УДК 629.039.58
doi: 10.21685/2307-4205-2024-1-5

О МЕТОДАХ ОЦЕНКИ ИНТЕНСИВНОСТИ ОТКАЗОВ ОБОРУДОВАНИЯ ДЛЯ ВЕРОЯТНОСТНОГО АНАЛИЗА БЕЗОПАСНОСТИ ПРОЕКТИРУЕМОЙ АЭС ПРИ ОБЪЕДИНЕНИИ ДАННЫХ ОТ РАЗЛИЧНЫХ ИСТОЧНИКОВ

В. Б. Морозов[1], М. А. Морозова[2]

[1] АО «Атомэнергопроект», Москва, Россия
[2] Московский государственный технический университет имени Н. Э. Баумана, Москва, Россия
[1] morozov_vb@aep.ru, [2] mar@bmstu.ru

Аннотация. *Актуальность и цели.* Для получения разрешения на строительство и ввод в эксплуатацию блоков АЭС требуется представить в Ростехнадзор вероятностный анализ безопасности спроектированного блока. Оценки интенсивностей отказов элементов такого блока могут быть получены только на основе объединения эксплуатационной информации по действующим блокам-аналогам. Указанная задача требует разработки специальных методов, учитывающих неоднородность объединяемых данных. *Материалы и методы.* Одним из возможных подходов к решению данной задачи является применение эмпирического байесовского метода, в котором предполагается наличие некоторого первичного распределения интенсивностей отказов объединяемых групп элементов, параметры которого вычисляются по максимуму безусловной функции правдоподобия. Зная оценки параметров распределения, можно получить оценки параметров объединенной выборки. *Результаты.* Предложенная методика и реализующая ее программа позволили учесть фактор неопределенности при объединении данных в рамках модели Пуассона, предполагающей постоянство интенсивностей отказов. Результаты ее применения использованы при разработке вероятностного анализа безопасности проектируемых блоков. *Выводы.* Объединение данных по надежности однотипных элементов действующих блоков АЭС должно выполняться с учетом их потенциальной неоднородности. Предложенная методика позволяет решить данную задачу, предотвращая необоснованное занижение фактора неопределенности оценок, характерное для простого суммирования данных.

Ключевые слова: вероятностный анализ безопасности, интенсивность отказов, объединение информации, неоднородность данных, эмпирический байесовский метод, метод максимума правдоподобия

Для цитирования: Морозов В. Б., Морозова М. А. О методах оценки интенсивности отказов оборудования для вероятностного анализа безопасности проектируемой АЭС при объединении данных от различных источников // Надежность и качество сложных систем. 2024. № 1. С. 39–48. doi: 10.21685/2307-4205-2024-1-5

ON METHODS FOR ASSESSING EQUIPMENT FAILURE RATES FOR PROBABILISTIC SAFETY ANALYSIS OF NUCLEAR POWER PLANTS AT DESIGN STAGE WHEN POOLING DATA FROM VARIOUS SOURCES

V.B. Morozov[1], M.A. Morozova[2]

[1] JSC Atomenergoproekt, Moscow, Russia
[2] Bauman Moscow State Technical University, Moscow, Russia
[1] morozov_vb@aep.ru, [2] mar@bmstu.ru

Abstract. *Background.* To obtain permission to construct and commission NPP units, it is necessary to submit a probabilistic safety analysis (PSA) of the designed unit to Rostechnadzor. Estimates of component failure rates of such unit can only be obtained based on pooling operational data from operating analogues. This task requires the development of special methods that consider the non-homogeneity of the pooled data. *Materials and methods.* One of the possible approaches to solving this problem is the use of the empirical Bayesian method, which assumes the presence of some primary distribution of failure rates of combined groups of components, which parameters are calculated from the maximum of the unconditional likelihood function. Knowing the estimates of the distribution parameters, it is possible to obtain estimates of the parameters of the combined sample. *Results.* The proposed methodology and the program that implements it made it possible to consider the uncertainty factor when pooling data on the basis of the Poisson model, which assumes constant failure rates. The results of its application were used in the development of PSA of the designed units. *Conclusions.* Pooling the reliability data of similar type components from operating NPP units should be carried out considering their potential non-homogeneity. The proposed methodology allows to solve this problem, preventing unreasonable underestimation of the uncertainty factor, which is typical for simple summation of failure data.

