УДК 62-192:519.6

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ НАДЕЖНОСТИ ДАТЧИКОВ РАСХОДА ТЕПЛОНОСИТЕЛЯ ШАДР-32М

А.И. Перегуда, В.И. Белозеров
Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ МИФИ
249040, Калужская обл., г. Обнинск, Студгородок, 1

Сложность технических систем, таких как АЭС, диктует проведение работ по оценке надежности оборудования, особенно, оказывающего влияние на безопасность эксплуатации реактора. Поэтому важными являются задачи, связанные с исследованием закономерностей вариаций параметров оборудования и процессов приближения их к состояниям отказов и с разработкой методов и алгоритмов получения количественных показателей надежности по постепенным (параметрическим) отказам. Исследования проводятся применительно к датчикам расхода теплоносителя ШАДР-32М реактора РБМК-1000. Анализ статистических данных периодических диагностических измерений двух определяющих параметров работоспособности расходомеров ШАДР-32М (минимального значения отрицательной полуволны амплитуды и среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера) позволил разработать математическую модель параметрической надежности датчика. Математической моделью надежности расходомера будет случайный процесс, являющийся суперпозицией простого процесса восстановления и стохастического процесса с независимыми приращениями. Изучение математической модели надежности процесса функционирования датчика расхода позволило получить в замкнутом виде соотношения средней наработки расходомера до пересечения заданной границы каждым из определяющих параметров и вероятность безотказной работы расходомера в асимптотической постановке без каких-либо предположений о законах распределений случайных величин.
Полученные результаты легко обобщаются на случай, когда размерность вектора определяющих параметров больше двух. Результаты исследования используются при вычислении количественных показателей параметрической надежности датчиков расхода.

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

ВВЕДЕНИЕ

Современные 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 этого, к резкому возрастанию интереса к решению теоретических проблем надежности, способных обеспечивать количественное измерение показателей надежности. Это диктуется тем, что опасность сложных технических систем, например, таких как атомные электростанции, заключается не столько в том, что они прекратят функционировать, сколько в том, что их отказ может привести и к значительным экономическим потерям, и к угрозе жизни обслуживающего персонала и населения, и к отрицательному воздействию на окружающую среду.

Обеспечение надежности включает в себя обнаружение всех видов возможных отказов, установление их причин и 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 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. Критерием постепенного отказа системы (изделия) является выход параметров, определяющих ее работоспособность, из некоторой заданной области ее значений. Таким образом, по наблюдениям за динамикой определяющих параметров можно судить о работоспособности изделия, поэтому на практике организовывают периодические их измерения.

При решении задачи прогнозирования надежности изделия, к которому приложена нагрузка, как правило, используют математические модели «параметр - поле допуска», «нагрузка - несущая способность» [1 – 4], которые позволяют вычислять вероятность отказа при различных законах распределения начальной нагрузки и начальной несущей способности. Если же имеются результаты периодических измерений параметров, то использование таких данных должно обеспечить более качественное описание процесса функционирование изделия. Математической моделью надежности в таких случаях будут случайные процессы. Наиболее часто используется при прогнозировании показателей надежности математический аппарат теории марковских и винеровских случайных процессов со сносом [1, 4, 5] или стохастических дифференциальных уравнений [6 – 8]. Однако для того, чтобы применить указанные математические модели, необходимо убедиться, что реальный процесс является марковским, и определить коэффициенты уравнения А.Н. Колмогорова. Трудности решения дифференциальных уравнений параболического типа или стохастических дифференциальных уравнений общеизвестны, и по этой причине разрабатываются другие методы вычисления показателей параметрической надежности.

Так в [9] 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 автор предлагает распараллеливать процесс поиска решения и использовать методы статистических испытаний.

Решение задачи поддержания равномерного уровня надежности и состояния всей системы измерения расхода теплоносителя изложено в [10]. Методика основана на прогнозировании количества заменяемых ШАДР за межремонтный период, для чего использовались численные методы Монте-Карло.

Рассмотрим математическую модель надежности датчиков расхода теплоносителя ШАДР-32М реактора РБМК-1000, используя результаты диагностических измерений определяющих параметров работоспособности расходомеров. Для оценки показателей надежности датчиков расхода теплоносителя реактора будем использовать кумулятивную модель надежности [11 – 14], для чего введем необходимые обозначения.

