

УЧЕТ ЭФФЕКТА СТАРЕНИЯ ПРИ АНАЛИЗЕ НАДЕЖНОСТИ И БЕЗОПАСНОСТИ ЭНЕРГОБЛОКОВ АС

А.В. Антонов*, А.А. Поляков*, А.Н. Родионов**

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

***European Commission, Joint Research Centre, Institute for Energy, Petten, Netherlands*



Излагается методика анализа старения в работе оборудования. Статистическими методами на основании эксплуатационной информации выявляется тенденция увеличения интенсивности отказов в зависимости от времени. Определяются точечные и интервальные оценки параметров тренда у функции интенсивности отказов. Проводится оценка статистической значимости параметров тренда. Разработанная методика иллюстрируется примером анализа интенсивности отказов одного из агрегатов насосного оборудования энергоблоков АС.

ВВЕДЕНИЕ

В настоящее время в странах с развитой экономикой уделяется повышенное внимание вопросам анализа надежности оборудования и безопасности энергоблоков атомных станций с учетом старения. Согласно данным МАГАТЭ, по профилю выработанного календарного ресурса энергоблоков АЭС в настоящее время в эксплуатации находится 115 блоков, проработавших от 30 до 40 лет, и 213 блоков, возраст которых между 20 и 30 годами. Суммарно эти блоки представляют около трех четвертей от 438 эксплуатирующихся в мире блоков АЭС. Ввиду этого все больше эксплуатирующих организаций ориентируются сегодня на продление проектного срока службы АЭС – это означает, что в ближайшие десять лет управление старением и продление срока службы будут ключевыми вопросами, связанными с анализом безопасности АЭС. Одним из обязательных элементов анализа безопасности АЭС является вероятностный анализ безопасности (ВАБ).

ВАБ как инструмент анализа безопасности может и должен быть интегрирован в программы, связанные с оценкой эффектов старения для того, чтобы дополнить и расширить круг задач, учитывающих данные эффекты и, как следствие, для оптимизации деятельности по управлению старением. В связи с важностью проблемы МАГАТЭ выпустило документ, утверждающий необходимость учета старения при проведении работ по вероятностному анализу безопасности [1]. Анализ моделей ВАБ показывает, что старение оборудования может и должно учитываться при подготовке исходной информации и расчетах надежности систем, структур и оборудования. Исходную информацию для определения единичных показателей надежности оборудования составляют нормативные данные о надежности, приведенные в справочниках и ТУ, с одной стороны; с другой – отказы, дефекты, кото-

рые имеют место в процессе функционирования оборудования. Отказы являются следствием влияния внешних факторов, а также внутренними процессами, происходящими в изделиях. В связи со случайным характером влияния этих факторов для расчета характеристик надежности оборудования применяют статистические методы.

В связи с этим возникает задача разработки методов оценки характеристик надежности оборудования на основании ограниченного объема статистических данных об отказах, которые позволяли бы выявлять эффекты старения в его работе.

ХАРАКТЕР ИНФОРМАЦИИ, ПРЕДСТАВЛЕННОЙ ДЛЯ РАСЧЕТОВ

В данной статье излагается методика, разработанная для анализа специфической информации. Для расчетов представлена информация о функционировании нескольких групп однотипного оборудования, эксплуатировавшегося в составе ряда энергоблоков АС, которые будем называть *объектами*. Анализ представленной информации показывает, что отказавшие объекты в процессе эксплуатации восстанавливаются. По предположению восстановление осуществляется заменой отказавшего элемента на новый. Остальная часть рассматриваемого объекта может быть подвергнута профилактике, как чистка, смазка и другие работы. Данные профилактические мероприятия не приводят к полному восстановлению показателей надежности объекта. Ресурс изделия со временем расходуется, профилактические мероприятия способствуют его поддержанию на некотором уровне, но не повышают характеристики надежности объекта до первоначального уровня. Таким образом, имеем схему эксплуатации с частичным восстановлением. Понятно, что показатели надежности объектов должны меняться с течением времени. Изменения, приводящие к постепенному увеличению интенсивности отказа с течением времени, назовем *старением*.