Keywords: probabilistic safety analysis, failure rate, pooling failure data, data non-homogeneity, empirical Bayesian method, maximum likelihood method

For citation: Morozov V.B., Morozova M.A. On methods for assessing equipment failure rates for probabilistic safety analysis of nuclear power plants at design stage when pooling data from various sources. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh sistem = Reliability and quality of complex systems.* 2024;(1):39–48. (In Russ.). doi: 10.21685/2307-4205-2024-1-5

Введение

Общеизвестной проблемой при разработке вероятностного анализа безопасности (ВАБ) является проблема качества исходных данных – интенсивностей (частот) исходных событий и параметров надежности оборудования [1]. Данная практическая проблема имеет в том числе научно-методический аспект.

Его суть состоит в том, что оборудование АЭС выпускается малыми сериями и является высоконадежным. При этом оно эксплуатируется в составе разных систем и при различных условиях, может при одинаковом назначении отличаться по конструктивному исполнению и т.д., т.е. статистические выборки, построенные для однородных групп оборудования, включают крайне малое количество событий [2, 3]. Частным случаем такой проблемы является получение оценок показателей надежности для проектируемого блока при полном отсутствии специфической для этого блока эксплуатационной информации. Следовательно, классические методы обработки статистической информации, основанные на предположении принадлежности выборочных данных одной генеральной совокупности, в этих условиях непригодны. Более подходящим для решения данных задач является байесовский подход, в нем параметры надежности представляются случайными величинами, которым приписывается некоторое начальное (априорное) распределение, которое затем может уточняться на основе результатов наблюдений с использованием формулы Байеса [4, 5]:

$$f(a|X) = \frac{P(X|a) f_0(a)}{P(X|a) f_0(a) da} = CP(X|a) f_0(a), \qquad (1)$$

где $f_0(a)$ представляет некоторую исходную плотность распределения параметра, известную до опыта (априорную плотность); $P(a|X)$ – функция правдоподобия (вероятность наступления событии X, если параметр принимает значение a), которая предполагается неизменной; $f(a|X)$ – плотность распределения этого же параметра после опыта или наблюдения, если известно о имевшем место событии X в его результате (апостериорная плотность); C – постоянная, представляющая нормирующий множитель.

Одной из разновидностей методов, использующих данный прием, является использование для указанного распределения эксплуатационной информации по объектам-аналогам (эмпирический байесовский подход [2, 3]). Его положительным свойством является возможность использования всего имеющегося ансамбля эксплуатационных данных, в равной степени релевантных для оцениваемой группы элементов, при этом требование однородности (т.е. принадлежности данных групп используемых источников к одной генеральной совокупности) не является обязательным.

О качестве байесовских оценок

Для более детального описания проблемы необходимо ввести понятие группы однородности как совокупности элементов, для которых допущение об одинаковости показателей надежности может быть принято без статистических обоснований, т.е. на основании общего инженерного вывода.

На практике считается обоснованным относить к таким группам одинаковые по типу и назначению элементы, расположенные на одинаковых технологических позициях в разных каналах одной системы АЭС. Такие элементы, как правило, изготовлены на одном предприятии и имеют общую историю эксплуатации. Дополнительным аргументом в пользу формирования таких групп является тот факт, что допущение об одинаковости значений их показателей надежности применительно к резервированным элементам каналов систем безопасности обеспечивает запас (консервативность) при расчете показателей надежности систем.

В рамках таких групп однородности число отказов крупного тепломеханического оборудования (например, насосных агрегатов) за обозримый период наблюдения может оказаться достаточным для получения качественных статистических оценок. Однако для оборудования с более высокими показателями безотказности (например, клапанов) и в этом случае отказы будут носить единичный характер. Обоснованно судить об уровне надежности элементов в такой ситуации невозможно.

Из сказанного следует следующий вывод: в большинстве случаев использование дополнительной информации необходимо, и его целью должно быть повышение статистического качества оценок. Из теории математической статистики известны следующие критерии качества оценок [5]:

– состоятельность;
– несмещенность;
– эффективность.

Указанные критерии характеризуют исключительно применяемый математический метод оценивания и не соотносятся с имеющейся статистической базой. При решении задач инженерной практики (например, разработки ВАБ) в рамках эмпирического байесовского подхода критерии качества оценок должны учитывать как релевантность привлекаемой базы, так и обоснованность методов ее анализа.

При оценке интенсивностей отказов оборудования эксплуатирующихся блоков АЭС по методу Байеса часто применяют так называемые неинформативные априорные распределения, например, несобственное гамма-распределение Джеффриса [7].

Однако в случае малого числа наблюдаемых событий полученный результат не будет стабильным при небольших изменениях исходных данных, так как на длительном периоде наблюдений случайный пропуск одного события весьма вероятен, при этом он может существенно повлиять на результат оценки. Применение же неинформативных распределений в формуле Байеса с суммированием всей доступной информации по отказам и наработкам оборудования из разных источников без учета неоднородности объединяемых данных существенно занижает параметр неопределенности оценок. С учетом сказанного приходим к следующим критериям:

1. Метод выбора/оценки параметров априорного распределения при эмпирическом байесовском подходе должен базироваться на использовании методов теории вероятности и математической статистики (выполняются статистические критерии [5]).