Математическую постановку задачи прогнозирования надежности рассмотрим с использованием математической модели эволюции изделия, основанной на теории случайных процессов накопления. Пусть величины определяющего параметра работоспособность изделия измеряются (контролируются) в моменты времени t_0, t_1, t_2, $t_{k+1} \geq t_k$, $k \geq 1$. Положим $\tau_i = t_{i+1} - t_i$, $i > 0$, $t_0 = 0$. Введенные таким образом случайные величины τ_i есть длины интервалов времени между соседними измерениями определяющего параметра. Случайные величины τ_i, $i = 1, 2, 3, \ldots$ независимы в совокупности и распределены с одной и той же функцией $F(t)$, т.е. $F_2(t) = F_3(t) = \ldots = F(t)$, где $F_i(t) = P(\tau_i \leq t)$. Заметим, если случайная величина равна $\tau_0 = t_1 - t_0$, то $F(t) = F_1(t) = P(\tau_i \leq t)$, т.е. величина τ_0 распределена иначе, чем все остальные случайные величины τ_i, $i = 1, 2, 3, \ldots$. Таким образом, последовательность неотрицательных взаимно независимых случайных величин $\{\tau_i, i \geq 1\}$ полностью характеризуется функциями распределения $F(t)$ и $F_i(t)$, которые не являются арифметическими, и каждая из случайных величин имеет конечные первые два математических момента, т.е. $M\tau < \infty$, $D\tau < \infty$. Указанные требования к случайным величинам выполняются для всех законов распределений, используемых в теории надежности. Последовательность $\{\tau_i, i \geq 1\}$ принято называть процессом восстановления с запаздыванием и обозначать $\{T_x\}_{x>0}$ [15, 16].

Величина T_x – случайная наработка изделия при заданном значении определяющего параметра x – определяется так:

$$T_{N_x} = \begin{cases} \sum\limits_{i=0}^{N_2(x)} \tau_i, & N_2(x) = 1, 2, \cdots, \\ 0, & N_2(x) = 0, \end{cases}$$

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

Динамику определяющего параметра работоспособности изделия можно представить графически (рис. 1).

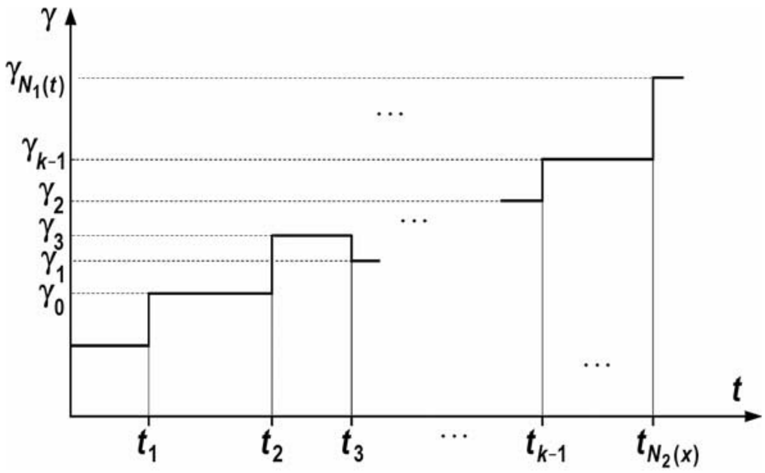

Рис. 1. Изменение определяющего параметра работоспособности изделия

Рассмотрим случайный процесс, соответствующий изменению определяющего параметра. Пусть γ_0 – случайное начальное значение определяющего параметра работоспособности изделия, которое предполагается независимым от последовательности $\{\tau_i, i \geq 1\}$ и имеет произвольную функцию распределения $G_0(y) = P(\gamma_0 = y)$. Поскольку измерения значений производятся только в моменты времени τ_i, $i \geq 1$, то можно считать, что именно в эти моменты происходят скачкообразные изменения параметра, причем значения определяющего параметра ограничены величиной Λ (Λ – допустимое значение). Полагаем также, что в промежутке между двумя соседними измерениями значение определяющего параметра не изменяется. Случайная величина γ_i – это значение определяющего параметра, измеренного в момент времени t_i, $i = 1, 2, 3, \dots$.

Таким образом, $\{\gamma(t)\}_{t>0}$ на множестве T действительной прямой является процессом с независимыми приращениями, если для любых значений $t_0 \le t_1 \le t_2 \le \dots$ на множестве T приращения $\Theta_k = \gamma(t_{k+1}) - \gamma(t_k)$, $k = 1, 2, 3,\dots$ являются независимыми случайными величинами [6, 7].

Относительно случайных приращений Θ_i, $i = 1, 2, 3, \dots$ естественно предположить, что они распределены с одной и той же функцией $G(x)$. Введем обозначения $G_1(x) = G_2(x) = \dots = G(x)$ и $G_0(x) = P(\Theta_0 \le x) = P(\gamma_0 \le x)$, где $G_i(x) = P(\Theta_i \le x)$. Введенная последовательность случайных величин $\{\Theta_i, i = 1, 2, 3, \dots\}$ образует процесс накопления, порожденный функциями $G_0(x) = P(\Theta_0 \le x)$ и $G(x) = P(\Theta_i \le x)$, $i = 1, 2, 3, \dots , N(t)$. Предположим, что математические ожидания и дисперсии должны удовлетворять условиям $M\Theta_0 < \infty$, $D\Theta_0 < \infty$, $M\Theta < \infty$, $D\Theta < \infty$.