Информация, представленная для анализа присутствует в следующем виде. Известным является количество объектов, находящихся под наблюдением в каждый год эксплуатации. Известны даты начала и окончания эксплуатации каждого из объектов одного и того же типа, находящихся под наблюдением. На временном интервале фиксируются отказы совокупности однотипных объектов. При этом наблюдаемый отказ в группе однотипных объектов не идентифицируется с каким-то конкретным объектом. Известным является только факт наступления отказа одного из совокупности однотипных объектов на конкретном энергоблоке. За начальную точку отсчета для каждой совокупности объектов энергоблока (нулевая точка на оси времени наблюдения) берется начало эксплуатации данной группы объектов. Статистическая информация группируется, для чего временная ось разбивается на множество непересекающихся интервалов одинаковой длины, равной, в нашем случае, одному году. Имеющаяся информация об отказах усредняется по всем объектам для получения общей характеристики – параметра потока отказов за каждый год эксплуатации. Для большинства функционирующих объектов имеют место участки *неопределенности* или участки с пропусками информации. Под участком с пропусками информации понимают временной промежуток, на котором объект функционировал, но фиксация отказов не велась (см. рис. 1). На рис. 1 эти участки обозначены серым цветом. Имеют место также неполные интервалы наблюдения, т. е. интервалы, на которых информация фиксировалась не с начала года или соответственно не до конца года. Неполные интервалы имеют место в начале и в конце периода наблюдения за объектом. На рис. 1 неполные интервалы наблюдения имеют точечную заливку. Интервалы, на которых объект наблюдался полностью, обозначены белым цветом. Числа в клетках означают количество отказов на данном интервале наблюдения.

3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
				0	0	1	0	0	0	0	0	1	2	4	0	
				0	0	0	1	2	2	2	0	0	1			
				0	0	0	1	0	0	2	1	4	0			
				0	0	0	1	0	1	3	8	3	2			
							2	3	0	1	0	2	0	2	0	0
							2	0	2	1	1	0	0	1	0	
							0	0	0	0	3	0	0	0	0	
							1	0	0	2	1	1	0	1	0	
							0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
							1	0	3	0	1	1	0	0	1	0
							0	0	0	1	1	2	0	0	1	0
							0	0	0	0	0	0	0	2	0	
				0	0	0	0	0	0	0	0	0	0			
				0	0	1	0	3	0	4	0	1	0			

Рис. 1. Спецификация входной информации

В этой работе в качестве оцениваемого параметра будем рассматривать *параметр* потока отказов (параметр потока отказов – это отношение среднего числа отказов восстанавливаемого объекта за произвольно малую его наработку к значению этой наработки). Параметр потока отказов используется в качестве показателя безотказности восстанавливаемых объектов. При проведении расчетов время восстановления не учитывается. Считается, что оно существенно меньше наработки до отказа.

ЦЕЛЬ РАБОТЫ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

- Выявление тенденции увеличения функции «параметр потока отказов» в зависимости от времени.
- Нахождение точечных и интервальных оценок параметров тренда у анализируемой функции.
- Оценивание статистической значимости параметров тренда.

Основная задача состоит в обнаружении тенденции к увеличению параметра потока отказов в зависимости от времени и построению прогноза линии регрессии. В качестве исследуемой выборки берется массив оценок параметра потока отказов по годам эксплуатации. Он представляет собой обычную непараметрическую гистограммную оценку. Наличие положительного тренда у функции «параметр потока отказов» будет свидетельствовать о старении объектов, т.е. такие объекты можно отнести к классу объектов с возрастающей функцией интенсивности (ВФИ).

Для решения поставленной задачи будем производить параметрическую оценку регрессии функции «параметр потока отказов», аппроксимировав входную информацию одной из функций:

• константа: $\varphi(\bar{\theta}; t) = \text{Const}$; (1)

• линейная: $\varphi(\bar{\theta}; t) = \theta_1 + \theta_2 t$; (2)

• логарифмически-линейная: $\ln \varphi(\bar{\theta}; t) = \ln(\theta_1) + \theta_2 t$; (3)

• степенная (Вейбулла): $\varphi(\bar{\theta}; t) = \theta_1 t^{\theta_2}$. (4)

О положительном тренде можно говорить в том случае, если в моделях (2–4) параметр θ_2 значимо отличается от нуля в положительную сторону. Проверку гипотезы о том, что параметр $\theta_2 > 0$ будем проводить с помощью построения доверительного интервала. Если при построении доверительного интервала для параметра θ_2 левая граница доверительной области окажется положительной, то получившийся доверительный интервал выбранного уровня доверия не «накроет» точку ноль, и в этом случае можно утверждать с выбранным уровнем значимости о наличии положительного тренда.

МЕТОД РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ И ЕГО ОБОСНОВАНИЕ

Точечное оценивание параметров и определение их статистической значимости

На основании имеющейся информации об отказах необходимо подобрать вид зависимости (модели 1–4) и оценить параметры данных моделей. Задача решается с использованием критерия Пирсона χ^2 , в том смысле, как он применяется для проверки сложной гипотезы согласия.

