УДК 621.039.58

МЕТОД ОБРАБОТКИ СТАТИСТИЧЕСКИХ ДАННЫХ О НАДЕЖНОСТИ ОБОРУДОВАНИЯ В ПРОЦЕССЕ ЭКСПЛУАТАЦИИ АТОМНЫХ СТАНЦИЙ

С.П. Саакян*, В.А. Острейковский, В.А. Чепурко***

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

*** Сургутский государственный университет, г. Сургут*

При определении показателей надежности элементов АС наибольшей достоверностью обладают данные об отказах при эксплуатации. Однако эти данные в силу объективных и субъективных причин представляют собой неоднородный поток событий, что существенно затрудняет вычисление показателей надежности. В статье предлагается новый метод обработки неоднородных потоков статистических данных об отказах, что позволяет получить более достоверные сведения о характеристиках надежности элементов и систем АС.

ВВЕДЕНИЕ

Часто на практике статистика об эксплуатации отказах представляет собой неоднородный поток данных. Это связано в первую очередь с отсутствием правильного подхода к регистрации отказов (т.е. фиксации точного времени и причины отказа), вследствие чего возникают большие сложности при вычислении показателей надежности объектов. Для преодоления этих затруднений предлагается новый метод обработки эксплуатационных данных. Идея метода заключается во введении специальных функций и преобразовании неоднородных потоков случайных событий в однородные. Получены аналитические выражения для вычисления показателей надежности.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Пусть поток отказов формируют данные об отказах объекта, восстановление происходит мгновенно ввиду малости времени восстановления по сравнению со временем работы объекта. В результате мы имеем упорядоченный массив моментов отказов: $\tau_1, \tau_2, \ldots$.

Выражая момент отказа τ_k через время между отказами, получаем

$$\tau_k = \sum_{i=1}^{k} \xi_i, \tag{1}$$

где ξ_i – наработка объекта на i-й отказ.

Естественно предполагается, что все ξ_i – независимые одинаково распределенные случайные величины.

Введем функцию $\Psi(t)$, роль которой заключается в следующем: применяя эту функцию к гипотетическому однородному потоку отказов, получим близкий к реальному поток, а используя обратное преобразование реального потока, получим близкий к однородному поток отказов.

Тогда запишем моменты наступления отказов в следующем виде

$$\tau_k = \Psi\left(\sum_{i=1}^{k}\xi_i\right), \tau_0 = 0, \tag{2}$$

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

$$\zeta_i = \tau_i - \tau_{i-1} = \Psi\left(\sum_{j=1}^{i}\xi_j\right) - \Psi\left(\sum_{j=1}^{i-1}\xi_j\right). \tag{3}$$

Понятно, что $\{\zeta_i;\ i = 1, 2,\dots\}$ являются зависимы величинами в том случае, если $\Psi(t) \neq \mathrm{const}\cdot x$.

Ведущая функция потока (ВФП) $\Omega(\Psi(t))$ в момент времени $t_k = \infty$ равна

$$\Omega(\Psi(t)) = \sum_{i=1}^{\infty} F_{\tau_i}(\Psi(t)) = \sum_{i=1}^{\infty} F_{\Psi(\Sigma_i)}(\Psi(t)) = \sum_{i=1}^{\infty} F_{\Sigma_i}(t). \tag{4}$$

Дифференцируя (4) по t получаем:

$$\Omega'(\Psi(t))\Psi'(t) = \sum_{i=1}^{\infty} f_{\Sigma_i}(t),$$

или

$$w(\Psi(t))\cdot\Psi'(t) = \sum_{i=1}^{\infty} f_{\Sigma_i}(t).$$

Обозначая правую часть уравнения за $\nu(t)$, с помощью преобразования Лапласа приходим к уравнению в образах: $\overline{\nu}(p) = \dfrac{\overline{f}_\xi(p)}{1-\overline{f}_\xi(p)}$, где $\overline{f}_\xi(p)$ – образ плотности случайной величины ξ.