Очевидно, что суммарное значение определяющего параметра работоспособности изделия в момент пересечения им заданной границы можно выразить соотношением

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

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

Таким образом, математической моделью параметрической надежности функционирования изделия является суперпозиция процесса накопления $\{\Theta_t\}_{t>0}$ и процесса восстановления $\{T_x\}_{x>0}$. Отметим, что случайные процессы $\{\Theta_t\}_{t>0}$, $\{T_x\}_{x>0}$ одновременно претерпевают изменения (см. рис. 1), и их можно рассматривать как синхронные процессы. Поскольку случайные процессы $\{\Theta_t\}_{t>0}$ и $\{T_x\}_{x>0}$ ступенчато возрастающие (убывающие), и их реализации почти неубывающие (невозрастающие) функции, то задавая верхнюю (нижнюю) допустимую границу, можно вычислять соответствующие показатели надежности и долговечности изделия.

Целью работы является построение математической модели параметрической надежности функционирования изделия, получение на ее основании асимптотических соотношений для нахождения вероятности того, что определяющий параметр не выйдет за заданные границы работоспособности, а также средней наработки до отказа изделия, и вычисление количественных значений показателей надежности датчиков расхода теплоносителя ШАДР-32М РБМК-1000, используя данные диагностических измерений определяющих параметров работоспособности расходомеров.

ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Вычислим вероятность безотказной работы изделия $P(t, x)$, которую определим как вероятность того, что суммарное значение определяющего параметра меньше заданного значения, а следовательно, он не вышел за заданные границы работоспособности. Тогда используя формулу полной вероятности, запишем

$$P(t,x) = P(\Theta_{N(t)} \le x) = P(\sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i \le x) = P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N(t)} \Theta_i \le x) =$$
$$= \sum_{k=0}^{\infty} G_0 \cdot G^{*(k)}(x)(F_1 \cdot \overline{F} \cdot F^{*(k-1)}(t)),$$

где $F^{*(k)}(t)$ – k-кратная свертка функции $F(t)$ самой с собой, определяемая рекуррентными соотношениями

$$F^{*(k)}(t)=\int_0^t F^{*(k-1)}(t-z)dF(z);$$

$$F^{*(0)}(t)=1,\quad F^{*(1)}(t)=F(t),\quad G^{*(k)}(x)=\int_0^x G^{*(k-1)}(x-y)dG(y).$$

В соотношении $P(t,x)$ выполним ряд преобразований многочисленных сверток, приводящих к виду [14]

$$P(t,x)=F_1\cdot\overline{F}(t)G_0(x)+\int_0^t\int_0^x P(t-y,x-z)dG(z)dF(y).$$

Полученное уравнение принадлежит к классу интегральных уравнений типа Вольтерра второго рода. Существование и единственность решения этого уравнения не вызывает сомнения. В то же время получить в явном виде решение этого уравнения непросто, за исключением, быть может, экспоненциального закона распределения случайных величин. Причем следует заметить, что использование стандартных асимптотических методов исследования данного уравнения, применяемых в теории восстановления, не приводит к содержательным результатам из-за особенностей его свободного члена. Так в [11] приведены двусторонние оценки вероятности $P(t,x)$ в терминах производящей функции, экспоненциальная оценка вероятности приводится в [12], а в [13] рассмотрен случай векторной нагрузки. Наконец, для нахождения решения приведенного уравнения можно использовать численные методы, например, метод итераций.

Поскольку вероятность того, что определяющий параметр не вышел за заданные границы работоспособности затруднительно записать в аналитическом виде, то возникает необходимость в получении асимптотического соотношения этой вероятности. При дальнейших вычислениях будем рассматривать центрированные значения определяющего параметра, следовательно, все моменты нечетного порядка таких случайных величин будут равны нулю. Пусть $\Delta=\max_k(\tau_i)$, $b_k=M\Theta_k^2$. Чтобы доказать, что вероятность того, что определяющий параметр не пересечет заданный уровень, распределена по гауссовскому закону, достаточно показать справедливость равенства

$$M\cdot\exp(i\cdot u\cdot\Theta_{N(t)})=\exp(-u^2b(t)/2),\qquad(2)$$

где $M\cdot\exp(i\cdot u\cdot\Theta_{N(t)})$ – характеристическая функция, которая вводится соотношениями

$$\Theta(u,t)=\int_{-\infty}^{\infty}e^{iux}dF_{\Theta_{N(t)}}(x)=Me^{iu\Theta_{N(t)}},\quad b(t)=M\Theta^2_{N(t)}=\sum_{k=0}^{N(t)}b_k,\quad i=\sqrt{-1},$$

где x – действительная переменная.

Представим $M\exp(iu\Theta_{N(t)})$ в виде

$$Me^{iu\Theta_{N(t)}}=\prod_{k=0}^{N(t)}Me^{iu\Theta_k}.$$

Очевидно, что для доказательства (2) необходимо показать справедливость равенства

$$\prod_{k=0}^{N(t)}Me^{iu\Theta_k}-\prod_{k=0}^{N(t)}M(1+iu\Theta_k-\Theta_k^2u^2/2)=\prod_{k=0}^{N(t)}Me^{iu\Theta_k}-\prod_{л=0}^{N(t)}(1-u^2b_k/2),\qquad(3)$$

где $M\Theta_k=0$ и $M\Theta_k^2=b_k$.

