Надежность, том 25, №2, 2025 / Dependability 2, 2025
Системный анализ в задачах надежности и безопасности

УДК: 629.039.58
Оригинальная статья
https://doi.org/10.21683/1729-2646-2025-25-2-3-11

О формировании групп однородности однотипного оборудования АЭС при объединении статистических данных в рамках модели Пуассона

On the homogeneity grouping of same-type NPP equipment when aggregating statistical data using the Poisson model

Морозов В.Б.[1]
Morozov V.B.[1]

[1]АО «Атомэнергопроект», Российская Федерация, Москва
[1]JSC Atomenergoproekt, Russian Federation, Moscow
morozov_vb@aep.ru

Морозов В.Б.

Резюме. Цель. *В статье в рамках модели Пуассона, применяемой при анализе потоков отказов элементов систем АЭС, описан подход к формированию групп однородности, т.е. максимально широких групп однотипных элементов, для которых интенсивности отказов можно полагать неизменными. Выделение таких групп позволяет объединять эксплуатационные данные по отказам и наработкам оборудования, что повышает качество статистических оценок интенсивностей отказов при оценке надежности систем, составленных из высоконадежных элементов.* **Методы.** *При формировании групп предлагается использовать методы: структурный (на основе симметричности позиций однотипных элементов в составе резервированных каналов систем, позволяющий объединять элементы в составе одной системы) и статистический (использующий результаты статистического теста проверки гипотезы на однородность любых объединяемых групп однотипных элементов). Приведено обоснование применения структурного метода. Предложен статистический тест, основанный на отношении оценок дисперсий интенсивностей отказов без учета и с учетом предположения об однородности объединяемых данных. Исследованы свойства теста, получены соотношения для первых двух моментов его статистики. Показано, что дискретное распределение статистики при большом числе объединяемых групп может быть описано гамма распределением. Предложено правило для определения областей принятия и отклонения основной гипотезы.* **Результаты.** *Представлен пример применения статистического анализа объединения данных по 10-ти группам электроприводных клапанов разных систем АЭС. На основе полученной оценки статистики теста сделано заключение о необходимости исключения из общей популяции группы с резко выпадающей частной оценкой интенсивности отказов. Для оставшихся групп проведена повторная проверка на однородность, получен результат, позволяющий объединить данные 9-ти групп. В статье также представлено обсуждение подходов к решению задачи оценки параметров надежности оборудования новых АЭС, когда эксплуатационной информации недостаточно для получения представительных оценок показателей надежности. Для подобных задач предложено применять эмпирический метод Байеса, в котором априорное распределение формируется на основе метода объединения данных объектов-аналогов с учетом возможной их неоднородности. Показано, что данный метод, ориентированный на конструирование априорных распределений на основе максимума функции правдоподобия также может быть полезен и для решения задач проверки однородности, рассмотренных в статье. На основе предложенных методов разработан общий подход к решению задач оценки надежности высоконадежных систем АЭС с использованием информации, полученной при эксплуатации как объекта анализа (конкретной АЭС), так и аналогичных объектов (референтных АЭС, АЭС с одинаковым типом атомного реактора). Данный подход также эффективен при разработки ВАБ для проектируемых АЭС и АЭС, находящихся на начальном периоде эксплуатации.*

Abstract. Aim. *The paper uses the Poisson model to analyse failure flows of NPP systems' elements and thus describes an approach to defining homogeneity groups, i.e., the broadest possible groups of same-type elements whose failure rates may be considered constant. Defining such groups allows aggregating operational data on equipment failures and times-to-failure, which improves the quality of statistical estimates of failure rates as part of assessing the dependability of systems made up of highly dependable elements.* **Methods.** *For the* *purpose of grouping, it is proposed to use the following methods: structural (based on the positional symmetry of the same-type elements in redundant system channels, which allows combining the elements within a system) and statistical (using the results of the statistical test of the homogeneity hypothesis of any combined groups of same-type elements). The structural method was substantiated. The author proposes a statistical test based on the correlation of the estimated variations in the failure rates with and without regard to the assumption of the homogeneity of the aggregated data. The properties of the test were examined; the correlations for the first two moments of its statistics were obtained. It was shown that a discrete distribution of statistics with a large number of groups to be combined can be described by a gamma distribution. A rule for identifying the main hypothesis acceptance and rejection regions was proposed.* **Results.** *The paper presents an example of the application of statistical analysis of aggregated data on 10 groups of motor-operated valves of various NPP systems. Based on the obtained assessment of the test statistics, it is concluded that a group with a sharply deviating partial assessment of the failure rate is to be excluded from the general population. For the remaining groups, the homogeneity test was repeated. A result was obtained that allows combining the data of the 9 groups. The paper also discusses potential ways of solving the problem of assessing the dependability parameters of new NPP equipment, when operational information is not sufficient for obtaining representative estimates of dependability indicators. For such purposes, it is proposed using the empirical Bayes method, whereas the a priori distribution is obtained by aggregating data on similar items taking into account their possible heterogeneity. It is shown that the method that is focused on the construction of a priori distributions based on a likelihood function maximum can also be used for solving the homogeneity verification problems examined in this paper. Based on the proposed methods, a general approach has been developed for assessing the dependability of highly dependable NPP systems using information obtained in the course of operation of both the object of analysis (a specific NPP) and similar facilities (reference NPPs, NPPs with the same type of nuclear reactor). The method is also effective as regards probabilistic safety analysis of NPPs at the stage of their design and initial operation.*

Ключевые слова: *модель Пуассона, анализ данных, интенсивность отказов, объединение данных, группа однородности, структурный метод, статистический тест.*
Keywords: *Poisson model, data analysis, failure rate, data aggregation, homogeneity group, structural method, statistical test.*

