

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДАННЫХ ОБ ОТКАЗАХ ОБОРУДОВАНИЯ АЭС С УЧЕТОМ НЕОДНОРОДНОСТИ ПОТОКА ОТКАЗОВ

А.В. Антонов, К.А. Белова, В.А. Чепурко

Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ МИФИ, г. Обнинск



Описывается методика оценивания показателей надежности оборудования АЭС, позволяющая учесть возможную неоднородность потока отказов. Отмечена специфика поступающих статистических данных об отказах. Предложен ряд критериев проверки гипотез о характере поступающей информации. Описано применение модели нормализующей функции потока для расчета требуемых показателей надежности. Приведен практический пример анализа данных об отказах некоторых элементов СУЗ Вилибинской АЭС.

Ключевые слова: поток отказов, неоднородный во времени процесс, нормализующая функция потока, проверка гипотез, показатели надежности.

Key words: failure flow, non-homogenous process, normalizing flow function, test of hypothesis, reliability coefficients.

ВВЕДЕНИЕ

В процессе функционирования техническое оборудование проходит три стадии, для каждой из которой характерна определенная тенденция поведения параметра потока отказов (ППО). Например, в период нормальной эксплуатации значение ППО является приблизительно постоянной величиной. В этом случае предполагается однородность во времени процесса функционирования оборудования, и показатели надежности рассчитываются классическими способами [1, 4].

На этапе приработки ППО убывает со временем, на этапе старения возрастает (могут иметь место и более сложные зависимости). Такую зависимость в поведении ППО можно объяснить присутствием в потоке отказов неоднородностей: областей, для которых характерно относительное уменьшение количества отказов, и областей, для которых характерно относительное увеличение количества отказов. Следовательно, на этапах приработки и старения наработки между двумя последовательно происшедшими отказами не являются одинаково распределенными случайными величинами, а поток отказов нельзя считать рекуррентным [3]. Ввиду этого применять классические способы расчета характеристик надежности на данных этапах некорректно. При проведении расчетов необходимо принимать во внимание неоднородность (во времени) потока событий.

Рассмотрим литературные источники, авторы которых касаются проблемы неоднородности. В работе [15] излагается модель деградации работоспособности

объекта, представлено уравнение для расчета коэффициента готовности, описывающее процесс эксплуатации оборудования с постепенной деградацией. Неоднородность потока событий учитывается изменением как функции распределения наработки между отказами, так и функции распределения времени восстановления. Недостатком предложенного метода является то, что полученное интегральное уравнение разрешимо лишь для некоторых частных случаев.

Новый способ учета неоднородности при помощи модели нормализующей функции потока (НФП) впервые представлен в [6, 7]. В данной работе вводятся асимптотические характеристики, близкие по смыслу к коэффициенту готовности.

Остановимся на источниках, авторы которых использовали в исследованиях модель НФП. В [11, 18] представлено уравнение для определения функции распределения произвольной наработки на отказ в условиях неоднородности потока событий, зная которую можно оценить, например, остаточный ресурс. В [11] получены функции распределения второй наработки на отказ для степенной модели НФП в некоторых частных случаях. В работе [14] предложен метод обработки неоднородных потоков статистических данных об отказах. Автор представляет такой вид обратной НФП, который приводил бы неоднородный поток отказов к простейшему, и находит выражение для функции распределения произвольной наработки для данного случая. В [16] выводятся уравнения для расчета среднего прямого и среднего остаточного времени с учетом неоднородности потока событий. Автором проводится анализ ресурсных характеристик в одном частном случае. В [8, 9] исследована модель совместного потока событий для расчета коэффициента готовности в условиях неоднородности потока событий. В [8] также представлены уравнения для расчета ресурсных характеристик и приведен пример их расчета.

Анализ литературных источников показывает, что для выбора корректного способа оценивания показателей надежности прежде всего необходимо определить, справедливо ли допущение об однородности во времени потока отказов.

Обобщая результаты исследований, выполненных в области оценивания характеристик надежности в условиях неоднородного потока событий, можно выделить несколько этапов статистического анализа данных об отказах оборудования АЭС. Цель предлагаемой статьи состоит в описании и исследовании методики оценивания показателей надежности оборудования АЭС, изложенной в [5] и позволяющей учесть возможную неоднородность потока отказов.

Статья построена следующим образом. Вначале рассматриваются вопросы, связанные с исходными данными об отказах. Затем, описывается методика оценки показателей надежности оборудования АЭС (этапы исследования). Далее раскрывается содержание каждого этапа и приводится пример анализа данных об отказах группы элементов СУЗ Билибинской АЭС. По результатам работы приводятся выводы и намечаются дальнейшие направления исследований.

ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ

Информация об отказах оборудования на АЭС фиксируется в специальном журнале дефектов. Отмечается время обнаружения отказа и причина, по которой он произошел. При этом выяснить, какой именно элемент из совокупности однотипного оборудования отказал, когда тот или иной элемент установлен в систему, сколько времени он находился на хранении, каков характер и длительность ремонта, не всегда представляется возможным. Статистическая информация, поступающая для анализа, представлена следующим образом: известно количество отказов элементов v_i из совокупности однотипных объектов заданного объема m , реализовавшихся на i -м интервале наблюдения. Информация об отказах распре-

делена по годам эксплуатации (табл. 1), т.е. является группированной. После очередного отказа (по той или иной причине) производится ремонт данной единицы оборудования. Время восстановления объекта предполагается пренебрежимо малым по сравнению с наработками до отказа (практически мгновенным), а само восстановление полным.