Откуда, вернувшись к оригиналам, получаем известное уравнение восстановления [1–3]:

$$\nu(t) = f_\xi(t) + \int_0^t \nu(t-\tau) f_\xi(\tau)\, d\tau. \tag{5}$$

Таким образом, зная плотность $f_\xi(t)$ из уравнения (5) можно определить функцию $\nu(t)$, а затем и параметр потока отказов (ППО): если $(w(\Psi(t))\ \Psi'(t) = \nu(t)$ то

$$w(t) = \frac{\nu\left(\Psi^{-1}(t)\right)}{\Psi'\left(\Psi^{-1}(t)\right)} = \left(\Psi^{-1}(t)\right)'\nu\left(\Psi^{-1}(t)\right). \tag{6}$$

Действуя аналогично, для ВФП получаем

$$\Omega(t) = \mu(\Psi^{-1}(t)),$$

где $\mu(t)$ – решение следующего интегрального уравнения

$$\mu(t) = F_\xi(t) + \int_0^t \mu(t-\tau) f_\xi(\tau)\, d\tau.$$

Следствием из теоремы восстановления [3] является асимптотика для функций $\mu(t)$ и $\nu(t)$:

$$\mu(t)\underset{t\to\infty}{\sim}\frac{t}{\mathrm{M}\xi},\ \nu(t)\underset{t\to\infty}{\sim}\frac{1}{\mathrm{M}\xi}. \tag{7}$$

Предположим, что при $t \to \infty$ $\Psi^{-1}(t) \to \infty$. В этом случае для ВФП и для ППО непосредственно получается

$$\Omega(t)\underset{t\to\infty}{\sim}\frac{\Psi^{-1}(t)}{\mathrm{M}\xi},\ w(t)\underset{t\to\infty}{\sim}\frac{\left(\Psi^{-1}(t)\right)'}{\mathrm{M}\xi}. \tag{8}$$

Следовательно, можно сделать вывод о том, что поведение ВФП и ППО в асимптотике полностью определяется функциональной зависимостью $\Psi^{-1}(t)$.

ВЫВОД ОСНОВНЫХ СООТНОШЕНИЙ

Итак, в выбранной модели неоднородность будет определяться нормализующей функцией потока $\Psi(t)$, которая позволит в ситуации неоднородного потока данных перейти к однородному потоку.

Далее определим вид функции $\Psi(t)$, учитывающей неоднородность потока отказов. А именно, найдем такое преобразование $\Psi^{-1}(t)$ потока отказов, которое приводило бы его к почти идеальному простейшему потоку отказов. Как известно, в простейшем потоке отказов количество отказов на интервале длины Δ подчиняется пуассоновскому закону: $\mathrm{P}(\eta = k) = \frac{(\lambda\Delta)^k}{k!}e^{-\lambda}$. Для того, чтобы получить близкий к пуассоновскому поток отказов, необходимо построить такое разбиение Δ, чтобы длина каждого элементарного интервала была бы пропорциональна числу отказов, попадающих в данный интервал.

Предположим, что на оси ординат есть s интервалов $\Delta_1^y,\ldots,\Delta_s^y$, $\Delta_j^y = \left[\sigma_{j-1};\sigma_j\right)$, при этом $\sigma_0 = 0$, в которые попало $\nu_1,\ldots\nu_s$ наблюдений, при этом $\sum_{i=1}^{s}\nu_i = n$, где n – общее количество отказов объекта за время t. Предположим, что длина интервала $\left|\Delta_j^y\right| = A\cdot\nu_j + B$, т.е. $\sigma_j = \sum_{i=0}^{j}\left(A\cdot\nu_i + B\right)$. Допустим, что при $n \to \infty$ B мало, т.е. можно считать $B = \frac{1}{n} \to 0$. И пусть $\sum_{j=1}^{s}\left|\Delta_j^y\right| = 1$, тогда $\sum_{j=1}^{s}\left(A\nu_j + B\right) = An + Bs = 1$. Следовательно, $A = \frac{1-Bs}{n}$.