2. Априорное распределение не должно приводить к неоправданно оптимистическим оценкам, завышающим надежность либо понижающим неопределенность применяемых оценок (принцип консерватизма [1]).

3. Результат оценивания параметров не должен существенно изменяться при увеличении на единицу числа отказов в любой группе, используемой при построении априорного распределения (отсутствие порогового эффекта [3]).

Количественным показателем эффективности информационной базы, применяемой при конструировании априорного распределения, является также отношение верхней 95 % границы оцениваемого показателя к его средней величине либо к медиане (коэффициент ошибки).

Таким образом, привлечение дополнительной эксплуатационной информации будет полезным, когда оно позволит повысить качество оценок в сравнении с оценками, полученными без ее учета.

Основные допущения

Не затрагивая вопрос применимости модели потока Пуассона к описанию наблюдаемой при эксплуатации АЭС статистики по исходным событиям и отказам оборудования, далее предположим, что данная модель применима в обоих случаях.

Время (наработка) между двумя последовательными событиями в таком потоке подчиняется экспоненциальному закону, характеризуемому постоянной интенсивностью отказов, которая подлежит оценке. В данной задаче оценка интенсивности отказов выполняется для группы однотипного оборудования проектируемой АЭС, когда специфическая для объекта анализа информация по отказам отсутствует в принципе, т.е. когда оценивание выполняется непосредственно на основе данных от блоков-аналогов.

Для ее решения требуется определить ансамбль объединяемых данных и разработать математический аппарат построения обобщенного распределения, учитывающий их потенциальную неоднородность.

Материалы и методы

Рассмотрим задачу оценки интенсивности отказов для группы однотипного оборудования на проектируемом блоке АЭС.

Пусть имеется K различных источников эксплуатационных данных или K групп источников с одинаковыми параметрами надежности в рамках каждой группы. Данные каждого имеющегося в распоряжении источника (или группы источников) представляются в виде (r_i, T_i), где r_i – количество событий (отказов элементов или исходных событий), а T_i – совокупная наработка элементов в группе. Распределение числа отказов в этом случае таково:

$$P(r_i, T_i) = \frac{(\lambda_i T_i)^{r_i}}{r_i!} e^{-\lambda_i T_i}, \quad r = 0,\ 1,\ \ldots \tag{2}$$

Показатели надежности однотипного оборудования на эксплуатирующихся блоках-аналогах могут отличаться в силу различных условий, например, связанных с наличием модернизаций, особенностями организации ремонтов на разных АЭС и др., но при этом информация от них может быть в равной степени релевантна в отношении рассматриваемого нового блока. В этой ситуации необходимо учесть весь объем данных.

В рамках байесовского подхода для этого выполняется конструирование некоторого обобщенного распределения случайной величины Λ, соответствующей искомому параметру λ и зависящей от результатов наблюдений (случайная величина здесь представлена заглавной буквой, а оценка параметра – прописной буквой с тильдой наверху). Байесовскими оценками при этом являются оценки математического ожидания и дисперсии:

$$\hat{\lambda} = E[\Lambda],\ \hat{V}_{ar} = E\left[\Lambda^2\right] - \left(E[\Lambda]\right)^2, \tag{3}$$

где E обозначает математическое ожидание, а $\hat{\lambda}$ и $\hat{V}_{ar}$ – оценки математического среднего и дисперсии Λ.

На практике оценки моментов распределения Λ получаются с помощью специальных методов, а вид распределения выбирается с тем, чтобы распределение было сопряжено с функцией правдоподобия для совокупно наблюдаемого результата эксплуатации.

Задача получения оценок (3) может быть решена в рамках подхода, в котором предполагается наличие некоторого общего для всех групп данных исходного материнского распределения интенсивностей отказов, порождающего ряд значений интенсивностей отказов отдельных групп элементов, которые, в свою очередь, реализуются в виде наблюдаемого количества отказов и наработок. Основные идеи такого подхода рассмотрены в ряде публикаций [6, 8]. В настоящей статье представлено углубленное и систематическое изложение метода, развивающее идеи [6].

В соответствии с принятой моделью параметрам безотказности компонентов групп λ_i соответствуют Λ_i, которые являются независимыми случайными величинами с некоторым общим средним m и дисперсией V:

$$E[\Lambda_i] = m,\ V_{ar}[\Lambda_i] = E\left[\Lambda_i^{\,2} - m^2\right] = V. \tag{4}$$

Учитывая это модельное допущение, возможно получить оценку параметров в уравнении (3), используя информацию от всех рассматриваемых групп.

