

## СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДАННЫХ ОБ ОТКАЗАХ ОБОРУДОВАНИЯ АТОМНЫХ СТАНЦИЙ В УСЛОВИЯХ НЕОДНОРОДНОГО ПОТОКА СОБЫТИЙ. ЧАСТЬ 2

**А.В. Антонов, В.А. Чепурко**

*Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ «МИФИ»  
249033, Калужская обл., г. Обнинск, Студгородок, 1*



В процессе функционирования техническое оборудование проходит три стадии, для каждой из которых характерна определенная тенденция поведения параметра потока отказов (ППО). 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. На этапе приработки ППО убывает со временем, на этапе старения – возрастает. Следовательно, на этапах приработки и старения наработки между двумя последовательно происшедшими отказами не являются одинаково распределенными случайными величинами, а поток отказов нельзя считать рекуррентным. При проведении расчетов характеристик надежности необходимо принимать во внимание неоднородность во времени потока отказов. В работе описывается метод оценивания показателей надежности оборудования АЭС, позволяющий учитывать возможную неоднородность потока отказов. Отмечена специфика поступающих статистических данных об отказах. Описано применение модели, нормализующей функции потока, для расчета требуемых показателей надежности. Приведен практический пример анализа данных об отказах элемента КНК-56 СУЗ Билибинской АЭС. Продолжается изложение методики статистического анализа данных, представленной в [1].

**Ключевые слова:** поток отказов, неоднородный во времени процесс, нормализующая функция потока, ведущая функция потока, параметр потока отказов.

### ВВЕДЕНИЕ

В [1] были указаны основные причины того, что реальные восстанавливаемые технические системы формируют поток отказов, не являющийся однородным во времени. Вероятностные и статистические свойства этого потока по разным причинам изменяются с течением времени. Следовательно, и показатели надежности, даже если они в однородном случае являются константами, будут изменяться соответственно с течением времени потоку отказов. В качестве наиболее проработанных математических моделей, позволяющих учесть изменение свойств точечного

© А.В. Антонов, В.А. Чепурко, 2017

процесса во времени, в [1] указываются неоднородный пуассоновский процесс – NHPP-процесс и модель нормализующей функции потока – НФП. NHPP является частным случаем модели НФП и поэтому она взята за основу, при которой производится расчет различных показателей надежности.

К первым по времени появления неоднородным процессам следует отнести NHPP-процесс. Пуассоновский процесс называется неоднородным, если, в частности, его функция интенсивности  $\lambda(t)$  зависит от времени. При этом, согласно новым определениям и понятиям (см. [5, 6]), интенсивность может быть, как детерминированной, так и случайной. К примеру, стохастическая интенсивность зависит от истории точечного процесса и, таким образом, является случайной величиной. У неоднородного пуассоновского процесса по определению отсутствует зависимость от времени, поэтому, соответствующая этому процессу стохастическая интенсивность вырождается в обычную детерминированную интенсивность потока отказов. Наиболее подробно и полно свойства этого вида процессов исследованы в [3, 5, 6]. Необходимо отметить, что классическое понятие интенсивности потока отказов  $\lambda(t) = \lim E(\xi[t, t + \Delta t])/\Delta t |_{\Delta t \rightarrow 0}$  как отношение среднего числа отказов  $\xi$  на промежутке  $[t, t + \Delta t]$  не полностью описывает точечный процесс. Процессам восстановления необходимо более детальное описание, которое осуществляется такими понятиями, как стохастическая интенсивность и условная функция интенсивности [5, 6].

Рассмотрим источники, авторы которых использовали в исследованиях модель НФП. Способ учета неоднородности при помощи модели НФП описан в работах [7 – 20], в которых последовательно изучаются свойства получаемых процессов. В данных работах вводятся асимптотические характеристики, близкие по смыслу к коэффициенту готовности, получены первые результаты, касающиеся исследования поведения законов распределения  $i$ -ой наработки до отказа. В [7, 8] представлено уравнение для определения функции распределения произвольной наработки до отказа в условиях неоднородности потока событий, зная которую можно оценить, например, остаточный ресурс. В [8] получены функции распределения второй и последующих наработок до отказа для степенной модели НФП. В [9, 10] выводятся уравнения для расчета среднего прямого и среднего обратного остаточного времени с учетом неоднородности потока событий. В [11, 12] исследована модель совместного потока событий для расчета коэффициента готовности в условиях неоднородности потока событий, идеи которой несколько пересекаются с двумерными процессами восстановления. В [13 – 16] представлены уравнения для расчета ресурсных характеристик и приведен пример их расчета. В работе [17] предложен метод обработки неоднородных потоков статистических данных об отказах. Авторы представляют такой вид обратной НФП, который приводил бы неоднородный поток отказов к простейшему потоку, и находят выражение для функции распределения произвольной наработки, т.е. фактически применяют модель неоднородного пуассоновского потока, являющегося частным случаем модели нормализующей функции потока.