Далее определим функцию $\Psi^{-1}(t)$. Разобьем ось абсцисс на интервалы $\Delta_j^x = \left[\tau_{j-1};\tau_j\right)$, при этом $\tau_0 = 0$. Тогда

$$\Psi^{-1}(t) = \begin{cases} \dfrac{\left|\Delta_j^y\right|}{\left|\Delta_j^x\right|}\times\left(t-\tau_{j-1}\right)+\sigma_{j-1}; & t\in\Delta_j^x \\ \dfrac{t}{\tau_s}; & t>\tau_s, \end{cases} \tag{9}$$

где $\sigma_j = \sum_{i=1}^{j}\left(A\cdot\nu_i + B\right)$;

$$\left[\Psi^{-1}(t)\right]' = \begin{cases} \dfrac{\left|\Delta_j^y\right|}{\left|\Delta_j^x\right|}; & t \in \Delta_j^x \\ \dfrac{1}{\tau_s}; & t > \tau_s, \end{cases} \tag{10}$$

$$\Psi(t) = \begin{cases} \dfrac{\left|\Delta_j^x\right|}{\left|\Delta_j^y\right|} \times \left(t - \sigma_{j-1}\right) + \tau_{j-1}; & t \in \Delta_j^y \\ \tau_s \cdot t; & t > 1. \end{cases} \tag{11}$$

В этом случае можно считать, что мы имеем дело с простейшим потоком отказов с интенсивностью

$$\omega = \frac{\nu_j}{\left(A \cdot \nu_j + B\right)m} \approx \frac{1}{mA},$$

где m – число объектов, формирующих данный поток отказов.

Теперь перейдем к определению плотности распределения случайной величины ζ_i. Исходя из (1) значение ζ_i можно записать в виде:

$$\zeta_i = \Psi(\tau_{i-1} + \xi_i) - \Psi(_{i-1}). \tag{12}$$

Функция распределения первой наработки до отказа ζz_1 в отличие от следующих наработок находится достаточно просто:

$$F_{\zeta_1}(t) = \mathrm{P}\left(\zeta_1 < t\right) = \mathrm{P}\left(\Psi(\xi_1) < t\right) = \mathrm{P}\left(\xi_1 < \Psi^{-1}(t)\right) = F_\xi\left(\Psi^{-1}(t)\right). \tag{13}$$

Функция распределения произвольной наработки до отказа будет находиться следующим образом:

$$F_{\zeta_i}(t) = \int_0^\infty f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \Psi(u)\right) - u\right) du,$$

где $f_{\tau_{i-1}}(t) = \int_0^t f_{\tau_{i-2}}(t-u) f_\xi(u) du$.

Преобразуя значение функции распределения $F_{\zeta_i}(t)$ с учетом значения $\Psi(t)$, и принимая во внимание что если ξ имеет экспоненциальный закон распределения с параметром ω, то τ_i распределены по $\Gamma(i, \omega)$, получим:

$$\begin{aligned} F_{\zeta_i}(t) &= \int_0^\infty f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \Psi(u)\right) - u\right) du = \sum_{j=1}^{s+1} \int_{\Delta_j^y} f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \Psi(u)\right) - u\right) = \\ &= \sum_{j=1}^{s} \int_{\sigma_{j-1}}^{\sigma_j} f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \frac{\left|\Delta_j^x\right|}{\left|\Delta_j^y\right|} \times \left(u - \sigma_{j-1}\right) + \tau_{j-1}\right) - u\right) du + \\ &+ \int_1^\infty f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \tau_s \cdot u\right) - u\right) du = \\ &= \sum_{j=1}^{s} \int_{\sigma_{j-1}}^{\sigma_j} f_{\tau_{i-1}}(u) F_\xi\left(\Psi^{-1}\left(t + \frac{\left|\Delta_j^x\right|}{\left|\Delta_j^y\right|} \times \left(u - \sigma_{j-1}\right) + \tau_{j-1}\right) - u\right) du + F_\xi\left(\frac{t}{\tau_s}\right)\left(1 - F_{\tau_{i-1}}(1)\right). \end{aligned} \tag{14}$$

РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ

$$P(t) \approx \frac{N(t)}{N_0}. \tag{15}$$

$$w(t) = \frac{\Delta n\ (t)}{N_0 \Delta t}. \tag{16}$$

В качестве примера сравним показатели надежности, вычисленные классическим методом (15)–(16) (т.е. при большом количестве статистического материала и при длительном времени эксплуатации, предполагая, что значение параметра потока отказов равняется значению интенсивности отказов $\lambda(t)$, т.е. рассматриваем период нормальной эксплуатации) и методом, описанным выше. Для примера возьмем блоки УДЖГ-04 и УБПБ-03 входящие в состав оборудования аппаратуры контроля радиационной безопасности (АКРБ) первого блока Балаковской АЭС. Устройства детектирования УДЖГ-04 предназначены для преобразования объемной активности жидкости в последовательность импульсов, средняя частота которых пропорциональна объемной активности жидкости. Устройство детектирования УДПБ-03. служит для измерения объемной бетта активности паровоздушной смеси на выбросе эжекторов турбины АЭС. Общее количество отказов за период эксплуатации системы «Сейвал» на энергоблоке №1 Балаковской АЭС 1986–1996 гг. для УДЖГ-04 составляет 19, а для УДПБ-03 – 56.