Для цитирования: *Морозов В.Б. О формировании групп однородности однотипного оборудования АЭС при объединении статистических данных в рамках модели Пуассона // Надежность. 2025. №2. С. 3-11. https://doi.org/10.21683/1729-2646-2025-25-2-3-11*
For citation: *Morozov V.B. On the homogeneity grouping of same-type NPP equipment when aggregating statistical data using the Poisson model. Dependability 2025;2:3-11. https://doi.org/10.21683/1729-2646-2025-25-2-3-11*

Поступила: *26.09.2024* / **После доработки:** *01.12.2024* / **К печати:** *09.06.2025*
Received on: *26.09.2024* / **Revised on:** *01.12.2024* / **For printing:** *09.06.2025*

Введение

В [1] рассмотрена задача получения исходных данных – интенсивностей отказов оборудования для выполнения вероятностного анализа безопасности (ВАБ) АЭС на стадии проектирования, когда эксплуатационные данные для объекта анализа отсутствуют. Для ее решения применяется байесовский эмпирический подход, позволяющий учитывать всю имеющуюся информацию по объектам-аналогам. Для эксплуатируемых АЭС применение метода [1] позволяет получить распределение, которое можно использовать в качестве априорного совместно со специфической информацией для конкретного блока. При учете же специфических данных актуальна задача формирования т.н. групп однородности, поскольку оборудование АЭС является высоконадежным и количество отказов отдельных единиц оборудования (далее элементов АЭС) даже за десятилетний период работы АЭС мало.

Для однородных групп минимально достаточной статистикой в модели, основанной на анализе потока Пуассона является суммарное число отказов элементов, отнесенное к их суммарной наработке. Вместе с тем однотипное оборудование может поставляться разными изготовителями, эксплуатироваться в различных условиях, отличаться по конструктивному исполнению и т. д. То есть необходимо разработать подход к формированию однородных групп, включающий наряду с инженерными принципами группировки элементов, основанными на качественном анализе признаков общности, статистическую проверку однородности объединяемых данных. Под группой однородности понимается совокупность элементов, обладающих одинаковыми показателями безотказности (для модели Пуассона – одинаковыми значениями интенсивностей отказов). Понятие группы однородности является условным, однако интенсивности отказов элементов таких групп должны быть в максимальной степени близки друг другу, так чтобы их отличие было статистически неразличимым либо приемлемым для целей ВАБ (например, обеспечивало консервативность результатов расчетов вероятностных показателей безопасности). Способ решения указанной задачи представлен в настоящей статье.

Группирование резервированных однотипных элементов в границах одной системы

Принцип резервирования широко применяется при проектировании систем АЭС, что обусловлено высокими требованиями к вероятностным показателям безопасности и показателям готовности блоков. Это отражается в канальной структуре систем, спроектированных по мажоритарному принципу «r из N». В каналах систем безопасности (или в части каналов, если система спроектирована с учетом принципа разнообразия) на одинаковых схемных позициях применяются одинаковые по типу элементы одного производителя, как правило находящиеся в одинаковом режиме при работе энергоблока. Таким образом, однотипные резервированные элементы в разных каналах одной системы безопасности обладают большинством признаков общности, что позволяет предположить близость их интенсивностей отказов. Кроме того, следуя принципу консерватизма можно показать, что для подобных структур допущение об одинаковости интенсивностей отказов приводит к наименьшей надежности систем по сравнению с вариантами, при которых указанные параметры различаются (при постоянном средне групповом значении параметра интенсивности).

Обозначим общую вероятность отказа на требование i-го канала символом q_i. Тогда вероятность отказа на требование ма жоритарной системы с приемлемой степенью точности можно представить в виде:

$$Q = A \cdot \sum q_{i1} q_{i2} ... q_{ir}, \qquad (1)$$

где сумма берется по всем возможным сочетаниям r элементов из n (r – число каналов, отказ которых приводит к отказу системы). Рассмотрим, при каких условиях выражения, задаваемые (1), могут достигать максимума. В качестве ограничения положим: $\sum_i q_i \le R$ (то есть, учитывая малость величин q_i, ограничим общую суммарную вероятность отказа элементов всей системы.

Решение данной задачи на экстремум тривиально в случае $r = n$ (т.е. когда каналы обладают 100%-й эффективностью). В этом случае искомый результат $q_1=q_2=\ldots=q_n=R/n$ является следствием известного неравенства о среднем арифметическом и среднем геометрическом, так как $q_1 q_2 ... q_n \le (\frac{1}{n}\sum_i q_i)^n = (R/n)^n$.

Типовые резервированные системы с меньшей, чем 100% эффективностью каналов при $n = 3, 4$ составляют следующие варианты структур: ($r = 2$ $n = 3$); ($r = 2$ $n = 4$); ($r = 3$ $n = 4$). Можно показать [2], что и в этих случаях максимум (1) также будет отвечать равной вероятности отказа на требование каналов. Из сказанного выше следует, что максимум (1) достигается, если вероятности равны.

Теперь поясним смысл ограничения. Если рассматривать однотипные элементы, расположенные в разных каналах систем на определенной схемной позиции, то такие элементы обслуживаются и испытываются по одинаковой процедуре и с равной периодичностью. Это значит, что их вероятности отказов с высокой степенью точности пропорционально зависят от интенсивности отказов: $q_i=\alpha\lambda_i$, где α – некоторый неизменный коэффициент. Следовательно, ограничение $\sum_i q_i \le R$ на практике эквивалентно $\sum_i \lambda_i \le \lambda_\Sigma$, где λ_Σ – суммарная интенсивность отказов в канале. Известно, что сумма пуассоновских потоков есть также поток Пуассона с параметром, равным сумме параметров потоков. Таким образом, для оценки суммарного параметра можно использовать общую статистику событий, не заботясь, насколько различаются параметры составляющих потоков. Следовательно, оценку среднего параметра группы $\frac{1}{n}\sum_i \lambda_i$ можно напрямую получить по суммарной статистике. В частности, поскольку наработки элементов группы одинаковы и равны наработке системы T, следуя статье [1] можно показать, что оценка $\hat{\lambda} = \frac{\sum_i r_i}{nT}$ будет эффективной в классе линейных оценок и ее дисперсия будет тем меньше, чем больше наработка и количество элементов в группе.