Целью работы является дальнейшее описание методики оценки показателей надежности оборудования АЭС, позволяющей учесть возможную неоднородность потока отказов, и демонстрации результатов применения методики на реальных данных, полученных из опыта эксплуатации.

### **МОДЕЛИ НФП И NHPP**

Как известно, основной идеей модели нормализующей функции потока (НФП) является построение непрерывного строго монотонно возрастающего отображения  $\Psi$

абстрактного рекуррентного потока событий в реальный поток событий [1]. Пусть, как и прежде,  $\mu_k$  – момент наступления  $k$ -го события абстрактного однородного потока, т.е.  $\mu_k^* = \sum_{i=1}^k \xi_i$  ( $i = 1, \dots, k$ ), где  $\xi_i$  – интервал между двумя последовательными событиями однородного потока. В случае однородного (рекуррентного) потока отказов все  $\xi_i$  – независимые одинаково распределенные случайные величины (н.о.р.с.в.). Моменты реального потока событий будут определяться формулой

$$\mu_n = \Psi \left( \sum_{i=1}^n \xi_i \right) = \Psi(\mu_n^*); \quad n = 1, 2, \dots; \quad \mu_0 = 0,$$

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

$$\zeta_i = \mu_i - \mu_{i-1} = \Psi(\mu_i^*) - \Psi(\mu_{i-1}^*).$$

Легко показать, что ведущая функция потока (ВФП) (реального потока) отказов будет определяться выражением  $\Lambda(t) = \Omega(\Psi^{-1}(t))$ , где  $\Omega(t)$  – ВФП абстрактного «выпрямленного» потока отказов. Аналогично, параметр (реального) потока отказов (ППО)

$$\lambda(t) = [\Psi^{-1}(t)]' \omega(\Psi^{-1}(t)),$$

где  $\omega(t)$  – ППО абстрактного «выпрямленного» потока отказов.

Плотность распределения наработки между отказами однородного потока событий на оси абстрактного времени можно определить, решая уравнение восстановления для ППО:

$$f_{\xi}(x) = \omega_{\text{я.оц.}}(x) - \int_0^x f_{\xi}(u) \omega_{\text{я.оц.}}(x-u) du, \quad (1)$$

где  $\omega_{\text{я.оц.}}(x)$  – ядерная оценка параметра выпрямленного потока отказов. На этой оценке заканчивается изложение методики в [1] ([1], рис. 4).

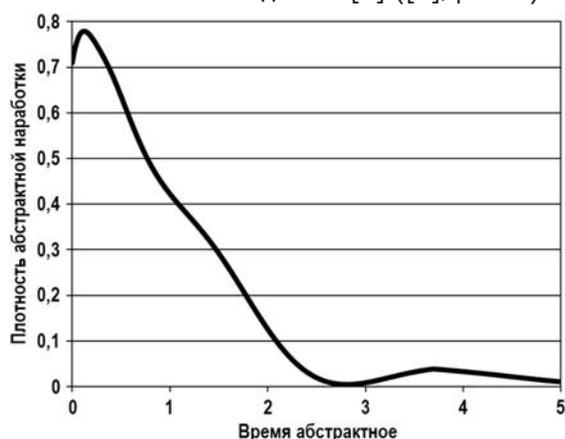


Рис. 1. Непараметрическая оценка плотности распределения абстрактной наработки до отказа

На рисунке 1 показана плотность распределения абстрактной наработки для элемента КНК-56, полученная решением уравнения (1). Для дальнейших расчетов будем использовать полученную ядерную оценку плотности распределения наработки абстрактного однородного потока отказов.

