Надежность, том 26, №2, 2026 / Dependability 2, 2026
Системный анализ, управление и обработка информации, статистика
УДК 519.873:62-192
Оригинальная статья
https://doi.org/10.21683/1729-2646-2026-26-2-45-50

О некоторых аспектах методики анализа дерева отказов

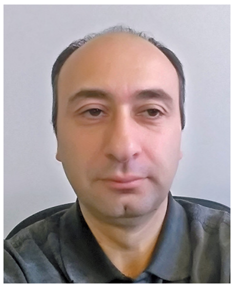
On some aspects of the fault tree analysis methodology

Антонов А.В.[1], Павлов А.С.[2], Саакян С.П.[2], Чепурко В.А.[2]*
Antonov A.V.[1], Pavlov A.S.[2], Sahakyan S.P.[2], Chepurko V.A.[2]*

[1] Обнинский институт атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Российская Федерация, Обнинск
[2] АО «РАСУ», Российская Федерация, Москва
[1] Obninsk Institute for Nuclear Power Engineering (IATE NRNU MEPhI), Russian Federation, Obninsk
[2] JSC RASU, Russian Federation, Moscow
* VAChepurko@rasu.ru


Антонов А.В.


Павлов А.С.


Саакян С.П.


Чепурко В.А.

Резюме. Цель. *Цель данной работы состоит в дополнении некоторых аспектов методики анализа деревьев отказов (АДО). В предположении, что исходные данные, а именно интенсивности отказов базисных событий, являются случайными величинами, обычно выполняется анализ неопределенности показателя надежности вершины дерева отказов (ДО). Однако если показатель надежности вершины ДО имеет случайный характер, то и принятие решения о выполнимости требований технического задания (ТЗ) не должно проводиться путем простого сравнения рассчитанного показателя с требованием. Одной из целей в данной ситуации является построение критериев принятия решений о выполнимости требований ТЗ методами статистической проверки гипотез. Если неопределенность исходных данных моделируется с помощью логнормального распределения, то зачастую выбор фактора ошибки (EF) проводится необоснованно. Второй целью данной работы является обоснование для выбора EF. Конечной целью является введение дополнительных показателей чувствительности в ситуации, когда интересующими показателями надежности вершины ДО является не вероятность отказа или коэффициент неготовности, а параметр потока отказов или средняя наработка между отказами.* **Методы.** *Применяются классические методы теории вероятностей, математической статистики и математической теории надежности.* **Выводы.** *В статье показано, что принятие решений о выполнимости (или невыполнимости) требований ТЗ в случае, когда исходные данные (интенсивности отказов) имеют статистическую погрешность, должно осуществляться на методах статистической проверки гипотез, а именно проверки гипотез с помощью доверительных интервалов. Кроме этого, в случае логнормального распределения интенсивности отказов приведено обоснование выбора фактора ошибки – EF. Если требования ТЗ касаются параметра потока отказов или средней наработки между отказами и при этом исследуется чувствительность показателя надежности вершины ДО относительно базисных событий, то при этом необходимо использовать специальные показатели чувствительности.*

Abstract. Aim. *The paper aims to supplement certain aspects of the Fault Tree Analysis (FTA) methodology. Assuming that the input data, namely the failure rates of basic events, are random variables, an uncertainty analysis of the dependability indicator at the top event of the fault tree (FT) is usually performed. However, if the dependability indicator of the FT top event is random, then the decision on whether the requirements of the technical specifications (TS) are met should not be made by simply comparing the calculated indicator with the requirement. One of the goals in this situation is to construct decision-making criteria for the fulfillment of TS requirements using statistical hypothesis testing methods. If the uncertainty of the input data is modeled using a lognormal distribution, the choice of the error factor (EF) is often unjustified. The second objective of this paper is to provide a justification for the choice of EF. The ultimate goal is to introduce additional sensitivity measures in situations where the reliability indicators of interest for the FT top event are not the failure probability or unavailability, but the failure flow or mean time between failures.* **Methods.** *Classical methods of probability theory, mathematical statistics, and mathematical reliability theory are used.* **Conclusions.** *The paper shows that decision-making on the fulfillment (or non-fulfillment) of TS requirements, in cases where the input data (failure rates) have statistical uncertainty, should be based on statistical hypothesis testing methods, namely hypothesis testing using confidence intervals. Furthermore, in case of a lognormal distribution of failure rates, a justification for the choice of the error factor (EF) is provided. If the TS requirements concern the failure flow or the mean time between failures, and the sensitivity of the FT top event dependability indicator with respect to basic events is being investigated, then special sensitivity measures must be used.*