Проверка гипотезы о виде параметрической модели, описывающей поведение параметра потока отказов с течением времени, осуществляется с помощью критерия, статистика которого имеет вид [2]:

$$\chi^2(\bar{\theta}) = \sum_{i=1}^s \frac{[v(\Delta_i) - \varphi(\bar{\theta}; t_i)T_i]^2}{\varphi(\bar{\theta}; t_i)T_i}, \quad (5)$$

где $\varphi(\bar{\theta}; t)$ – один из 4 видов зависимостей для параметра потока отказов – $\lambda(t)$; $\Delta_1, \Delta_2, \dots, \Delta_s$ – временные интервалы оси абсцисс, $v(\Delta_i)$ – число отказов на интервале Δ_i , T_i – суммарная наработка объектов, надежность которых мы оцениваем на рассматриваемом интервале Δ_i . Проверяемая гипотеза выглядит при этом следующим образом:

$$H_0: \exists \bar{\theta}: \lambda_i = \varphi(\bar{\theta}; t_i), \quad (6)$$

где λ_i – среднее значение параметра потока отказов на интервале Δ_i . Для расчета статистики вместо неизвестного $\bar{\theta}$ ставится оценка $\hat{\bar{\theta}}$, полученная по методу минимума χ^2 [3]:

$$\hat{\bar{\theta}} = \underset{\bar{\theta}}{\operatorname{argmin}} \chi^2(\bar{\theta}). \quad (7)$$

Критерий для проверки гипотезы согласия состоит в сравнении расчетного P -значения с выбранным уровнем значимости α . P -значение рассчитывается по формуле:

$$p = \int_z^{\infty} f_{\chi^2_{s-r}}(t) dt, \quad (8)$$

где $z = \chi^2(\hat{\bar{\theta}})$; $f_{\chi^2_{s-r}}(t)$ – плотность распределения χ^2 с $(s-r)$ степенями свободы, s – число интервалов группировки Δ_i (на которых $v(\Delta_i)$ должно быть отлично от 0), r – число оцениваемых параметров (в аппроксимирующей зависимости (1) $r = 1$, для зависимостей (2)–(4) $r = 2$). Гипотеза (6) принимается в случае, если $p > \alpha$, в противном случае отвергается. Кроме этого, если гипотеза (6) принимается для нескольких моделей, то предпочтение необходимо отдать модели с большим расчетным P -значением.

Построение доверительных множеств для моделей с двумя параметрами

Доверительные интервалы строятся как для параметров моделей аппроксимирующих зависимостей $\bar{\theta} = (\theta_1; \theta_2)$, так и для функции тренда. Для построения доверительного множества применяем статистику [4]

$$\chi^2(\bar{\theta}) = \sum_{i=1}^s \frac{[v(\Delta_i) - \varphi(\bar{\theta}; t_i)T_i]^2}{\varphi(\bar{\theta}; t_i)T_i}, \text{ где } \bar{\theta} - \text{вектор оценок.}$$

Пусть $(1-\epsilon)$ – уровень значимости доверительного множества. Решая уравнение

$$\epsilon = \int_{\mu_\epsilon}^{\infty} f_{\chi^2_s}(t) dt$$

при заданном значении ϵ , определяем параметр μ_ϵ , который представляет собой допустимое χ^2 -расстояние между наблюдаемой и теоретической частотой. Затем численными методами решаем трансцендентное неравенство:

$$\chi^2(\vec{\theta}) = \sum_{i=1}^s T_i \frac{\left[\frac{v(\Delta_i)}{T_i} - \varphi(\vec{\theta}; t_i) \right]^2}{\varphi(\vec{\theta}; t_i)} \leq \mu_\epsilon. \quad (9)$$

Построение доверительного интервала для линии тренда выполняем с помощью следующего подхода. Нахождение верхних границ доверительной области в момент времени t осуществляется путем решения задачи на поиск экстремума:

$$\varphi(\vec{\theta}; t) \rightarrow \max_{\vec{\theta}}. \quad (9.1)$$

Для построения нижних границ доверительной области в момент t решается задача:

$$\varphi(\vec{\theta}; t) \rightarrow \min_{\vec{\theta}}. \quad (9.2)$$

В обоих случаях выражение (9) используется в качестве ограничения.

Поскольку выбранные функции тренда φ не имеют локальных экстремумов, то ограничения типа неравенства можно заменить условием типа равенства:

$$\chi^2(\vec{\theta}) = \sum_{i=1}^s T_i \frac{\left[\frac{v(\Delta_i)}{T_i} - \varphi(\vec{\theta}; t_i) \right]^2}{\varphi(\vec{\theta}; t_i)} = \mu_\epsilon,$$

т.к. решение будет находиться на границе эллипса доверия.

