

## ОБ ОДНОМ МЕТОДЕ ОБНАРУЖЕНИЯ НЕОДНОРОДНОСТИ ПОТОКА ОТКАЗОВ ОБОРУДОВАНИЯ АЭС

**В.А. Чепурко, С.В. Чепурко**

*Обнинский институт атомной энергетики НИЯУ МИФИ, г. Обнинск*

**Р**

Описывается методика, позволяющая оценивать параметр неоднородности потока отказов оборудования АЭС. Наряду с точечной оценкой этого показателя надежности предложен алгоритм построения его интервальной оценки, позволяющий проверять статистические гипотезы о значимости параметра. Подробно описан алгоритм критерия принятия решения о наличии старения геометрического типа оборудования АЭС. Разобран ряд тестовых примеров, в частности, на предмет обнаружения неоднородности геометрического типа, обработаны реальные данные об отказах системы подпитки и борного регулирования АЭС в ВВЭР-1000 пятого блока Нововоронежской АЭС.

**Ключевые слова:** деградация оборудования, неоднородный поток отказов, геометрический процесс восстановления, знаменатель процесса, угловой коэффициент, непараметрическая оценка Тейла.

**Key words:** degradation of equipment, non-homogeneous failure flow, a geometric renewal process, the denominator of the process, the slope, nonparametric Theil estimation.

### ВВЕДЕНИЕ

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. В этом случае предполагается однородность во времени процесса функционирования оборудования, и показатели надежности рассчитываются классическими способами, представленными, например, в [1]. Но при расчете показателей надежности необходимо учитывать и два других периода: приработки и интенсивного износа, когда параметр потока отказов в одном случае убывает, а в другом возрастает со временем. В общем случае могут иметь место и другие, более сложные, зависимости от времени.

В [2] представлен краткий обзор различных математических моделей учета неоднородности потоков отказов и приведен практический пример анализа неоднородных данных об отказах некоторых элементов СУЗ Билибинской АЭС. С помощью модели, нормализующей функции потока [3], найдены различные показа-

тели надежности этих элементов. Показано, что поведение исследуемых показателей надежности существенно отличается от зависимости в стационарном режиме. В этом режиме, возникающем с течением времени для однородных потоков, большинство показателей надежности становятся константами. Наряду с исследованием надежности элементов СУЗ в [2] предложен критериальный комплекс для проверки гипотезы об однородном потоке отказов. Точнее говоря, предложенное в работе множество критериев (пуассоновости, постоянства приращений и их случайности) необходимо для проверки гипотезы о простейшем потоке отказов.

Допустим, что с помощью разработанного комплекса критериев удалось с выбранным уровнем значимости доказать, что поток отказов элементов (систем) оборудования АЭС неоднороден во времени. В этом случае для проведения дальнейших исследований и получения качественных оценок надежности таких систем необходимо выбрать подходящую модель неоднородности. Для обоснования выбора необходимо проверить нулевую гипотезу значимости соответствующим критерием или решающим правилом, как это происходит в случае обычной линейной регрессии, когда мы проверяем гипотезу о том, что угловой коэффициент равен нулю. Если построенное доверительное множество не будет содержать точку ноль, можно считать, что регрессия значима. Так и в общем случае, если нулевая гипотеза отвергается, то можно считать, что исходная статистическая информация соответствует анализируемой модели неоднородности. В качестве основных моделей неоднородности потоков событий (см. [2]) в современной теории используются неоднородные пуассоновские потоки, гамма-процессы, процессы восстановления с трендом, потоки, построенные по модели нормализующей функции и, наконец, геометрические процессы восстановления.

Модель геометрических процессов является одной из самых простых моделей неоднородных (во времени) процессов восстановления. Эти процессы появились сравнительно недавно [4–7] и пока еще не приобрели такой популярности, как обычные процессы восстановления. Это, в первую очередь, вызвано тем, что до сих пор не исследованы многие теоретические вопросы, связанные со свойствами этих процессов. В частности, до сих пор не существовало критерия, на основании которого можно принять гипотезу о применимости модели геометрического процесса.