Неоднородный пуассоновский процесс представляет собой частный случай описан-

ной выше модели неоднородного потока событий. Если предположить, что абстрактный поток является обычным однородным пуассоновским процессом (простейшим потоком) с интенсивностью 1, то получается неоднородный во времени пуассоновский процесс – NHPP. В терминах математической статистики при переходе к неоднородному пуассоновскому процессу осуществляется параметризация задачи, и модель из непараметрической (на самом деле полупараметрической) преобразуется в параметрическую. Обычно решение параметрической задачи несколько проще, результат обладает необходимой гладкостью и сравнительной простотой. При этом точность результатов может быть выше результатов, полученных в непараметрической постановке. Однако если предпосылки параметрической модели окажутся неверными, то относительная эффективность полученных оценок в сравнении с непараметрическими аналогами окажется крайне низкой.

Опуская промежуточные выкладки, приведем формулы, по которым происходит расчет показателей надежности для неоднородного пуассоновского процесса. В этом случае

$$f_{\xi}(x) = \exp(-x) \quad \text{при } x > 0 \quad \text{и} \quad \omega(x) = 1. \quad (2)$$

В теории неоднородных пуассоновских процессов функцию  $\Lambda(t)$  называют ведущей функцией потока или (в западной литературе) накопленной интенсивностью (cumulative intensity). Поскольку для простейшего потока отказов  $\Omega(t) = t / (E\xi)$ , то с точностью до умножения на некоторую константу  $\Lambda(t) = \Psi^{-1}(t)$ , где  $\Psi^{-1}(t)$  – обратная функция к НФП  $\Psi(t)$ .

Приведем далее основные показатели надежности, которые рассчитываются в рамках полупараметрической (НФП) и параметрической (NHPP) моделей. Полупараметрическая модель подразумевает параметрическую оценку  $\Psi^{-1}(t)$  и непараметрическую оценку абстрактного ППО –  $\omega_{я.оц.}(x)$  (1), в то время как NHPP-модель параметризует не только  $\Psi^{-1}(t)$ , но и  $\omega(x)$  (2). Скорее всего, можно построить чисто непараметрическую НФП-модель, для чего необходимо будет найти непараметрическую оценку регрессии функции  $\Psi^{-1}(t)$  и ее производной, но это выходит за рамки существующей методики. Возможно, это будет сделано в дальнейшем.

### **ОЦЕНКА ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НАРАБОТКИ I-ГО ЦИКЛА РАБОТОСПОСОБНОСТИ**

Пусть  $i$ -й цикл работоспособности  $\zeta_i$  – это  $i$ -я наработка между двумя последовательными отказами неоднородного потока событий. В [8] приведено выражение для нахождения функции распределения величины  $\zeta_i$  в рамках НФП-модели:

$$F_{\zeta_i}(t) = \int_0^{\infty} f_{\mu_{i-1}}(u) F_{\xi}(\Psi^{-1}(t + \Psi(u)) - u) du, \quad (3)$$

$$\mu_k = \sum_{i=1}^k \xi_k, \quad f_{\mu_{i-1}}(t) = \int_0^t f_{\mu_{i-2}}(t-u) f_{\xi}(u) du,$$

где  $\mu_k$  – момент наступления  $k$ -го события абстрактного однородного потока отказов;  $F_{\xi}(x)$  – функция распределения наработки выпрямленного потока отказов.

Здесь функция и плотность распределения первой наработки до отказа  $\zeta_1$  определяются частным образом:

$$F_{\zeta_1}(t) = P(\zeta_1 < t) = P(\Psi(\xi_1) < t) = F_{\xi}(\Psi^{-1}(t)), \quad f_{\zeta_1}(t) = (\Psi^{-1}(t))' f_{\xi}(\Psi^{-1}(t)). \quad (4)$$

Дифференцируя (3), найдем выражение для плотности распределения длительности цикла работоспособности:

$$f_{\zeta_i}(t) = \int_0^{\infty} f_{\Psi_{i-1}}(u) f_{\zeta_i}(\Psi^{-1}(t + \Psi(u)) - u) \cdot (\Psi^{-1}(t + \Psi(u)))' du; \quad i = 2, 3, \dots, \quad (5)$$

где  $f_{\zeta_i}(x)$  – плотность распределения наработки между отказами выпрямленного потока событий.