Обоснование применения такого подхода состоит в том, что в силу подбора групп-аналогов математическое среднее по общей совокупности данных полагается стабильной характеристикой, которая может использоваться в качестве среднего значения интенсивности отказов элементов на новом блоке. При этом мера неопределенности в виде дисперсии (4) должна учитывать вариативность параметров между рассматриваемыми группами. Так, дисперсия (4) должна оставаться конечной, независимо от числа рассматриваемых групп, наработок и количеств отказов элементов в группах.

Наилучшую оценку $\hat{m}$ для математического ожидания материнского распределения интенсивности отказов можно получить в классе линейных оценок максимума правдоподобия. Общий вид таких оценок следующий:

$$\hat{m} = \sum_{i=1}^{K} w_i \frac{r_i}{T_i}. \tag{5}$$

Чтобы оценка (3) была несмещенной, должно выполняться $\sum_{i=1}^{K} w_i = 1$. Действительно, переходя к условному математическому ожиданию, получим

$$E[\hat{m}] = E\left[\sum_{i=1}^{K} w_i \left[E\frac{r_i}{T_i}|_{\Lambda_i}\right]\right] = E\left[\sum_{i=1}^{K} w_i \Lambda_i\right] = m\left(\sum_{i=1}^{K} w_i\right), \quad (6)$$

где вертикальная черта и параметр правее обозначают условие.

Таким образом, для $E[\Lambda] = m$ необходимо $\sum_{i=1}^{K} w_i = 1$.

Оптимальные значения w_i, обеспечивающие эффективность оценки в классе всех линейных оценок, получаются при минимизации квадратичной формы от w_i^2 для второго момента $V_{ar}[\hat{m}]$ при ограничении $\sum_{i=1}^{K} w_i = 1$:

$$V_{ar}[\hat{m}] = E\left[\sum_{i=1}^{K} w_i^2 E\left[\frac{r_i^2|_{\lambda_i} - m^2 T_i^2}{T_i^2}\right]\right] = E\sum_{i=1}^{K} w_i^2 E\left[\lambda_i^2 + \frac{\lambda_i}{T_i} - m^2\right] = \sum_{i=1}^{K} w_i^2 \left(V + \frac{m}{T_i}\right). \quad (7)$$

Очевидно, что в точке минимума w_i должны быть обратно пропорциональны коэффициентам при квадратичной форме (в этом случае достигается колинеарность градиента (7) и нормали к гиперплоскости $\sum_{i=1}^{K} w_i = 1$). При этом оптимальные значения w_i будут равны

$$w_{opti} = \frac{\dfrac{1}{V + \dfrac{m}{T_i}}}{\sum_{i=1}^{K} \dfrac{1}{V + \dfrac{m}{T_i}}}. \quad (8)$$

Соответственно, минимальное значение дисперсии оценки $\hat{m}$:

$$V_{ar}[\hat{m}] = \frac{1}{\sum_{i=1}^{K} \dfrac{1}{V + \dfrac{m}{T_i}}}. \quad (9)$$

Заметим, что $V_{ar}[\hat{m}]$ характеризует исключительно качество оценки $\hat{\lambda} = \hat{m}$ (средней величины λ по всей популяции) и не связано с вопросом оценки параметра неопределенности распределения $V_{ar}[\Lambda]$.

Перейдем к задаче оценки этого параметра. Очевидно, что для получения оценок данной дисперсии необходимо наряду с неопределенностью, обусловленной вариативностью параметров групп, учесть дополнительный источник неопределенности, связанный с использованием статистик $\hat{\lambda}_i = \frac{r_i}{T_i}$ вместо неизвестного точного значения λ_i. Рассмотрим различные способы оценки дисперсии в указанных условиях. Будем искать оценку дисперсии в виде взвешенной суммы дисперсий в отдельных группах с некоторыми весовыми коэффициентами:

$$V_{ar}[\Lambda] = E\left[\sum_{i=1}^{K} w_i E\left[\frac{r_i^2|_{\lambda_i} - m^2 T_i^2}{T_i^2}\right]\right] = E\sum_{i=1}^{K} w_i E\left[\lambda_i^2 + \frac{\lambda_i}{T_i} - m^2\right] = V + \sum_{i=1}^{K} w_i \frac{m}{T_i}. \quad (10)$$

Смысл данной формулы состоит в том, что подлежащая оценке группа однородности нового блока может быть соотнесена с любой из учитываемых групп эксплуатируемых блоков. Различные веса w_i определяют, каким группам в зависимости от наработок элементов может быть отдано при этом предпочтение. Очевидно, что при вычислении $V_{ar}\left[\Lambda\right]$ следует полагаться на средний результат по наработкам групп.