Оценим левую часть выражения (3), для чего воспользуемся замечаниями к теореме 4, приведенной в [17]:

$$\left|\prod_{k=0}^{N(t)} Me^{iu\Theta_k} - \prod_{K=0}^{N(t)} M(1+iu\Theta_k - \Theta_k^2 u^2/2)\right| \le \frac{u^4}{24}\sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^4.$$

Там же показана справедливость оценки

$$\sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^4 \le \sup_k \Theta_k^2 \sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^2.$$

Поскольку все случайные величины Θ_i имеют конечные значения, то очевидно, что $\sup\Theta_k^2$ ограничен, тогда

$$\sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^4 \le \sup_k \Theta_k^2 \sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^2 \le \sup_k \Theta_k^2 \sum_{k=0}^{N(t)} b_k^2.$$

Теперь нетрудно увидеть, что при $\Delta \to 0$ и непрерывной функции $b(t)$ выполняется [17]

$$\left|\prod_{k=0}^{N(t)} Me^{iu\Theta_k} - \prod_{k=0}^{N(t)} M(1+iu\Theta_k - \Theta_k^2 u^2/2)\right| \le \frac{u^4}{24}\sum_{k=0}^{N(t)} M\Theta_k^4 \le \sup_k \Theta_k^2 \sum_{k=0}^{N(t)} b_k^2 =$$
$$= \sup_k \Theta_k^2 b(t) \to 0.$$

В силу равенства нулю левой части выражения получили требуемое соотношение

$$Me^{iu\Theta_{N(t)}} = \prod_{k=0}^{N(t)} Me^{iu\Theta_k} = \lim_{\Delta\to 0}\prod_{k=0}^{N(t)}(1-u^2 b_k/2) = \exp(-u^2 b(t)/2).$$

Таким образом показано, что вероятность того, что определяющий параметр не пересечет заданный уровень, соответствует нормальному закону распределения. Перепишем вероятность безотказной работы изделия иначе:

$$P(\sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i \le x) = P(\sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i' \le x - \sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i),$$

где $\Theta_t' = \Theta_t - M\Theta_t$. Отметим, что $M\Theta_t' = 0$ и $D\Theta_t' = b(t)$, тогда вероятность безотказной работы изделия можно записать в виде

$$P(\sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i' \le x - M\sum_{i=0}^{N(t)} \Theta_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}b(t)} \int_{-\infty}^{x-M\sum_{i=0}^{N(t)}\Theta_i} \exp\left(-x^2/2b(t)^2\right)dx.$$

Вычислим теперь математическое ожидание и дисперсию случайной величины, представленной суммой набора Θ_i, используя важное свойство характеристической функции [7, 8]:

$$\left.\frac{d^n\Theta(u,t)}{du^n}\right|_{u=0} = i^n M\left(\Theta_{N(t)}\right)^n.$$

При вычислении характеристической функции использовалось предположение о независимости случайных величин Θ_i, $i = 1, 2, 3, \dots, N(t)$ в совокупности, а также то, что все случайные величины, быть может, кроме величины Θ_0, одинаково распределены.

Записанное соотношение позволяет легко определять любые моменты распределения случайных величин. Математическое ожидание случайной величины $\Theta_{N(t)}$ представим так:

$$\frac{d}{du}\Theta(u,t) = iM(\Theta_0 e^{iu\Theta_0})M(e^{iu\Theta N(t)}) + iM(e^{iu\Theta_0})MN(t)M(\Theta e^{iu\Theta(N(t)-1)}).$$

Тогда, положив $u = 0$, получим асимптотическое соотношение для математического ожидания значения определяющего параметра изделия в момент времени t

$$M\Theta_{N(t)} = M\Theta_0 + MN(t)M\Theta = M\Theta_0 + H(t)M\Theta,$$

где $H(t) = MN(t)$ – функция восстановления процесса $\{T_x\}_{x>0}$. Элементарная теорема восстановления позволяет переписать соотношение для математического ожидания значения определяющего параметра в виде [14]

$$M\Theta_{N(t)} \cong M\Theta_0 + M\Theta t/M\tau. \qquad (4)$$

Применение усиленной элементарной теоремы восстановления уточняет соотношение (4) [16]:

$$M\Theta_{N(t)} \cong M\Theta_0 + (t/M\tau + 0{,}5\cdot(\sigma_\tau^2/(M\tau)^2 - 1))M\Theta, \qquad (5)$$

где $\sigma_\tau^2 = D\tau = M(\tau - M\tau)^2$ – дисперсия случайной величины τ.