Функция распределения первой наработки до отказа  $\zeta_1$  в рамках NHPP-модели также определяется частным образом:

$$F_{\zeta_1}(t) = 1 - \exp[-\Lambda(t)]; \quad f_{\zeta_1}(t) = \Lambda'(t) \exp[-\Lambda(t)]. \quad (6)$$

Функция и плотность распределения следующих по порядку наработок до отказа в рамках NHPP-модели будут равны

$$F_{\zeta_i}(x) = 1 - \int_0^{\infty} \frac{u^{i-2}}{(i-2)!} e^{-\Lambda(\Lambda^{-1}(u)+x)} du, \quad (7)$$

$$f_{\zeta_i}(x) = \int_0^{\infty} \lambda(\Lambda^{-1}(u)+x) \frac{u^{i-2}}{\Gamma(i-1)} e^{-\Lambda(\Lambda^{-1}(u)+x)} du; \quad i = 2, 3, \dots$$

На основании представленных формул рассчитывались характеристики для статистических данных, имеющихся для элемента КНК-56. Результаты расчетов плотностей распределения наработки для первого, второго, третьего и четвертого циклов работоспособности даны на рис. 2.

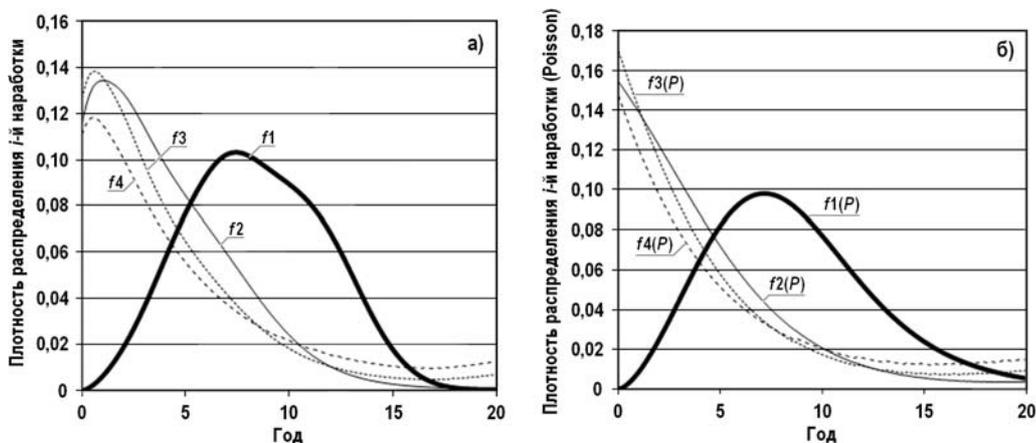


Рис. 2. Плотности распределения четырех циклов работоспособности: а) – НФП-модель; б) – NHPP-модель

Рисунок 3 показывает величины средних наработок до первого, второго, третьего и четвертого отказов, рассчитанных в полупараметрической НФП-модели (сплошная заливка) и параметрической NHPP-модели (узорная заливка). Средние значения наработки до  $i$ -го отказа определялись по квадратурным формулам для соответствующих интегралов.

Анализируя исходные данные об отказах элемента КНК-56, представленные в табл. 1 работы [1], можно отметить, что все отказы произошли, в основном, в период с 1974 по 1999 гг., т.е. за первые 25 лет эксплуатации. Поток отказов формируют 16 однотипных элементов. К началу 1980 г. произошло 18 отказов. Предполагая, что условия эксплуатации 16-ти элементов совокупности одинаковы, с большой долей вероятности можно сказать, что каждый из элементов совокупности отказал

как минимум по одному разу, т.е. к 1980 г. для каждого из элементов совокупности завершился первый цикл работоспособности, далее элемент был заменен и начался второй цикл работоспособности конкретного элемента. Целесообразно считать, что средний первый цикл работоспособности равен примерно восьми годам. Результаты расчетов, представленные на рис. 2 (график плотности распределения первого цикла работоспособности), позволяют оценить среднее значение наработки, которое приближенно совпадает с непараметрической оценкой. Также можно отметить, что в период с 1978 по 1987 гг. наблюдалась повышенная частота отказов КНК-56, равная примерно пяти отказам в год. К началу 1985 г. произошло 32 отказа, т.е. в среднем каждый элемент отказал по два раза. Среднее значение второго цикла работоспособности приходится на интервал от трех до пяти лет (см. рис. 3).