Построение эллипсов рассеяния (доверительных интервалов для $\vec{\theta}$) осуществлялось с помощью численных процедур Compaq Visual Fortran Professional с графическим пакетом Graphor или MatLab. Если решать одновременно задачи (9.1, 9.2), то одним построением изолиний, к сожалению, ограничиться не удастся, т.к. параллельно процедуре проведения изолиний возникает задача поиска оптимума (9.1, 9.2). Поэтому для решения одновременно всех задач был разработан специальный алгоритм, реализованный на VBA в среде EXCEL.

Построение доверительного интервала для параметра θ_2 и критерия проверки гипотезы о наличии положительного тренда у функции «параметр потока отказов»

Чтобы построить доверительное множество также будем пользоваться статистикой $\chi^2(\hat{\theta}_1, \theta_2)$, при этом параметр θ_1 заменим точечной оценкой $\hat{\theta}_1$, полученной при решении уравнения (7).

Пусть $(1-\epsilon)$ – уровень значимости доверительного множества. Решая уравнение

$$\epsilon = \int_{\mu_\epsilon}^{\infty} f_{\chi^2_{s-1}}(t) dt \quad (10)$$

при заданном значении ϵ , определяем параметр μ_ϵ – допустимое χ^2 -расстояние между наблюдаемой и теоретической частотой. Необходимо отметить, что число степеней свободы в данном соотношении уменьшилось на 1. Затем численными

методами решаем трансцендентное неравенство:

$$\chi^2(\hat{\theta}_1, \theta_2) = \sum_{i=1}^s T_i \frac{\left[\frac{v(\Delta_i)}{T_i} - \varphi(\hat{\theta}_1, \theta_2; t_i) \right]^2}{\varphi(\hat{\theta}_1, \theta_2; t_i)} \leq \mu_\varepsilon. \quad (11)$$

Решением (11) будет доверительный интервал для параметра θ_2 : $(\underline{\theta}_2; \bar{\theta}_2)$. Необходимо отметить, что к построению доверительного интервала $(\underline{\theta}_2; \bar{\theta}_2)$ для параметра θ_2 с уровнем значимости $(1-\varepsilon)$ можно приступить в том случае, если P -значение полученных точечных оценок удовлетворяет условию:

$$P > \varepsilon. \quad (12)$$

В противном случае выбранная параметрическая модель исключается из рассмотрения и построение доверительного интервала для θ_2 теряет смысл.

Перейдем к построению критерия проверки нулевой гипотезы

$$H_0: \theta_2 = 0 \quad (13)$$

против альтернативы

$$H_1: \theta_2 > 0. \quad (14)$$

Если $\theta_2 > 0$, то с уровнем значимости ε принимается альтернатива (14) о наличии положительной динамики у функции «параметр потока отказов», или о принадлежности исследуемой группы объектов к классу объектов с возрастающей функцией интенсивности.

Для решения задачи (11) применялись процедуры поиска решения в среде EXCEL. Для этого задача (11) разбивалась на две подзадачи нахождения положительных решений – (x, y) двух трансцендентных уравнений:

$$\sum_{i=1}^s T_i \frac{\left[\frac{v(\Delta_i)}{T_i} - \varphi(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2 + x; t_i) \right]^2}{\varphi(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2 + x; t_i)} = \mu_\varepsilon, \quad \sum_{i=1}^s T_i \frac{\left[\frac{v(\Delta_i)}{T_i} - \varphi(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2 - y; t_i) \right]^2}{\varphi(\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2 - y; t_i)} = \mu_\varepsilon. \quad (15)$$

ПОСТРОЕНИЕ ОЦЕНОК

В качестве примера рассмотрим данные об отказах агрегатов насосного оборудования, работающего в первом контуре энергоблоков АС. Отказ агрегата приводит, как минимум, к снижению мощности энергоблока, а зачастую к его останову. Статистическая информация о функционировании группы однотипных объектов представлена в табл. 1, в которой в первом столбце указан номер интервала наблюдения, во втором – количество отказов на данном интервале, в третьем – суммарная наработка объектов на интервале (в годах), представляющая собой суммарное время функционирования объектов данной группы на рассматриваемом временном интервале, в четвертом, пятом и шестом столбцах приведены непараметрические оценки параметра потока отказов (точечная, верхняя и нижняя оценки соответственно). На основании информации, приведенной в таблице, построен вариационный ряд (рис. 2), из которого видно, что он имеет явную тенденцию к увеличению в среднем значений параметра потока отказов в зависимости от времени.