Напомним, что все результаты теории восстановления, полученные в асимптотической постановке, справедливы для каждого начального распределения $F_1(t)$, и по этой причине в соотношении (5) и далее случайная величина τ_0 отсутствует. Заметим, что если величина предельного значения изменения определяющего параметра

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

известна, то из соотношения (5) можно получить среднюю наработку изделия T_Θ до пересечения заданной границы:

$$T_\Theta = \left((M\Theta_{N(T_\Theta)} - M\Theta_0)/M\Theta - 0{,}5\times M\tau^2/(M\tau)^2 + 1\right)M\tau. \qquad (6)$$

Дисперсия случайной величины $\Theta N(t)$ определяется аналогично тому, как это выполнялось при вычислении математического ожидания. Опуская промежуточные вычисления, запишем конечное соотношение для дисперсии

$$D\Theta_{N(t)} = D\Theta_0 + (M\Theta)^2\, DN(t) + H(t)D\Theta$$

или

$$D\Theta_{N(t)} = \sigma^2_{\Theta_0} + t(M\Theta)^2/M\tau\times(\sigma_\tau^2/(M\tau)^2 + \sigma_\Theta^2/(M\Theta)^2). \qquad (7)$$

Вернувшись к первоначальным обозначениям и учитывая (3), запишем вероятность того, что определяющий параметр не пересечет заданный уровень x следующим образом:

$$P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N(t)}\Theta_i \le x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi D\Theta_{N(t)}}}\cdot\int_{-\infty}^{x-M\Theta_{N(t)}} \exp\left(-x^2/2D\Theta_{N(t)}\right)dx. \qquad (8)$$

Таким образом, показано, что при естественных предположениях вероятность того, что определяющий параметр изделия не пересечет заданной границы работоспособности, описывается нормальным распределением. Поскольку распределение случайной величины $\Sigma\Theta_i$ зависит только от длительности $\tau_i = t_{i+1} - t_i$ для $i \ge 1$, то изучаемый процесс функционирования изделия асимптотически однороден по времени t.

В частном случае, когда случайным является только начальное значение определяющего параметра, вероятность того, что определяющий параметр не пересечет заданный уровень x, такова:

$$P(\Theta_0 + \sum_{i=1}^{N(t)}\Theta_i \le x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}}\int_{-\infty}^{x-M\Theta_{N(t)}} \exp\left(-x/2\sigma_0^2\right)dx.$$

Таким образом, получены асимптотические соотношения для вероятности того, что определяющий параметр не вышел за заданные границы работоспособности, а также средней наработки до отказа изделия.

Используя данные диагностических измерений определяющих параметров работоспособности расходомеров ШАДР-32М реактора РБМК-1000, вычислим значения приведенных здесь показателей надежности датчиков расхода. Заметим, что каждый год непосредственно перед планово-предупредительным ремонтом производятся диагностические измерения параметров каждого расходомера по двум параметрам: минимальному значению отрицательной полуволны амплитуды на входе транзисторного измерительного блока расхода (ТИБР) и среднеквадратическому отклонению по периоду вращения шара расходомера. При отклонениях диагностических параметров от допустимых значений производится замена соответствующего расходомера, т.е. реализуется процедура обслуживания по состоянию. Статистический материал измерений контрольных параметров расходомеров позволяет определять прогнозное значение средней наработки датчика до пересечения любым из определяющих параметров установленного уровня.

Поскольку значения определяющих параметров датчика ШАДР-32М в каждые моменты времени, в которые выполняются измерения, – это независимые случайные величины, то целесообразно выполнять вычисления показателей надежности датчика по каждому из определяющих параметров отдельно. Анализ статистических данных, полученных при диагностических измерениях, позволил оценить математические моменты определяющих параметров [18]: минимальное значение отрицательной полуволны амплитуды на входе ТИБР и среднеквадратическое отклонение по периоду вращения шара расходомера. Так для первого определяющего параметра работоспособности расходомера – минимального значения отрицательной полуволны амплитуды – результаты оценки математических моментов, необходимых для дальнейших вычислений, приведены в табл. 1, для второго определяющего параметра математические моменты приведены в табл. 2, в табл. 3 содержатся значения математического ожидания и дисперсии продолжительности межремонтного периода.

Таблица 1

Значения математического ожидания и дисперсия минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе ТИБР

MA_{min}	DA_{min}	$MA_{min\,0}$	$DA_{min\,0}$
– 0,77	5,047	12,41	7,905

Таблица 2

Значения математического ожидания и дисперсия среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера

$M\sigma_T$	$D\sigma_T$	$M\sigma_{T0}$	$D\sigma_{T0}$
0,00287	0,00003374	0,027	0,0000109

Таблица 3

Математическое ожидание и дисперсия продолжительности межремонтного периода

$M\tau$	$D\tau$
8645	34590

Используя параметры случайных величин минимального значения отрицательной полуволны амплитуды на входе ТИБР и продолжительности межремонтного периода, приведенных в табл. 1 и 3, вычислим среднюю наработку до пересечения заданного уровня $\Theta_{N(TA)} = 4$ мВ минимумом отрицательной полуволны амплитуды на входе ТИБР. Поставляя в (6), имеем $T_A = 98740$ ч. По данным табл. 2 и 3 вычисляем среднюю наработку до пересечения заданного уровня среднеквадратическим отклонением по периоду вращения шара расходомера ШАДР-32М. Отметим, что значение заданного уровня – это неслучайная величина. Так, при $\Theta_{N(T\sigma)} = 0{,}04$ имеем $T_\sigma = 43480$ ч, а при $\Theta_{N(T\sigma)} = 0{,}056$ средняя наработка составит величину $T_\sigma = 91670$ ч.