Пример представления статистической информации об отказах

Таблица 1

Год эксплуатации	1974	1975	1976	...	2008
Число отказов v_i	5	3	4	...	0
Количество однотипных объектов m	25				

Анализ данных об отказах, представленных подобным образом, является нетривиальной задачей, поскольку для классических способов расчета показателей надежности требуется входная информация в виде известных наработок между отказами. Способы расчета показателей надежности по группированной статистической информации об отказах восстанавливаемых элементов проработаны недостаточно. Классические алгоритмы, изложенные в [10, 13, 20], при наличии группированной информации позволяют получить гистограммную оценку параметра потока отказов. Однако определение через уравнение восстановления (см., например, [1]) плотности распределения по гистограммной оценке параметра потока отказов может привести к получению на некоторых интервалах времени отрицательных значений плотности, что противоречит ее свойствам. Следовательно, данный способ проведения расчетов следует признать некорректным.

Для преодоления данной проблемы можно предложить два подхода. Первый основан на предположении, что поток отказов является простейшим. В этом случае параметр потока отказов оценивается константой, и распределение является экспоненциальным с интенсивностью отказов, вычисляемой на основании статистической информации. Второй подход более гибок и основан на сглаживании гистограммной оценки параметра потока отказов методом ядерных непараметрических оценок параметра потока [19].

И в том, и другом случае в основе методики лежит предположение об однородности потока отказов. Однако статистическое исследование характера потока отказов позволяет утверждать, что, например, для Билибинской АЭС существенная часть исследуемых элементов СУЗ формирует неоднородный во времени поток отказов. Применение классических процедур оценивания показателей надежности для этих элементов приводит к результатам с высоким уровнем погрешности. Возникает необходимость в разработке подходов, позволяющих выполнять оценивание характеристик надежности в условиях неоднородного потока отказов исследуемых объектов.

В данной работе объектом анализа является исследование одной из моделей описания неоднородного потока отказов – модели нормализующей функции потока отказов. С целью представления данной модели изложим методы оценки показателей надежности и критерии проверки сопутствующих гипотез в предположении неоднородности потока отказов исследуемой группы однотипных изделий.

Рассмотрим вопрос о представительности статистики данных об отказах. Введем обозначения: $N_{\text{отк.}} = \sum_{i=1}^T v_i$ – зафиксированное количество отказов объектов за

период наблюдения T лет из совокупности однотипных объектов объемом m единиц, $N_{\text{ср.}} = N_{\text{отк.}} / m$ – среднее число отказов за период наблюдения из совокупности однотипных объектов объемом m .

Рассмотрим ситуации, касающиеся возможного объема данных об отказах:

- 1) $m \gg N_{\text{отк.}}$ – число объектов находящихся под наблюдением много больше зафиксированного количества отказов (этот случай соответствует ситуации, когда большинство объектов еще ни разу не отказало);
- 2) m близко к $N_{\text{отк.}}$, $m \approx N_{\text{отк.}}$ – ситуация, согласно которой каждый из m объектов в среднем отказал по одному разу;
- 3) $m \ll N_{\text{отк.}}$ – соответствует случаю, когда каждый из m объектов в среднем отказал более одного раза.

В случаях 1 и 2 статистику данных об отказах нельзя считать представительной, т.е. делать выводы на основании анализа данных такого объема некорректно. В дальнейшем, среднее число отказов $N_{\text{ср.}}$ будем считать значимым, если $N_{\text{ср.}} \geq 1,5$.

ЭТАПЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Представим основные этапы анализа данных об отказах, согласно [5], в виде последовательности, изображенной на рис. 1.



Рис. 1. Этапы анализа данных об отказах оборудования

Проверка гипотезы об однородности потока отказов

На первом этапе анализа необходимо проверить нулевую гипотезу H_0 , которая состоит в предположении того, что поток отказов является простейшим (частный случай однородного потока), против альтернативной гипотезы H_1 : поток отказов не является простейшим. Для этой цели в работе [5] был предложен обобщенный критерий, суть которого состоит в последовательной проверке трех гипотез: 1 – о пуассоновском приращении числа отказов, 2 – о постоянстве приращений числа отказов и 3 – о случайности приращения числа отказов (табл. 2). В таблице 2 приведены статистики, на основании которых проводится проверка той или иной гипотезы, решающее правило, применяемое при принятии гипотезы, в четвертом столбце представлены результаты исследований, проведенных в [2], для каждого критерия.