Один из подходов к вычислению параметров m и V для общей совокупности данных основан на методе максимального правдоподобия (МП) для безусловного распределения количества отказов при некотором двухпараметрическом априорном распределении. При этом указанные параметры становятся зависящими от результатов наблюдений состоятельными и эффективными статистическими оценками.

Естественным является выбор распределения, сопряженного с условным распределением совокупной выборки. Таким распределением в схеме Пуассона будет гамма-распределение с плотностью $\Gamma\left(\lambda,s,\tau\right)=\dfrac{1}{\Gamma\left(s\right)}\tau^s\lambda^{s-1}e^{-\lambda\tau}$. При этом: $m=\dfrac{s}{\tau},\ V=\dfrac{s}{\tau^2}$. Один из способов получения оценок дисперсии на основе (10) приводит к следующим простым соотношениям:

$$V_{ar}\left[\hat{m}\right]=\frac{s}{\tau}\frac{1}{\sum_{i=1}^{K}T_i\left(1-P_i\right)}=\frac{s}{\tau^2}\frac{1}{\sum_{i=1}^{K}P_i}=\frac{V}{\sum_{i=1}^{K}P_i};\tag{11}$$

$$V_{ar}\left[\Lambda\right]=V+\sum_{i=1}^{K}w_{iopt}\frac{m}{T_i}=V+\frac{m}{\tau}\frac{\sum_{i=1}^{k}\left(1-P_i\right)}{\sum_{i=1}^{k}P_i}=V\left(1+\frac{\sum_{i=1}^{k}\left(1-P_i\right)}{\sum_{i=1}^{k}P_i}\right)=\frac{VK}{\sum_{i=1}^{k}P_i},\tag{12}$$

где $P_i=\dfrac{T_i}{T_i+\tau}$, $w_{iopt}=\dfrac{P_i}{\sum_{i=1}^{K}P_i}$.

Приведенные выше формулы получены для любых значений параметров s и τ, которые превращаются в оценки этих параметров путем построения и нахождения максимума функции правдоподобия. Метод дает наиболее согласующиеся с наблюдаемыми статистическими результатами оценки параметров искомого Г-распределения. Безусловное распределение совокупности выборочных данных задается формулой

$$P_I(r_1,...,r_K;T_1,...,T_K;s,\tau)=\prod_{i=1}^{K}\int_0^{\infty}P_I(r_i,T_i\,|\,\nu)\Gamma(\nu,s,\tau)d\nu.\tag{13}$$

После интегрирования получаем выражение для функции правдоподобия:

$$L_I(s,\tau)=\frac{\prod_{i=1}^{K}\Gamma(s+r_i)}{[\Gamma(s)]^K\prod_{i=1}^{K}\Gamma(r_i+1)}\prod_{i=1}^{K}\left(\frac{T_i}{T_i+\tau}\right)^{r_i}\left(\frac{\tau}{T_i+\tau}\right)^{s}.\tag{14}$$

Для поиска максимума вначале удобно рассмотреть уравнение (14) как функцию переменной τ при фиксированном s. Для этого достаточно ограничиться произведением в правой части (14). Переходя к логарифму, получим следующее выражение для поиска максимума:

$$\sum_{i=1}^{K}r_i\mathrm{Ln}\left(\frac{T_i}{T_i+\tau}\right)+s\ \sum_{i=1}^{K}\mathrm{Ln}\left(\frac{\tau}{T_i+\tau}\right)\tag{15}$$

Можно показать, что в точке максимума должно быть выполнено

$$s=\tau\sum_{i=1}^{K}w_{opti}\frac{r_i}{T_i}.\tag{16}$$

Подставляя значение s из (16) в (15), получаем функцию одного переменного τ, численное нахождение максимума которой дает искомые оценки обоих параметров. Можно показать, что при любом конечном s максимум (15) существует и достигается в единственной точке.

Заметим, что из результатов описанной выше процедуры следует также, что определяемая по максимуму (15) оценка $\hat{m}$ является эффективной в классе линейных оценок. Действительно, в точке экстремума выполняется (16), что указывает, что полученная оценка МП принадлежит классу линейных оценок (5), а из (7) вытекает, что для любых коэффициентов $w_i \neq w_{iopt}$ в классе таких оценок дисперсия $\hat{m}$ будет заведомо больше.