Ключевые слова: *анализ дерева отказов, вершина дерева отказов, интенсивность отказов, параметр потока отказов, средняя наработка между отказами, доверительный интервал, фактор ошибки, фактор чувствительности, Λ-чувствительность, Q-чувствительность, T-чувствительность.*

Keywords: *fault tree analysis, fault tree top event, failure rate, failure flow, mean time between failures, confidence interval, error factor, sensitivity factor, Λ-sensitivity, Q-sensitivity, T-sensitivity.*

Для цитирования: *Антонов А.В., Павлов А.С., Саакян С.П., Чепурко В.А. О некоторых аспектах методики анализа дерева отказов // Надежность. 2026. №2. С. 45-50. https://doi.org/10.21683/1729-2646-2026-26-2-45-50*

For citation: *Antonov A.V., Pavlov A.S., Sahakyan S.P., Chepurnko V.A. On some aspects of the fault tree analysis methodology. Dependability 2026;2: 45-50. https://doi.org/10.21683/1729-2646-2026-26-2-45-50*

Поступила: *25.12.2025* / **После доработки:** *15.01.2026* / **К печати:** *25.05.2026*
Received on: *25.12.2025* / **Revised on:** *15.01.2026* / **For printing:** *25.05.2026*

Введение

Как известно, одним из основных результатов анализа деревьев отказов (АДО) является получение показателя надежности вершины дерева отказов (ДО) и затем его сравнение с требуемым показателем надежности с целью доказательства того, что требования выполняются, либо это не так. В том случае, если расчеты выполняются при неслучайных исходных данных, обычно это интенсивности отказов или вероятности базисных событий, то сравнение кажется вполне приемлемой процедурой. Если же исходные данные случайны, т.е. основаны на имеющейся статистике об отказах, то сравнение должно осуществляться несколько сложнее, путем применения методов статистической проверки гипотез.

Одно из частых предположений, которые делаются при моделировании случайных исходных данных, это предположение, что исходные интенсивности (реже вероятности) распределены согласно логнормальному закону. При этом среднее значение обычно известно, а погрешность, или иная величина, неизвестна. В то время, как логнормальный закон содержит два параметра, получается так, что второй параметр определяется из некоторого, зачастую необоснованного допущения. Обычно оно касается фактора ошибки EF. В некоторых исследованиях без всякой аргументации предполагается значение 3 или даже 10.

При анализе чувствительности иногда используется показатели значимости, обычно по Бирнбауму, иногда иные показатели, которые вычисляют изменение вероятности отказа (коэффициента неготовности) вершины ДО при некотором изменении вероятности отказа интересующего базисного события. Но если в вершине ДО рассчитывается интенсивность отказов или средняя наработка между отказами, то и показатель чувствительности должен измерять изменение соответствующего показателя (интенсивности или средней наработки) при вариации такого же показателя базисного события.

Статья посвящена рассмотрению этих трех вопросов, возникающих при анализе ДО.

1. Проверка выполнимости требований ТЗ

Анализ неопределенности позволяет рассчитать неопределенность в вероятности верхнего события ДО, возникающую из неопределенностей в исходных данных базисных событий. Для анализа неопределенности применяется как вычислительные, так и аналитические процедуры. Наряду со статистическим определением необходимых квантилей закона распределения рассчитываемого показателя надежности, анализ неопределенности позволяет вычислить оценку среднего значения и среднеквадратического отклонения этого показателя. Поскольку объем испытаний в наших руках, то предполагаемый результат оценивания будет достаточно высокого качества.