Цель работы состоит в построении такого критерия, разработке методики оценивания знаменателя геометрического процесса и их применении к реальным данным об отказах оборудования АЭС. К примеру, если окажется, что знаменатель меньше единицы, причем значимо, то это позволит считать, что исследуемый на надежность элемент стареет, т.е. с течением времени этот элемент будет все более и более ненадежным.

Исходными данными для необходимых расчетов являются наработки между отказами некоторого множества (или совокупности) однородных элементов. Здесь однородность понимается как идентичность оборудования, одинаковые условия эксплуатации, примерно один и тот же возраст и т.п. Нарботки имеют одинаковую размерность. При этом желательно, чтобы было меньше совпадающих значений (связей), наработки измерять, по возможности, наиболее точно, к примеру, в часах.

### **НЕОДНОРОДНОСТЬ ПОТОКА ОТКАЗОВ ГЕОМЕТРИЧЕСКОГО ТИПА**

Название процесса напрямую связано с понятием геометрической прогрессии. Геометрические процессы являются обобщением процессов восстановления. В отличие от обычного процесса восстановления, который моделирует идеальный ремонт, геометрические процессы могут быть полезны для моделирования, например, несовершенного ремонта, когда получающиеся длительности циклов процесса неодинаково распределены. Тем не менее, по сравнению с другими неоднородны-

ми процессами модель достаточно бедна, поскольку длительности цикла «регулируются» одним и тем же параметром. Геометрические процессы (в контексте теории надежности) были определены в работах [4–7].

**Определение.** С.в.  $\xi$  равна с.в.  $\eta$  по распределению, если  $F_\xi(x)=F_\eta(x)$ . Равенство по распределению обозначается следующим образом:

$$\xi \stackrel{d}{=} \eta. \quad (1)$$

**Определение.** Последовательность неотрицательных (типа времени жизни) независимых с.в.  $\{\Delta_k; k = 1, 2, \dots\}$  образует геометрический процесс (geometric process) GP, если выполняется равенство по распределению

$$\Delta_{k+1} \stackrel{d}{=} \gamma \Delta_k, k = 1, 2, \dots, \quad (2)$$

где  $\gamma > 0$  – вещественная константа, называемая знаменателем геометрического процесса. При значениях, меньших единицы, будем называть знаменатель  $\gamma$  коэффициентом деградации.

### ИСХОДНАЯ ИНФОРМАЦИЯ

Будем предполагать, что под наблюдением находится  $m$  однотипных мгновенно восстанавливаемых объектов, каждый из которых имеет реализацию наработок между отказами. При этом реализации могут иметь, вообще говоря, различные объемы –  $n_1, n_2, \dots, n_m$ , при этом

$$n_1 + n_2 + \dots + n_m = n. \quad (3)$$

Кроме этого предположим, что в общем случае в таблице данных возможны пропуски, например, у третьего объекта отсутствует информация о четвертой и пятой наработках, а далее шестая и т.д. присутствуют.

Транспонируем таблицу данных, т.е. сгруппируем информацию согласно номеру наработки. В этом случае массив  $\Delta_{1,1}, \dots, \Delta_{m,1}$  будет массивом реализаций наработки до первого отказа –  $\Delta_1$ ;  $\Delta_{1,2}, \dots, \Delta_{m,2}$  – наработки между первым и вторым отказами –  $\Delta_2$  и т.д. Пусть самая последняя наблюдаемая наработка будет иметь номер  $l$ . Таким образом, исходную информацию представим в следующем виде:

$$\Delta_{1,1}, \dots, \Delta_{m,1} \text{ – первые наработки (объем } m_1), \quad (4)$$

$$\Delta_{1,2}, \dots, \Delta_{m,2} \text{ – вторые наработки (объем } m_2), \dots, \quad (5)$$

$$\Delta_{1,l}, \dots, \Delta_{m,l} \text{ – } l\text{-е наработки (объем } m_l). \quad (6)$$

При этом так же, как и в (3)

$$m_1 + m_2 + \dots + m_l = n. \quad (7)$$

В силу соотношения (2) справедливо следующее равенство по распределению:

$$\Delta_{k+1} \stackrel{d}{=} \gamma^k \Delta_1, k = 0, 1, \dots \text{ или } \ln \Delta_{k+1} \stackrel{d}{=} k \ln \gamma + \ln \Delta_1, k = 0, 1, \dots \quad (8)$$