При вычислении вероятности безотказной работы датчика расхода теплоносителя будем учитывать то, что определяющие параметры работоспособности расходомеров – независимые случайные величины, а также критерии отказов по этим параметрам. Тогда вероятность безотказной работы расходомера запишем так:

$$P(t) = \frac{1}{2\pi\sqrt{D1\times D2}} \times \int_{C1}^{\infty} \exp(-x^2/2(D1))dx \times \int_{-\infty}^{C2} \exp(-y^2/2(D2))dy,$$

где

$$D1 = DA_{\min 0} + t(DA_{\min}/D\tau + (MA_{\min})^2 D\tau/(M\tau)^3);$$

$$C1 = \Theta_{N(T_A)} - MA_{\min 0} - (t/M\tau + 0{,}5D\tau/(M\tau)^2 - 0{,}5)MA_{\min};$$

$$D2 = D\sigma_{T_0} + t(D\sigma_T/D\tau + (M\sigma_T)^2 \cdot D\tau/(M\tau)^3);$$

$$C2 = \Theta_{N(T_A)} - M\sigma_{T_0} - (t/M\tau + 0{,}5\cdot D\tau/(M\tau)^2 - 0{,}5)M\sigma_T.$$

Зависимость вероятности безотказной работы датчика расхода от его времени функционирования показана на рис. 2, 3.

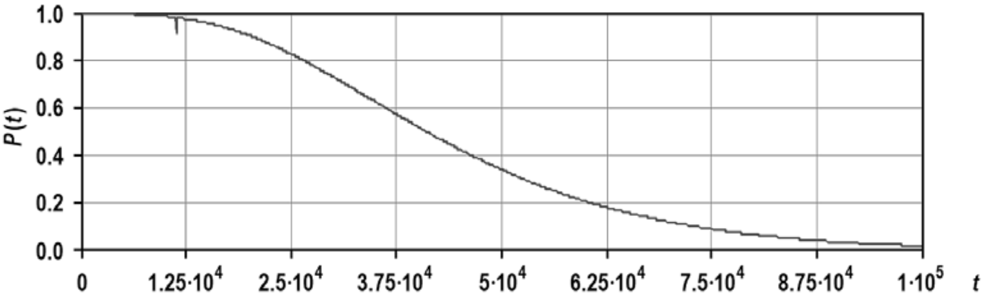

Рис. 2. Зависимость вероятности безотказной работы датчика расхода от времени t при заданном уровне работоспособности $\Theta_{N(Ts)} = 0{,}04$

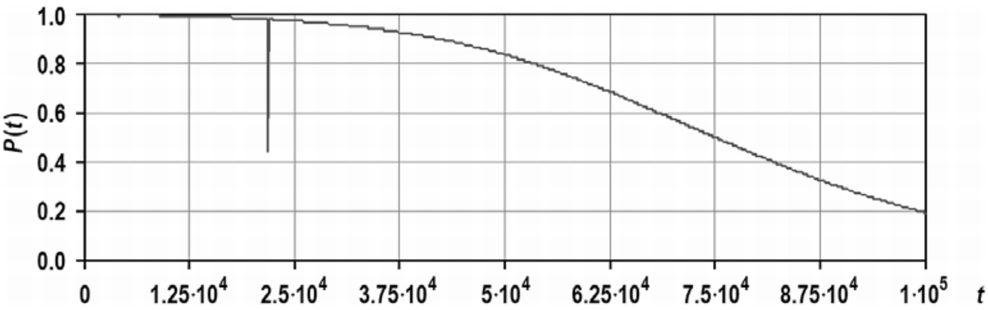

Рис. 3. Зависимость вероятности безотказной работы датчика расхода от времени t при заданном уровне работоспособности $\Theta_{N(Ts)} = 0{,}056$

Таким образом, выполненные расчеты показателей надежности датчика ШАДР-32М и зависимости, представленные на рис. 2, 3, указывают на то, что замены датчиков, как правило, выполняются из-за того, что среднеквадратическое отклонение по периоду вращения шара расходомера пересекает заданный уровень раньше, чем минимум отрицательной полуволны амплитуды соответствующий уровень.