В [1] указано, что «результаты анализа надежности систем (элементов), для которых установлены нормируемые показатели надежности, сравниваются с указанными показателями». Но т.к. рассчитываемые показатели надежности имеют случайный характер и, соответственно, погрешность вычислений, то требования ТЗ к показателю не должны быть произведены путем простого сравнения нормируемого и рассчитанного показателя. Например, пусть требование ТЗ на нормируемый показатель – средняя наработка должна быть не ниже 10 000 ч. Рассчитанный показатель – средняя наработка 9990 ч. В данной ситуации нельзя утверждать то, что требования ТЗ не выполняются. Поскольку наработка – случайная величина, то для сравнения, проверки выполнимости требований ТЗ должны применяться методы статистической проверки гипотез. Именно эти методы позволяют принимать различные решения по статистической выборке.

Для проверки выполнимости требований ТЗ к показателям надежности строятся односторонние доверительные интервалы определенной надежности. Проверка выполнимости требований ТЗ осуществляется путем выяснения – попадает ли требуемое значение показателя надежности в соответствующий доверительный интервал (дополнение к критической области), или накрывает ли доверительный интервал требуемое значение, что одно и то же.

Если требование предъявляется к показателю надежности – средняя наработка T, для которого указано, что средняя наработка должна быть не ниже $T_{ТЗ}$, то альтернативной гипотезой к этому требованию будет утверждение

$$H_1: T < T_{ТЗ}.$$

В этом случае односторонней доверительной областью будет интервал вида $[0;T_{верх}]$. Если выполняется условие:

$$T_{ТЗ} \in [0;T_{верх}],$$

то с выбранным уровнем доверия можно считать, что требуемое ТЗ значение достигается и требование выполняется. В противном случае требование ТЗ не выполняется.

Если требование предъявляется к показателю надежности – вероятность отказа на требование P_o, для которого указано, что показатель должен быть не выше $P_{о,тз}$, то альтернативной гипотезой к этому требованию будет утверждение

$$H_1: P_o > P_{о,тз}.$$

В этом случае односторонней доверительной областью будет интервал вида $[P_{о,ниж}; 1]$. Если выполняется условие:

$$P_{о,тз} \in [P_{о,ниж}; 1],$$

то с выбранным уровнем доверия можно считать, что требуемое ТЗ значение достигается и требование выполняется. В противном случае требование ТЗ не выполняется.

Если требование предъявляется к показателю надежности – коэффициент неготовности $K_{нг}$, для которого указано, что показатель должен быть не выше $K_{нг,тз}$, то альтернативной гипотезой к этому требованию будет утверждение

$$H_1: K_{нг} > K_{нг,тз}.$$

В этом случае односторонней доверительной областью будет интервал вида $[K_{нг,ниж}; 1]$. Если выполняется условие:

$$K_{нг,ТЗ} \in [K_{нг,ниж}; 1],$$

то с выбранным уровнем доверия можно считать, что требуемое ТЗ значение достигается и требование выполняется. В противном случае требование ТЗ не выполняется.

Если требование предъявляется к показателю надежности – частота ложных срабатываний W, для которого указано, что частота ложных срабатываний должна быть не выше $W_{ТЗ}$, то альтернативной гипотезой к этому требованию будет утверждение

$$H_1: W > W_{ТЗ}.$$

В этом случае односторонней доверительной областью будет интервал вида $[W_{ниж};\infty)$. Если выполняется условие:

$$W_{ТЗ} \in [W_{ниж};\infty).$$

то с выбранным уровнем доверия можно считать, что требуемое ТЗ значение достигается и требование выполняется. В противном случае требование ТЗ не выполняется.

Для построения границ доверительной области (табл. 1) применяется ЦПТ (центральная предельная теорема).