Уравнение (8) является моделью простой линейной регрессии зависимой переменной  $\ln \Delta$  от неслучайной переменной  $k$ . При этом  $\ln \Delta_1^{(i,j)}$  играет роль случайного шума, присутствующего для  $i$ -го наблюдения  $j$ -й наработки между отказами:

$$\ln \Delta_{i,k} = (k-1) \ln \gamma + \ln \Delta_1^{(i,k)}, i = 1, \dots, m_k, k = 1, \dots, l. \quad (9)$$

Будем предполагать, что случайный шум представляет собой массив независимых одинаково распределенных случайных величин  $\ln \Delta_1^{(i,j)}$ , распределенных так же, как и  $\ln \Delta_1$ . Обозначив

$$Y_{ij} = \ln \Delta_{ij}, \beta = \ln \gamma \text{ и } \varepsilon_{i,j} = \ln \Delta_1^{(i,j)}, \quad (10)$$

получим уравнение

$$Y_{i,k} = \beta(k-1) + \sigma_{i,k}, i = 1, \dots, m_k, k = 1, \dots, l. \quad (11)$$

Таким образом, задача оценивания неизвестного параметра  $\gamma$  сводится к оцениванию углового коэффициента в простой линейной регрессии  $Y$  на  $k$ . При этом для каждого  $k$  проводятся повторные наблюдения величины  $Y_k$  объема  $m_k - Y_{i,k}$ .

### НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ МЕТОД ОЦЕНИВАНИЯ

В настоящее время для точечного оценивания коэффициентов регрессии широко используется метод наименьших квадратов (МНК). При этом для более тонких и глубоких выводов при решении таких задач, как построение доверительных интервалов, проверка адекватности модели приходится предполагать, что ошибки  $\sigma_{ij}$  независимы и одинаково распределены по нормальному закону. На этой основе за многие годы выросла обширная и развитая система статистической обработки регрессионных и факторных экспериментов.

При явном отличии распределения от гауссовского проверка корректности многих выводов, полученных в рамках нормальной модели, перерастает в сложную проблему. В таких случаях разумно вообще отказаться от стандартной гауссовской модели и применять иные, *непараметрические, методы*. Непараметрическими называют такие методы, которые не предназначены специально для какого-нибудь параметрического семейства распределений и не используют его свойства.

Возьмем за основу построения наших оценок непараметрический метод точечного и интервального оценивания углового коэффициента  $\beta$ , принадлежащий Тейлу [8] и обобщенный Сенот [9] на случай совпадения отдельных значений независимой переменной. Кроме этого рассмотрим задачу проверки нулевой гипотезы

$$H_0: \gamma = \gamma_0, \quad (12)$$

решение которой также предложено Тейлом.

### МЕТОДИКА РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ

Для нахождения точечной оценки коэффициента  $\gamma$  необходимо проделать следующее [10, 11]. Коэффициент  $\beta$  будет параллельно определяться согласно уравнениям связи (10).

1. Положить

$$N = \sum_{i < j} m_i m_j = C_n^2 - \sum_{i=1}^l C_{m_i}^2. \quad (13)$$

В случае, если  $m_i = 1$  (наблюдается один объект),  $N = C_n^2$  – количеству возможных пар экспериментальных точек  $(i, Y_{i+1})$ .

2. Определить  $N$  значений коэффициента  $\gamma$ :

$$\gamma_{i,j}^{(k,l)} = \left( \frac{\Delta_{i,k}}{\Delta_{j,l}} \right)^{\frac{1}{k-l}}, \quad k > l. \quad (14)$$

Если наблюдается один объект, то рассчитываются  $\gamma^{(k,l)}$ .