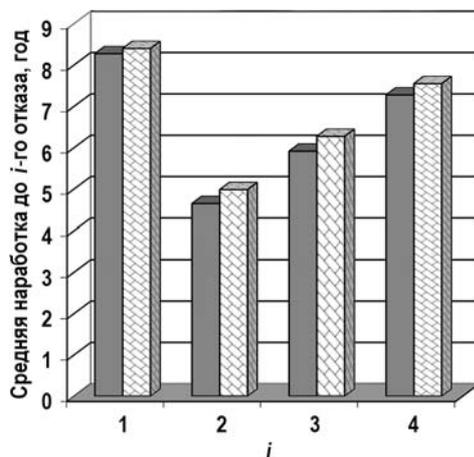


Рис. 3. Средние значения наработки до первого, второго, третьего и четвертого отказов по НФП-модели (сплошная заливка) и по ННРР-модели (узорная заливка)

График плотности распределения второго цикла работоспособности  $f_{\zeta_2}(t)$  должен сместиться влево – вероятность малых наработок увеличилась, а больших уменьшилась (см. рис. 2). Плотности третьего и четвертого циклов примерно одинаковы и незначительно отличаются от плотности второго цикла. Подводя итог, можно отметить, что поведение плотности распределения циклов работоспособности и средних наработок до отказа 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.

Столбчатые диаграммы средних наработок практически одинаковы; незначительно отличаются и графики плотностей. Это позволяет сделать предположение о том, что поток отказов данных элементов представляет собой неоднородный пуассоновский поток. Следовательно, к данному элементу могут быть применимы более простые методы модели неоднородного пуассоновского потока. Кроме этого, в рамках модели неоднородного пуассоновского потока возможно построение доверительных интервалов. Это также планируется сделать в дальнейшем.

### ОЦЕНИВАНИЕ РЕСУРСНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК

В работах [9, 10] приведены выражения для расчета в условиях неоднородности потока отказов таких ресурсных характеристик надежности, как среднее обратное  $ER_t$  и прямое  $EV_t$  остаточные времена (способ определения характеристик  $R_t$  и  $V_t$  для однородного потока можно найти, например, в [2]). В случае неоднородного потока НФП-модели расчеты необходимо проводить по формулам

$$\begin{aligned}
 ER_t &= t \cdot (1 - F_\xi(\Psi^{-1}(t))) + \int_0^\infty g_R(x;t) f_\xi(x) dx, \\
 EV_t &= \int_{\Psi^{-1}(t)}^\infty (\Psi(x) - t) f_\xi(x) dx + \int_0^\infty g_V(x;t) f_\xi(x) dx, \\
 g_R(x;t) &= \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (t - \Psi(u)) v(u) du, \\
 g_V(x;t) &= \int_{(\Psi^{-1}(t)-x) \vee 0}^{\Psi^{-1}(t)} (\Psi(u+x) - t) v(u) du, \\
 v(x) &= F_\xi(x) + \int_0^x v(x-u) f_\xi(u) du.
 \end{aligned} \tag{8}$$

Расчет ресурсных показателей надежности для случая NHPP-модели значительно упрощается.

Среднее прямое остаточное время

$$EV_t = \int_0^\infty e^{-x} \Psi(x + \Psi^{-1}(t)) dx - t. \tag{9}$$

Среднее обратное остаточное время

$$ER_t = t - \int_0^{\Lambda(t)} e^{-x} \Psi(\Psi^{-1}(t) - x) dx. \tag{10}$$

По приведенным формулам на основании статистической информации об отказах элемента КНК-56 выполнены расчеты среднего прямого и обратного остаточного времени. Результаты расчета приведены на рис. 4.