ВЫВОДЫ

Разработана математическая модель параметрической надежности, учитывающая статистические данные диагностических измерений двух определяющих параметров работоспособности расходомеров ШАДР-32М реактора РБМК-1000: минимального значения отрицательной полуволны амплитуды и среднеквадратического отклонения по периоду вращения шара расходомера. На основании анализа математической модели надежности процесса функционирования датчика расхода получены асимптотические соотношения средней наработки изделия до пересечения заданной границы каждым определяющим параметром и вероятность безотказной работы. При анализе математической модели параметрической надежности не делались предположения о законах распределений случайных величин.

На основании статистических данных диагностических измерений вычислены количественные значения показателей надежности датчиков расхода.

Литература

1. *Острейковский В.А. Сальников Н.Л.* Вероятностное прогнозирование работоспособности элементов ЯЭУ. – М.: Энергоатомиздат, 1990. – 416 с.

2. *Дружинин Г.В.* Надежность автоматизированных систем. – М.: Энергия, 1977. – 534 с.

3. *Капур С., Ламберсон Л.* Надежность и проектирование систем. – М.: Мир, 1980. – 598 с.

4. *Стрельников В.П.* Модели отказов механических систем. – Киев: Знание, 1982. – 22 с.

5. *Пугачев В.С., Синицын И.Н.* Теория стохастических систем: Учеб. пособие. – М.: Логос, 2000. – 1000 с.

6. *Прохоров Ю.В., Розанов Ю.А.* Теория вероятностей. Основные понятия. Предельные теоремы. Случайные процессы. – М.: Наука, 1987. – 400 с.

7. *Королюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф.* Справочник по теории вероятностей и математической статистике. – Киев: Наукова думка, 1978. – 581 с.

8. *Гихман И.И., Скороход А.В.* Стохастические дифференциальные уравнения. – Киев: Наукова думка, 1968. – 356 с.

9. *Абрамов О.В., Катуева Я.В.* Параллельные алгоритмы анализа и оптимизации параметрической надежности // Надежность. – 2005. – №4. – С. 19-26.

10. *Аугутис Ю., Алзбутас Р., Матузас В.* Управление надежностью системы измерения расхода теплоносителя ШАДР-32М в реакторе РБМК-1500.// ISSN 0235 – 7208. Energetika. – 2002. – №4. – С. 27-32.

11. *Перегуда А.И., Андреев А.Г.* Асимптотический метод вычисления показателей долговечности изделий, функционирующих в условиях ударных нагрузок // Надежность. – 2007. – Т. 3. – №22. – С. 31-39.

12. *Перегуда А.И., Соборова И.А., Грошев А.И.* Вопросы оценки надежности изделий, подверженных дискретной деградации.// Известия вузов. Ядерная энергетика. – №3. – 2000. – С. 27-34.

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. *Кокс Д., Смит.* С. Теория восстановления. – М.: Советское радио,1967. – 298 с.

16. *Байхельт Ф., Франкен П.* Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. Пер. с нем. – М.: Радио и связь,1988. – 393 с.

17. *Гихман И. И., Скороход А.В.* Теория случайных процессов. – Т. 2 – М.: Наука, 1985. – 640 с.

18. *Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д.* Прикладная статистика. Исследование зависимостей. – М.: Финансы и статистика, 1985 – 488 с.

Поступила в редакцию 09.12.2016 г.

Авторы

Перегуда Аркадий Иванович, профессор, доктор техн. наук
E-mail: Pereguda@iate.obninck.ru

Белозеров Владимир Иванович, доцент, канд. техн. наук
E-mail: V.I.Belozerov@iate.obninsk.ru

UDC 62-192:519.6

PREDICTION OF RELIABILITY OF FLOW SENSORS OF SHADR-32M HEAT CARRIER

Pereguda A.I., Belozerov V.I.

Obninsk Institute for Nuclear Power Engeneering,
National Research Nuclear University «MEPhI»
1 Studgorodok, Obninsk, Kaluga reg. 249040 Russia

ABSTRACT

The complexity of technical systems, such as nuclear power plants, necessitates reliability assessments especially of the equipment that may affect the reactor operation safety. These assessments are also required for commercial reasons. In this context, of great importance are the tasks associated with investigation of regularities of the equipment and process parameter variations as well as development of methods and algorithms to obtain quantitative reliability indicators for the gradual (parametric) failures. The article considers these tasks with respect to the SHADR-32M flow rate sensors of RBMK-1000 reactor. Analysis was made of statistical data on periodic diagnostic measurements of the two defining performance parameters of SHADR-32M flow meters: the minimum value of the negative half-wave amplitude and standard deviation for the rotation period of the flow meter ball, which made it possible to develop a mathematical model of the sensor parametrical reliability. This flowmeter mathematical reliability model is a random process which is a superposition of a simple recovery process and a stochastic process with independent increments. A study of the mathematical model of the flow sensor operation reliability allowed us to obtain a closed form of the ratio of the flowmeter mean time to the crossing of a given border by each of the governing parameters and the probability of the flowmeter failure in the asymptotic setting without any assumptions about the laws of random variable distributions. The obtained results can be easily generalized for the case when the vector dimension of determining parameters is more than two without a significant complication of results. The use of the research results is illustrated by calculating quantitative parametric reliability indicators of the flow sensors.