Табл. 1. Границы доверительных интервалов

Обозначение	Граница д.и.	Р-значение
$T_{верх}$	$\overline{T} + S_T u_{1-\alpha} / \sqrt{n}$	$\Phi\left(\sqrt{n}\,\dfrac{\overline{T} - T_{ТЗ}}{S_T}\right)$
$P_{о,ниж}$	$\overline{P_o} - S_{P_o} u_{1-\alpha} / \sqrt{n}$	$\Phi\left(\sqrt{n}\,\dfrac{P_{о,ТЗ} - \overline{P_o}}{S_{P_o}}\right)$
$K_{нг,ниж}$	$\overline{K_{нг}} - S_{K_{нг}} u_{1-\alpha} / \sqrt{n}$	$\Phi\left(\sqrt{n}\,\dfrac{K_{нг,ТЗ} - \overline{K_{нг}}}{S_{K_{нг}}}\right)$
$W_{ниж}$	$\overline{W} - S_W u_{1-\alpha} / \sqrt{n}$	$\Phi\left(\sqrt{n}\,\dfrac{W_{ТЗ} - \overline{W}}{S_W}\right)$

Примечание: В таблице $\overline{T}, \overline{P_o}, \overline{K_{нг}}, \overline{W}$ – это средние значения показателей надежности, S – оценка среднеквадратического отклонения, $u_{1-\alpha}$ – квантиль уровня $1-\alpha$ стандартного нормального $N(0;1)$ закона, Φ – функция распределения этого же закона.

Пример. Пусть искомый показатель надежности – средняя наработка до отказа. По ТЗ требуемое значение – не ниже 10 000 ч. Рассчитанный показатель надежности $\overline{T} = 9990$ ч. Объем испытаний методом Монте-Карло n=10000, среднеквадратичное отклонение S_T=4900 ч. В табл. 2 приведены значения верхней границы для средней наработки для трех общепринятых уровней значимости α.

Табл. 2. Значения доверительной верхней границы

Уровень значимости	0,01	0,05	0,1
$T_{верх}$	10 103,99	10 070,60	10 052,80

Так как требование по ТЗ накрывается доверительным интервалом, то со всеми общепринятыми уровнями значимости можно считать, что посчитанное значение средней наработки не противоречит требованиям ТЗ. Соответствующее P-значение равно 0,419, т.к. оно больше, чем любой общепринятый уровень значимости, то получаем аналогичный вывод.

2. О возможном выборе фактора ошибки

Пусть у нас имеется логнормальное распределение $LN(\mu,\sigma^2)$ для параметра λ. Фактор ошибки можно определить так:

$$EF = \exp(\sigma u_\varepsilon), \tag{1}$$

где u_ε=1,645 – квантиль стандартного нормального закона уровня ε=0,95. Попытаемся найти обоснованное значение параметра σ.

Известно, что $\ln\lambda$ подчиняется нормальному закону, т.е. $\nu = \ln\lambda \sim N(\mu, \sigma^2)$, при этом математическое ожидание и дисперсия ν определяются параметрами нормального закона

$$E\nu = \mu, var\,\nu = \sigma^2.$$

Ограничим относительную погрешность:

$$P\left(|\nu - \mu| < k\sigma\right) = P\left(|\Delta\nu| < k\sigma\right) =$$

$$= P\left(\frac{|\Delta\nu|}{|E\nu|} < \frac{k\sigma}{|\mu|}\right) = \begin{cases} 0,6827; k = 1, \\ 0,9011; k = 1,65, \\ 0,9500; k = 1,96, \\ 0,9545; k = 2, \\ 0,9749; k = 2,24, \\ 0,9901; k = 2,58, \\ 0,9973; k = 3. \end{cases}$$

Здесь $\frac{|\Delta\nu|}{|E\nu|}$ – это относительная погрешность. Ее можно ограничить числом $\delta = \frac{k\sigma}{|\mu|} = \begin{cases} 0,01 \\ 0,05. \\ 0,1 \end{cases}$

Отсюда $\sigma = \frac{\delta}{k}\mu$. Это одно уравнение. Второе – $E\lambda = \lambda_{mean} = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)$. Имеем систему уравнений:

$$\begin{cases} \mu + \frac{\sigma^2}{2} = \ln\lambda_{mean}; \\ \sigma = \frac{\delta}{k}|\mu|. \end{cases}$$

Для σ получаем квадратное уравнение

$$\sigma^2 \pm \frac{2k}{\delta}\sigma - 2\ln\lambda_{mean} = 0.$$

Решением будет следующее положительное значение параметра

$$\sigma = r - \sqrt{r^2 + 2\ln\lambda_{mean}},$$

где $r = \frac{k}{\delta}$.