На рис. 1 представлены значения количества отказов УДЖГ-04 за период с 1986–1996 гг. Графики зависимостей функции и плотности распределения наработок до отказа УДЖГ-04 по предлагаемому методу представлены на рис. 2. Если сравнить поведение функции распределения произвольной наработки до отказа этих устройств с классическим (рис.2а и 3), то увидим, что значение функции распределения близко к поведению кривой для предельной наработки на отказ.

На рис. 4 приведены данные отказов УДПБ-03 за период с 1986–1996гг. Графики зависимостей функции и плотности распределения наработок до отказа УДПБ-03 представлены на рис. 5. Сравнивая характер поведения функций распределения наработок до отказа с классической функцией (рис. 5а и 6), можно заметить, что различия между ними несущественные.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

1. Предложен новый метод обработки статистических данных при исследовании надежности оборудования АС с учетом неоднородности потока отказов.

2. Получены статистические соотношения для оценки характеристик безотказности для случая неоднородного потока отказов объектов.

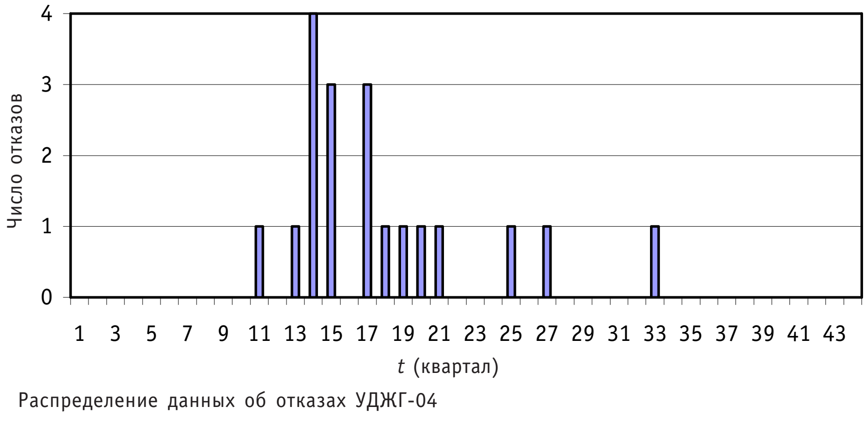

Рис. 1. Распределение данных об отказах УДЖГ-04

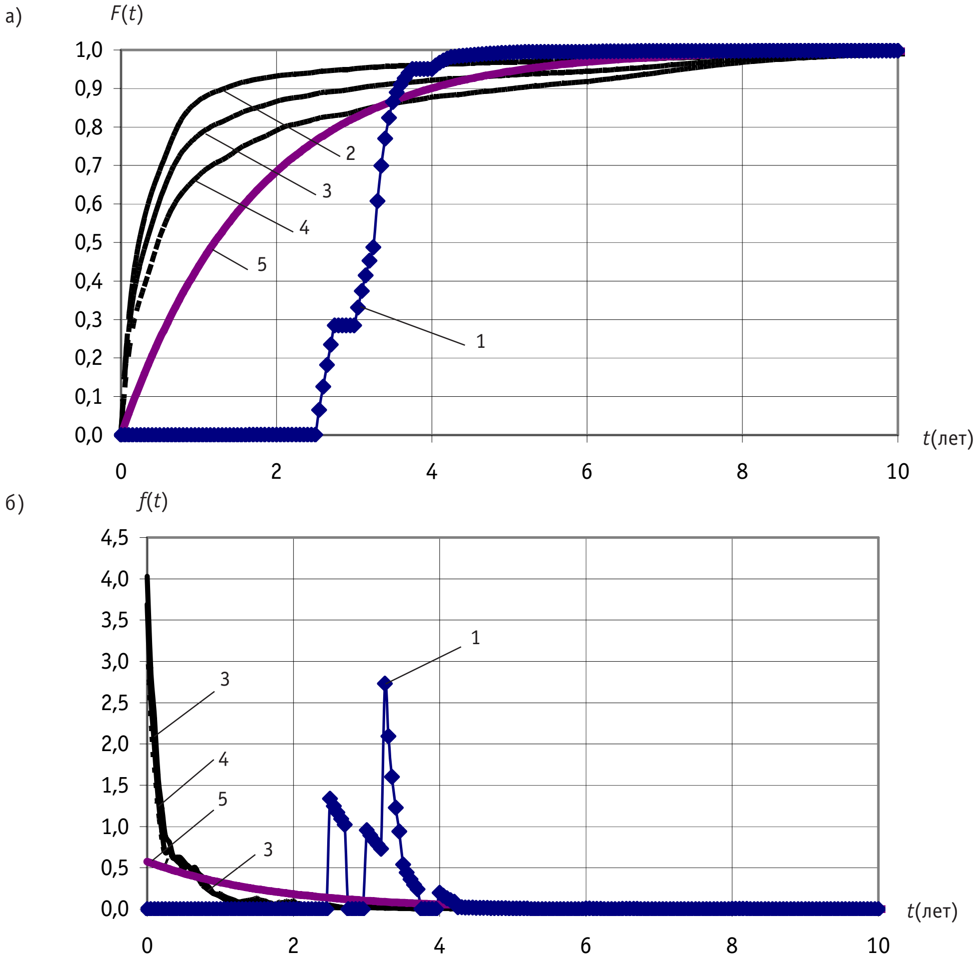

Рис. 2. Вид кривой функций распределения $F(t)$ и плотности $f(t)$ УДЖГ-04: 1 – функция и плотность распределения наработки до первого отказа; 2 – функция и плотность распределения наработки до второго отказа; 3 – функция и плотность распределения наработки до третьего отказа; 4 – функция и плотность распределения наработки до четвертого отказа; 5 – функция и плотность распределения предельной наработки до отказа

