

МЕТОД ОЦЕНКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМ НА АЭС В УСЛОВИЯХ НЕОДНОРОДНОГО ПОТОКА ОТКАЗОВ

К.А. Иванова, М.А. Скиба, В.А. Чепурко

*Обнинский государственный технический университет атомной энергетики,
г. Обнинск*



Приведены математические модели и методы расчета показателей надежности систем, вероятностные характеристики которых могут изменяться с течением времени. Выводится уравнение для коэффициента готовности системы, находящейся в произвольный момент времени в работоспособном состоянии или состоянии отказа. Введены и определены новые показатели надежности совместных потоков событий. Приведены некоторые их свойства, в частности, связь новых показателей надежности с распределениями времен отказов и восстановлений через двумерные интегральные уравнения Вольтерра второго рода. Новая математическая модель позволяет монотонно преобразовывать два независимых рекуррентных потока отказов и восстановлений произвольным образом. Такая возможность позволяет, к примеру, вычислить коэффициент готовности стареющей системы. Также в рамках модели выводятся уравнения для ресурсных характеристик (приведен практический пример их расчета).

Ключевые слова: поток отказов, неоднородный во времени процесс, ведущая функция потока, нормализующая функция потока, совместный поток событий, показатели надежности, коэффициент готовности, среднее прямое и обратное остаточные времена

Keywords: failure flow, temporally inhomogeneous process, leading flow function, normalizing flow function, joint event flow, reliability indices, availability function, mean forward and backward remaining time.

ВВЕДЕНИЕ

Подробному анализу и исследованию различных вариантов случайных процессов отказов, восстановлений, альтернирующих процессов посвящено много учебников и монографий, к примеру [1–3]. Основным предположением для построения строгой и красивой теории является допущение об однородности во времени соответствующих процессов. Это означает, что вероятностные характеристики не изменяются с течением времени. Однако в процессе работы техническое оборудование, как известно, проходит несколько стадий эксплуатации. В зависимости от стадии эксплуатации изменяются показатели надежности оборудования, а также способы их расчета.

До недавних пор наибольшее внимание уделялось периоду нормальной эксплуатации, на котором параметр (интенсивность) потока отказов является приблизительно постоянной величиной, но при расчете показателей надежности необходимо учитывать и два других периода: приработки и старения, когда параметр (интенсивность) потока отказов убывает и возрастает со временем соответственно. В общем случае могут иметь место и другие, более сложные зависимости от времени. Если говорить о временах восстановления (ремонта элементов систем или систем в целом), то можно предполагать, что поток восстановлений образован неоднородными (с точки зрения распределения) временами восстановления. К примеру, среднее время ремонта постепенно может возрастать ввиду старения оборудования, по причинам увеличения времени обнаружения дефекта, сложности ремонта и т.д. С одним из методов учета старения оборудования и неполноты его восстановления можно ознакомиться, например, в работе [4], в которой выведены интегральные уравнения нового типа с «опережающим аргументом». Основным недостатком этой модели является ее некорректность для большинства законов распределений, т.е. выведенные интегральные уравнения не имеют, вообще говоря, решения.

В [5] впервые рассматривается метод учета возможных неоднородностей, основанный на модели нормализующей функции потока (НФП), вводятся асимптотические характеристики, близкие по смыслу к коэффициенту готовности. В [6] и [7] в рамках модели НФП выводятся некоторые аналитические решения для плотностей. Работа [8] посвящена, в основном, практическому применению модели НФП к данным об отказах оборудования атомных станций. В то же время, авторы разрабатывают новое направление применения модели НФП, в котором неоднородный поток «выпрямляется» в «идеальный» простейший поток событий. Расчет показателей надежности в этом случае становится достаточно простым. В [9] строится новая математическая модель совместного потока событий, которая в паре с моделью НФП позволяет учесть неоднородности альтернирующего процесса и рассчитать коэффициент готовности. Некоторые основные аспекты модели совместного потока событий для ознакомления рассматриваются в начале данной статьи. В [10] в рамках модели НФП выведены выражения для прямого и обратного остаточного времени, в [11] методика применяется к данным об отказах СУЗ Билибинской АЭС.

Цель работы – осветить некоторые возможности достаточно новой математической модели, позволяющей учитывать «искажения» потоков отказов и восстановлений и определять классические показатели надежности систем (элементов) в этих условиях.