На рис. 1 представлена диаграмма зависимости фактора ошибки (1) от $\ln\lambda_{mean}$ при различных значениях r. Увеличение r может быть обусловлено либо увеличением k, либо уменьшением δ. И то, и другое сопровождается улучшением качества оценки относительной погрешности. Видно, что улучшение качества оценки приводит к уменьшению фактора ошибки. С другой стороны, увеличение $\ln\lambda_{mean}$ ведет к почти линейному убыванию фактора.

На практике рекомендуется для r значение 40 (при δ=0,05 и k=2). Далее необходимо определить наименьшую и наибольшую интенсивности отказов в исходных данных. К примеру, допустим наименьшая интенсивность отказов $1\cdot10^{-7}$ 1/час, а наибольшая $1\cdot10^{-5}$ 1/час. В этом случае фактор ошибки меняется от 1,95 при $\ln\lambda_{mean}$=–16,12 (низкая интенсивность отказов) до 1,61 при $\ln\lambda_{mean}$=–11,51 (высокая интенсивность отказов).

Если перед нами стоит задача оценки неопределенности, то консервативно имеет смысл брать большее значение 1,95, т.к. в этом случае будет получаться большее по длине расстояние между квантилями. Если же перед нами стоит задача проверки гипотез и принятия решения о непротиворечивости ТЗ, то из того же принципа соблюдения консерватизма, имеет смысл брать меньшее значение 1,61, т.к. в этом случае доверительный интервал будет минимальным и, возможно, мы отклоним пусть и верную нулевую гипотезу, но обезопасим себя от ошибки другого рода – отклоним верную альтернативу, утверждающую, что требования ТЗ не выполняются.

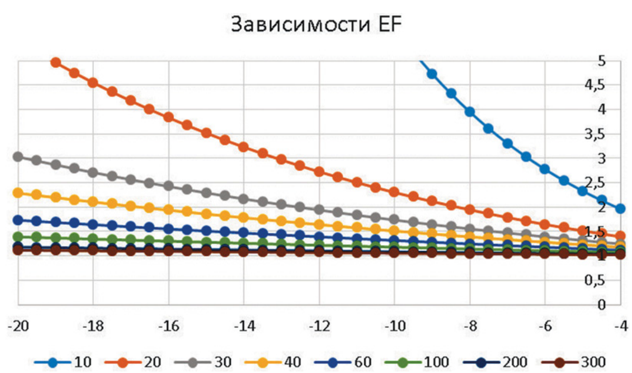


Рис. 1. Зависимость фактора ошибки от $\ln\lambda_{mean}$

3. Чувствительность

Показатель S (sensitivity) – показатель чувствительности. При расчете этого показателя используется параметр расчета «Фактор чувствительности» SF. Чувствительность –это отношение вероятности (частоты) отказа системы при условии, что вероятность отказа элемента выросла в SF раз, к вероятности отказа системы при условии, что вероятность отказа элемента уменьшилась в SF раз:

$$S_i^{(Q)}(SF) = \frac{Q\text{системы}(Q_i \cdot SF)}{Q\text{системы}(Q_i / SF)}.$$

Согласно [2] стр. 238

$$Q\text{системы}(Q_i) = Q_i \cdot Q\text{системы}(1_i) + (1 - Q_i) \cdot Q\text{системы}(0_i) =$$
$$= Q_i \cdot I_B(i) + Q\text{системы}(0_i) = Q\text{системы}(1_i) - (1 - Q_i) \cdot I_B(i).$$

Поэтому

$$S_i^{(Q)}(SF) = \frac{Q\text{системы}(0_i) + I_B(i) \cdot Q_i \cdot SF}{Q\text{системы}(0_i) + I_B(i) \cdot Q_i / SF}$$