На последнем интервале (рис. 2) не было ни одного отказа, поэтому этот интервал необходимо объединить с предыдущим (при применении критерия χ^2 не должно быть интервалов с нулевыми значениями количества отказов). Произведем расчеты по представленным в табл. 1 и на рис. 2 данным. В табл. 2 приведены

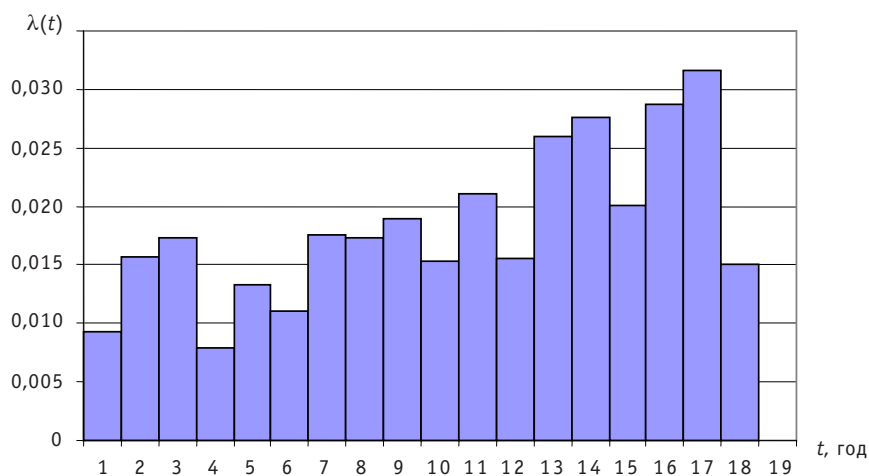


Рис. 2. Интенсивность отказов

Таблица 1

Номер интервала наблюдения	Количество отказов на данном интервале	Суммарная наработка объектов на интервале	Точечная оценка параметра потока отказа	Верхняя оценка параметра потока отказа	Нижняя оценка параметра потока отказа
1	3	322.7	9.3E-03	2.7E-02	1.9E-03
2	7	447.2	1.6E-02	3.2E-02	6.3E-03
3	11	635.2	1.7E-02	3.1E-02	8.6E-03
4	7	880.7	7.9E-03	1.6E-02	3.2E-03
5	15	1123.1	1.3E-02	2.2E-02	7.5E-03
6	14	1264.4	1.1E-02	1.9E-02	6.1E-03
7	25	1426.6	1.8E-02	2.6E-02	1.1E-02
8	25	1443.3	1.7E-02	2.6E-02	1.1E-02
9	28	1478.0	1.9E-02	2.7E-02	1.3E-02
10	27	1759.7	1.5E-02	2.2E-02	1.0E-02
11	35	1664.6	2.1E-02	2.9E-02	1.5E-02
12	23	1476.6	1.6E-02	2.3E-02	9.9E-03
13	32	1231.1	2.6E-02	3.7E-02	1.8E-02
14	27	980.4	2.8E-02	4.0E-02	1.8E-02
15	16	796.4	2.0E-02	3.3E-02	1.2E-02
16	17	591.7	2.9E-02	4.6E-02	1.7E-02
17	16	507.0	3.2E-02	5.1E-02	1.8E-02
18	5	332.0	1.5E-02	3.5E-02	4.9E-03
19	0	29.4	0.0E+00	1.3E-01	0.0E+00

результаты расчетов параметра потока отказов, выполненные по моделям (1–4). В ней указаны значения данного параметра, полученные после вычисления коэффициентов аппроксимирующих моделей по формуле (7) методом Ньютона в среде EXCEL для всех четырех моделей.

В первом столбце таблицы представлены: i – порядковые номера интервалов Δ_i , во втором – частоты $\nu(\Delta_i)$, в третьем – непараметрическая оценка параметра

Таблица 2

i	$v(\Delta_i)$	Непараметрическая оценка $\hat{\lambda}_i$	Константа- модель (1)	Линейная модель (2)	Логарифмически- линейная модель (3)	Вейбулла- модель (4)
1	3	9.3E-03	0,019	0,010	0,011	0,008
2	7	1.6E-02	0,019	0,011	0,012	0,010
3	11	1.7E-02	0,019	0,012	0,013	0,012
4	7	7.9E-03	0,019	0,013	0,013	0,014
5	15	1.3E-02	0,019	0,014	0,014	0,015
6	14	1.1E-02	0,019	0,015	0,015	0,016
7	25	1.8E-02	0,019	0,016	0,016	0,017
8	25	1.7E-02	0,019	0,017	0,017	0,018
9	28	1.9E-02	0,019	0,018	0,018	0,019
10	27	1.5E-02	0,019	0,019	0,019	0,019
11	35	2.1E-02	0,019	0,020	0,020	0,020
12	23	1.6E-02	0,019	0,021	0,021	0,021
13	32	2.6E-02	0,019	0,022	0,022	0,022
14	27	2.8E-02	0,019	0,023	0,023	0,022
15	16	2.0E-02	0,019	0,024	0,024	0,023
16	17	2.9E-02	0,019	0,025	0,026	0,023
17	16	3.2E-02	0,019	0,026	0,027	0,024
18	5	1.5E-02	0,019	0,027	0,029	0,025

потока отказов $\hat{\lambda}_i$, (исследуемая выборка); в 4, 5, 6 и 7 столбцах приведены значения параметрических оценок по каждой из моделей 1–4 на каждом временном интервале.