Аналогичный прием с некоторыми уточнениями применим к резервируемому оборудованию нормальной эксплуатации, с учетом того, что резервированная группа разбивается на подгруппы с элементами, которые находятся в одинаковых эксплуатационных условиях. Полагается, что элементы разных подгрупп имеют разные интенсивностями отказов.

Из сказанного выше следует, что, во-первых, имеются аргументы, позволяющие утверждать, что интенсивности отказов сформированных таким образом групп близки друг другу и, во-вторых, учет их отличия привел бы к недооценке результатов расчетов вероятностных показателей безопасности в терминах ВАБ. Таким образом, объединение элементов в группы однородности по описанному принципу не требует статистических проверок.

Расширение групп однородности (объединение однотипных элементов разных) систем

Формирование групп однородности в соответствии с подходом, изложенным в предыдущем разделе, может оказаться недостаточным для получения представительной статистики вследствие высокой надежности оборудования. В этом случае актуален вопрос дальнейшего укрупнения групп однородности за счет других систем, содержащих оборудование, однотипное с ранее рассмотренным, и эксплуатирующихся в одинаковом с ним режиме.

Однако допущение об одинаковости интенсивностей отказов объединяемых групп элементов в этом случае уже не может быть принято без статистической проверки, поскольку игнорирование различия параметров объединяемых групп может привести к излишне оптимистическим результатам расчетов при выполнении ВАБ.

Для решения подобной задачи используются методы проверки гипотез. Основная гипотеза есть предположение о том, что объединяемые групповые выборки однородны. В статье [1] в рамках допущения, что совокупность имеющихся групповых интенсивностей отказов может быть описана некоторым «материнским» Г-распределением, показано, что данная гипотеза может быть интерпретирована как равенство нулю дисперсии данного распределения. В качестве конкурирующей рассмотрим гипотезу о неравенстве нулю указанной дисперсии.

Для проверки необходимо получить статистику, которая при верной гипотезе имеет независящее от результатов наблюдений распределение. Квантили этого распределения соответствуют различным уровням значимости, по которым судят о принятии либо отклонении основной гипотезы. Уровень значимости 0,1 часто рассматривают как типовой для отклонения гипотезы, если значение статистики превышает соответствующий ему квантиль распределения. В данной задаче рекомендуется также применить квантиль распределения статистики для уровня 0,2, рассматривая его как граничное значение для принятия гипотезы. Интервал значений статистики, отвечающих уровням значимости от 0,2 до 0,1, указывает на необходимость проведения дополнительного анализа данных, направленных на поиск возможных причин различий параметров групп.

Такой тест (критерий) однородности может быть построен на основе следующей статистики:

$$C = \frac{\sum_1^K w_i^2 \left(\frac{r_i}{T_i} - \hat{\lambda}\right)^2}{\hat{\lambda} / \left(\sum_1^K T_i\right)}, \qquad (2)$$

где $\hat{\lambda} = \left(\sum_1^K r_i\right) / \left(\sum_1^K T_i\right)$ представляет оценку интенсивности отказов объединенной популяции элементов (при условии однородности параметров групп), $w_i = T_i / \left(\sum_1^K T_i\right)$ – оптимальные весовые коэффициенты интенсивности отказов с применением метода МП для объединенной выборки при верной основной гипотезе [1].

Пояснить смысл (2) можно следующим образом. В статье [1] показано, что числитель представляет собой оценку дисперсии эффективной (в классе линейных оценок) оценки средней по популяции интенсивности отказов в частом случае однородных данных, то есть при равенстве нулю дисперсии материнского распределения ($V = 0$). Как следует из [1, формула (9)], в случае неоднородных групповых данных $V > 0$ и математическое ожидание числителя даже при сохранении неизменными в (2) коэффициентов w_i будет всегда больше математического ожидания знаменателя.

То есть по величине отклонения частного (2) от единицы[1] можно судить о наличии конечной дисперсии у материнского распределения межгрупповых интенсивностей отказов, а значит, об их различии. При этом для данной задачи интерес представляет условное распределение статистики при известном $\Sigma r_i > 0$.

На основе исследования распределения статистики теста при верной основной гипотезе можно сделать следующие выводы:

- первые моменты статистики C не зависят от абсолютных значений наработок групп (зависят только от их отношений), что интуитивно понятно и позволяет использовать масштабирование времени;

- математическое ожидание C, обозначенное $M[C]$ при известном Σr_i не зависит от результатов наблюдений, то же верно в отношении дисперсии $V[C]$;

- дискретное распределение статистики C при большом числе объединяемых групп хорошо аппроксимируется гамма распределением.

Указанные выше параметры $M[C]$ и $V[C]$ вычисляются по конечным формулам:

$$M[C] = 1 - S_2;$$

$$Var[C] = 2\left(S_2 - 2S_3 + S_2^2\right) - \frac{2}{\sum r_i}\left(S_2 - 4S_3 + 3S_2^2\right), \qquad (3)$$

где $S_2 = \Sigma(\frac{T_i}{T_\Sigma})^2$, $S_3 = \Sigma(\frac{T_i}{T_\Sigma})^3$, $T_\Sigma = \Sigma T_i$.

Вывод формул (3) использует понятие условного математического ожидания и здесь не приводится. Можно показать, что выражение для дисперсии будет положительным при любом числе групп не менее 2-х и количестве отказов не менее одного [2].