Решающее правило отклонения гипотезы H_0 обобщенного критерия следующее: поток отказов не является простейшим, если хотя бы одна из трех гипотез отвер-

Таблица 2

Критерии, составляющие обобщенный критерий

Критерий проверки гипотезы	Статистика	Решающее правило отклонения гипотезы	Результат исследования
О пуассоновском приращении числа отказов	$\chi^2_{\text{пуасс.}} = \sum_{i=0}^s \frac{(n_i - T \cdot p_i(\hat{\lambda}))^2}{T \cdot p_i(\hat{\lambda})}$	$p(\chi^2_{\text{пуасс.}}, s-1) < \alpha$	Смещенность критерия по мощности (эффект «ложного срабатывания»)
О постоянстве приращения числа отказов	$\chi^2_{\text{пост.}} = \sum_{i=1}^T \frac{(v_i - \bar{v})^2}{\bar{v}}$	$p(\chi^2_{\text{пост.}}, T-1) < \alpha$	Чувствительность критерия к непуассоновским приращениям числа отказов. Критерий является несмещенным по мощности
О случайности приращения числа отказов (отсутствия линейных положительных или отрицательных трендов)	Кендалла K [16]	$p(K/\sqrt{D(K)}) < \alpha$	Критерии, основанные на статистиках Кендалла и Спирмена, совпадают по мощности, являются несмещенными по мощности
	Спирмена R [16]	$p(R/\sqrt{D(R)}) < \alpha$	

Обозначения:

T – число лет наблюдения; n_i – количество лет наблюдения с числом отказов, равным i ; \bar{v} – среднее число отказов; s – число интервалов группирования; v_i – число отказов, зафиксированное в i -тый год наблюдения; $p(\cdot)$ – p -значение – это расчетное значение вероятности принятия нулевой гипотезы; α – заданный уровень значимости; $D(\bullet)$ – дисперсия соответствующей статистики.

гается. Проблема уровня значимости обобщенного критерия рассматривается в [2]. Также в этой работе, в частности, выяснено, что предлагаемый обобщенный критерий является пессимистическим.

Следует отметить, что, основываясь на статистике Кендалла или Спирмена, можно построить критерий проверки гипотезы отсутствия старения, который является частным случаем гипотезы случайности. Для гипотезы отсутствия старения критическая область будет односторонней.

Рассмотрим пример проверки гипотезы о простейшем потоке отказов для некоторых элементов СУЗ Билибинской АЭС, статистику данных об отказах которых можно считать представительной ($N_{\text{ср.}} \geq 1,5$). Результаты проверки гипотезы приведены в табл. 3.

Для элементов, выделенных серым цветом, гипотеза о простейшем потоке отказов отвергается при уровне значимости $\alpha = 0,05$.

Рассмотрим пример проверки гипотезы отсутствия старения. Результаты представлены в табл. 4.

Как видно из табл. 4, при уровне значимости $\alpha = 0,05$ для всех представленных элементов гипотеза отсутствия старения принимается. Значения статистик в столбцах 3 и 5 говорят о наличии отрицательного тренда, т.е. уменьшении числа отказов в зависимости от времени.

Проведение дальнейших этапов исследования рассмотрим на примере данных об отказах, зафиксированных для устройства блока релейно-транзисторных элементов автоматического регулятора (БРТЭ АР).

Таблица 3

Результаты проверки гипотезы о простейшем потоке отказов

Наименование элемента	$N_{\text{ср.}}$	p -значение критерия			
		случайности на основе статистики		о пуассоновском приращении	о постоянстве приращений
		Кендалла	Спирмена		
БРТЭ_АР	6.000	0.000	0.000	0.000	0.000
БЗЭ	2.375	0.060	0.076	0.828	0.448
БЗМ	1.625	0.061	0.058	0.088	0.286
УЗС	3.400	0.004	0.003	0.000	0.000
УАЗ	1.875	0.001	0.001	0.674	0.468
КНК53	4.292	0.000	0.000	0.000	0.000

Таблица 4

Результат проверки гипотезы отсутствия старения

Элемент	$N_{\text{ср.}}$	$K / \sqrt{D(K)}$	$p(K / \sqrt{D(K)})$	$R / \sqrt{D(R)}$	$p(R / \sqrt{D(R)})$
1	2	3	4	5	6
БРТЭ АР	6.000	-3.898	1.000	-3.698	1.000
БЗЭ	2.375	-1.883	0.970	-1.775	0.962
БЗМ	1.625	-1.871	0.969	-1.897	0.971
УЗС	3.400	-2.841	0.998	-2.943	0.998
УАЗ	1.875	-3.262	0.999	-3.223	0.999
КНК53	4.292	-3.793	1.000	-4.032	1.000

Метод определения нормализующей функции потока

Как было показано в [6, 7], нормализующая функция потока (НФП) $\Psi(t)$ взаимно однозначно определяется ведущей функцией потока (ВФП) $\Omega(t)$, характер взаимосвязи функций следующий $\Omega(t) \sim \frac{m}{E\xi} \Psi^{-1}(t)$, где m – количество однотипных объектов, находящихся под наблюдением; $E\xi$ – математическое ожидание наработки абстрактного однородного потока отказов.

Таким образом, задача состоит в корректном подборе модели $\Psi^{-1}(t)$ на основании ВФП и оценивании параметров модели методом наименьших квадратов (МНК).