В табл. 3 приведены рассчитанные значения статистики χ^2 (2 строка), числа степеней свободы (3 строка), достигнутое P -значение (4 строка) и оценки параметров для всех четырех моделей (5, 6 строки). Видно, что с уровнем значимости 0,01 можно принять все четыре модели, с уровнем значимости 0,1 верны модели 2–4.

Анализ табл. 3 показывает, что модель с постоянным значением параметра потока не подходит для описания эмпирических данных, т.к. для нее характерно крайне низкое P -значение (ячейка выделена серым). По остальным моделям можно отметить, что они достаточно хорошо описывают тренд параметра потока отказов, однако наиболее подходящей с точки зрения наибольшего P -значения является логарифмически-линейная модель (значение статистики выделено жирным

Таблица 3

Параметры	Константа-модель (1)	Линейная модель (2)	Логарифмически- линейная модель (3)	Модель Вейбулла (4)
χ^2	31,2155162	14,20228	16,69431	16,69431
$s - r$	17	16	16	16
P -значение	0,01879973	0,551213	0,583647	0,40564
$\hat{\theta}_1$	0,01895622	0,009352	–4,53938	0,007838
$\hat{\theta}_2$	–	0,000964	0,055185	0,395214

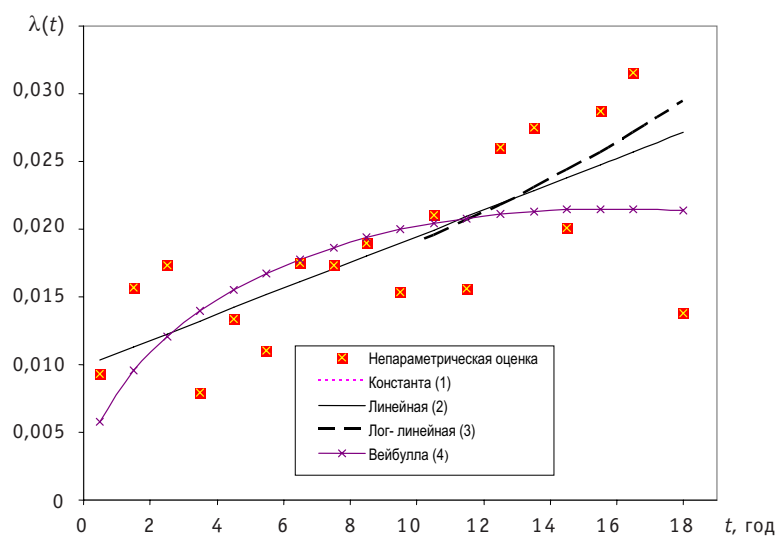


Рис. 3

шрифтом). На рис. 3 приведены графики аппроксимирующих моделей для приведенной статистической совокупности.

Следующий этап работы заключался в построении доверительной области для параметров модели и аппроксимирующих зависимостей с построением доверительных областей. Для каждой модели строились два рисунка (рис. 4–5 для ли-