Следует отметить, что близкая по смыслу задача проверки гипотезы однородности значений интенсивностей разных пуассоновских потоков упоминается в литературе. В частности, в классической книге Кокса и Льюиса [3], для решения которой был предложен тест, известный как D-критерий. В [3] также указано, что при равных временных интервалах его статистика асимптотически сходится к χ^2-распределению с числом степеней свободы K-1, при этом среднее и дисперсия составляют $K - 1 u\, 2(K-1)\left(1 - \frac{1}{r_\Sigma}\right)$ соответственно. Покажем, что первые моменты статистик C и D критериев при равных временных интервалах и в рамках допущения о допустимости применения Г-распределения для описания межгрупповых интенсивностей отличаются лишь постоянным множителем. В [1] приводится формула (10)

[1] В действительности математическое ожидание статистики смещено от единицы в меньшую сторону, так как вычисляется при фиксированном общем числе событий.

Табл. 1

Группа 1	Группа 2	Группа 3	Группа 4	Группа 5	Группа 6	Группа 7	Группа 8	Группа 9	Группа 10
40	30	20	40	30	30	30	30	30	30
4,00	3,00	2,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00
1	1	2	2	0	1	0	4	1	0
$4{,}69{\cdot}10^{-7}$	$6{,}25{\cdot}10^{-7}$	$1{,}56{\cdot}10^{-6}$	$1{,}04{\cdot}10^{-6}$	$2{,}08{\cdot}10^{-7}$	$6{,}25{\cdot}10^{-7}$	$2{,}08{\cdot}10^{-7}$	$1{,}88{\cdot}10^{-6}$	$6{,}25{\cdot}10^{-7}$	$2{,}08{\cdot}10^{-7}$

для дисперсии, описывающей отклонение параметра некоторого случайно выбранного потока (полученной путем взвешенного усреднения дисперсий по группам) от среднего значения всей популяции. Оценка данной дисперсии при $w_i = \dfrac{T_i}{T_\Sigma}$ представима в виде:

$$\widehat{V_{ar}} = \sum_{i=1}^{K} w_i\left[\frac{(r_i - \hat{\lambda}T_i)^2}{T_i^2}\right] = \sum_{i=1}^{K} w_i\left[\frac{r_i^2 - \hat{\lambda}^2 T_i^2}{T_i^2}\right] =$$
$$= \frac{\hat{\lambda}}{T_\Sigma}\left[\sum_{i=1}^{K}\frac{r_i^2}{\hat{\lambda}T_i} - \hat{\lambda}T_\Sigma\right] = \frac{\hat{\lambda}}{T_\Sigma}\left[\sum_{i=1}^{K}\frac{r_i^2}{\hat{\lambda}T_i} - r_\Sigma\right]. \qquad (4)$$

Выражение в скобках (4) – это статистика D-критерия. Поэтому можно записать:

$$D = \frac{\left[\sum_{i=1}^{K} w_i\left(\dfrac{r_i}{T_i} - \hat{\lambda}\right)^2\right]}{\dfrac{\hat{\lambda}}{T_\Sigma}}. \qquad (5)$$

Сравнивая формулы (5) и (2) видим, что их отличие состоит в степени коэффициентов у w_i, то есть, вообще говоря, это разные статистики. При этом в [1] (формулы (11, 12)) показано, что при равенстве периодов наблюдений для первых двух моментов распределений это отличие выражено только в множителе K – числе групп элементов. Чтобы убедиться в этом, заметим, в частности, что при $\dfrac{T_i}{T_\Sigma} = \dfrac{1}{K}$

$$M[C] = 1 - \frac{1}{K};$$
$$Var[C] = 2\left(\frac{1}{K} - \frac{1}{K^2}\right) - \frac{2}{\sum r_i}\left(\frac{1}{K} - \frac{1}{K^2}\right) =$$
$$= 2\frac{1}{K}\left(1 - \frac{1}{K}\right)\left(1 - \frac{1}{r_\Sigma}\right). \qquad (6)$$

В общем случае сравнение критериев показывает следующее. Критерий D пропорционально учитывает отклонения числа отказов в группах от средних значений, что при значительном различии периодов наблюдений приводит к повышению его чувствительности к случайным выбросам, характерным для малых периодов. Применение квадратичных коэффициентов в C понижает значимость указанных периодов в общей статистике, это приводит к большей стабильности результатов.

Например, при наличии в общем числе групп K двух подгрупп с существенно разными периодами наблюдения, статистика C будет хорошо приближаться χ^2-распределением с меньшим числом степеней свободы (соответствующим количеству групп с большим периодом наблюдения), но при этом реализации C при неизменных параметрах межгруппового материнского распределения будут менее вариативными.

Задача исследования мощности критерия требует отдельного рассмотрения. Заметим, что на практике требуется исключить принятие гипотезы однородности в случаях, когда дисперсия материнского распределения становится сравнимой с дисперсией отклонений числа событий в группах от средних значений, обусловленных чисто статистическим разбросом, то есть образовывать с последней примерно равный вклад в величину общей дисперсии.

Как отмечалось выше (см. (2)), для конечных значений параметра масштаба τ исходного материнского Г-распределения, математическое ожидание числителя C будет больше его значения, вычисленного в предположении однородных данных (случай однородных данных отвечает бесконечному τ). Это говорит о том, что при значениях τ сравнимых со средним по группам периодом наблюдений или меньших, смещение числителя в большую сторону должно быть достаточным, чтобы при всех возможных реализациях $\{r_i\}$ при условии $\Sigma r_i = const$ обеспечить низкую вероятность ошибки 2-го рода.