Рассмотрим пример оценивания обратной НФП. Возьмем статистику по отказам элемента БРТЭ АР. Построим непараметрическую оценку нормализованной ВФП обычным методом, основанным на определении отношения накопленной частоты

отказов $\Omega(t)$ к данному моменту времени t к общему числу отказов $\sum_{i=1}^T v_i$ за все время наблюдений:

$$\tilde{\Omega}(t) = \Omega(t) / \sum_{i=1}^T v_i.$$

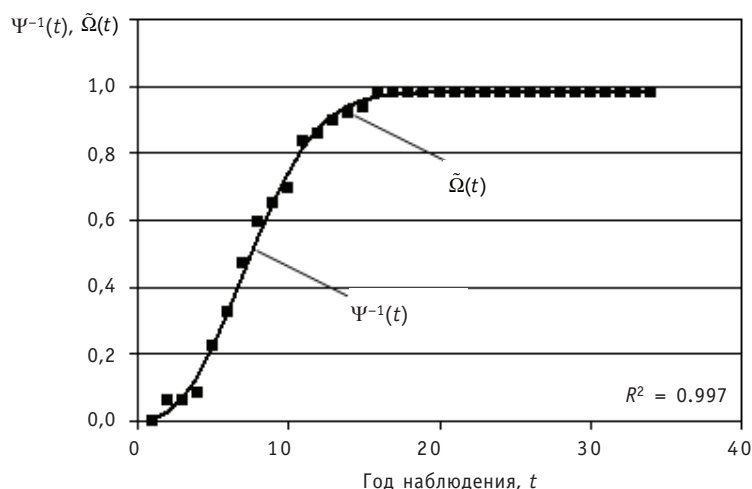


Рис. 2. Обратная НФП $\Psi^{-1}(t)$ и нормализованная ВФП $\tilde{Q}(t)$

Визуальный анализ непараметрической оценки ведущей функции потока (точки на рис. 2) позволил предложить вид зависимости для обратной НФП

$$\Psi^{-1}(t) = a \cdot (1 - e^{-b \cdot t^\gamma}), \quad (1)$$

параметры модели определялись методом наименьших квадратов и их значения получились равными $a = 0.980$, $b = 0.005$, $\gamma = 2.448$. О степени согласованности модели и эмпирической функции можно судить по значению коэффициента детерминации, который представляет собой квадрат коэффициента корреляции между статистическими оценками и модельными значениями исследуемой функции. На рисунке представлен график поведения обратной НФП (сплошная линия) и нормализованная ВФП (рассчитанные значения отмечены точками). Для представленного на рисунке 2 примера коэффициент детерминации равен $R^2=0,97$. Высокий коэффициент R^2 говорит о корректности подобранной модели (1).

Выпрямление потока отказов

Суть данного этапа сводится к преобразованию неоднородного потока отказов в абстрактный однородный поток с использованием соотношения

$\mu_i = \Psi^{-1}(\tilde{\mu}_i)$, $i = 1, 2, \dots, T$, при этом μ_i имеет смысл «абстрактного времени», а $\tilde{\mu}_i$ отражает реальное время на оси наработок (на оси реального времени осуществляется фиксация данных об отказах). Таким образом, в абстрактный момент времени μ_i произойдет количество отказов, соответствующее моменту на оси реального $\tilde{\mu}_i$, $i = 1, 2, \dots, T$. В таблице 5 приведен пример преобразования неоднородного потока в однородный. Обратная НФП задана моделью (1).

Таблица 5

Преобразование реального времени в «абстрактное»

«Реальное время»	0	1	2	3	...	35
«Абстрактное время»	0	0.005	0.027	0.070	...	0.980

После преобразования оси времени построим нормализованную ВФП для абстрактного времени. На рисунке 3 представлен график поведения нормализованной ведущей функции потока $\tilde{Q}(t)$ после преобразования оси времени. В этом

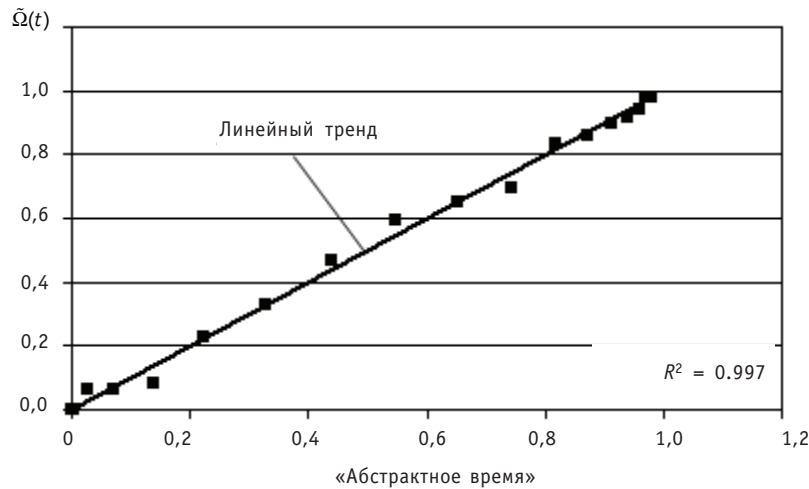


Рис. 3. Нормализованная ведущая функция абстрактного однородного потока отказов

случае получили однородный выпрямленный поток отказов. На рисунке приведены аппроксимирующая функция, которая представлена в виде линейного тренда, и значение коэффициента детерминации R^2 .

Результаты, представленные на рис. 3 показывают, что выпрямленный поток отказов имеет высокий уровень согласия с линейной моделью.

Оценивание параметра выпрямленного потока отказов

Оценка параметра выпрямленного потока событий по группированным данным может быть получена следующими методами (см. [12]).

1. **Гистограммным.** Оценка определяется по формуле

$$\hat{\omega}_r(t) = \frac{v_t}{m \cdot \Delta},$$

где v_t – число отказов, зафиксированное в i -ый интервал наблюдения на оси абстрактного времени; m – количество объектов одного наименования; $\Delta = t_i - t_{i-1}$ – длина интервала, на котором реализовалось количество отказов p_t .