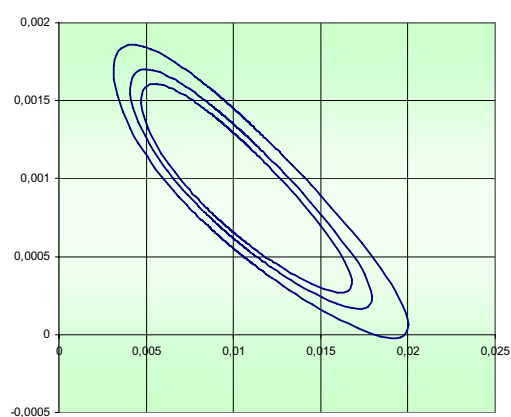


Рис. 4

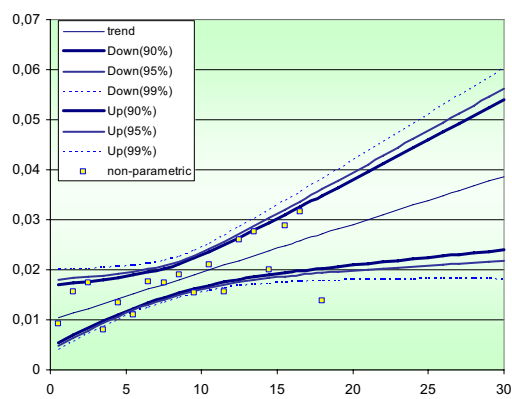


Рис. 5

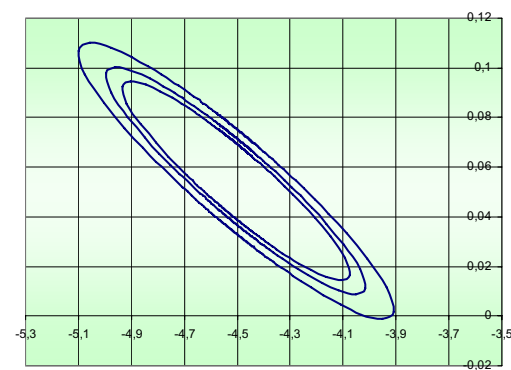


Рис. 6

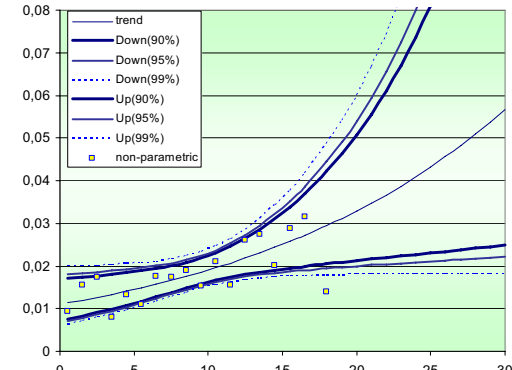


Рис. 7

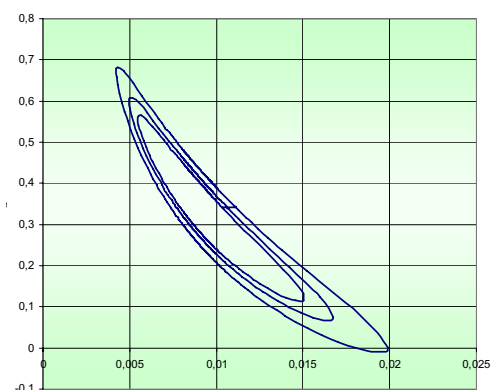


Рис. 8

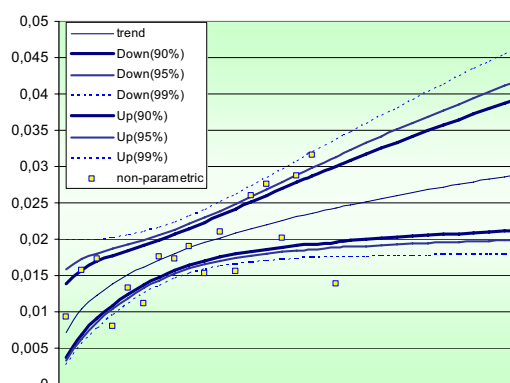


Рис. 9

нейной модели, 6–7 – для логарифмически-линейной и 8–9 – для модели Вейбулла). На рис. 4, 6 и 8 изображены доверительные области для оцениваемых параметров с доверительной вероятностью 0.9, 0.95 и 0.99. Области с большими доверительными вероятностями шире, чем области с меньшими вероятностями. На рис. 5, 7 и 9 приведены графики, на которых изображены непараметрическая оценка функции, параметр потока отказов, параметрическая оценка и ее доверительная область.

Таким образом проводится анализ статистической информации с целью исследования вопросов наличия тенденции возрастания функции «параметр потока отказов». Причем наряду с точечной оценкой решена задача интервального оценивания параметров с проверкой гипотезы о наличии эффекта старения в работе оборудования. По изложенной методике проведен анализ статистической информации для нескольких групп однотипных объектов, относящихся к категории активного оборудования энергоблоков АС. Результаты более детального анализа информации о функционировании объектов изложены в [5].

ВЫВОДЫ

1. Разработана методика анализа старения в работе оборудования на основании статистической информации о функционировании объектов. Показана возможность проведения исследований наличия тенденции в увеличении параметра потока отказов во времени.
2. Решены вопросы исследования точности получаемых оценок. Сравнение результатов экстраполяции позволяет констатировать, что наиболее консервативные оценки получаются при использовании логарифмически-линейной модели. В то же время следует отметить, что применение данной модели дает наибольший уровень неопределенности расчетов.
3. Разработанная методика применима на практике при анализе тенденции старения объектов, работающих в составе штатного оборудования энергоблоков АС.