3. Упорядочить массив значений  $\gamma_{i,j}^{(k,l)}$ :

$$\gamma_{(1)} \leq \gamma_{(2)} \leq \dots \leq \gamma_{(N)}. \quad (15)$$

4. В качестве оценки коэффициента деградации взять выборочную медиану

$$\hat{\gamma} = \begin{cases} \gamma_{(k+1)}, & N = 2k + 1; \\ \frac{\gamma_{(k)} + \gamma_{(k+1)}}{2}, & N = 2k. \end{cases} \quad (16)$$

5. При построении доверительного интервала для коэффициента  $\gamma$  надежности  $1-\alpha$  положить

$$M_1 = \left[ \frac{N - K_{1-\alpha/2}}{2} \right], M_2 = \left[ \frac{N + K_{1-\alpha/2}}{2} \right] + 1, \quad (17)$$

где  $[x]$  означает целую часть числа  $x$ ;  $K_{1-\alpha/2}$  – квантиль распределения  $\tau$ -статистики Кендалла. Если объем наблюдений  $n$  достаточно велик, то справедлива следующая аппроксимация квантилю нормального закона  $u_{1-\alpha/2}$ :

$$K_{1-\alpha/2} = \sqrt{D(K)} u_{1-\alpha/2}, \quad (18)$$

$$D(K) = \frac{\left\{ n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^l m_i(m_i-1)(2m_i+5) - \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(2u_j+5) \right\}}{18} +$$

$$+ \frac{\left\{ \sum_{i=1}^l m_i(m_i-1)(m_i-2) \right\} \cdot \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1)(u_j-2) \right\}}{9n(n-1)(n-2)} + \frac{\left\{ \sum_{i=1}^l m_i(m_i-1) \right\} \cdot \left\{ \sum_{j=1}^h u_j(u_j-1) \right\}}{2n(n-1)}, \quad (19)$$

где  $l$  – номер максимальной наработки между отказами (число групп совпадающих наблюдений абсциссы  $X$ );  $m_i$  – объем  $i$ -той группы наблюдений  $X$ ;  $h$  – число групп совпадающих наблюдений  $Y$  (или  $\Delta$ );  $u_j$  – объем  $j$ -той группы наблюдений  $Y$  (или  $\Delta$ ). Причем, несвязанные наблюдения рассматриваются как группа совпадающих наблюдений объема 1.

Если среди  $\Delta_{ij}$  нет одинаковых (связанных) значений, то дисперсия статистики Кендалла упрощается до следующего выражения:

$$D(K) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^l m_i(m_i-1)(2m_i+5)}{18}. \quad (20)$$

Если, кроме этого, наблюдается один объект, то

$$D(K) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}. \quad (21)$$

6. В качестве доверительного интервала для искомым коэффициентов взять промежутки

$$\left( \gamma_{(M_1)}, \gamma_{(M_2)} \right). \quad (22)$$

7. С уровнем значимости  $\alpha$  принять гипотезу (12) в случае, если  $\gamma_0 \in \left( \gamma_{(M_1)}, \gamma_{(M_2)} \right)$  и отвергнуть ее – в противном случае.

### ПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ МЕТОД ОЦЕНИВАНИЯ

Для точечной оценки неизвестного углового коэффициента широко используется следующая оценка по методу наименьших квадратов (МНК) [12,13]:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{k=1}^l m_k (X_k - \bar{X})(\bar{Y}_{\bullet k} - \bar{Y})}{\sum_{k=1}^l m_k (X_k - \bar{X})^2}, \quad (23)$$

где  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^l m_j X_j$  – среднее арифметическое  $X_i$ ;  $\bar{Y}_{\bullet k} = \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} Y_{i,k}$  – среднеарифметическая  $k$ -я наработка между отказами;

$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k \bar{Y}_{\bullet k} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^l \sum_{i=1}^{m_k} Y_{i,k}$  – общая средняя

наработка. При этом, поскольку  $X_j = j-1$ , то  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^l m_j (j-1)$  и

$$\hat{\beta} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k k \bar{Y}_{\bullet k} - \frac{\bar{Y}}{n} \sum_{k=1}^l m_k k}{S_x^2}, \quad (24)$$

где  $S_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k k^2 - \left( \frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k k \right)^2$  – выборочная дисперсия.