Результаты применения данного подхода для конкретных примеров показывают, что при явно выраженной неоднородности объединяемых данных функция будет иметь конечный максимум по τ на положительной полуоси. В этом случае, как следует из уравнения (9), оценка дисперсии $\hat{V}_{ar}[\Lambda]$ всегда будет превышать дисперсию V так же, как и оценку дисперсии $V_{ar}[\hat{m}]$.

При однородных данных функция (11) постоянно возрастает и имеет максимум на бесконечности. В этом случае s, сохраняя отношение (13) неизменным, также следует полагать бесконечным. Это означает, что Г-распределение концентрируется в одной точке, значения P_i приближаются к нулю, (11) и (12) принимают вид, характерный для простого суммирования числа событий и наработок:

$$V_{ar}[\hat{m}] \to \frac{m}{\left(\sum_{i=1}^{k} T_i\right)};\ V_{ar}[\Lambda] \to \frac{m}{\left(\sum_{i=1}^{k} T_i\right)/K}.$$

При этом (12) остается конечной при увеличении числа групп, если только сохраняется конечной средняя наработка по группам.

Результаты

В качестве примера рассмотрим задачу оценки интенсивности отказов группы однотипного оборудования для разработки ВАБ проектируемой АЭС. Для оценки выбрано семь блоков-аналогов, отличающихся датой ввода в эксплуатацию и наработкой. Для каждого блока известно число произошедших отказов оборудования в аналогичных группах за период его эксплуатации, и выполнена оценка частной интенсивности отказов. Указанная информация представлена в табл. 1

Таблица 1

	Блок 1	Блок 2	Блок 3	Блок 4	Блок 5	Блок 6	Блок 7	Всего
Период эксплуатации, T, год	2.0	4,0	6,0	8,0	4,0	10,0	16,0	50,0
Число событий, r	5	1	0	4	2	6	2	20
Оценки λ_i с априорным неинформативным распределением	2,75	0,38	0,08	0,56	0,63	0,65	0,16	0,40

Если использовать простое суммирование информации (полагая ее однородной), получим с применением неинформативного распределения Джеффриса для общего распределения такую оценку интенсивности отказов:

$$\hat{\lambda} = \frac{r_{sum} + 0,5}{T_{sum}} = 0,41 \ \text{1/год}.$$

Из анализа таблицы видно, что частные оценки интенсивности отказов по пяти из семи блоков выходит за границы 90 %-го толерантного интервала, что свидетельствует о существенном занижении параметров неопределенности полученной оценки и невозможности ее использования. Причина такого расхождения заключена в игнорировании неоднородности учитываемой информации. Исследования на максимум (14) приводят к результатам, представленным на рис. 1. В данном примере функция правдоподобия имеет максимум в точке τ = 2,66. Значение средней оценки $\hat{\lambda}$ составляет 0,53 1/год, коэффициента ошибки – 4,52. Нижняя 5 % и верхняя 95 % границы толерантного интервала равны 0,023 1/год и 1,61 1/год соответственно.

Видно, что одна из семи частных оценок интенсивности отказов (для блока 1) также выпадает за границы интервала вправо. Это может говорить о наличии физической причины, не позволяющей учитывать данную группу в составе общего набора данных. В данном примере большое число событий за первые два года эксплуатации блока 1 может быть связано с начальным периодом приработки.

В таких случаях рекомендуется подтвердить наличие фактической причины расхождения и выполнить переоценку общей интенсивности отказов без учета группы с резко выпадающим значением.