Key words: parametric reliability, security system, random values, failure time, stochastic process, mean time, distribution function.

REFERENCES

1. Ostreykovskiy V.A. Salnikov N.L. *Veroyatnostnoye prognozirovaniye rabotosposobnosti elementov YaEU* [Probabilistic performance forecasting of nuclear power facility components]. Moscow. Energoatomizdat Publ., 1990. 416 p. (in Russian).

2. Druzhinin G.V. *Nadezhnost avtomatizirovannykh system* [Reliability of automated sysetms]. Moscow. Energiya Publ., 1977. 534 p. (in Russian).

3. Kapur S., Lamberson L. *Nadezhnost i proektirovaniye system* [Reliability in Engineering Design]. Trans. from Eng. Moscow. Mir Publ., 1980, 598 p. (in Russian).

4. Strelnikov V.P. *Modeli otkazov mekhanicheskikh system* [Mechanical system failure

models]. Kiev. Znanie Publ., 1982. 22 p. (in Russian).

5. Pugachev V.S., Sinicyn I.N. *Teoriya stokhasticheskikh system* [Stochastic system theory]. Textbook. Moscow. Logos Publ., 2000, 1000 p. (in Russian).

6. Prokhorov Yu.V., Rozanov Yu.A. *Teoriya veroyatnostey. Osnovnye ponyatiya. Predelnye teoremy. Sluchaynye protsessy* [Theory of probability. Basic concepts. Limit theorems. Random processes]. Moscow. Nauka Publ., 1987, 400 p. (in Russian).

7. Korolyuk V.S., Portenko N.I., Skorokhod A.V., Turbin A.F. *Spravochnik po teorii veroyatnostey i matematicheskoy statistike* [Handbook on probability theory and mathematical statistics]. Kiev. Naukova Dumka Publ., 1978, 581 p. (in Russian).

8. Gikhman I.I., Skorokhod A.V. Stokhasticheskiye differencialnye uravneniya [Stochastic differential equations]. Kiev. Naukova Dumka Publ., 1968, 356 p. (in Russian).

9. Abramov O.V., Katuyeva Ya.V. Parallel algorithms for analysis and optimization of parametric reliability. *Nadezhnost'*, 2005, no. 4, pp. 19-26 (in Russian).

10. Augutis Yu., Alzbutas R., Matuzas V. *Upravleniye nadezhnostyu sistemy izmereniya raskhoda teplonositelya ShADR-32M v reaktore RBMK-1500* [Reliability management of ShADR-32M coolant flow measurement system in RBMK-1500 reactor]. ISSN 0235 – 7208. *Energetika* [Power Engineering]. 2002, no. 4, pp. 27-32 (in Russian).

11. Pereguda A.I., Andreyev A.G. The asymptotic method for calculating durability indicators of products operating under shock loads. *Nadezhnost'*, 2007, v. 3, no. 22, pp. 31-39 (in Russian).

12. Pereguda A.I., Soborova I.A., Groshev A.I. Issues of assessing the reliability of products subject to discrete degradation. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika*. 2000, no. 3, pp. 27-34 (in Russian).

13. Pereguda A.I., Andreyev A.G. Evaluation of reliability and durability of products subject to cyclical multidimensional impacts. *Atomnaya energiya.* 2007, v. 102, iss. 6, pp. 351-358 (in Russian).

14. Pereguda A.I., Soborova I.A. *Nadezhnost i dolgovechnost. Modeli, pokazateli i metody ikh vychisleniya* [Reliability and durability. Models, indicators and calculation methods]. Monograph. Obninsk: IATE Publ., 2006. 225 p. (in Russian).

15. Cox D., Smith. S. Teoriya vosstanovleniya [Renewal Theory] Trans. from Eng. Moscow. Sovetskoe radio Publ., 1967, 298 p. (in Russian).

16. Beichelt F., Franken P. *Nadezhnost i tekhnicheskoye obsluzhivaniye. Matematicheskiy podkhod* [Reliability and Maintenance. Mathematical Approach]. Trans. from Ger. Moscow. Radio i Svyaz' Publ., 1988. 393 p. (in Russian).

17. Gikhman I.I., Skorokhod A.V. *Teoriya sluchaynykh protsessov* [Theory of random processes]. Vol. 2. Moscow. Nauka Publ., 1985. 640 p. (in Russian).

18. Ayvazyan S.A., Enyukov I.S., Meshalkin L.D. *Prikladnaya statistika. Issledovaniye zavisimostey* [Applied statistics. Research of dependencies]. Moscow. Finansy i Statistika Publ., 1985. 488 p. (in Russian).

Authors

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

Belozerov Vladimir Ivanovich, Associate Professor, Cand. Sci. (Engineering)
E-mail: V.I.Belozerov@iate.obninsk.ru