2. **Ядерным.** Ядерная оценка определяется по формуле

$$\hat{\omega}_a(t, h) = \sum_{i=1}^s \frac{v_i}{m \cdot (r_i - l_i)} \cdot \left[G\left(\frac{t - l_i}{h}\right) - G\left(\frac{t - r_i}{h}\right) \right] + \varepsilon(t),$$

где t – время на оси абстрактных наработок; h ($h > 0$) – параметр сглаживания; \bar{v} – массив частот; l_i и r_i – левая и правая границы интервала наблюдений;

$G(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-u^2/2} du$ – ядро гауссовского типа; $\varepsilon(x)$ – систематическая ошибка, определяемая по формуле [19]

$$\varepsilon(t, n, m) \approx \frac{1}{2a} \operatorname{erfc}\left(\frac{aN - t}{\sqrt{2N}\sigma}\right) + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}a} \frac{\sqrt{N}}{aN + t} e^{-\frac{(aN - t)^2}{2n\sigma^2}}.$$

На рисунке 4 представлены оценки $\hat{\omega}_r(t)$ и $\hat{\omega}_a(t, h)$, определенные для рассматриваемого статистического материала.

Как было сказано выше, прямая подстановка гистограммной оценки ППО в уравнение восстановления может привести к получению на некоторых временных интервалах отрицательной плотности распределения. Для дальнейших расчетов

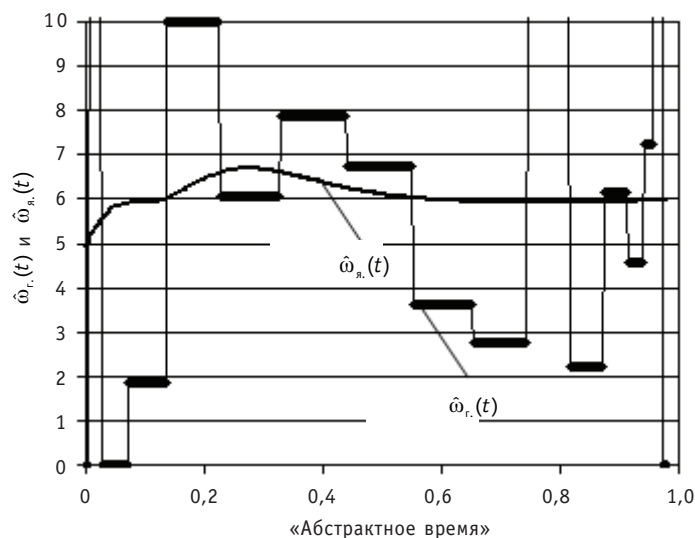


Рис. 4. Гистограммная $\hat{\omega}_r(t)$ и ядерная $\hat{\omega}_n(t, h)$ оценки выпрямленного потока отказов

будем использовать ядерную оценку ППО, позволяющую получить решение уравнения восстановления, обладающее необходимыми свойствами плотности распределения.

Оценивание плотности распределения наработки на оси абстрактного времени

Плотность распределения наработки между отказами однородного потока событий на оси абстрактного времени можно определить, решая уравнение Вольтера второго рода [1]:

$$f_{\xi}(x) = \omega(x) - \int_0^x f_{\xi}(u) \omega(x-u) du,$$

где $\omega(x)$ – оценка параметра выпрямленного потока отказов.

На рисунке 5 изображена плотность распределения абстрактной наработки, полученная на основе ядерной оценки параметра выпрямленного потока отказов.

Ядерная оценка $f_{\text{я.}}(t, h)$ плотности распределения – неотрицательная функция, удовлетворяющая условиям нормировки.

Для дальнейших расчетов будем использовать полученную ядерную оценку плотности распределения наработки абстрактного однородного потока отказов.

Оценка плотности распределения наработки i -го цикла работоспособности

Пусть i -ый цикл работоспособности ζ_i – это i -ая наработка между двумя последовательными отказами неоднородного потока собы-

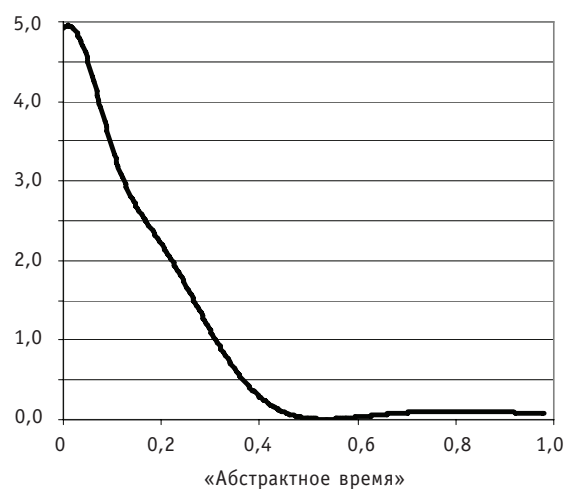


Рис. 5. Ядерная оценка плотности распределения выпрямленного потока отказов $f_{\text{я.}}(t, h)$

тий. В [11] приведено выражение для нахождения функции распределения величины ζ_i :

$$F_{\zeta_i}(t) = \int_0^{\infty} f_{\mu_{i-1}}(u) F_{\xi}(\Psi^{-1}(t + \Psi(u)) - u) du, \quad (2)$$

где $\mu_k = \sum_{i=1}^k \xi_i$ – момент наступления k -ого события абстрактного однородного потока отказов; $F_{\xi}(x)$ – функция распределения наработки выпрямленного потока отказов; $f_{\mu_{i-1}}(t) = \int_0^t f_{\mu_{i-2}}(t-u) f_{\xi}(u) du$.