МОДЕЛЬ СОВМЕСТНОГО ПОТОКА СОБЫТИЙ

Рассмотрим модель совместного (параллельного) потока событий, в которой нас будут интересовать некоторые новые вероятностные показатели надежности. Рассмотрим поток событий, в котором под событием понимается либо отказ 0 некоторого элемента, либо его восстановление 1 (см. рис. 1). Время работы до отказа ξ^0 и время восстановления ξ^1 – независимые случайные величины. Также ξ_i^0 и ξ_i^1 – независимые одинаково распределенные случайные величины (далее н.о.р.с.в.).

Коэффициент готовности системы, работающей в таком режиме, описывается формулой

$$P_1(t) = P(t \in Q^+) = \sum_{i=0}^{\infty} P(\tau_i^1 \leq t < \tau_{i+1}^0) = \Omega_1(t) - \Omega_0(t), \quad (1)$$

В предположении, что существуют необходимые производные, определим параметр (интенсивность) совместного потока отказов-восстановлений равного числа

$$\omega_+(t_0; t_1) = \frac{d^2 \Omega_+(t_0; t_1)}{dt_0 dt_1} = \sum_{i=0}^{\infty} f_{\mu_i^0}(t_0) f_{\mu_i^1}(t_1) \quad (3)$$

и параметр (интенсивность) совместного потока отказов-восстановлений с числом отказов, на единицу большим,

$$\omega_-(t_0; t_1) = \frac{d^2 \Omega_-(t_0; t_1)}{dt_0 dt_1} = \sum_{i=0}^{\infty} f_{\mu_{i+1}^0}(t_0) f_{\mu_i^1}(t_1). \quad (3')$$

Вновь введенные характеристики позволяют получить показатели надежности в предположении неоднородности потока отказов и потока восстановлений.

СВОЙСТВА ХАРАКТЕРИСТИК СОВМЕСТНОГО ПОТОКА СОБЫТИЙ

Некоторые из основных элементарных свойств ведущих функций совместного потока отказов очевидны и аналогичны свойствам совместной (кумулятивной) функции распределения. Как наиболее важные, необходимо отметить свойства связи коэффициента готовности с интенсивностями потоков отказов и уравнения восстановления для ведущей функции совместного потока событий.

Коэффициент готовности

$$P_1(t) = \int_0^t \int_0^{t-x_1} [\omega_+(x_1; x_2) - \omega_-(x_1; x_2)] dx_2 dx_1. \quad (4)$$

Уравнения восстановления

$$\Omega_+(t_0; t_1) = H(t_0)H(t_1) + \int_0^{t_0} \int_0^{t_1} f_{\xi^0_0}(t_0 - x_0) f_{\xi^1_1}(t_1 - x_1) \Omega_+(x_0; x_1) dx_0 dx_1 \quad (5)$$

$$\Omega_-(t_0; t_1) = F_{\xi^0_0}(t_0)H(t_1) + \int_0^{t_0} \int_0^{t_1} f_{\xi^0_0}(t_0 - x_0) f_{\xi^1_1}(t_1 - x_1) \Omega_-(x_0; x_1) dx_0 dx_1. \quad (5')$$

Замечание. В (5) и (5') $H(t)$ – функция Хэвисайда. Для интенсивностей совместного потока отказов получаются уравнения, аналогичные (5) и (5'). Единственное отличие – свободный член интегрального уравнения является второй смешанной производной свободного члена уравнений (5) и (5') соответственно.

Пусть ξ^0, ξ^1 показательно распределены с интенсивностями λ_0, λ_1 соответственно. Решение уравнений (5), (5') с помощью преобразования Лапласа приводит к следующему результату:

$$\begin{aligned} \omega_+(t_0; t_1) &= \delta(t_0)\delta(t_1) + \lambda_0\lambda_1 \exp[-\lambda_0 t_0 - \lambda_1 t_1] I_0(2\sqrt{\lambda_0\lambda_1 t_0 t_1}), \\ \omega_-(t_0; t_1) &= \lambda_0 \exp(-\lambda_0 t_0 - \lambda_1 t_1) \left[\delta(t_1) + \sqrt{\frac{\lambda_0\lambda_1 t_0}{t_1}} I_1(2\sqrt{\lambda_0\lambda_1 t_0 t_1}) \right], \end{aligned}$$