По аналогии с Q-чувствительностью можно ввести понятие Λ-чувствительности, если ключевым показателем надежности является интенсивность отказов:

$$S_i^{(\Lambda)}(SF) = \frac{\Lambda\text{системы}(\lambda_i \cdot SF)}{\Lambda\text{системы}(\lambda_i / SF)}$$

$$\Lambda\text{системы}(\lambda_i) = \lambda_i(1-Q_i)\cdot I_B(i) + \sum_{\substack{j=1\\ j\neq i}}^{n}\lambda_j(1-Q_j)\cdot I_B(j),$$

$$S_i^{(\Lambda)}(SF) = \frac{\Lambda\text{системы} + \lambda_i(SF-1)(1-\mathrm{Q}_i)\cdot I_B(i)}{\Lambda\text{системы} - \lambda_i(1-1/SF)(1-\mathrm{Q}_i)\cdot I_B(i)} \approx$$

$$\approx \frac{\Lambda\text{системы} + \lambda_i(SF-1)\cdot I_B(i)}{\Lambda\text{системы} - \lambda_i(1-1/SF)\cdot I_B(i)}. \qquad (2)$$

И, в конце концов, T-чувствительность:

$$S_i^{(T)}(SF) = \frac{\mathrm{T}\text{системы}(\mathrm{T}_i \cdot \mathrm{SF})}{\mathrm{T}\text{системы}(\mathrm{T}_i / \mathrm{SF})} = \frac{\mathrm{T}\text{системы}(\lambda_i / \mathrm{SF})}{\mathrm{T}\text{системы}(\lambda_i \cdot \mathrm{SF})}.$$

Учитывая зависимость средней наработки от коэффициента неготовности и интенсивности потока отказов [3], стр. 203

$$S_i^{(T)} = \frac{1-Q\text{системы}(\lambda_i / SF)}{1-Q\text{системы}(\lambda_i \cdot SF)} \cdot S_i^{(\Lambda)}(SF).$$

Дробью перед $S_i^{(\Lambda)}(SF)$ можно пренебречь:

$$S_i^{(T)} \approx S_i^{(\Lambda)}.$$

Таким образом, можно говорить об обобщенной Λ, T – чувствительности, определяемой выражением (2).

Пример. Рассчитаем показатели чувствительности для следующей системы (рис. 2).

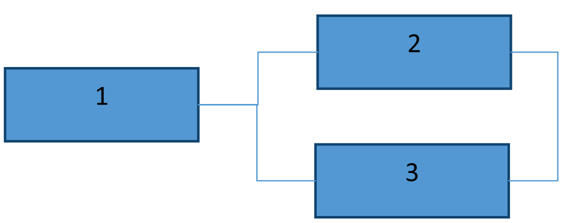


Рис. 2. Последовательно-параллельная система

При этом отказы этих элементов могут иметь как явный, так и скрытый характер. Модель явных отказов подразумевает немедленное их обнаружение и устранение за среднее время восстановления τ=8 час. Модель скрытых отказов подразумевает периодическое обнаружение возможных отказов во время проведения плановых профилактик с периодом θ=2160 часов – 3 месяца. Кроме этого, возможны отказы по общим причинам (ООП) 2-го и 3-го элемента причем как явные, так и скрытые. Для учета ООП используется модель β-фактора с коэффициентом β=0,05. Интенсивности отказов 1-го, 2-го и 3-го элементов соответственно $\lambda_1=1\cdot10^{-6}$ 1/час, $\lambda_2=\lambda_3=1\cdot10^{-5}$ 1/час. Охват диагностикой, т.е. доля явных отказов составляет δ=0,99. Расчеты выполняются на момент времени T=1 год. Для модели явных отказов расчет коэффициента неготовности производится по формуле

$$Q(T) = \frac{\lambda\kappa}{\lambda\kappa+\rho}\left[1-e^{-(\lambda\kappa+\rho)T}\right].$$