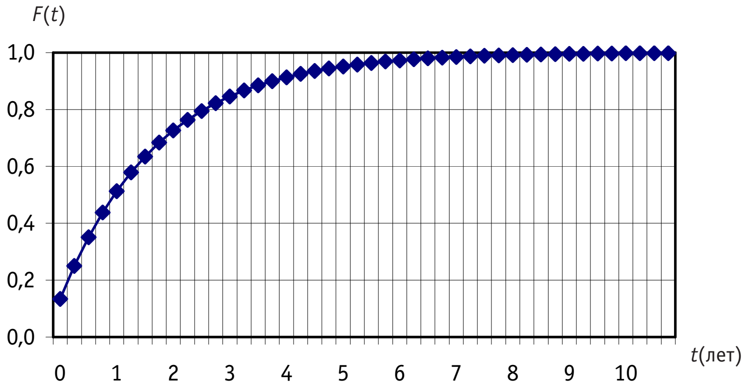

Рис. 3. Функция распределения, рассчитанная классическим методом УДЖГ-04

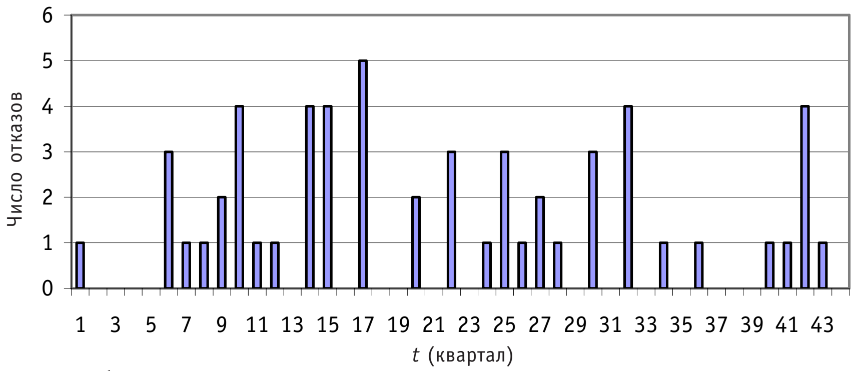

Рис. 4. Данные об отказах УДПБ-03

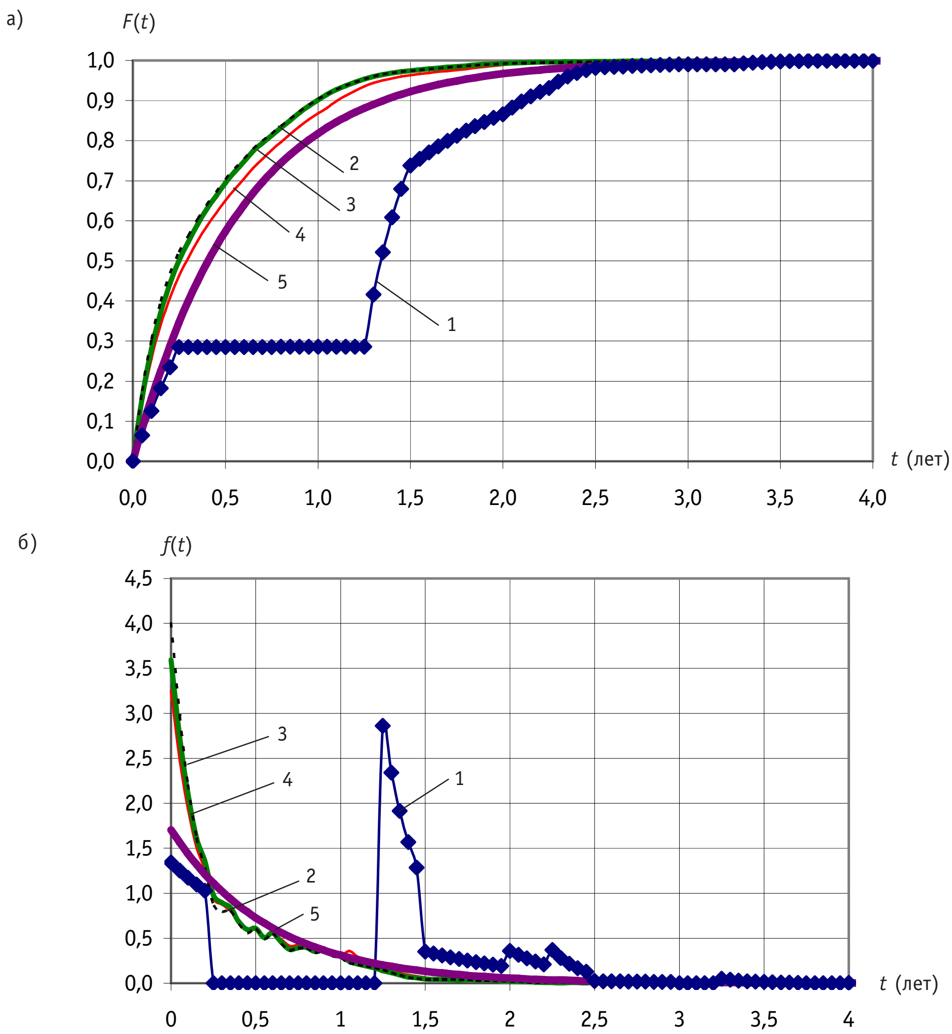

Рис. 5. Вид кривой функций распределения $F(t)$ и плотности $f(t)$ УДПБ-03: 1 – функция и плотность распределения наработки до первого отказа; 2 – функция и плотность распределения наработки до второго отказа; 3 – функция и плотность распределения наработки до третьего отказа; 4 – функция и плотность распределения наработки до четвертого отказа; 5 – функция и плотность распределения предельной наработки до отказа

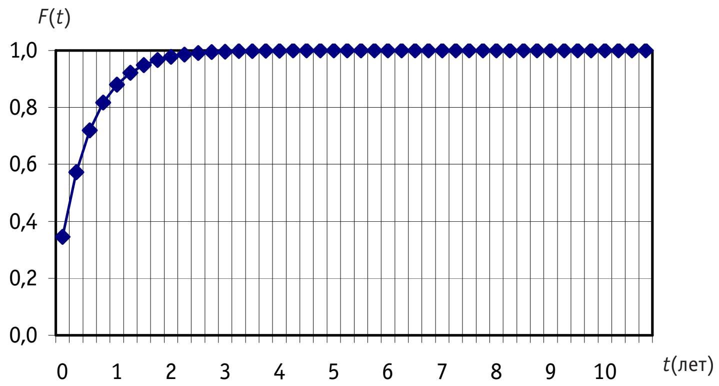

Рис. 6. Функция распределения, рассчитанная классическим методом (УДПБ-03)

Литература

1. *Острейковский В.А.* Старение и прогнозирование ресурса оборудования атомных станций. – М.: Энергоатомиздат,1994.