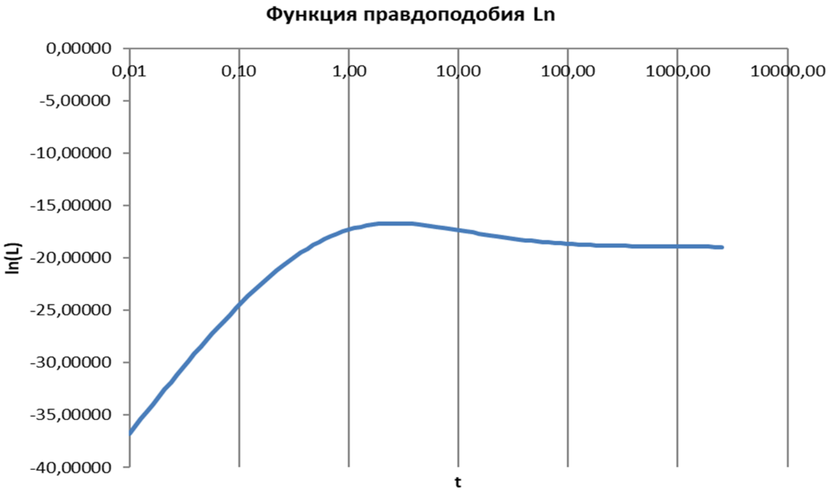

Рис. 1. Результаты исследований на максимум

Исключение группы 1 приводит к снижению средней оценки до 0,32 1/год, при этом коэффициент ошибки составит 3,14, что близко к типовым значениям, часто используемым в ВАБ. Частные оценки для шести групп не выходят за границы 90 % интервала (0,043, 0,82). Таким образом, полученная оценка обладает большим статистическим качеством и может использоваться при разработке ВАБ проектируемого блока. При этом следует отметить также, что полученные во втором примере результаты оценки интенсивности отказов имеют слабую чувствительность к пропуску одного события в любой из учитываемых групп данных.

Результаты максимизации функции правдоподобия без учета группы 1 представлены на рис. 2.

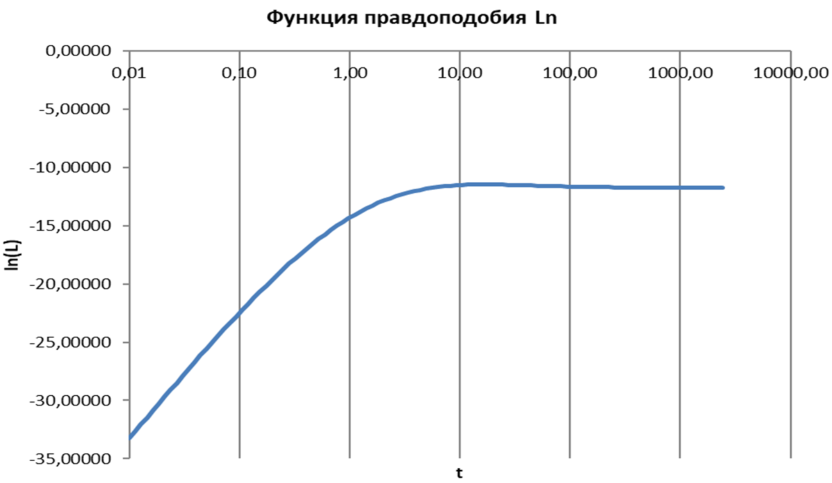

Рис. 2. Результаты максимизации функции правдоподобия без учета группы 1

Необходимо отметить, что выпадение частных оценок за границы толерантного интервала само по себе (в отсутствие какой-либо реальной причины) не должно являться основанием для исключения данных, так как часто может быть объяснено статистически (например, выпадение при большом числе групп, обусловленное естественным разбросом). Если анализ указывает на отсутствие реальной причины такого выпадения, исключение групп не выполняется.

Заключение

Представлено описание подхода к получению оценок интенсивностей отказов оборудования АЭС на основании привлечения дополнительной информации по блокам-аналогам в случаях, когда специфическая информация, отвечающая объекту анализа отсутствует (случай проектируемого блока). Сформулированы критерии, которым должны удовлетворять методы оценивания и привлекаемая информационная база, разработан математический аппарат получения оценок параметров на основе применения метода максимального правдоподобия.

Для иллюстрации предложенного метода рассмотрены примеры, показывающие, что его применение позволяет получить разумные с точки зрения практики и корректные с точки зрения математической статистики оценки интенсивности отказов, обладающие приемлемым уровнем качества.

Список литературы

1. Основные рекомендации по разработке вероятностного анализа безопасности уровня 1 блока атомной станции для внутренних исходных событий : руководство по безопасности при использовании атомной энергии. РБ-024-19 Федеральная служба по экологическому, технологическому и атомному надзору. М., 2019. 67 с.
2. Глущенко А., Морозов В., Токмачев Г. Методология и программное обеспечение, используемое для разработки базы данных для ВАБ, и их практическое применение для действующих АЭС с реакторами типа ВВЭР : докл. на ежегодной конференции молодых специалистов (ОКБ «Гидропресс», Подольск, Московская обл., 19 – 20 января 2006 г.). Подольск, 2006.
3. Морозов В. Б. Совершенствование моделей и методов вероятностного анализа безопасности АЭС и их применение в практике проектирования и эксплуатации АЭС с реакторами ВВЭР : дис. … д-ра техн. наук. М., 2020. 283 с.
4. Siu N. O., Kelly D. L. Bayesian Parameter Estimation in Probabilistic Risk Assessment // Reliability Engineering and System Safety. 1998. Vol. 62, iss. 1-2. P. 89–116.
5. Боровков А. А. Математическая статистика. СПб. : Лань, 2010. 705 с.
6. Morozov V. A Treatment of Uncertainties for Component Reliability or Initiator Frequency Estimates Based on Combining Data Sources with the Potential of Non-Homogeneity // Proceedings of the International Topical Meeting on Probabilistic Safety Assessment PSA-99. Washington, DC, 1999. P. 377–379.
7. Jeffreys H. An Invariant Form for the Prior Probability in Estimation Problems // Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences. 1946. Vol. 186. P. 453–461. JSTOR 97883. doi: 10.1098/rspa.1946.0056
8. Handbook of Parameter Estimation in Probabilistic Risk Assessment NUREG/CR-6823, SAND2003-3348P U.S. Nuclear Regulatory Commission Office of Nuclear Regulatory search Washington, DC 20555-000, 2003.

