактора является отказ 10-ти и более датчиков расхода в одном квадрante. Следовательно, квадрат исправно будет выполнять свои функции, если в состоянии отказа будет меньше 10-ти датчиков из 60-ти. Обозначим через $F(t)$ вероятность безотказной работы квадранта. Для получения формулы, по которой можно вычислить $F(t)$, применима схема Бернулли [7, 8], тогда

$$F(t) = \sum_{i=0}^9 C_{60}^i \times (1 - G(t))^i G(t)^{60-i}.$$

Поскольку отказ системы наступает при отказе хотя бы одного квадранта, то вероят-

ность безотказной работы $Q(t)$ системы измерения расхода теплоносителя реактора вычисляется с помощью формулы $Q(t) = (F(t))^4$. Результат вычисления вероятностей безотказной работы квадранта и системы приведен на рис. 2.

Наряду с вероятностью безотказной работы элементов и систем в системном анализе систем играют важную роль и другие показатели надежности. Например, используя вероятность безотказной работы квадранта $F(t)$, можно оценить интенсивность отказов квадранта по формуле (по определению) $\lambda(t) = -dF(t)/dt \times 1/F(t)$. График зависимости интенсивности отказов квадранта от времени изображен на рис. 3. Представленная зависимость полностью отражает особенности функционирования квадранта системы измерения расхода теплоносителя.

Практический интерес представляет возможность прогнозирования количества отказавших датчиков в зависимости от времени функционирования системы. Таким показателем надежности может быть среднее число отказавших датчиков, определяемое формулой

$$Mk(t) = \sum_{i=0}^{60} i C_{60}^i \times (1 - P(t))^i P(t)^{60-i},$$

где $k(t)$ – случайное число отказавших датчиков в квадранте. График зависимости $Mk(t)$ от времени функционирования показан на рис. 4. Из приведенных графиков видно, что сроки проведения планово-предупредительных ремонтов можно несколько увеличить, тем более, что интенсивность отказов квадранта при относительно малых временах функционирования практически равна нулю.

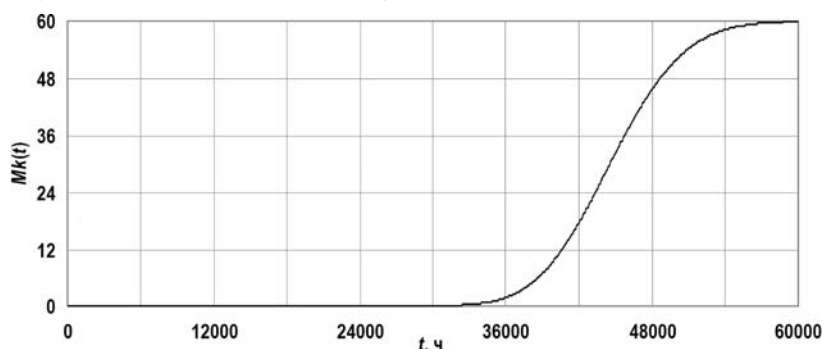


Рис. 4. Прогноз среднего числа отказавших датчиков от времени функционирования системы

ВЫВОДЫ

Разработана математическая модель параметрической надежности, учитывающая статистические данные диагностических измерений двух параметров, определяющих работоспособность датчиков расхода ШАДР-8А реактора РБМК-1000 – минимального значения отрицательной полуволны амплитуды входного сигнала ТИБР и среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера. Математической моделью надежности расходомера является случайный процесс, являющийся суперпозицией двух процессов восстановления с запаздыванием. Изучение математической модели надежности процесса функционирования датчика расхода теплоносителя позволило получить экспоненциальную оценку вероятности того, что оба параметра, определяющие работоспособность датчика, не пересекли заданные уровни. Найдены вероятности безотказной работы одного квадранта реактора и безотказной работы системы измерения расхода теплоносителя реактора. Получены оценка интенсивности отказов квадранта и соотношение для вычисления среднего числа отказавших датчиков в зависимости от времени функционирования системы. При исследовании математической модели параметрической надежности не делалось

никаких предположений о законах распределений случайных величин.