2. *Антонов А.В., Острейковский В.А.* Оценивание характеристик надежности элементов и систем ЯЭУ комбинированными методами. – М.: Энергоатомиздат, 1993.

3. *Волников И.С., Чепурко В.А.* Неоднородный поток отказов и восстановлений. Диагностика и прогнозирование состояния объектов сложных информационных интеллектуальных систем: Сборник научных трудов №14 кафедры АСУ. – Обнинск: ИАТЭ,2002. – С.36-44.

Поступила в редакцию 20.12.2006

ABSTRACTS OF THE PAPERS

УДК 621.039.546

Example of Application Markovs Process with Incomes at Acceptance of Engineering Decisions Concerning Objects of Nuclear Technologies in Conditions of Uncertainty on an Example of Object «Shelter» Chernobyl NPP\ Yu.V. Volkov, A.V. Sobolev; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2007. – 7 pages, 3 tables, 1 illustration. – References – 4 titles.

Application of markovs process with incomes for search of optimum strategy of «behavior» in conditions of uncertainty is considered. The technique of construction adequate markov is offered to model of process for objects of nuclear technologies, on an example of object «Shelter» Chernobyl NPP.

УДК 621.039.58

NPP Equipment Life Time Prediction Methods\ O.M. Gulina, N.L. Salnikov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2007. – 7 pages, 3 tables, 4 illustrations. – References – 4 titles.

Its shown that problem of NPP equipment life time prediction is based on the estimation of moment the parameter observed or calculated achieves limited level. There are considered some mathematical models for different kinds of degradation processes and information obtained. Some results are presented.

УДК 621.039.58

Method for Processing of Statistical Data on Equipment Reliability During NPP Operation\ S.P. Saakian, V.A. Ostreikovsky, V.A. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2007. – 8 pages, 6 illustrations. – References – 3 titles.

The records of failures during NPP operation are one of the highest importance for determination of NPP equipment reliability performance. These records however due to objective and subjective reasons are no more than the homogeneous stream of events, the fact that brings difficulties into the process of calculating the equipment reliability characteristics. The given paper proposes the new methods of data handling for heterogeneous stream of statistical data on equipment failures which gives the possibility of getting more truthful information about NPP equipment and systems reliability performance.

УДК 621.039.58

The Residual Life Time Estimation for the Nonrestorable Elements of the RBMK-1000 PCS Electrical Equipment of the Smolensk NPP's First Power Unit\S.V. Sokolov, A.V. Antonov, V.A. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2007. – 6 pages, 2 tables, 3 illustrations. – References – 3 titles.

In the paper the statistical methods of residual life time estimation for nuclear power plants' (NPP) electrical equipment are considered. The mathematical model of the reliability characteristics calculation for the nonrestorable elements is given. The results of the residual life time calculations for elements of the protection control system's electrical equipment are represented in the paper. As a basis for calculation the statistical data about failures of the RBMK-1000 protection control system equipment of the Smolensk NPP's first power unit were used.

УДК 621.039.5

Application of PSA for NPPs with VVER-type Reactors of New Generation under Design\ G.V. Tokmachev; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Higher School. Nuclear Power Engineering). – Obninsk, 2007. – 10 pages. – References – 20 titles.

The paper discusses the use of probabilistic safety assessments (PSA) to support design evaluation for a new generation of advanced nuclear power plants with VVER-type reactors. The concept of the new VVER plants is briefly described. The design solutions to improve safety, which are based on in-depth principles and results of PSAs performed for operating VVER plants, are characterized. The evaluation whether the advanced VVER plant design meets deterministic principles is performed at a qualitative level using the PSA results. The approach to quantitative assessment of safety of the NPPs in design is described that is based on the PSA results.

УДК 621.039.524

Technical and Numerical Substantiation of Procedures Preventing Accident at VVER-1000 Based NPP\ A.N. Shkarovskiy, V.I. Aksenov, A.P. Kolevatyh, N.P. Serdun, A.A. Roslyakov; Editorial board of journal «Izvestia