References

1. *Osnovnye rekomendatsii po razrabotke veroyatnostnogo analiza bezopasnosti urovnya 1 bloka atomnoy stantsii dlya vnutrennikh iskhodnykh sobytiy: rukovodstvo po bezopasnosti pri ispol'zovanii atomnoy energii. RB-024-19 Federal'naya sluzhba po ekologicheskomu, tekhnologicheskomu i atomnomu nadzoru = Basic recommendations for the development of a probabilistic safety analysis of level 1 of the nuclear power plant unit for internal initial events : safety guidelines for the use of atomic energy. RB-024-19 Federal Service for Environmental, Technological and Nuclear Supervision*. Moscow, 2019:67. (In Russ.)
2. Glushchenko A., Morozov V., Tokmachev G. *Metodologiya i programmnoe obespechenie, ispol'zuemoe dlya razrabotki bazy dannykh dlya VAB, i ikh prakticheskoe primenenie dlya deystvuyushchikh AES s reaktorami tipa VVER: dokl. na ezhegodnoy konferentsii molodykh spetsialistov (OKB «Gidropress», Podol'sk, Moskovskaya obl., 19–20 yanvarya 2006 g.) = Methodology and software used to develop a database for VAB, and their practical application for operating nuclear power plants with VVER type reactors: a report at the annual conference of young specialists (OKB Gidropress, Podolsk, Moscow region, January 19–20, 2006)*. Podol'sk, 2006. (In Russ.)
3. Morozov V.B. Improvement of models and methods of probabilistic analysis of NPP safety and their application in the practice of designing and operating nuclear power plants with VVER reactors. DSc dissertation. Moscow, 2020:283. (In Russ.)
4. Siu N.O., Kelly D.L. Bayesian Parameter Estimation in Probabilistic Risk Assessment. *Reliability Engineering and System Safety*. 1998;62(1-2):89–116.
5. Borovkov A.A. *Matematicheskaya statistika = Mathematical statistics*. Saint Petersburg: Lan', 2010:705. (In Russ.)
6. Morozov V. A Treatment of Uncertainties for Component Reliability or Initiator Frequency Estimates Based on Combining Data Sources with the Potential of Non-Homogeneity. *Proceedings of the International Topical Meeting on Probabilistic Safety Assessment PSA-99*. Washington, DC, 1999:377–379.
7. Jeffreys H. An Invariant Form for the Prior Probability in Estimation Problems. *Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences*. 1946;186:453–461. JSTOR 97883. doi: 10.1098/rspa.1946.0056
8. *Handbook of Parameter Estimation in Probabilistic Risk Assessment NUREG/CR-6823, SAND2003-3348P U.S. Nuclear Regulatory Commission Office of Nuclear Regulatory search Washington, DC 20555-000*, 2003.

Информация об авторах / Information about the authors

Владимир Борисович Морозов
доктор технических наук,
директор по вероятностному
анализу безопасности и готовности,
АО «Атомэнергопроект»
(Россия, г. Москва, ул. Бакунинская, 7)
E-mail: Morozov_vb@aep.ru

Vladimir B. Morozov
Doctor of technical sciences,
chief officer on probabilistic safety analysis
and availability analysis,
JSK Atomenergoproekt
(7 Bakuninskaya street, Moscow, Russia)

Марина Алексеевна Морозова
старший преподаватель кафедры РК-1,
Московский государственный технический
университет имени Н. Э. Баумана
(Россия, г. Москва, ул. 2-я Бауманская, 5, стр. 1)
E-mail: mar@bmstu.ru

Marina A. Morozova
Senior lecturer of the sub-department RK-1,
Bauman Moscow State Technical University
(building 1, 5 2nd Baumanskaya street, Moscow, Russia)

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов /
The authors declare no conflicts of interests.

Поступила в редакцию/Received 10.02.2024
Поступила после рецензирования/Revised 25.02.2024
Принята к публикации/Accepted 05.03.2024