Дифференцируя (2), найдем выражение для плотности распределения цикла работоспособности:

$$f_{\zeta_i}(t) = \int_0^{\infty} f_{\mu_{i-1}}(u) f_{\xi}(\Psi^{-1}(t + \Psi(u)) - u) \cdot (\Psi^{-1}(t + \Psi(u)))' du,$$

где $f_{\xi}(x)$ – плотность распределения наработки между отказами выпрямленного потока событий. На основании представленных формул выполним расчеты указанных характеристик для статистических данных, имеющих для элемента БРТЭ АР. Представим результаты расчетов плотностей распределения наработки для первого, второго, третьего и четвертого циклов работоспособности (рис. 6).

Анализируя исходные данные об отказах элемента БРТЭ АР, представленные в табл. 6, а также результат построения нормализованной ведущей функции пото-

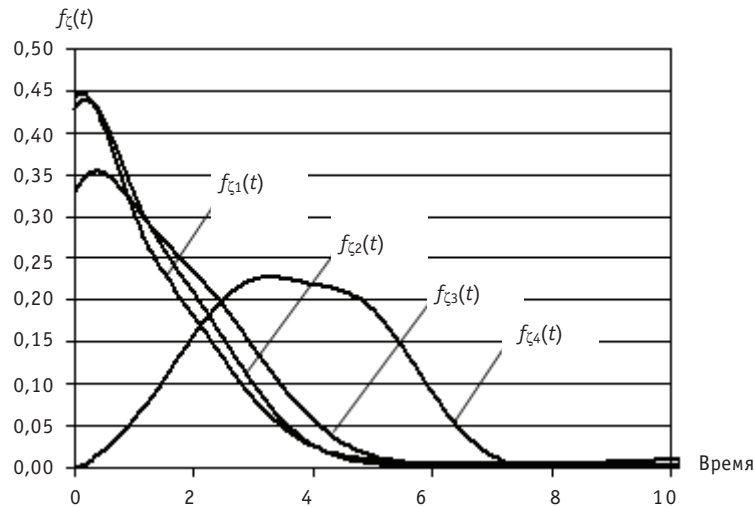


Рис. 6. Плотности распределения циклов работоспособности

ка, изображенный на рис. 2, можно отметить, что все отказы произошли, в основном, в период с 1974 по 1986 гг., т.е. за первые 16 лет эксплуатации. Поток отказов формируют $m = 8$ однотипных элементов. К началу 1979 г. произошло 11 отказов. Предполагая, что условия эксплуатации 8 элементов совокупности одинаковы, с большой долей вероятности можно сказать, что каждый из элементов совокупности отказал, как минимум, по одному разу, т.е. к 1979 г. для каждого из элементов совокупности завершился первый цикл работоспособности, далее элемент был отремонтирован, восстановлен, и начался его второй цикл работоспособности. Целесообразно считать, что средний первый цикл работоспособности равен четырем годам. Длина временного промежутка с 1974.5 по 1978.5 гг. взята в таком виде для усреднения длительности интервала времени между первым и

Таблица 6

Частота отказов для элемента БТРЭ АР

Год	№ года	Частота	Год	№ года	Частота	Год	№ года	Частота
1974	0	0	1986	12	2	1998	24	0
1975	1	3	1987	13	1	1999	25	0
1976	2	0	1988	14	1	2000	26	0
1977	3	1	1989	15	2	2001	27	0
1978	4	7	1990	16	0	2002	28	0
1979	5	5	1991	17	0	2003	29	0
1980	6	7	1992	18	0	2004	30	0
1981	7	6	1993	19	0	2005	31	0
1982	8	3	1994	20	0	2006	32	0
1983	9	2	1995	21	0	2007	33	0
1984	10	7	1996	22	0	2008	34	1
1985	11	1	1997	23	0			

11-м отказами, возникшими в период времени с 1974 по 1978 гг. Более того, поскольку $11/8 > 1$ можно предположить, что средняя продолжительность первого цикла несколько меньше четырех лет. Результаты расчетов, представленные на рис. 6 (график плотности распределения первого цикла работоспособности), позволяют оценить среднее значение наработки, которое приблизительно равно 3.7–3.9 лет.

Можно отметить, что в период с 1978 по 1981 гг. наблюдалась повышенная частота отказов БТРЭ АР, равная примерно шести отказам в год. К началу 1980 г. произошло 16 отказов, т.е. в среднем каждый элемент отказал по два раза. Среднее значение второго цикла работоспособности приходится на интервал от одного до двух лет. График плотности распределения второго цикла работоспособности $f_{\zeta_2}(t)$ должен сместиться влево – вероятность малых наработок увеличилась, а больших – уменьшилась (рис. 6). Плотности третьего и четвертого циклов примерно одинаковы и незначительно отличаются от плотности второго цикла. Подводя итог, можно отметить, что поведение плотности распределения циклов работоспособности достаточно адекватно описывает входную информацию.