В качестве иллюстрации применения предложенного теста рассмотрим несколько примеров. Пусть имеется 10 групп электроприводных клапанов, представляющих различные системы энергоблока. Данные представлены в табл. 1 за 10 лет эксплуатации энергоблока (80 000 ч наработки), число элементов в группах – от 20 до 40. Используя масштабирование, приведем данные по суммарным наработкам и отказам групп к удобному формату (во второй строке таблицы указано количество клапанов в каждой группе, в третьей – наработка в масштабированном формате, в четвертой – количество отказов, в последней – оценка средней интенсивности отказов групп с использованием неинформативного распределения Джеффриса [5] в размерности 1/ч[1].

Для выполнения вычислений была использована программа, версия которой реализована в виде макроса, встроенного в EXCEL.

[1] Априорные неинформативные распределения в рамках подхода Байеса применяются в ВАБ при отсутствии эксплуатационных данных по изделиям аналогам.

					CRIT				
Группа1	Группа 2	Группа 3	Группа 4	Группа 5	Группа 6	Группа 7	Группа8	Группа 9	Группа 10
4.00	3.00	2.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00
1	1	2	2	0	1	0	4	1	0
					Уровень принятия	Уровень отклонения			
LAM	S	MEAN	VAR	C					
0.40	0.10	0.90	0.17	1.23	1.19	1.43			
		0.90	0.17		1.21	1.45			
		0	0.0	0	0	1.000			
		0.072	0.2	0.181	0.132	0.993			
		0.407	0.6	1.017	1.017	0.749			
		0.324	1.0	0.811	0.835	0.347			
		0.136	1.4	0.340	0.353	0.115			
		0.044	1.8	0.110	0.108	0.031			
		0.011	2.2	0.028	0.027	0.007			
		0.004	2.6	0.010	0.006	0.002			
		0.000	3.0	0.001	0.001	0.000			
		0.000	3.4	0.000	0.000	0.000			
		0.000	3.8	0.000	0.000	0.000			
		1.00							

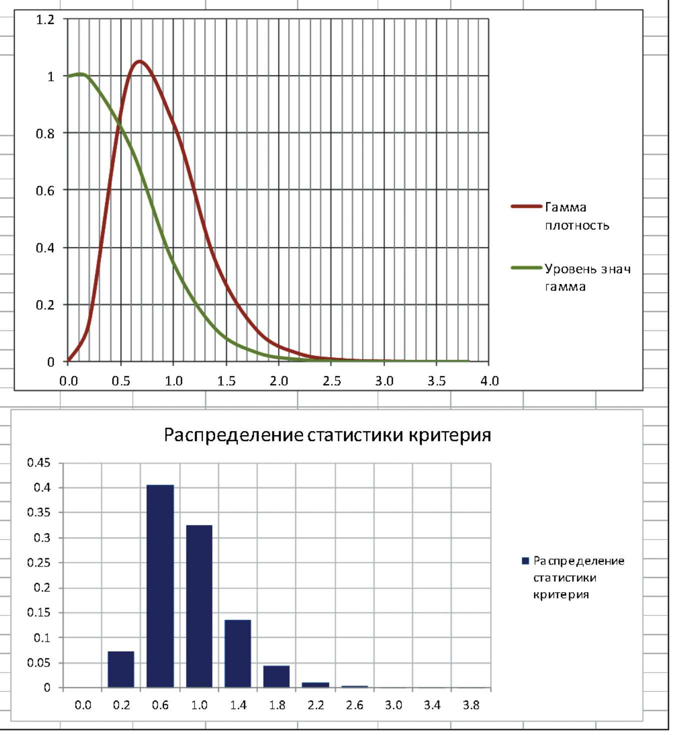
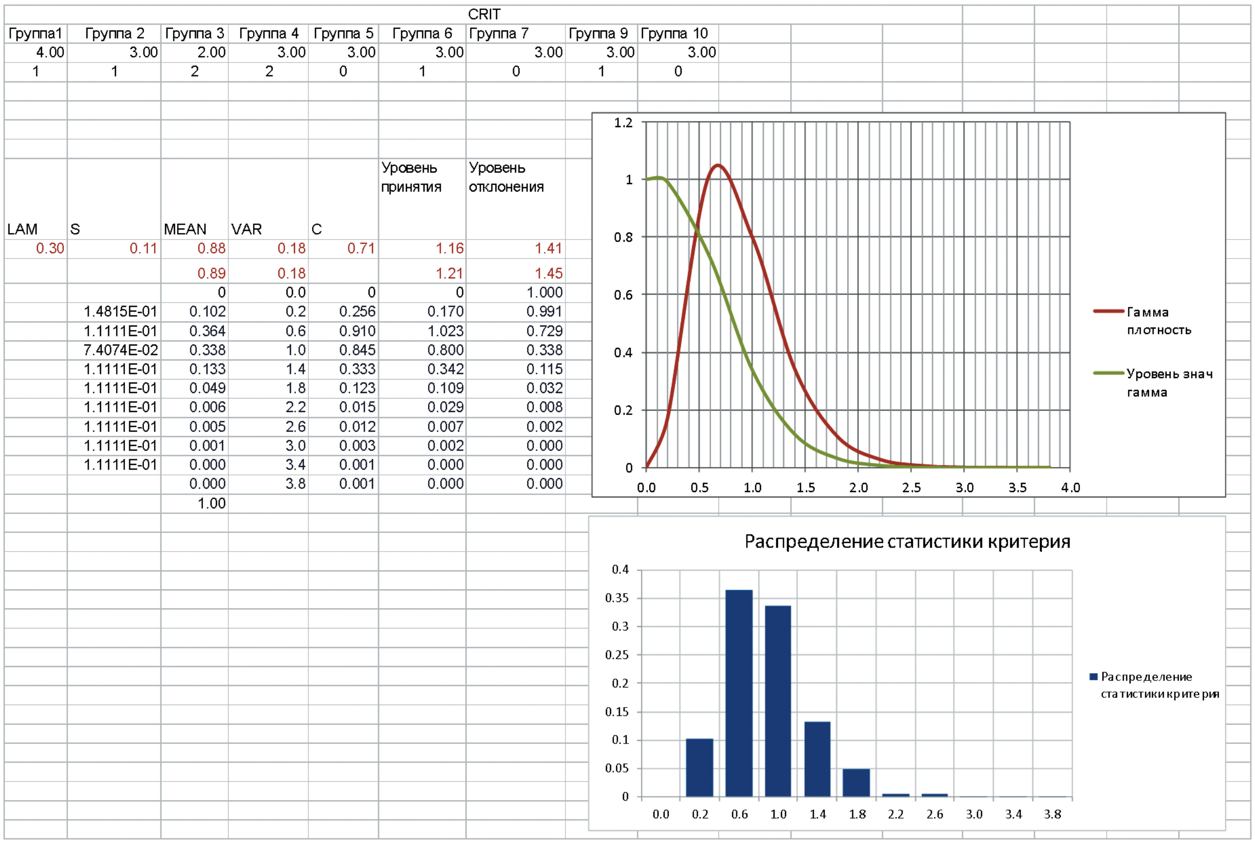