где $I_0(x), I_1(x)$ – модифицированные функции Бесселя порядка 0 и 1 соответственно. Дельта-функции $\delta(t_0), \delta(t_1)$, входящие в данные выражения, обусловлены нулевыми моментами отказов и восстановлений, которые можно считать вырожденными в точке 0 случайными величинами. Такие величины принимают конкретное значение с единичной вероятностью. На рисунке 3 представлены результаты расчетов коэффициента готовности после подстановки найденных решений в (4). Результаты расчетов по (4) совпадают с классическими расчетами коэффициента готовности для экспоненциальных законов распределения наработки до отказа и

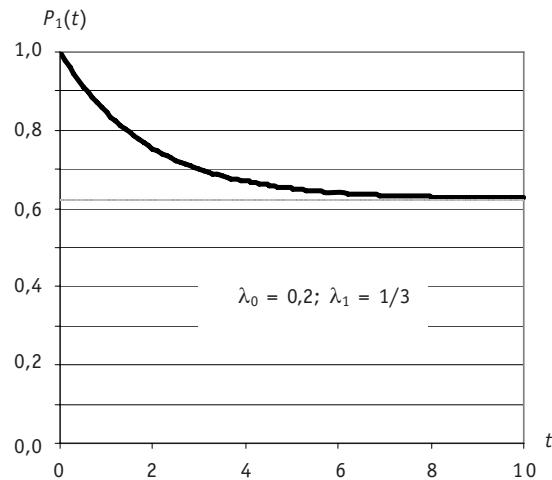


Рис. 3. Коэффициент готовности

времени восстановления: $P_1(t) = \frac{\lambda_1}{\lambda_0 + \lambda_1} + \frac{\lambda_0}{\lambda_0 + \lambda_1} e^{-(\lambda_0 + \lambda_1)t}$ [1, 2].

МОДЕЛЬ НОРМАЛИЗУЮЩЕЙ ФУНКЦИИ ПОТОКА

Основной идеей модели НФП является построение непрерывного строго монотонно возрастающего отображения Y абстрактного рекуррентного потока событий в «реальный» поток событий. При этом абстрактный поток не имеет временной размерности. Пусть μ_k – момент наступления k -го события абстрактного потока, т.е. $\mu_k = \sum_{i=1}^k \xi_i$, где ξ_i – интервал между двумя последовательными событиями потока. В случае однородного (рекуррентного) потока отказов все ξ_i – н.о.р.с.в.

Моменты реального потока событий будут определяться формулой

$$\tilde{\mu}_k = \Psi\left(\sum_{i=1}^k \xi_i\right) = \Psi(\mu_k), \quad k = 1, 2, \dots, \tau_0 = 0,$$

где $\Psi(\cdot)$ – некоторая непрерывно дифференцируемая строго монотонно возрастающая на $[0; \infty)$ функция, причем $\Psi(0) = 0$. Тогда i -ая наработка между отказами

$$\zeta_i = \tilde{\mu}_i - \tilde{\mu}_{i-1} = \Psi(\mu_i) - \Psi(\mu_{i-1}).$$

Понятно, что в этом случае $\{\zeta_i, i = 1, 2, \dots\}$ будут зависимы, если только $\Psi(x) \neq \text{const} \cdot x$.

Как показано в [5], среднее число событий (ведущая функция потока) в момент времени t равно

$$\Omega(t) = v(\Psi^{-1}(t)), \quad (6)$$

где $v(t)$ – решение интегрального уравнения

$$v(t) = F_{\xi}(t) + \int_0^t v(t-\tau) f_{\xi}(\tau) d\tau. \quad (7)$$

Предположим, что при $t \rightarrow \infty$, $\Psi^{-1}(t) \rightarrow \infty$. В этом случае [5] для среднего числа отказов непосредственно получается

$$\Omega(t) \underset{t \rightarrow \infty}{\sim} \frac{\Psi^{-1}(t)}{M\xi}.$$

Таким образом, в отличие от классической теории, асимптотическое поведение среднего числа отказов нелинейно и определяется НФП. Это дает широкие возможности при моделировании реальных процессов.