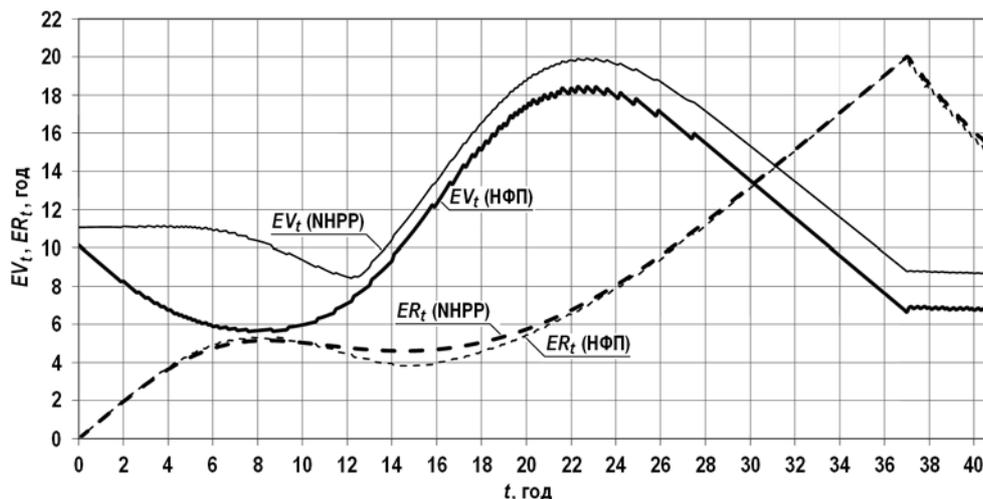


Рис. 4. Средние прямые  $EV_t$  и обратные  $ER_t$  остаточные времена для моделей НФП и NHPP

Характер поведения данных показателей позволяет сделать заключение о том, что среднее обратное остаточное время достигает

а) локального максимума (пять лет) на восьмой год эксплуатации (1982 г.), следовательно, в предшествующий 1982 г. период отказ элемента имел место, скорее всего, в середине 1978 г.; в 1978 г. закончился этап разрежения потока отказов, их

интенсивность резко возросла;

б) локального минимума (четыре года) на 15-й год эксплуатации (1989 г.). К началу 1987 г. наблюдается пик отказов. В 1987 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 1999 по 2011 гг. отказов практически не было.

Среднее прямое остаточное время по НФП-модели достигает

а) локального минимума (5.5 лет) на восьмой год эксплуатации (1982 г.), следовательно, пик отказов приходился на 1987 г. (1982+5.5);

б) локального максимума (18 лет) на 22-й год эксплуатации (1996 г.). Следовательно, следующий пик отказов можно ожидать к 2014 г. Действительно, в последние четыре года стали появляться отказы.

В дальнейшем характеристика  $EV_t$  до 37-го года убывает, поскольку отказов практически не было в период 1996 – 2011 гг., а следовательно, все меньше времени остается от каждого текущего момента до предполагаемого следующего отказа.

Выполненные расчеты прямого и обратного остаточного времени позволяют спрогнозировать остаточный ресурс изделий.

## **ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

В статье завершено изложение методики анализа статистических данных об отказах для оценивания показателей надежности оборудования АЭС, позволяющей учесть возможную неоднородность потока событий. Приведены примеры анализа данных на каждом этапе исследования на основании статистической информации об отказах элемента КНК-56, полученной из опыта эксплуатации. По представленной методике проведены расчеты для большой группы элементов системы управления и защиты энергоблока ЭГП-6 на основании информации за длительный период их функционирования (с 1974 по 2014 гг.). Полностью результаты работы представлены в [20].

## **Литература**

1. Антонов А.В., Чепурко В.А. Статистический анализ данных об отказах оборудования атомных станций в условиях неоднородного потока событий. // Известия вузов. Ядерная энергетика. – 2016. – №3. – С. 20-29.
2. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход. / Пер. с нем. - М.: Радио и связь. – 1988. – 392 с.
3. Антонов А.В., Никулин М.С., Никулин А.М., Чепурко В.А. Теория надежности. Статистические модели. / Учебное пособие. – М.: НИЦ ИНФРА-М, 2015. – 576 с.
4. ГОСТ 27.002-89 Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения.
5. Daley D.J., Vere-Jones D. An introduction to the theory of point processes: Volume 1: Elementary theory and methods. – Verlag New York – Berlin – Heidelberg: Springer, 2003. – 469 p.
6. Чепурко В.А., Чепурко С.В. Модели неоднородных потоков в теории восстановления. / Монография. – Обнинск: ИАТЭ, 2012. – 164 с.
7. 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.
8. 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.
9. 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.

10. *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.

11. *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.

12. *Antonov A., Belova K., Chepurko V.* On one method of reliability coefficients calculation for objects in non-homogeneous event flows. / Mathematical and Statistical Models and Methods in Reliability. Applications to Medicine, Finance, and Quality Control / Ed. By Rykov V.V., Balakrishnan N., Nikulin M.S. – Statistics for Industry and Technology. Springer, 2010. – PP. 51-67.