МНК-оценка параметра  $\gamma$  в силу уравнений связи (10) будет, очевидно, равна

$$\hat{\gamma} = \exp \hat{\beta} = \exp \left( \frac{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k k \bar{Y}_{\bullet k} - \frac{\bar{Y}}{n} \sum_{k=1}^l m_k k}{S_x^2} \right). \quad (25)$$

Если  $\Delta_1$  имеет логнормальное распределение с (в общем случае неизвестными) параметрами  $m$  и  $\sigma^2$ , то  $\ln \Delta_1$  будет иметь нормальное распределение с математическим ожиданием  $m$  и дисперсией  $\sigma^2$ . В этом случае можно построить параметрический доверительный интервал как для углового коэффициента, так и для знаменателя геометрического процесса:

$$\beta = \hat{\beta} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n S_x}} u_{1-\alpha/2}, \quad \gamma = \exp \left( \hat{\beta} \pm \frac{\sigma}{\sqrt{n S_x}} u_{1-\alpha/2} \right). \quad (26)$$

В случае, если дисперсия  $\sigma^2$  неизвестна, то она заменяется остаточной дисперсией

$$S^2 = \frac{n}{n-2} (S_y^2 - \hat{\beta}^2 S_x^2), \quad (27)$$

где  $S_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^l m_k \bar{Y}_{\bullet k}^2 - \bar{Y}^2$ , а квантиль нормального закона  $u_{1-\alpha/2}$  – на квантиль распределения Стьюдента того же уровня и с  $n-2$  степенями свободы.

Нулевую гипотезу (12) можно проверить с помощью доверительного множества (26). Кроме этого в параметрическом МНК принято проверять адекватность регрессионной модели критерием Фишера, основанном на статистике

$$F = S_2^2 / S_1^2, \quad (28)$$

где  $S_1^2 = \frac{1}{n-l} \sum_{k=1}^l \sum_{i=1}^{m_i} (Y_{i,k} - \bar{Y}_{\bullet k})^2$  – дисперсия воспроизводимости,

а  $S_2^2 = \frac{1}{l-2} \sum_{k=1}^l (\bar{Y}_{\bullet k} - \hat{\beta}(k-1-\bar{X}) - \bar{Y})^2$  – дисперсия адекватности. При этом нулевая гипотеза о том, что модель адекватна, принимается с уровнем значимости  $\alpha$  в случае, если статистика (28) окажется меньше квантили  $F_{1-\alpha}(l-2, n-l)$  – распределения Фишера-Снедекора. Понятно, что в случае принятия нулевой гипотезы об адекватности простой линейной регрессии можно с тем же уровнем значимости утверждать об адекватности модели геометрического процесса. Однако это утверждение необходимо должно сопровождаться проверкой согласия остатков  $\ln \Delta_1^{(i,j)}$  с нормальным распределением.

Рассмотрим пример расчета знаменателя геометрического процесса и проверки гипотезы его значимости по имитационным данным, а также практический расчет по имеющимся наработкам до отказа системы подпитки и борного регулирования АЭС в ВВЭР-1000 Нововоронежской АЭС, представленной в [14].

**Практический пример 1.** Разберем методику построения точечной и интервальной оценки коэффициента  $\gamma$ . Нарботки между отказами моделировались по закону Вейбулла с параметром масштаба  $\lambda=1$  и параметром формы  $\alpha=2$ . Параметр  $\gamma$  полагался равным 0.8 (деградирующая система). Под наблюдением, предположительно, находились три объекта, от каждого известны две, три и четыре наработки между отказами (табл. 1, рис. 1). Анализируя рисунок, можно отметить ярко выраженную тенденцию к убыванию значений наблюдаемой величины.

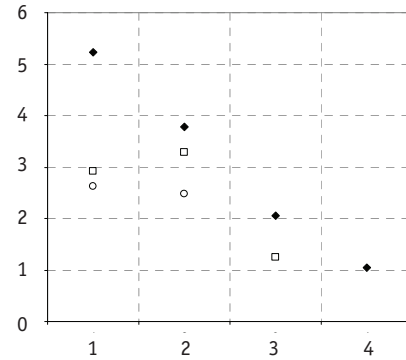


Рис. 1. Логарифмические наработки между отказами стареющего объекта:  $\blacklozenge$  – первый объект;  $\square$  – второй объект;  $\circ$  – третий объект

Количество точек  $n=9$ . Количество всевозможных пар точек равно  $N = C_9^2 - 2C_3^2 - C_2^2 = 29$ . Результаты расчетов по формулам (14), (15) сведены в табл. 2.