РАСЧЕТ КОЭФФИЦИЕНТА ГОТОВНОСТИ С УЧЕТОМ ИСКАЖЕНИЙ ПОТОКА ОТКАЗОВ И ПОТОКА ВОССТАНОВЛЕНИЙ

Выведем математическую модель расчета коэффициента готовности при условии, что автономные потоки отказов и восстановлений являются отображениями двух абстрактных независимых рекуррентных потоков. Пусть $\Psi_0(\mu_i^0)$, $i = 0, 1, \dots$ – поток отказов; $\Psi_1(\mu_i^1)$, $i = 0, 1, \dots$ – поток восстановлений; $\{\mu_i^0\}$ и $\{\mu_i^1\}$, $i = 0, 1, \dots$ – рекуррентные потоки отказов и восстановлений соответственно. Функции $\Psi_0(x)$ и $\Psi_1(x)$ удовлетворяют обычным для данной модели условиям:

- $\Psi_0(0) = 0$, $i = 0, 1$;
- $\Psi_i(x) \in C_{(0;\infty)}^1$, причем $\Psi_i'(x) > 0$, $i = 0, 1$.

Коэффициент готовности

$$P_1(t) = \iint_{\Psi_0(x_1) + \Psi_1(x_2) \leq t} [\omega_+(x_1; x_2) - \omega_-(x_1; x_2)] dx_1 dx_2. \quad (8)$$

Рассмотрим пример. Найдем коэффициент готовности (8) при степенной неоднородности рекуррентных потоков событий.

Зададим функцию $\Psi_i(t) = t^{\gamma_i}$, $\gamma_i > 0$, $i = 0, 1$. Очевидно, что от величины параметра γ_i зависит характер неоднородности рекуррентного потока. Например, при $\gamma_i \in (1; \infty)$, $i = 0, 1$ поток событий будет «разряжаться», при $\gamma_i \in (0; 1)$, $i = 0, 1$ – «сгущаться». Если $\gamma_i = 1$, $i = 0, 1$, то поток будет однородным.

Пусть интервалы ξ_j^0 и ξ_j^1 между двумя последовательными событиями рекуррентных потоков отказов $\{\mu_i^0\}$ и восстановлений $\{\mu_i^1\}$ соответственно распределены по закону Вейбулла с параметрами формы $m^0 = m^1 = 2$ и параметрами масштаба $\theta^0 = 5$, $\theta^1 = 2$. В этом случае математическое ожидание $M\xi^0 = 4,43$ и $M\xi^1 = 1,77$. Рассмотрим следующие варианты.

1. Потоки событий не искажаются: $\gamma_0 = 1$, $\gamma_1 = 1$.
2. Поток отказов разряжается (отказы происходят реже), поток восстановлений однороден: $\gamma_0 = 1,2$, $\gamma_1 = 1$.
3. Поток отказов сгущается (отказы учащаются), поток восстановлений однороден:
 - а) $\gamma_0 = 0,8$, $\gamma_1 = 1$;
 - б) $\gamma_0 = 0,5$, $\gamma_1 = 1$.
4. Поток отказов сгущается (отказы учащаются), поток восстановлений разряжается (восстановления происходят реже): $\gamma_0 = 0,8$, $\gamma_1 = 1,2$.

Графики коэффициентов готовности для случаев 1–4 представлены на рис. 4.

Кривая 1 отображает ситуацию, когда потоки событий не искажены; кривая 2 коэффициента готовности проходит выше кривой (1), т.к. поток отказов в случае 2 разряжается. Из анализа поведения кривых 3 а) и 3 б) видно, что при уменьшении параметра γ_0 график коэффициента готовности ниже: поток отказов учащается; 3 а) и 4 – при разрежении потока восстановлений коэффициент готовности уменьшается. На графике 3 б) становятся наиболее отчетливыми локальные экстремумы коэффициента готовности, обусловленные специфической формой распределения Вейбулла при заданных параметрах. Так, точка локального минимума (равная, примерно, 3) соответствует наиболее вероятному моменту первого от-