Для модели скрытых отказов расчет коэффициента неготовности производится по формуле

$$Q(T) = 1-e^{-\lambda\kappa(T \bmod \theta)},$$

где ρ=1/τ, λ – интенсивность отказов,

$$\kappa = \begin{cases} \delta(1-\beta) - \textit{независимые явные отказы};\\ (1-\delta)(1-\beta) - \textit{независимые скрытые отказы};\\ \delta\beta - \textit{явные ООП};\\ (1-\delta)\beta - \textit{скрытые ООП};\\ \delta - \textit{явные отказы};\\ 1-\delta - \textit{скрытые отказы}. \end{cases}$$

Коэффициент неготовности будет приближенно определяться выражением

$$Q_{системы} \approx Q_{1,я} + Q_{1,с} + \left(Q_{2,н,я} + Q_{2,н,с}\right)\left(Q_{3,н,я} + Q_{3,н,с}\right) +$$
$$+ Q_{2-3,ООП,я} + Q_{2-3,ООП,с},$$

где индексы у событий означают следующее: $Q_{1,я}$ – коэффициент неготовности 1-го элемента, отказавшего явно, $Q_{1,c}$ – коэффициент неготовности 1–го элемента, отказавшего скрыто, $Q_{i,н,я}$ – коэффициент неготовности i-го

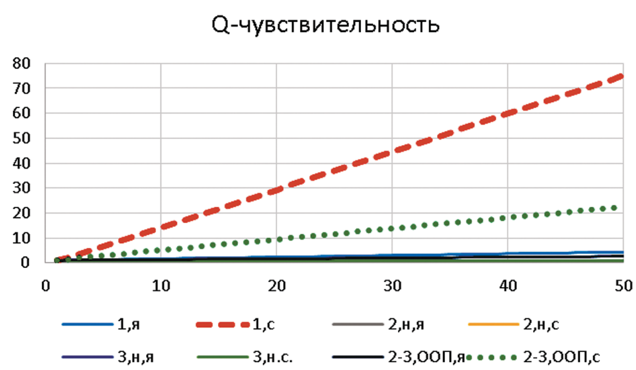


Рис. 3. Зависимость Q-чувствительности от фактора чувствительности SF

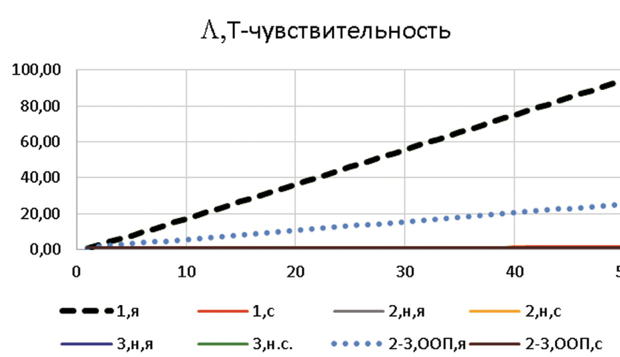


Рис. 4. Зависимость Λ,T-чувствительности от фактора чувствительности SF

элемента, явно отказавшего по независимой причине, $Q_{i,н,с}$ – коэффициент неготовности i-го элемента, скрыто отказавшего по независимой причине, $Q_{2–3,ООП,я}$ – коэффициент неготовности 2-го и 3-го элементов, отказавших явно по общей причине, $Q_{2–3,ООП,я}$ – коэффициент неготовности 2-го и 3-го элементов, отказавших скрыто по общей причине.

На рис. 3 и 4 представлены зависимости Q-чувствительности и Λ,T-чувствительности соответственно для каждого из восьми событий.

Можно отметить, по рис. 3, что наиболее чувствителен коэффициент неготовности вершины ДО к коэффициенту неготовности события отказ 1-го элемента скрытый, затем к коэффициенту неготовности скрытого ООП 2-го и 3-го элемента. Связано это с тем, что модель скрытого отказа дает существенно худшую неготовность, в отличие от модели явного отказа. В то же самое время, судя по рис. 4, наиболее чувствительна интенсивность потока отказов (средняя наработка между отказами) вершины ДО к интенсивности отказов события отказ 1-го элемента явный, затем к интенсивности отказов явного ООП 2-го и 3-го элементов. Связано это с диагностическим охватом т.е. с тем, что на модель явного отказа приходится 99% доли интенсивности, в отличие от модели скрытого отказа, на которую приходится доля в 1%.