Автор благодарит В.Л. Мироновича за ряд замечаний, позволивших улучшить качество работы.

Литература

1. Аугутис Ю., Алзбутас Р., Матузас В. Управление надежностью системы измерения расхода теплоносителя ШАДР-32М в реакторе РБМК-1500. // Energetika. – 2002. – № 4. – С. 27-32.
2. Доллежалъ Н.А., Емельянов И.Я. Канальный ядерный энергетический реактор. – М.: Атомиздат, 1980. – 140 с.
3. Герцбах И.Б., Кордонский Х.Б. Модели отказов. – М.: Советское Радио, 1966. – 166 с.
4. Дружинин Г.В. Надежность автоматизированных систем. – М.: Энергия, 1977. – 534 с.
5. Проников А.С. Параметрическая надежность машин. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. – 560 с.
6. Рытов С.М. Введение в статистическую радиофизику. Часть 1. Случайные процессы. – М.: Наука, 1976. – 494 с.
7. Пугачев В.С., Сеницын И.Н. Теория стохастических систем. Учеб. пособие. – М.: Логос, 2000. – 1000 с.
8. Прохоров Ю.В., Розанов Ю.А. Теория вероятностей. Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы. – М.: Наука, 1987. – 494 с.
9. Корольюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. – Киев: Наукова думка, 1978. – 581 с.
10. Гихман И.И., Скороход А.В. Стохастические дифференциальные уравнения. – Киев: Наукова думка, 1968. – 365 с.
11. Абрамов О.В., Катуева Я.В. Параллельные алгоритмы анализа и оптимизации параметрической надежности // Надежность. – 2005. – № 4. – С. 19-26.
12. Перегуда А.И., Андреев А.Г. Асимптотический метод вычисления показателей долговечности изделий, функционирующих в условиях ударных нагрузок. // Надежность. – 2007. – № 3 (22). – С. 31-39.
13. Перегуда А.И., Андреев А.Г. Оценка надежности и долговечности изделий, подверженных многомерным циклическим воздействиям // Атомная энергия. – 2007. – Т. 102. – Вып. 6. – С. 351-358.
14. Перегуда А.И., Соборова И.А. Надежность и долговечность. Модели, показатели и методы их вычисления. / Научная монография. – Обнинск: ИАТЭ, 2006. – 225 с.
15. Перегуда А.И., Белозерев В.И. Прогнозирование надежности датчиков расхода теплоносителя ШАДР-32М // Известия вузов. Ядерная энергетика. – 2017. – № 1. – С. 51-62.
16. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход: Пер. с нем. – М.: Радио и связь, 1988. – 393 с.
17. Лоэв М. Теория вероятностей. Пер. с англ. – М.: Изд-во ИЛ., 1962. – 720 с.

Поступила в редакцию 06.04.2018 г.

Автор

Перегуда Аркадий Иванович, профессор, доктор техн. наук.

E-mail: Pereguda@iate.obninsk.ru

RELIABILITY OF THE RBMK-1000 COOLANT FLOW MEASUREMENT SYSTEM

Pereguda A.I.

Obninsk Institute of Nuclear Power Engineering, NRNU «MEPhI»
1 Studgorodok, Obninsk, Kaluga reg. 249040 Russia

ABSTRACT

An analysis of statistical data of diagnostic measurements of two parameters determining the operability of the RBMK-1000 reactor's SHADR-8A flowmeters – the minimum value of the amplitude negative half-wave of the flow measuring unit input signal and the mean-square deviation over the flowmeter ball rotation period – made it possible to develop a mathematical model of the flow sensor parametric reliability. The mathematical model of the flowmeter reliability is a random process, which is a superposition of two delayed recovery processes. Studying the flow sensor operation reliability model provides an exponential estimate of the probability that the parameters determining the sensor performance will not exceed the specified levels. Using the Bernoulli scheme and the probability-estimating relationship for the sensor performance parameters, it is possible to calculate the probability of failure-free operation of both a single reactor quadrant and the reactor coolant flow measurement system. In addition, it becomes possible to estimate the intensity of the quadrant failures. Important for practice is the ability to predict the number of failed sensors, depending on the time the system is running. The index of the system reliability can be the average number of failed sensors, the ratio for which is given in the paper. All the research results were obtained without any additional assumptions about the laws of random distributions.