Зная $F_{\zeta_i}(t)$ и $f_{\zeta_i}(t)$, можно найти любой интересующий показатель надежности для i -го цикла работоспособности.

Оценивание ресурсных характеристик

В работах [8, 16] приведены выражения для расчета в условиях неоднородности потока отказов таких ресурсных характеристик надежности, как среднее обратное ER_t и прямое EV_t остаточные времена (определение самих характеристик R_t и V_t можно найти, например, в [1]):

$$ER_t = t \cdot (1 - F_{\zeta}(\Psi^{-1}(t))) + \int_0^{\infty} g_R(x; t) f_{\zeta}(x) dx,$$

$$EV_t = \int_{\Psi^{-1}(t)}^{\infty} (\Psi(x) - t) f_{\zeta}(x) dx + \int_0^{\infty} g_V(x; t) f_{\zeta}(x) dx,$$

$$\text{где } g_R(x;t) = \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (t - \Psi(u))v(u)du; \quad v(x) = F_{\xi}(x) + \int_0^x v(x-u)f_{\xi}(u)du;$$

$$g_V(x;t) = \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (\Psi(u+x) - t)v(u)du.$$

По приведенным формулам на основании статистической информации об отказах элемента БРТЭ АР выполнены расчеты показателей (среднее прямое и обратное остаточное время). Результаты расчета приведены на рис. 7. Характер поведения данных показателей позволяет сделать заключение о том, что среднее обратное остаточное время достигает

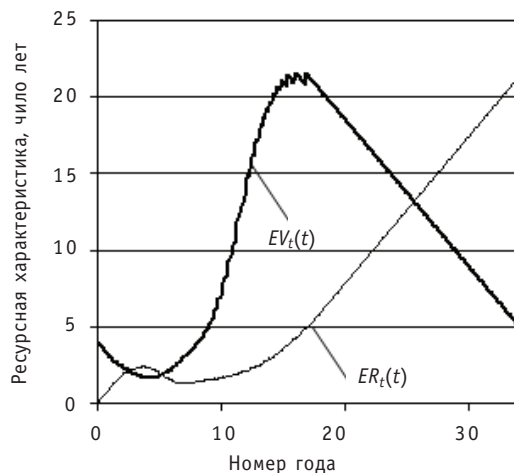


Рис. 7. Среднее обратное ER_t и прямое EV_t остаточные времена

а) локального максимума 2,4 г. в четвертый год эксплуатации (1978 г.), следовательно, в предшествующий 1978 г. период отказ элемента имел место, скорее всего, в середине 1975 г. (1978–2.4); в 1978 г. закончился этап разрежения потока отказов;

б) локального минимума 1.3 г. Приходится на седьмой год эксплуатации

(1981). К началу 1980 г. наблюдается пик отказов. В 1981 г. завершился этап сгущения потока отказов.

Дальнейшее поведение показателя ER_t характеризуется практически линейной зависимостью его от времени эксплуатации. Это обусловлено тем, что на интервале с 1990 до 2007 гг. отказов не было.

Среднее прямое остаточное время достигает

а) локального минимума 1.6 лет в четвертый год эксплуатации (1978 г.), следовательно, пик отказов приходился на 1980 г. (1978+1.6);

б) локального максимума 21.6 лет на 16-й год эксплуатации (1990 г.), следовательно, следующий пик отказов можно ожидать к 2020 г.

В дальнейшем характеристика EV_t убывает, поскольку отказов не было в период 1990–2007 гг., а следовательно, все меньше времени остается от каждого текущего момента до предполагаемого следующего отказа.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В статье рассмотрена методика анализа статистических данных об отказах для оценивания показателей надежности оборудования АЭС, позволяющая учесть возможную неоднородность потока событий. Приведены примеры анализа данных на каждом этапе исследования.

В качестве направлений дальнейших исследований можно отметить следующие работы:

- разработка обобщенного критерия проверки гипотезы об однородном потоке отказов;
- модификация обобщенного критерия проверки гипотезы о простейшем потоке событий;
- оценка точности получаемых оценок.