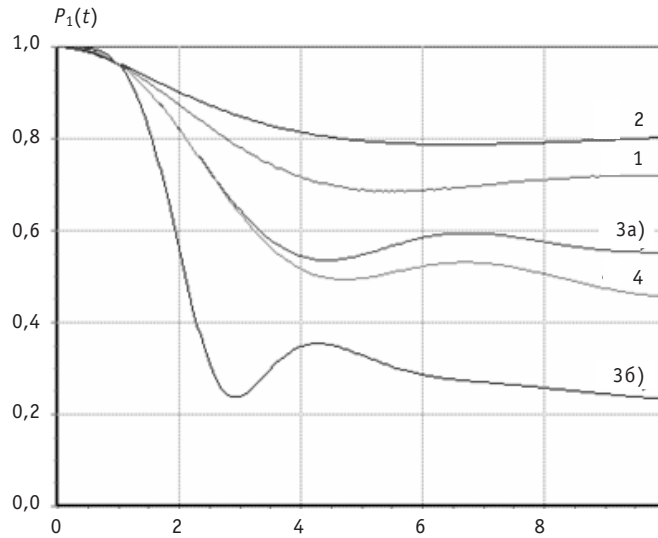


Рис. 4. Коэффициент готовности для вариантов 1–4

каза, а точка локального максимума (приблизительно 4.5) – моменту первого восстановления.

Если поток отказов и восстановлений регулярен, т.е. ξ^0 и ξ^1 – вырожденные с.в., то с помощью несложных преобразований получаем

$$P_1(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \left[H(t - \Psi_0(k\xi^0) - \Psi_1(k\xi^1)) - H(t - \Psi_0((k+1)\xi^0) + \Psi_1(k\xi^1)) \right].$$

РЕСУРСНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ В МОДЕЛИ НФП

Как известно [1], среднее *прямое* остаточное время – это математическое ожидание оставшегося времени работы системы до очередного отказа, начиная с момента времени t , в который система была работоспособна, среднее *обратное* остаточное время – это математическое ожидание времени работы системы от начала эксплуатации или ее возобновления после последнего восстановления до момента времени t , в который система работоспособна. *Средний ресурс* представляет собой среднюю наработку объекта от начала эксплуатации или ее возобновления после предупредительного ремонта до наступления предельного состояния.

Приведем уравнения для расчета рассматриваемых ресурсных характеристик «искаженного» потока отказов с нормализующей функцией потока (НФП) $\Psi(x)$.

Среднее прямое остаточное время $V(t)$ [11, 12]

$$V(t) = \varphi_0(\Psi^{-1}(t)) + \int_0^{\infty} f_{\xi}(x)g(x;t)dx, \quad (9)$$

$$\text{где } g(x;t) = \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (\Psi(\tau+x)-t)v(\tau)d\tau, \quad \varphi_0(\Psi^{-1}(t)) = \int_{\Psi^{-1}(t)}^{\infty} (\Psi(x)-t)f_{\xi}(x)dx.$$

Среднее обратное остаточное время $R(t)$

$$R(t) = \varphi_0(\Psi^{-1}(t)) + \int_0^{\infty} f_{\xi}(x)g(x;t)dx, \quad (10)$$

$$\text{где } g(x;t) = \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (t - \Psi(\tau))v(\tau)d\tau, \quad \varphi_0(\Psi^{-1}(t)) = t \int_{\Psi^{-1}(t)}^{\infty} f_{\xi}(x)dx = t \cdot (1 - F_{\xi}(\Psi^{-1}(t))).$$

Средний ресурс $T(t) = V(t) + R(t)$:

$$T(t) = \Phi_0(\Psi^{-1}(t)) + \int_0^{\infty} f_{\xi}(x)g(x;t)dx, \quad (11)$$

$$\text{где } g(x;t) = \int_{(\Psi^{-1}(t)-x)\vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (\Psi(\tau+x) - \Psi(\tau))v(\tau)d\tau, \quad \Phi_0(\Psi^{-1}(t)) = \int_{\Psi^{-1}(t)}^{\infty} \Psi(x) \cdot f_{\xi}(x)dx.$$

В полученных выражениях $f_{\xi}(x)$ – плотность распределения наработки на отказ выпрямленного потока отказов; $v(t)$ – интенсивность такого потока отказов.

ПРИМЕР РАСЧЕТА РЕСУРСНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК

Для демонстрации возможностей нового подхода рассмотрим расчет ресурсных характеристик по данным об отказах электрооборудования СУЗ Билибинской АЭС. Для примера возьмем УЗС – усилитель защиты по скорости. Данные об отказах представляют собой группированные по годам частоты отказов. Классическая

гистограммная оценка параметра потока отказов $\hat{\omega}_i = \frac{n_i}{m\Delta_i}$, где n_i – число отказов