В настоящее время вопросы старения являются предметом анализа в различных программах, реализуемых в ядерной энергетике. Это такие программы, как

- периодическая переоценка безопасности энергоблоков;
- разработка мероприятий по управлению старением;
- оптимизация профилактического обслуживания и ремонта;
- продление срока службы АС.

Изложенная методика может быть рекомендована для использования при решении перечисленных вопросов.

Авторы выражают благодарность Валерию Анатольевичу Чепурко за помощь в подготовке материалов данной статьи.

Литература

1. Incorporating Ageing effects into PSA applications. IRSN contribution into JRS Network on Incorporating Ageing effects into Probabilistic Safety Assessment (APSA). December, 2004. – Vienna, IAEA.
2. Кендалл М., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. – М.: Наука, 1973. – 900 с.
3. Ван дер Варден Б.Л. Математическая статистика. – М.: Издательство иностранной литературы, 1960. – 435 с.
4. Крамер Г. Математические методы статистики. – М.: Мир, 1975. – 648 с.
5. Antonov A., Chepurko V., Polyakov A., Rodionov A. A Case Study on Investigation of Component Age Dependent Reliability Models. EC JRC Network on Use of Probabilistic Safety Assessments (PSA) for Evaluation of Aging Effects to the Safety of Energy Facilities. Task 4. – Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. © European Communities, 2007. – 27 p.

Поступила в редакцию 24.03.2008

ABSTRACTS OF THE PAPERS

УДК 621.039.526

The problems of an Improvement of Fast Neutrons Reactors \O.D. Kazachkovsky; Editorial board of Journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Hight Schools. Nuclear power engineering). – Obninsk, 2008. – 8 pages. – References – 3 titles.

The question on creation of fast neutrons reactors of the second-generation, working on a closed fuel cycle, is considered. The measures on essential improvement of their technical and economic characteristics are offered. Most radicals of them – use a gaseous dynamic power cycle and refusal of an intermediate contour of the heat-transfer. The advantages of use of dry methods, and in particular pyroelectrolitics of processing of the irradiated fuel are shown. It is taken into account as well an increase of the requirements on non-distribution of nuclear materials.

УДК 621.039.58

Consideration of Aging Effect in Reliability and Safety Analysis of NPP Equipment Functioning \A.V. Antonov, A.A. Polyakov, A.N. Rodionov; Editorial board of Journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Hight Schools. Nuclear power engineering). – Obninsk, 2008. – 11 pages, 3 tables, 9 illustrations. – References – 5 titles.

The paper presents method of accounting equipment aging. Positive trend of rate of failures in time is identifies by statistical methods based on operating information. Calculates punctual and interval estimation parameters of rate of failures trend. Evaluation of statistical magnitude for trend parameters is performed. Invented method a illustrated by example of analysis rate of failures for one of pumping equipment aggregate of nuclear power unit.

УДК 621.039.58

Impovement of Software for Probabilistic Safety Assessment of Nuclear Installations \A.M. Bakhmetiev, I.A. Bylov, A.V. Dumov, A.S. Smirnov; Editorial board of Journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Hight Schools. Nuclear power engineering). – Obninsk, 2008. – 8 pages, 2 tables, 4 illustrations. – References – 4 titles.

Development of complicated logical-and-probabilistic model of nuclear installation during probabilistic safety assessment performance and subsequent model research are impossible without of appropriate software. In this article review of software packages using now for probabilistic safety assessment of nuclear power objects is implemented. Here is presented a brief description of CRISS software package which is the first domestically produced software applied in practice of probabilistic safety assessment of nuclear installations.

Here are presented main directions of improvement of CRISS software package: realizing of software on a «client-server» network architecture based on «Oracle» database management system with regulation of users rules, enhancing of software functionality, extension of models using for qualitative analysis, adding of block for failure modes and effects analysis, quality assurance during software using and automatized import of models developed by similar software.

УДК 621.039.564.5

Design of the Humidity Leak Monitoring System (HLMS) of Water Coolant \S.A. Morozov, S.N. Kovtun, P.A. Dvornikov, A.A. Budarin, A.A. Kudryaev, F.V. Kondratovich, V.P. Polionov, A.G. Portyanoy, N.P. Konoplev; Editorial board of Journal «Izvestia visshikh uchebnikh zavedeniy. Yadernaya energetica» (Communications of Hight Schools. Nuclear power engineering). – Obninsk, 2008. – 6 pages, 2 illustrations. – References – 4 titles.

The description of the first domestic humidity system of diagnosing leaks in the pipelines of the main circulation circuit of WWER-1000 reactor installations is presented in the article.

The structure, functions and technical characteristics of the system are described.

The results of testing the presentation component of the system at the facility-simulator of leaks are presented that verifies the ability of the system to assure the Leak-Before-Break (LBB) concept at RI WWER-1000.