Таблица 1

**Исходные данные для расчетов**

Объект	Нарботка			
	первая	вторая	третья	четвертая
1	5.22	3.79	2.05	1.05
2	2.91	3.29	1.25	
3	2.63	2.47		

Таблица 2

**Вариационный ряд**

$k$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\gamma_{(k)}$	0.329	0.379	0.473	0.489	0.504	0.512	0.527	0.542	0.565	0.586
$k$	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
$\gamma_{(k)}$	0.624	0.627	0.630	0.652	0.655	0.689	0.712	0.725	0.736	0.830
$k$	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
$\gamma_{(k)}$	0.840	0.842	0.850	0.883	0.940	1.131	1.251	1.302	1.441	

В качестве точечной оценки параметра  $\hat{\gamma}$  берем выборочную медиану, которая, согласно (16), является 15-ым элементом вариационного ряда и равна  $\hat{\gamma} = 0.655$ .

Посчитаем дисперсию статистики Кендалла по формуле (20):  $D(K) = 83.(6)$ . Пусть уровень значимости  $\alpha=0.05$ , тогда  $K_{1-\alpha/2} = \sqrt{83.6} \cdot 1.96 = 17.93$ . По формулам (17) получаем  $M_1=5$  и  $M_2=24$ , т.е. искомый доверительный интервал  $\gamma \in (0.504, 0.883)$  с надежностью 95%. При этом, поскольку данный интервал не покрывает точку 1, имеет смысл считать точечную оценку  $\hat{\gamma} = 0.655$  значимой и отвергнуть нулевую гипотезу (12)  $H_0: \gamma=1$ , с выбранным уровнем значимости  $\alpha$ .

Для сравнения приведем параметрическую оценку параметра деградации:

$$\hat{\gamma} = 0.671, \gamma \in (0.591, 0.761).$$

Как и следовало ожидать, доверительный интервал получился существенно меньше. Однако для статистического обоснования таких выводов необходима

тщательная проверка остатков  $\ln\Delta_1$  на принадлежность нормальному распределению. В разрабатываемом авторами программном комплексе такую проверку планируется проводить рядом критериев.

Хотелось бы отметить, что моделируемое значение 0.8 не попало в параметрический доверительный интервал. С одной стороны, это можно объяснить случайностью, с другой стороны, предостерегаясь от возможных ошибок, ожидать, что построенное доверительное множество обладает чрезмерной оптимистичностью, т.е. истинный уровень надежности несколько ниже 95%, что вызвано неверным предположением о распределении остатков.

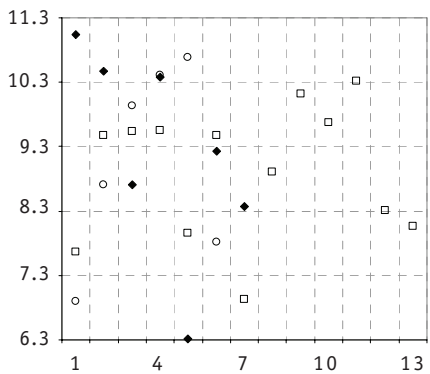


Рис. 2. Логарифмические наработки между отказами системы 5ПН:  $\blacklozenge$  – первый объект;  $\square$  – второй объект;  $\circ$  – третий объект

**Практический пример 2.** Проведем расчет параметров представленной модели на реальных данных. Для этого воспользуемся информацией об отказах системы подпитки и борного регулирования АЭС в ВВЭР-1000 пятого блока Нововоронежской АЭС, представленной в [14] (табл. 3 и рис.2).

Анализируя рис. 2, можно ожидать, что значимой тенденции скорее всего найдено не будет. Количество точек  $n=26$ . Количество всевозможных пар точек будет велико:  $N = C_{26}^2 - 6C_3^2 - C_2^2 = 306$ , поэтому приведем окончательные результаты (табл. 4).