13. *Antonov A.V., Chepurko V.A.* The account of ageing effect in operation of the equipment at the stage of nuclear power plant reliability and safety analysis. / Second International Conference on Accelerated Life Testing in Reliability and Quality Control «ALT 2008» (University V. Segalen. Bordeaux 2, France). – PP. 35-39.

14. *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.

15. *Антонов А.В., Иванова К.А., Чепурко В.А.* Статистический анализ данных об отказах оборудования АЭС с учетом неоднородности потока отказов. // Известия вузов. Ядерная энергетика. – 2011. – № 2. – С. 75-87.

16. *Антонов А.В., Чепурко В.А.* Оценка показателей надежности систем стареющего типа на примере систем ядерно-энергетической отрасли. // Надежность. – 2010. – Т. 33. – № 1. – С. 18-29.

17. *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.

18. *Антонов А.В., Сальников Н.Л., Хромова М.О., Чепурко В.А.* Об одной оценке показателей надежности восстанавливаемых технических систем. // Информационные технологии. – 2013. – № 12. – С. 56-61.

19. *Антонов А.В., Сальников Н.Л., Хромова М.О., Чепурко В.А.* Обоснование метода ядерного оценивания параметра потока отказов восстанавливаемых технических систем. // Информационные технологии. – 2014. – № 12. – С. 3-8.

20. *Моисеев И.Ф., Антонов А.В.* Вероятностный анализ показателей надежности остаточного ресурса оборудования подсистем СУЗ Билибинской АЭС на основе информации об отказах за период 1974 – 2014 гг. / Технический отчет. – М.: ВНИИАЭС, 2015. – 164 с.

Поступила в редакцию 25.09.2016 г.

#### Авторы

Антонов Александр Владимирович, профессор, доктор техн. наук  
E-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Чепурко Валерий Анатольевич, доцент, канд. физ.-мат. наук  
E-mail: chepurko@iate.obninsk.ru

## STATISTICAL DATA ANALYSIS OF NPP EQUIPMENT FAILURES IN NON-HOMOGENEOUS EVENT FLOW. PART 2

Antonov A.V., Chepurko V.A.

Obninsk Institute for Nuclear Power Engineering, NRNU «MEPhI»

1 Studgorodok, Obninsk, Kaluga reg., 249040 Russia

### ABSTRACT

In the process of its operation, the technical equipment passes through three stages, each of which is characterized by a certain trend in the failure flow parameter (FFP) behavior. During normal operation, the FFP value is approximately constant. In this case, the equipment operation is assumed to be homogeneous and the reliability indices are calculated by classical methods. At the burn-in stage, the FFP decreases with time; at the aging stage, it increases. Therefore, at these stages, the operating times between two successive failures are not identically distributed random values, and the failure flow cannot be considered as recurrent. In calculating the reliability characteristics, it is necessary to take into account the failure flow non-homogeneity in time. The paper describes a method for estimating the NPP equipment reliability indices, which takes into account the possible failure flow non-homogeneity. The specificity of incoming statistical data on failures is noted. A description is given of the normalizing flow function model used for calculating the required reliability indices. As a practical example, data on the Bilibino NPP CPS KNK-56 component failures have been analyzed. The article continues to present the statistical data analysis methods introduced by the authors in their previous work [1].

**Key words:** failure flow, intensity function, non-homogeneous event flow, normalizing flow function model (NFF), abstract homogeneous flow, counting process, aging system, juvenescent system, renewal equation.