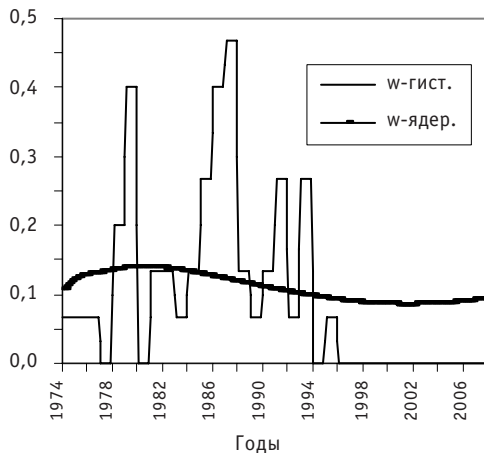


Рис. 5. Параметр потока отказов УЗС

на временном интервале Δ_i , m – число объектов, формирующих исследуемый поток отказов, представлена на рис. 5. Необходимо отметить, что среднее число отказов за весь исследуемый период времени $\frac{1}{m} \sum n_i = 3.4$, что говорит о представительности статистики, т.е. каждый элемент совокупности из m однотипных объектов за 34 года в среднем отказывал (затем восстанавливался) 3.4 раза.

В то же время, анализируя график, можно отметить ярко выраженный период высокой интенсивности, который завершился примерно к 1995 г. После 1996 г. отказов не было. Как известно [1–3], в случае однородных во времени процессов отказов параметр соответствующего потока событий постепенно стабилизируется и стремится в асимптотике к константе $(M\xi)^{-1}$ – обратной величине средней наработки.

Если применять классическую гистограммную оценку параметра потока отказов [1] для оценки плотности распределения через интегральное уравнение восстановления, то будет получаться, вообще говоря, результат, не имеющий физического смысла (найденная плотность – отрицательна). Убрать нежелательный эффект возможно только объединив всю информацию, т.е. оценив параметр потока константой на всем временном промежутке от 1974 г. до 2008 г. Но в этом случае мы фактически признаем поток отказов простейшим (запаздываний нет). Однако это вызывает, по меньшей мере, недоумение (см. рис. 3).

Применяя ядерную оценку параметра потока отказов [12] для оценки закона распределения, мы вынуждены предположить однородность процесса во времени. В этом случае поправкой на параметр потока отказов мы, фактически, «размажем» имеющиеся отказы по временной оси, искусственно выводя ядерную оценку параметра потока отказов на константу, добавляя в этом случае стабильные несуществующие отказы на период времени с 1996 по 2008 гг. (см. рис. 5). Тем не менее

применим ядерную оценку параметра потока отказов, оценим плотность и найдем окончательно средние прямое и обратное остаточные времена. Результат расчетов представлен на рис. 6.

Анализируя рисунок, можно отметить, что к окончанию исследуемого периода оба остаточных времени приблизились к 13–14 годам, в то время как были ситуации, когда один элемент УЗС отказывал в среднем 0.4–0.45 раз в год! Следовательно, были периоды, когда наработка была около двух-трех лет (см. рис. 5; 1980, 1985–1986 гг.). Тем не менее эти локальные всплески интенсивности отказов остались незамеченными – результат того, что, фактически, эти эффекты были устранены чрезвычайным сглаживанием параметра потока отказов. В противном случае решение не имело физического смысла.

Осталось применить модель НФП (рис. 7). Параметрически оценив НФП методом наименьших квадратов, с помощью (6), (7) оценим $f_{\xi}(x)$ – плотность распределения абстрактной наработки.

Решая (9)–(11) получаем требуемый результат. Можно отметить, что локальные эффекты сохранились. Примерно на десятом году эксплуатации среднее (1984 г.) прямое остаточное время равно трем годам. $1984 + 3 = 1987$ гг. – почти пик отказов. На 15 году (1989 г.) обратное остаточное время достигает минимума в три года ($1989 - 3 = 1986$). В дальнейшем обратное остаточное время начинает линейно возрастать, что, в принципе, отражает реальность – отказы почти полностью прекратились. Следовательно, если на 20-м году эксплуатации обратное остаточное время равно пяти годам, то на 30-м году примерно двенадцати. Это прекрасно согласуется с реальными данными. Анализируя прямое остаточное время, можно отметить более сложную зависимость. После десяти лет прямое остаточное время начинает возрастать, значит средняя наработка постепенно увеличивается, следовательно, интенсивность отказов падает. Достигнув максимума в 17 лет к 20 годам эксплуатации, прямое остаточное время начинает уменьшаться ($20 + 17 = 37$ лет; $1974 + 37 = 2011$ г.). Эту дату можно считать пессимистически прогнозируе-