Список литературы

1. РБ-100-15. Руководство по безопасности при использовании атомной энергии «Рекомендации по порядку выполнения анализа надежности систем и элементов атомных станций, важных для безопасности, и их функций».

2. Байхельт Ф. Надежность и техническое обслуживание. Математический подход / Перевод с нем. М.Г. Коновалова; Под ред. И.А. Ушакова. М.: Радио и связь, 1988. 391 с.: ил.

3. Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов. Учебное пособие. СПб.: Питер, 2005. 479 с.: ил.

References

1. RB-100-15. Safety Guidelines for the use of nuclear energy “Recommendations on conducting dependability analysis of safety-critical systems and components of nuclear power plants and their functions.”

2. Beichelt F. Reliability and maintenance. Mathematical methods. Moscow: Radio i sviaz; 1988.

3. Cherkesov G.N. [Dependability of hardware and software systems. A study guide]. Saint Petersburg: Piter; 2005. (in Russ.)

Сведения об авторах

Антонов Александр Владимирович – доктор технических наук, профессор Обнинского института атомной энергетики (ИАТЭ НИЯУ МИФИ), Российская Федерация, Обнинск, e-mail: antonov@iate.obninsk.ru, тел.: +7(910)912-40-10, Калужская обл., г. Обнинск, пр. Маркса, д. 75, кв. 184.

Павлов Алексей Сергеевич – главный эксперт отдела по обоснованию безопасности и моделированию АО РАСУ, Российская Федерация, Москва, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru, тел.: +7(910)545-68-79, Калужская обл., г. Обнинск, ул. Табулевича, д. 7, кв. 230.

Саакян Сурен Петросович – кандидат технических наук, начальник отдела по обоснованию безопасности и моделированию АО РАСУ, Российская Федерация, Москва, e-mail: SuPSaakyan@rasu.ru, тел.: +7(985)145-45-84, Калужская обл., г. Обнинск, ул. Курчатова, д. 9, кв. 7.

Чепурко Валерий Анатольевич – кандидат физико-математических наук, доцент, главный эксперт отдела по обоснованию безопасности и моделированию АО РАСУ, Российская Федерация, Москва, e-mail: VAChepurko@rasu.ru, тел.: +7(903)815-97-37, Калужская обл., г. Обнинск, пр. Маркса, д. 73, кв. 271.

About the authors

Aleksandr V. Antonov, Doctor of Engineering, Professor, Obninsk Institute for Nuclear Power Engineering (IATE NRNU MEPhI), Russian Federation, Obninsk, e-mail: antonov@iate.obninsk.ru, tel.: +7(910)912-40-10, Kaluga Oblast, Obninsk, Marksa Ave., 75, apt. 184.

Aleksey S. Pavlov, Chief Expert, Safety Justification and Modeling Department, JSC RASU, Russian Federation, Moscow, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru, tel.: +7(910)545-68-79, Kaluga Oblast, Obninsk, Tabulovicha St., 7, apt. 230.

Suren P. Sahakyan, Candidate of Engineering, Head of Safety Justification and Modeling Department, JSC RASU, Russian Federation, Moscow, e-mail: SuPSaakyan@rasu.ru, tel.: +7(985)145-45-84, Kaluga Oblast, Obninsk, Kurchatova St., 9, apt. 7.

Valeriy A. Chepurko, Candidate of Physics and Mathematics, Associate Professor, Chief Expert, Safety Justification and Modeling Department, JSC RASU, Russian Federation, Moscow, e-mail: VAChepurko@rasu.ru, tel.: +7(903)815-97-37, Kaluga Oblast, Obninsk, Marksa Ave., 73, apt. 271.

Вклад авторов в статью

Антонов А.В. разобрал примеры, нашел частные решения

Павлов А.С. провел обзор литературы, проанализировал Q,Λ,T-чувствительность.

Саакян С.П. провел обзор литературы, предложил возможный способ выбора фактора ошибки.

Чепурко В.А. предложил методику проверки выполнимости требований ТЗ при наличии погрешности в исходных данных.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.