Рис. 1

На рис.1 представлены исходная информация и результаты применения метода для данного примера. В верхних строках распечатки отображены исходные данные: в первой строке – условное наименование групп данных, во второй строке – наработки, во третьей строке – количество событий. Две строки с выделением красным цветом представляют оценки параметров распределения статистики теста: среднего значения (Mean) и дисперсии (Var), а также значений для уровней безусловного принятия и отклонения нулевой гипотезы. Верхние значения этих величин получены методом имитационного моделирования (Монте-Карло), а нижние – на основе параметров, определенных по формулам (3) с использованием аппроксимации распределения статистики критерия гамма распределением. Для контроля точности аппроксимации дискретного распределения статистики гамма распределением под графиком гамма-плотности расположена гистограмма, полученная способом имитационного моделирования.

Поскольку указанное распределение является дискретным, при малом количестве групп и малых числах отказов квантили для уровней значимости следует брать по результатам статистического моделирования. В данном же примере, как видно из графиков, их различие несущественно. На распечатке также указано значение статистики критерия при наблюдаемых исходных данных. Цветом выделены оцифровки графиков: эмпирической гистограммы и плотности, плотности гамма распределения и интегральной функции (гамма) для определения уровней принятия и отклонения основной гипотезы. В данном примере значение статистики равно 1,23, то есть находится в интервале (1,19–1,43), определенном уровнями принятия и отклонения гипотезы однородности. В соответствии с изложенным выше подходом, необходимо определить группу с наиболее выпадающей оценкой интенсивности отказов (такой в примере является группа № 8, для нее оценка интенсивности примерно в 4 раза превышает среднюю оценку). Далее следует провести оценку влияния данной группы на результат выполнения теста на однородность путем ее исключения. Результаты расчетов, полученные при исключении группы 8 представлены на рис. 2. Видно, что значение статистики в этом случае находится в зоне принятия основной гипотезы, что позволяет заключить, что объединяемые данные могут считаться однородными. При вычислении оценки интенсивности отказов формируемой таким образом общей группы можно использовать принцип простого суммирования информации (8 отказов за общую суммарную наработку $2{,}16 \cdot 10^7$ ч.).

В качестве подтверждения сделанных на основании результатов тестов выводов можно применить метод, изложенный в [1], в отношении оценки дисперсии т.н. материнского распределения объединенной выборки. Для практически однородных данных такая дисперсия должна быть мала в сравнении с дисперсией, соответствующей случайному разбросу статистики отказов в группах, обусловленному ограниченностью периода наблюдения. На рис. 3 представлены результаты вычислений для 9-ти групп (за исключением группы 8).



						CRIT		
Группа1	Группа 2	Группа 3	Группа 4	Группа 5	Группа 6	Группа 7	Группа 9	Группа 10
4.00	3.00	2.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00	3.00
1	1	2	2	0	1	0	1	0

LAM	S	MEAN	VAR	C	Уровень принятия	Уровень отклонения
0.30	0.11	0.88	0.18	0.71	1.16	1.41
		0.89	0.18		1.21	1.45
		0	0.0	0	0	1.000
	1.4815E-01	0.102	0.2	0.256	0.170	0.991
	1.1111E-01	0.364	0.6	0.910	1.023	0.729
	7.4074E-02	0.338	1.0	0.845	0.800	0.338
	1.1111E-01	0.133	1.4	0.333	0.342	0.115
	1.1111E-01	0.049	1.8	0.123	0.109	0.032
	1.1111E-01	0.006	2.2	0.015	0.029	0.008
	1.1111E-01	0.005	2.6	0.012	0.007	0.002
	1.1111E-01	0.001	3.0	0.003	0.002	0.000
	1.1111E-01	0.000	3.4	0.001	0.000	0.000
		0.000	3.8	0.001	0.000	0.000
		1.00				

Рис. 2

Из рис. 3 следует, что оценка дисперсии V материнского распределения для 9-ти групп на 3 порядка меньше оценки общей дисперсии Var, что подтверждает сделанные ранее выводы. При сравнении границ приведенного на рис. 3 90%-го интервала с результатами оценок средних групповых интенсивностей отказов в табл. 1 видно, что выпадение оценки интенсивности отказов за границы интервала наблюдается только для одной из 9-ти групп, что может объясняться статистическим разбросом.

При этом для 10-ти исходных групп значение V составляет уже около 19% дисперсии Var, а τ = 12,98, что сравнимо с суммарной длительностью периодов наблюдений, но превышает в несколько раз длительность каждого из них. В таком случае критерий не должен давать однозначного ответа по принятию или отклонению основной гипотезы однородности, что и подтверждено результатами, представленными на рис. 1.