Поскольку интервал  $\gamma \in (0.845, 1.102)$  накрывает точку 1 с уровнем значимости 0.1,

Таблица 3

**Наработки между отказами насосного оборудования (ч)**

5ПН-1	62356	35123	6035	32075	554	10149	4299						
5ПН-2	2117	12939	13835	14006	2860	12999	1018	7335	24891	15934	30081	4079	3159
5ПН-3	997	6042	20732	33039	43716	2476							

а значит, и со всеми общепринятыми уровнями  $\alpha$ , имеет смысл считать точечную оценку  $\hat{\gamma} = 0.957$  незначимой и принять нулевую гипотезу (12)  $H_0: \gamma = 1$ , т.е можно считать, что гипотезу о деградации в рамках модели геометрических процессов для системы подпитки и борного регулирования АЭС имеет смысл отвергнуть.

Для сравнения приведем параметрическую оценку параметра деградации  $\hat{\gamma} = 0.973$ . В таблице 5 приведены интервальные оценки для различных уровней значимости.

Таблица 4

**Непараметрические доверительные интервалы**

$1-\alpha$	$\underline{\gamma}$	$\bar{\gamma}$
0.9	0.845	1.102
0.95	0.809	1.136
0.99	0.77	1.243

Таблица 5

**Параметрические доверительные интервалы**

$1-\alpha$	$\underline{\gamma}$	$\bar{\gamma}$
0.9	0.898	1.053
0.95	0.884	1.071
0.99	0.854	1.108



Как и следовало ожидать, доверительный интервал получился существенно меньше, тем не менее, даже по параметрическому критерию деградация отсутствует. Интересно отметить, что по критерию Фишера модель линейной регрессии при всех остальных выводах получилась адекватной. Посчитанное  $p$ -значение высоко и равняется 0.918.

### **ЗАКЛЮЧЕНИЕ**

В статье приведен метод обнаружения неоднородности потока отказов. В рамках модели геометрического процесса исследуется вопрос оценивания знаменателя этого процесса. Предложена непараметрическая и параметрическая оценки, а также доверительные интервалы для коэффициента деградации. Разобран ряд примеров, включая реальные данные об отказах системы подпитки и борного регулирования АЭС в ВВЭР-1000 пятого блока Нововоронежской АЭС. Имеющаяся статистическая информация позволяет утверждать, что в рамках модели геометрических процессов с выбранным уровнем значимости старения у этой системы не наблюдается.

### **Литература**

1. *Беляев К., Богатырев В.А., Болотин В.В. и др./ Под ред. И.А.Ушакова* Надежность технических систем: Справочник. – М.: Радио и связь, 1985. – 608 с.
2. *Антонов А.В., Белова 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.
3. *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.
4. *Саенко Н.Б.* Учет неполноты восстановления элементов при расчете надежности систем // Известия вузов. Приборостроение. – 1994. – №11-12. – С.76-79.
5. *Lam Y.* A note on the optimal replacement problem // Advances in Applied Probability. – 1988. – 20. – P. 479-482.
6. *Lam Y.* Geometric processes and replacement problem. Acta Mathematicae Applicatae Sinica, english series. – 1988. 4(4). – P. 366-377.
7. *Finkelstein M.* Failure rate modelling for reliability and risk // Springer. – 2008. – P.290.
8. *Theil H.* A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, I. -Proc. Kon. Ned. Akad. v. Wetensch. A. 1950. 53, 386-392.
9. *Sen P.K.* Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau // Journal of the American Statistical Association. – 1968. – 63: 1379–1389.
10. *Холлендер М., Вулф Д.* Непараметрические методы статистики. – М.: – Финансы и статистика, 1983. – 518 с.
11. *Тюрин Ю.Н., Макаров А.А.* Статистический анализ данных на компьютере. – М: ИНФРА-М, 1998. – 528 с.
12. *Ивченко Г.И., Медведев Ю.И.* Математическая статистика. – М.: Высшая школа, 1984. – 248 с.
13. *Афифи А., Эйзен С.* Статистический анализ: Подход с использованием ЭВМ. – М.: Мир, 1982. – 488 с.
14. *Антонов А.В., Зюлева Н.Г., Таратунин В.В. и др.* Оценка показателей надежности и оптимизация объема запасных элементов насосных агрегатов ЦН 60-180 ядерными и корневыми методами / Технический отчет. – М.: ВНИИАЭС – 2008. – 47с.