### REFERENCES

1. Antonov A., Chepurko V. Statistical analysis of the nuclear power plant equipment failure data in non-homogeneous failure flow. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika*. 2016, no. 3, pp. 20-29 (in Russian).
2. Bayhelt F., Franken P. The Reliability and Maintenance. Mathematical approach: first with it. Moscow. Radio i Svyaz' Publ, 1988. 392 p. (in Russian).
3. Antonov A.V., Nikulin M.S., Nikulin A.M., Chepurko V.A. Theory of Reliability. Statistical Models. Moscow. SICINFRA-M Publ., 2015. 576 p. (in Russian).
4. GOST 27.002-89 Industrial product dependability. General concepts Terms and Definitions (in Russian).
5. Daley D.J., Vere-Jones D. An introduction to the theory of point processes: Vol. 1: Elementary theory and methods. Verlag New York – Berlin – Heidelberg: Springer, 2003. 469 p.
6. Chepurko V.A. Chepurko S.V. Models of nonhomogeneous flows in the renewal theory. Obninsk. INPE Publ., 2012, 164 p. (in Russian).
7. Volnikov I., Chepurko V. Heterogeneous flow failures and restorations. *Diagnostics and forecasting of complex information objects of intellectual systems. Coll. Sci. Works № 14 ACS Dep.* Obninsk. INPE Publ., 2002, pp. 36-44 (in Russian).
8. Nikitina A., Chepurko V. On account of the failure flow heterogeneity. *Diagnostics and forecasting of complex information objects of intellectual systems. Coll. Sci. Works № 15 ACS Dep.* Obninsk. INPE Publ., 2004, pp. 31-36 (in Russian).
9. Skiba M. On average, resource and time remaining inhomogeneous flow of failures. *Diagnostics and forecasting of complex information objects of intellectual systems. Coll. Sci.*

*Works № 18 ACS Dep.* Obninsk. INPE Publ., 2009, pp. 41-56 (in Russian).

10. Chepurko V. Reliability characteristics of systems in view of the failure flow heterogeneity. *Diagnostics and forecasting of complex information objects of intellectual systems. Coll. Sci. Works № 17 ACS Dep.* Obninsk. INPE Publ., 2007, pp. 29-40 (in Russian).

11. Ivanova K., Chepurko V. A mathematical model of the joint event flow. *Diagnostics and forecasting of complex information objects of intellectual systems. Coll. Sci. Works № 18 ACS Dep.* Obninsk. INPE Publ., 2009, pp. 64-79 (in Russian).

12. Antonov A., Belova K., Chepurko V. On one method of reliability coefficients calculation for objects in non-homogeneous event flows. *Mathematical and Statistical Models and Methods in Reliability. Applications to Medicine, Finance, and Quality Control.* Ed. by V.V. Rykov, N. Balakrishnan, M.S. Nikulin. Statistics for Industry and Technology. Springer, 2010, pp. 51-67.

13. Antonov A.V., Chepurko V.A. The account of ageing effect in operation of the equipment at the stage of nuclear power plant reliability and safety analysis. / Second International Conference on Accelerated life testing in reliability and Quality control «ALT 2008» (University V. Segalen. Bordeaux 2, France), pp. 35-39.

14. Ivanova K., Skiba M., Chepurko V. Method for assessing the reliability of nuclear power plant systems performance in a nonuniform flow of failures. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika.* 2009, no. 4, pp. 29-38 (in Russian).

15. Antonov A., Ivanova K., Chepurko V. Statistical analysis of the failures of nuclear power equipments, taking into account the failure rate heterogeneity. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika.* 2011, no. 2, pp. 75-87 (in Russian).

16. Antonov A.V., Chepurko V.A. Estimation of the reliability of the aging systems like the example of the nuclear power industry systems. *Nadezhnost'.* 2010, v. 33, no. 1, pp. 18-29 (in Russian).

17. Sahakyan S., Ostreykovsky V., Chepurko V. The method of processing of statistical data on the reliability of the equipment during the operation of nuclear power plants. *Izvestiya vuzov. Yadernaya energetika.* 2007, no. 3, iss. 1, pp. 30-37 (in Russian).

18. Antonov A., Salnikov N., Khromova M., Chepurko V. An estimate reliability indices recovered technical systems. *Informatsionnye tekhnologii.* 2013, no. 12, pp. 56-61 (in Russian).

19. Antonov A., Salnikov N., Khromova M., Chepurko V. The justification of the nuclear parameter estimation flow of failures of technical systems recovered. *Informatsionnye tekhnologii.* 2014, no. 12, pp. 3-8 (in Russian).

20. Moiseev I.F., Antonov A.V. Probabilistic analysis of the residual resource of reliability indicators subsystems equipment CPS Bilibino on the basis of information about failures from 1974 to 2014. Technical Report. Moscow. VNIIAES Publ., 2015. 164 p. (in Russian).

#### **Authors**

Antonov Aleksandr Vladimirovich, Professor, Dr. Sci. (Engineering)

E-mail: antonov@iate.obninsk.ru

Chepurko Valeriy Anatolyevich, Assistant Professor, Cand. Sci. (Phys.-Math.)

E-mail: chepurko@iate.obninsk.ru