Если увеличить число отказов в группе 2 до 5-ти, выборочное значение критерия для 10-ти групп увеличится до 2,07, что гарантированно превышает уровень отклонения основной гипотезы. Значение τ в этом случае равно 2,22, то есть близко к групповым периодам, а V составляет уже около 57% от общей дисперсии Var. Также важно отметить, что в последнем случае значение МП-оценки $\hat{\lambda} = s / \tau = 0{,}54$, что уже заметно отличается от $r_\Sigma / T_\Sigma = 0{,}5$.

Приведенные примеры подтверждают возможность простого суммирования данных по 9-ти группам для получения более представительной статистики по расширенной группе однородности и показывают эффективность теста при анализе неоднородных данных. Применяя неинформативное распределение Джеффриса для объединенной однородной выборки по 9-ти группам получим следующие параметры байесовской оценки интенсивности отказов: $\hat{\lambda}=3{,}94\cdot10^{-7}$ 1/ч.; $\hat{\lambda}_{0,05}=2{,}01\cdot10^{-7}$ /ч.; $\hat{\lambda}_{0,5}= 3{,}78\cdot10^{-7}$ /ч.; $\hat{\lambda}_{0,95}=6{,}39\cdot10^{-7}$ /ч.

Коэффициент ошибки для данного примера равен 1,69.

Обсуждение результатов

Излагаемый здесь метод позволяет формировать группы однородности, для которых значение интенсивности отказов может считаться неизменным, что повышает представительность имеющейся эксплуатационной статистики. Если же общее число отказов в объединенной популяции остается небольшим, следует использовать дополнительную информацию по блокам-аналогам для формирования априорного распределения с последующем применением байесовской процедуры, т.е. с использованием метода [1]. Предложенный в статье C-критерий проверки гипотезы однородности сопоставим с известным D-критерием Кокса-Льюиса [3], отличаясь от последнего большим акцентом на использование результатов, полученных для групп с относительно большой наработкой. Если наработки групп равны, оба критерия можно считать эквивалентными.

4,00	3,00	2,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00	3,00
1	1	2	2	0	1	0	1	0
T	LnL(T)	Lam0	LIM	Lam	Scale			
0,01	-35,96910	0,30	-10,8518076	0,30	800000,000			
0,0112982	-35,25752	TMAX	LnLMAX					
0,012765	-34,54812	2259,645	-10,8535568					
0,0144222	-33,84110	S	Vrd	V	Var			
0,0162945	-33,13671	669,583	9,88E-02	1,31E-04	9,89E-02			
0,0184099	-32,43520							
0,0207999	-31,73685							
0,0235002	-31,04195							
0,0265511	-30,35083							
0,029998	-29,66383							
0,0338925	-28,98135							
0,0382925	-28,30378							
0,0432637	-27,63155							
0,0488803	-26,96515							
0,0552261	-26,30506							
0,0623957	-25,65182							
0,0704961	-25,00599							
0,079648	-24,36818							
0,0899882	-23,73900							
0,1016707	-23,11912							
0,1148698	-22,50924							
0,1297825	-21,91006							
0,1466313	-21,32232							
0,1656673	-20,74680							
0,1871747	-20,18425							
0,2114743	-19,63547							
0,2389284	-19,10123							
0,2699467	-18,58232							
0,304992	-18,07949	*$L_{0,05}$*	*$L_{0,5}$*	*$L_{0,95}$*	*Mean*	*EF (Mean and L0,95)*	*EF (Med and L0,95)*	
0,3445868	-17,59348	1,38E-08	2,44E-07	1,16E-06	3,70E-07	5,11	4,74	

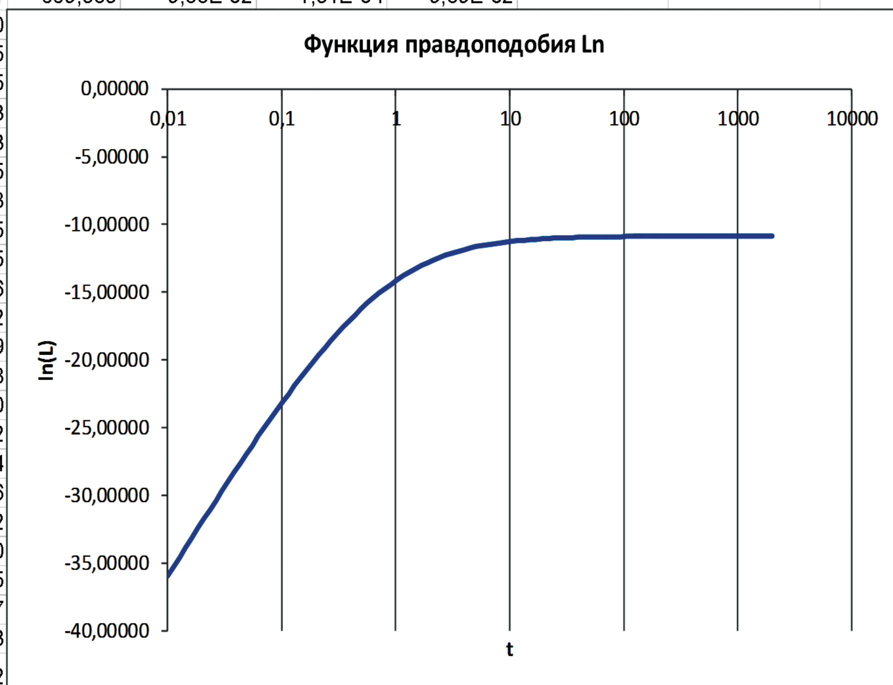


Рис. 3

Предложенный метод формирования групп в совокупности с подходом, представленным в [1], представляют две стороны единого инструмента, позволяющего обоснованно решать задачи анализа данных анализа надежности систем и ВАБ на основе имеющейся эксплуатационной статистики в рамках модели пуассоновских потоков событий.