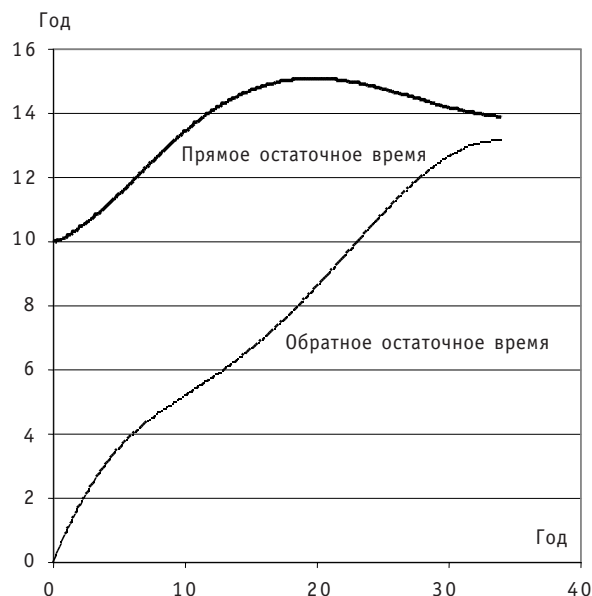


Рис. 6. Ресурсные характеристики в предположении однородного во времени процесса

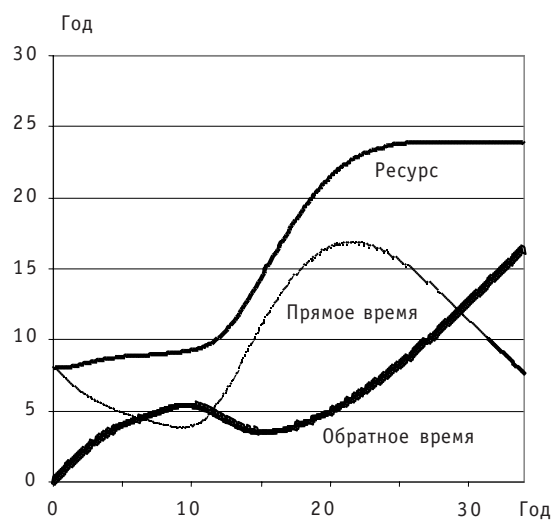


Рис. 7. Ресурсные характеристики в предположении неоднородного во времени процесса

мой датой отказов. На данный момент времени (2008 г.) следующий отказ прогнозируется в среднем через семь лет, т.е. в 2015 г. Эту оценку, по аналогии, можно назвать оптимистической. Таким образом, методика позволяет спрогнозировать время наступления следующего отказа одного элемента УЗС – это интервал времени 2011–2015 гг. Причем, учитывая количество элементов совокупности, для УЗС $m = 15$, можно предположить, что вероятность отказа хотя бы одного элемента совокупности достаточно велика.

Когда статья была впервые отправлена в редакцию, авторы еще не располагали статистикой по отказам СУЗ БиАЭС за 2008 г. Оказалось уже в 2008 г. произошел один отказ УЗС.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье приводятся математические модели и методы расчета показателей надежности систем, вероятностные характеристики которых могут изменяться с течением времени. На реальных неоднородных потоках показано преимущество предложенных методов. Разработанная математическая модель может применяться для расчета вероятностных показателей надежности элементов и систем АЭС в условиях старения, когда классические методы не работают.