The obtained results can easily be generalized to the case when the dimension of the vector of the defining parameters is greater than two. The use of the results of this study is illustrated by calculated quantitative values of the parametric reliability indices of the flow sensors and the reactor coolant flow measurement system.

Key words: parametric reliability, coolant flow measurement system, random variables, time to failure, random process, mathematical time expectation, distribution function, exponential estimate.

REFERENCES

1. Augutis Yu., Alzbutas R., Matuzas V. Reliability control of the SHADR-32 M coolant flow measurement system in the RBMK-1500 reactor. *Energetika*, 2002, no. 4, pp. 27 -32 (in Russian).
2. Dollezhal' H.A., Emel'yanov I.YA. *Channel Nuclear Power Reactor*. Moscow. Atomizdat Publ., 1980, 140 p. (in Russian).
3. Gercbah I.B., Kordonskij H.B. *Failure models*. Moscow. Sovetskoe Radio Publ., 1966, 166 p. (in Russian).
4. Druzhinin G.V. *Reliability of automated systems*. Moscow. Energiya Publ., 1977, 534 p. (in Russian).
5. Pronikov A.S. *Parametric reliability of machines*. Moscow. MGTU im. N.E. Baumana Publ., 2002, 560 p. (in Russian).
6. Rytov S.M. *Introduction to Statistical Radiophysics. Part 1. Random Process*. Moscow. Nauka, 1976, 494 p. (in Russian).
7. Pugachev V.S., Sinitsyn I.N. *The theory of stochastic systems*. Moscow. Logos Publ., 2000, 1000 p. (in Russian).

8. Prokhorov Yu.V., Rozanov Yu.A. *The theory of stochastic systems. Studies'. benefit. Probability theory. Basic concept. Limit theorem. Random process.* Moscow. Nauka Publ., 1987, 494 p. (in Russian).
9. Korolyuk V.S., Portenko N.I., Skorokhod A.V., Turbin A.F. *Handbook of probability theory and mathematical statistics.* Kiev. Naukova dumka Publ., 1978, 581 p. (in Russian).
10. Gikhman I.I., Skorokhod A.V. *Stochastic differential equation.* Kiev. Naukova dumka Publ., 1968, 365 p. (in Russian).
11. Abramov O.V., Katueva Ya.V. Parallel algorithms for analysis and optimization of parametric reliability. *Nadezhnost'*, 2005, no. 4, pp. 19-26 (in Russian).
12. Pereguda A.I., Andreev A.G. The asymptotic method of calculation of indicators of durability of the products functioning in the conditions of shock loadings. *Nadezhnost'*, 2007, no. 3 (22), pp. 31-39 (in Russian).
13. Pereguda A.I., Andreev A.G. Evaluation of reliability and durability of products exposed to multi-dimensional cyclic effects. *Atomnaya energiya*, 2007, v. 102, iss. 6, pp. 351-358 (in Russian).
14. Pereguda A.I., Soborova I.A. *Reliability and durability. Models, indicators and methods of their calculation.* Obninsk. IATE Publ., 2006, 225 p. (in Russian).
15. Pereguda A.I., Belozerev V.I. Prediction of reliability of flow sensors of heat carrier SHADR-32M. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika.* 2017, no. 1, pp. 51-62 (in Russian).
16. Bajkhel't F., Franken P. *Reliability and maintenance. Mathematical approach:* Moscow. Radio i svyaz' Publ., 1988, 393 p. (in Russian).
17. Loehv M. *Probability theory.* Moscow. Izdatel'stvo Inostrannoy Literatyry Publ., 1962, 720 p. (in Russian).

Author

Pereguda Arkadij Ivanovich, Professor, Dr. Sci. (Engineering)
E-mail: Pereguda@iate.obninsk.ru