Рассмотрим особенности применения обоих методов. Прежде всего заметим, что каждый из них предназначен для решения своей задачи: описанный в этой статье – для формирования максимально широких групп однородности в объеме эксплуатационных данных конкретного блока АЭС, а изложенный в [1, 4] – для охвата всей популяции априорных данных по блокам – аналогам при общих условиях. При этом для проектируемого блока применение [1] является единственно возможным способом получения каких-либо оценок показателей надежности.

В основе обоих подходов лежит общая цель указанных задач исследования – анализ потоков информации от близких по своим свойствам объектов, отличающиеся рядом конструктивных особенностей, проектных либо эксплуатационных характеристик, которые могут формировать различие в показателях надежности оборудования.

При их решении методы могут дополнять друг друга, обеспечивая необходимую степень уверенности в принятии статистических выводов. Пример такого использования приведен в разделе 2 статьи, где метод, описанный в [1] подтверждает вывод об однородности данных 9-ти групп на основе анализа дисперсий оценок объединенной популяции и сравнения границ 90%-го толерантного интервала с внутригрупповыми оценками.

Необходимо обратить внимание на то, что 90%-й толерантный интервал, приведенный в конце раздела 2, получен для оценки интенсивности отказов объединенной однородной группы, в то время как такой же интервал в нижней строке таблицы на рис. 3 характеризует границы отклонения частных оценок интенсивности отказов в отдельных группах от значения интенсивности отказов объединенной популяции, полученной при общих условиях, то есть указанные интервалы имеют совершенно разный смысл.

Имеется также отличие в подходах к исключению групп при анализе данных. Согласно [1], приоритет при принятии решения отводится инженерному анализу, в то время как для рассматриваемой здесь задачи – статистическому. Это напрямую связано с различием задач. В то же время, независимо от постановки задачи, при ее выполнении никогда нельзя пренебрегать инженерными аргументами в пользу применения чисто статистических выводов, поскольку последним присуща неопределенность, связанная с вероятностной природой оценок.

Заключение

В статье описан метод формирования групп однородности однотипного оборудования в системах АЭС (групп оборудования, характеризующихся в моделях надежности единым значением интенсивности отказов). Целью применения данного подхода является формирование максимально широких групп, что позволяет суммировать информацию по отказам оборудования и наработкам для повышения качества оценок параметров. Указанная задача решается на основе метода проверки гипотез. В статье предложен статистический тест проверки основной гипотезы (однородности объединяемых выборок), исследованы его свойства и приведены примеры его применения. Показано, что описанный в статье метод, в совокупности с методом, изложенным в [1], представляют единый инструмент, позволяющий обоснованно подходить к решению задачи формирования массива данных по показателям надежности элементов и интенсивностям исходных событий для ВАБ в рамках пуассоновской модели на основе метода Байеса с использованием имеющейся эксплуатационной статистики.

Библиографический список

1. 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(45). С. 39-48.

2. Морозов В.Б. Совершенствование моделей и методов вероятностного анализа безопасности АЭС и их применение в практике проектирования и эксплуатации АЭС с реакторами ВВЭР: дис. … докт. техн. наук: 05.14.03 / АО ОКБ «ГИДРОПРЕСС». Москва, 2021. 283 с.

3. Кокс Д., Льюис П. Статистический анализ последовательностей событий. М.: «Мир», 1969. 312 с.

4. 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. Pp. 377-379.

5. 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(1007). Pp. 453–461. DOI:10.1098/rspa.1946.0056

References

1. 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. *Reliability and Quality of Complex Systems* 2024;1(45):39-48. (in Russ.)

2. Morozov V.B. [Improving the 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: a Doctor of Engineering dissertation: 05.14.03. AO OKB GIDROPRESS]. Moscow; 2021. (in Russ.)

3. Cox D., Lewis P. The statistical analysis of series of events. Moscow: Mir; 1969.

4. Morozov V. A treatment of uncertainties for component reliability or initiator frequency estimates based on combining data sources with the potential of non-homogeneity. In: Proceedings of the International Topical Meeting on Probabilistic Safety Assessment PSA-99. Washington DC; 1999. Pp. 377-379.

5. Jeffreys H. An invariant form for the prior probability in estimation problems. In: Proceedings of the Royal Society of London. Series A, Mathematical and Physical Sciences 1946;186(1007):453-461. DOI:10.1098/rspa.1946.0056.

Сведения об авторе

Морозов Владимир Борисович, Адрес: 127495, Челобитьевское ш., д.1А, 14-4, Москва, Российская федерация, АО «Атоэнергопроект», директор по ВАБ и анализу готовности, доктор технических наук, Электронная почта: Morozov_vb@aep.ru, Morozov-sloboda@mail.ru, Мобильный: +7 (909) 945 36 54

About the author

Vladimir B. Morozov, Address: 1A, 14-4 Chelobitievskoe sh., Moscow, 127495, Russian Federation, JSC Atoenergoproekt, Director on PSA and Reliability Analysis, Doctor of Engineering, E-mail: Morozov_vb@aep.ru , Morozov-sloboda@mail.ru, Mobile: +7 (909) 945 36 54.

Вклад автора в статью

Морозов В.Б. предложил статистический тест проверки основной гипотезы (однородности объединяемых выборок), исследовал его свойства и показал примеры его применения. Автором разработан общий подход к решению задач оценки надежности высоконадежных систем АЭС с использованием информации, полученной при эксплуатации как объекта анализа (конкретной АЭС), так и аналогичных объектов.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.