Литература

1. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. Пер. с нем. – М.: Радио и связь, 1988. – 392 с.
2. Белова К.А. Разработка и исследование методов статистического анализа данных об отказах СУЗ Билибинской АЭС: Магистерская диссертация. – Обнинск: ИАТЭ, 2009.
3. Беляев К., Богатырев В.А., Болотин В.В. и др. Надежность технических систем: Справочник/Под ред. И.А. Ушакова. – М.: Радио и связь, 1985. – 608 с.
4. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерное приложение. – М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит. (Физико-математическая б-ка инженера.), 1991. – 384 с.
5. Кисиль И.М., Антонов А.В. и др. Вероятностный анализ показателей надежности остаточного ресурса оборудования подсистем СУЗ Билибинской АЭС на основе информации об отказах за период 1974-2006 гг./Технический отчет. – М.: ВНИИАЭС, 2007. – 114 с.
6. Волников И.С., Чепурко В.А. Неоднородный поток отказов и восстановлений//Диагностика и прогнозирование состояния объектов сложных информационных интеллектуальных систем/Сб. науч. тр. № 14 каф. АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2002. – С. 36-44.
7. Антонов А.В., Чепурко В.А. Оценка показателей надежности систем стареющего типа на примере систем ядерно-энергетической отрасли//Надежность. – 2010. – № 1(33). – С. 18-29.
8. Иванова К.А., Скиба М.А., Чепурко В.А. Метод оценки показателей надежности систем АЭС в условиях неоднородного потока отказов//Известия вузов. Ядерная энергетика. – 2009. – № 4. – С. 29-38.
9. Иванова К.А., Чепурко В.А. Математическая модель совместного потока событий//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем/Сб. науч. тр. № 18 каф. АСУ / Под ред. д.т.н. проф. А.В. Антонова. – Обнинск: ИАТЭ, 2009. – С. 64-79.
10. Козлов Б.А., Ушаков И.А. Справочник по расчету надежности аппаратуры радиоэлектроники и автоматики – М.: Советское радио, 1975. – 472 с.
11. Никитина А.Г., Чепурко В.А. Об учете неоднородности потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем. Сб. науч. тр. № 15 каф. АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2004. – С. 31-36.
12. Кисиль И.М., Антонов А.В. и др. Обоснование продления установленного срока службы электрооборудования СУЗ Билибинской АЭС на период после 31.12.2006 г./Технический отчет №09-3448. 2006. – М.: ВНИИАЭС, 2006. – 113 с.
13. Острейковский В.А., Антонов А.В. Оценивание характеристик надежности элементов и систем ЯЭУ комбинированными методами. – М.: Энергоатомиздат, 1993. – 368 с.
14. 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.
15. Саенко Н.Б. Учет неполноты восстановления элементов при расчете надежности систем//Известия вузов. Приборостроение. – 1994. – С. 76-79.
16. Скиба М.А. О среднем ресурсе и остаточных временах неоднородного потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем. Сб. науч. тр. № 18 каф. АСУ/Под ред. д.т.н. проф. А.В. Антонова. – Обнинск: ИАТЭ. – 2009. – С. 41-56.
17. Холлендер М., Вулф Д.А. Непараметрические методы статистики/Пер. с англ. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 518 с.
18. Чепурко В.А. Характеристики надежности систем с учетом неоднородности потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем. Сб. науч. тр. № 17 каф. АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2007. – С. 29-40.
19. Чепурко В.А. Ядерная оценка параметра потока отказов//Диагностика и прогнозирование состояния сложных систем. Сб. науч. тр. № 15 каф. АСУ. – Обнинск: ИАТЭ, 2004. – С. 19-31.
20. ГОСТ 27.002-89 Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения.

Поступила в редакцию 22.05.2010

УДК 621.039.51

The Technique of Calculation of Neutron Group Constants for Materials – Mixtures of Isotopes in the ABBN-System \A.A. Peregodov, V.N. Kosheev, G.N. Manturov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnykh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2011. – 8 pages, 2 tables, 5 illustrations. – References, 9 titles.

The work presents a technique for calculation of neutron group constants for materials – mixtures of isotopes by using the code CONSYST, which is one of the main part of the ABBN constants system, and using neutron group constants for stable isotopes as input data. The calculated neutron group constants are compared with results of similar calculations using NJOY and CALENDF codes. This technique is tested through the criticality calculations of a series of benchmark models of fast critical assemblies from the ICSBEP Handbook.

УДК 621.039.578:629.7

The Search an Optimal Locations Scheme for Thermionic Fuel Elements in the Core of Space Thermionic Conversion Reactor \P.A. Alekseev; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnykh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2011. – 10 pages, 4 illustrations. – References, 12 titles.

In this paper, the problem of the search of an optimal locations scheme for thermionic fuel elements (TFE) in the core of advanced thermionic conversion reactor of TOPAZ type, which minimize fission power peaking in the radial direction of the core, is solved. The location scheme includes the radiuses of TFE location rings and the number of TFE in each ring.

By means of genetic algorithm (GA) method, the decision variables, which may satisfy the delivery constraints, are searched. The decision, obtained by GA, is researched and then, trade-off solution is chosen among them.

УДК 621.039.58

Representation of the Declarative Knowledge Acquired from NPP Emergency Procedures \A.N. Anokhin, N.V. Pleshakova; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnykh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2011. – 14 pages, 1 table, 7 illustrations. – References, 14 titles.

The paper concerns of the problem of knowledge representation for computerized procedure systems dedicated to support NPP main control room operators. The methodology for representation of the declarative knowledge about process equipment and technological mediums is proposed on the basis of semantic network theory. The process equipment has been hierarchically structured from the point of view of functional approach to control process. Possible operational states and modes of equipment have been studied. The intensional semantic networks which define knowledge base structure have been developed based on the finding from this analysis. The knowledge about particular equipment and technological mediums are represented as the extensional networks and the patterns which specify diagnostic symptoms.

УДК 519.23/.24/.25

Statistical Analysis of Failure Data of Nuclear Power Plant Equipment in Non-Homogeneous Failure Flow \A.V. Antonov, K.A. Belova, V.A. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnykh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2011. – 13 pages, 6 tables, 7 illustrations. – References, 20 titles.

The technique of reliability coefficients assessment for nuclear power plant equipment is described. This technique allow to take into account possible non-homogeneity of failure flow. Specificity of incoming statistical failure data is pointed. The hypothesis test of incoming data nature is proposed. Application of normalizing flow function model for calculating of required reliability coefficients is described. Practical example of analysis of failure data for some elements of Bilibino nuclear power plant control and protection system is given.