Литература

1. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. – М.: Радио и связь, 1988. – 357 с.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. – М.: Наука, 1991. – 384 с.
3. Вероятностные разделы математики. Учебник для бакалавров технических направлений/Под ред. Ю.Д. Максимова – СПб.: Иван Федоров, 2001. – 592 с.
4. Саенко Н.Б. Учет неполноты восстановления элементов при расчете надежности систем//Известия вузов. Приборостроение. – 1994. – С. 16-23.
5. Волников И.С., Чепурко В.А. Неоднородный поток отказов и восстановлений//Диагностика и прогнозирование состояния объектов сложных информационных интеллектуальных систем/Сб. научн. тр. № 14 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2002. – С. 36-44.
6. Никитина А.Г., Чепурко В.А. Об учете неоднородности потока отказов// Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. научн. тр. № 15 кафедры АСУ – Обнинск: ИАТЭ, 2004. – С. 31-36.
7. Антонов А.В., Караулов И.Н., Чепурко В.А. Оптимизация проведения профилактических работ с учетом деградации и старения оборудования//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. научн. тр. № 16 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2006. – С. 31-38.
8. Саакян С.П., Острейковский В.А., Чепурко В.А. Метод обработки статистических данных о надежности оборудования в процессе эксплуатации атомных станций//Известия вузов. Ядерная энергетика. – 2007. – № 3. – Вып. 1. – С. 30-37.
9. Иванова К.А., Чепурко В.А. Математическая модель совместного потока событий//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. научн. тр. № 18 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2009.
10. Скиба М.А. О среднем ресурсе и остаточных временах неоднородного потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. научн. тр. № 18 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2009.
11. Кисиль И.М., Антонов А.В. и др. Вероятностный анализ показателей надежности и остаточного ресурса оборудования подсистем СУЗ Билибинской АЭС на основе информации об отказах за период 1974–2007 гг. Технический отчет. – М.: ВНИИАЭС, 2008 – 133 с.
12. Чепурко В.А. Ядерная оценка параметра потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. научн. тр. № 15 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2004. – 80 с.

Поступила в редакцию 15.04.2009

ABSTRACTS OF THE PAPERS

УДК 621.039.58

System Analysis of Verbal Communication between NPP Main Control Room Operators during Abnormal Situations \ A.N. Anokhin, N.V. Pleshakova, V.A. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2009. – 12 pages, 2 tables, 6 illustrations. – References, 11 titles.

Communication plays an important role in the joint mental activity of main control room team members at a Nuclear Power Plant (NPP). The communication which takes place when operators are dealing with an emergency scenario at the full scope simulator of VVER-1000 power unit has been analysed by the authors of the present paper. The experienced operators were interviewed and the series of four experimental trials were conducted. As a result of analysis of gathered data six types of communication were identified and described, and their relative proportions and other numeric characteristics were estimated. The main shaping factors influencing the communication were revealed and assessed. The most important of them are the noise caused by acoustic alarm signals and intensive talking, and the lack of time inducing the operators to cut out the wording of their verbal messages. The ways used by the operators in order to improve communication were revealed as well as additional recommendations of ways as to increase efficiency of communication were formulated.

УДК 621.039.564

single Module of Hydrogen Monitoring System within NPP Containment \ S.V. Bogdanov, S.N. Berezhnoy, S.G. Kalyakin, A.A. Lukyanov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2009. – 5 pages, 4 illustrations. – References, 3 titles.

The operation principle and the configuration of the single module are described, which is used to measure oxygen concentration inside the containment compartments as a part of the hydrogen monitoring system. The measuring complex of hydrogen and oxygen gas analyzers based on a single module is presented, which is designed for operation under beyond-design-basis accident conditions.

УДК 621.039.586

Adaptation of Standard Emergency Analysis Approach for BN-Type Reactors \ Y.M. Volkov, A.I. Voropaev, S.T. Leskin; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2009. – 7 pages, 3 illustrations. – References, 7 titles.

In article described the standard approach adaptation of nuclear power plants emergency analysis for NPP with BN-type reactor. Approach implementation is meant for minimizing of dangerous impact of radiation for plant personnel, inhabitants and environment by means of special technical measures and organizational activity.

УДК 519.7:519.22

Method of Reliability Indices of Systems of the Nuclear Power Station Assessment in a Non-Homogeneous Failure Flow \ K.A. Ivanova, M.A. Skiba, V.A. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2009. – 10 pages, 7 illustrations. – References, 12 titles.

The paper considers mathematical models and methods for calculating reliability indices of systems which probabilistic characteristics can vary in time. The equation for the availability function of a system in the up or failed state at any time is derived. New reliability indices of the joint event flows are derived and defined. Some their properties are presented. The relationship between new reliability indices and the failure and recovery distribution time using two-dimensional integral Volterra equation 2-nd sort is shown too. A new mathematical model allows the monotonous transformation of two independent recurrent failure and recovery flows arbitrarily. This, for example, allows to calculate the availability function of an ageing system. Equations for resource characteristics are deduced within the model and the practical example of their calculation is considered.

УДК 621.039.58

Passive system with steam-water injector for emergency supply of steam generators of the NPP \ A.G. Ilchenko, A.N. Strakhov, D.N. Magnitsky; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). –