Поступила в редакцию 12.12.2011

**УДК 621.039.586**

*Innovative Ultrasonic Technology to Improve the Life of NPP Equipment at its Manufacturing* \A.I. Trofimov, S.I. Minin, M.A. Trofimov, Y.A. Kirillov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 7 pages, 11 illustrations. – References, 2 titles.

Provides a theoretical and experimental justification for the effects of ultrasound on the welds during welding equipment of nuclear power plants. As a result of exposure to ultrasound metal structure welding seam is fine-grained and homogeneous, excludes internal voltage in metal, is removal of residual stresses in in parajoint zone. This leads to a significant increase in strength characteristics and resource equipment of nuclear power stations. Impact of ultrasound technology are in the process of welding and surfacing.

**УДК 621.039.586: 531.78.781**

*To Definition of the Tension of Metal Elements of the Power Equipment of the Nuclear Power Plants Acoustic Method* \V.V. Hudasko, A.I. Trofimov, S.A. Kurkin, V.G. Malynkin; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 10 pages, 3 tables, 2 illustrations. – References, 18 titles.

In work the new acoustic method of definition of a tension of metal of elements of the equipment of the nuclear power plant is presented: based on effect акустоупругости; I consider-shchy deformation of microplatforms and micropieces; using more exact, than sushchest-vuet a method of definition of modules of the third order. This method allows to raise accuracy of measurement of a tension of metal of elements of the equipment of the atomic power.

**УДК 621.039.58: 519.23/25**

*A Method for Detecting Failure Data Flow Heterogeneity of Nuclear Power Plant Equipment in Failure Flow* \V.A. Chepurko, S.V. Chepurko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 9 pages, 5 tables, 2 illustrations. – References, 14 titles.

Describes the methodology that allows to evaluate the non-homogeneity parameter flow of failures of NPP equipment. Along with the point estimate of the reliability index, an algorithm of constructing its interval estimate allows you to check the statistical significance of hypotheses about the parameter. Algorithm is described in detail the decision criterion with a prescribed level of significance. Analyzed a number of test cases. To detect heterogeneity, processed real data on failures of recharge and boron control NPP VVER-1000 5 unit Novovoronezh.

**УДК 532.526.4: 621.039.534**

*Validation of the Volume Flow Rate Measurements of RBMK Technological Channels Obtained with the «Shadr-32M» Flowmeter* \E.F. Avdeev, V.I. Belozarov, A.Ya. Ustyuzhanin, V.V. Maximovsky, N.D. Rasenkov, N.E. Yushenko; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 6 pages, 1 table, 2 illustrations. – References, 6 titles.

The experimental data are processed for a set of «Shadr-32M» flowmeters used at Kursk NPP. The data are obtained for different coolant temperatures. The work is done to obtain a correlation between the measured flow rate and the actual one.

**УДК 621.039.53**

*Optimization of the Welding Process Equipment and Piping Plant by Modeling of Welded Joints* \A.I. Trofimov, S.I. Minin, M.A. Trofimov, D.A. Egorov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 5 pages, 6 illustrations. – References, 1 title.

Presented by the simulation of the thermal cycle of welding process on the example program SYSWELD. Modelling to optimize the welding process, including taking into account the effects of ultrasound, which will increase the strength properties of welded joints of NPP equipment.

**УДК 621.039.534**

*Experimental Study of the Origin and Characteristics of Gas Flow in Cavitation Lead Coolant Innovative Nuclear Fast Reactor* \A.V. Beznosov, P.A. Bokov, A.V. Lvov, O.O. Novozhilova, E.G. Novinsky, V.V. Lemekhov; Editorial board of journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetika» (Communications of Higher Schools. Nuclear Power Engineering) – Obninsk, 2012. – 10 pages, 6 illustrations. – References, 1 title.