

Консервативный метод оценки неопределенности для вероятности верхнего события дерева отказов

A conservative method for estimating the uncertainty for the probability of an upper-level event in a fault tree

Чепурко В.А.¹, Павлов А.С.^{1*}, Черняев А.Н.²
Chepurko V.A.¹, Pavlov A.S.^{1*}, Chernyaev A.N.²

¹АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, ²МЭИ, Москва, Российская Федерация
¹RASU, Moscow, Russian Federation, ²MPEI, Moscow, Russian Federation

*alesepavlov@rasu.ru



Чепурко В.А.



Павлов А.С.



Черняев А.Н.

Резюме. Цель. Цель работы состоит в построении неимитационного способа нахождения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов. Итерационные алгоритмы, основанные на методе Монте-Карло, весьма затратны по времени и вычислительным ресурсам, особенно для больших деревьев отказов. Поэтому разработка «быстрых» алгоритмов нахождения неопределенности рассчитанного дерева отказов крайне важна. **Методы.** При разработке алгоритма применялись классические методы теории вероятностей, математической статистики и теории надежности. В математическую основу алгоритма заложена центральная предельная теорема и некоторые свойства дисперсии случайной величины из теории вероятностей. В основе построения доверительного интервала, для упрощения расчетов, лежит предположение о логнормальном распределении оценки интенсивности отказов с некоторым заданным фактором ошибки – Error Factor. В качестве исходной информации используется сформированный для дерева отказов специализированными программными средствами набор минимальных сечений и параметры надежности событий, входящих в каждое из сечений. Сечения могут содержать зависимые события, объединенные в группы отказов по общим причинам (ООП). Для расчетов вероятности таких событий могут применяться различные модели учета ООП, такие как модель бета-фактора, альфа-фактора и другие. Для упрощения набора сечений используется программный код, группирующий одинаковые по значению и смыслу сечения. **Результаты.** Разработан консервативный метод построения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов. Метод не является итерационным и позволяет определять неопределенность итогового результата для произвольных по размерам деревьев отказов. **Выводы.** Алгоритм определения неопределенности может быть использован как альтернатива методу Монте-Карло в специализированных программных комплексах, рассчитывающих деревья отказов.

Abstract. Aim. The aim of the paper is to construct a non-simulation method for finding the confidence interval for the probability of an upper-level event of a failure tree. Iterative Monte Carlo algorithms require very much time and computational resources, especially for large fault trees. Therefore, developing “fast” algorithms for finding uncertainty in a calculated fault tree is extremely important. **Methods.** The algorithm was developed using classical methods of the probability theory, mathematical statistics and dependability theory. The mathematical foundation of the algorithm is the central limit theorem and certain properties of the dispersion of a random variable from the probability theory. To simplify calculations, the confidence interval was built on the assumption of a lognormal distribution of the failure rate estimate with a certain specified error factor. The initial information consists of a set of minimal cross-sections defined for the fault tree using specialized software tools, as well as dependability parameters of the events in each of the cross-sections. The cross-sections may contain dependent events that are part of common cause failure (CCF) groups. Various CCF accounting models, including the beta-factor model, alpha-factor model, etc., can be used to calculate the probability of such events. To simplify the set of cross-sections, a program code is used that groups the cross-sections that are identical in value and meaning. **Results.** A conservative method for constructing a confidence interval for the probability of an upper-level event in a fault tree was developed. The method is not iterative and allows identifying the uncertainty of the final result for randomly-sized fault trees. **Conclusions.** The algorithm for identifying the uncertainty can be used instead of the Monte Carlo method in specialized software suites that calculate fault trees.

Ключевые слова: дерево отказов, минимальное сечение, событие, модель надежности, явный отказ, скрытый отказ, отказ по общим причинам, модель альфа-фактора, модель бета-фактора, фактор ошибки, нормальное распределение, логнормальное распределение.
Keywords: fault tree, minimal cut set, event, dependability model, detected failure, undetected failure, common cause failure, alpha-factor model, beta-factor model, error factor, normal distribution, lognormal distribution.

Для цитирования: Чепурко В.А., Павлов А.С., Черняев А.Н. Консервативный метод оценки неопределенности для вероятности верхнего события дерева отказов // Надежность. 2023. №1. С. 45-51. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-45-51>

For citation: Chepurko V.A., Pavlov A.S., Chernyaev A.N. A conservative method for estimating the uncertainty for the probability of an upper-level event in a fault tree. Dependability 2023;1:45-51. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-1-45-51>

Поступила 08.11.2022/ После доработки 28.11.2022/ К печати 14.03.2023

Received on: 08.11.2022/ Revised on: 28.11.2022/ For printing: 14.03.2023

Введение

Дерево отказов (ДО) позволяет графически и логически изобразить сочетание условий, вызывающее отказ технической системы, состоящей из определенного набора компонентов. Стратегия технического обслуживания компонента может быть различна, и именно она определяет математическую модель надежности соответствующего события в дереве отказов. Компоненты системы имеют наработки до отказа, обычно подчиняющиеся экспоненциальному распределению. Наряду с моделью надежности, входной информацией является и параметр закона распределения, в случае экспоненциального закона это интенсивность или средняя наработка. Этот параметр редко является точно известным и на самом деле чаще всего является статистической оценкой, обладающей известной долей неопределенности. Эта неопределенность обусловлена объемом статистического материала, на основании которого была сделана оценка интенсивности. Анализ неопределенности ДО позволяет рассчитать неопределенность вероятности верхнего события дерева отказов (ВСДО), возникающую из неопределенностей в исходных данных базисных событий. Неопределенность определяется дисперсией вероятности ВСДО и представляется в виде доверительного интервала определенной надежности.

1. Построение алгоритма. Приближенная нормальность

При разработке алгоритма применялись классические методы теории вероятностей, математической статистики и теории надежности [1-6]. Для приближенного нахождения вероятности ВСДО может использоваться метод суммирования вероятностей минимальных сечений. В случае если система состоит из высоконадежных элементов, вычислительная ошибка при таком способе нахождения вероятности будет мала. Таким образом, можно считать, что вероятность ВСДО примерно определяется суммой вероятностей базисных событий. Следовательно, и неопределенность ВСДО будет определяться суммарной, накопленной от всех минимальных

сечений неопределенностью. В математической основе алгоритма оценки неопределенности лежит консервативный подход, основанный на центральной предельной теореме (ЦПТ) теории вероятностей. Теорема утверждает, что сумма достаточно большого количества слабо зависимых величин при определенных условиях имеет распределение, близкое к нормальному. Одно из основных предположений анализа ДО состоит в том, что базисные события независимы. Однако развитый современный анализ ДО нарушает это предположения, разрешая несовместные, повторяющиеся события, события, связанные с отказами по общей причине (ООП), динамические операторы (динамические «вентили»). Тем не менее, в ситуации с большим количеством независимых компонентов системы, связанных классическими «статическими» операторами, с большой долей вероятности можно утверждать, что, даже учитывая наличие обозначенных выше событий и операторов, можно говорить о существовании слабой зависимости, т. е. о верности предположений ЦПТ. Ведь если взять два произвольных случайных события, связанных с двумя различными компонентами, не входящими в одну группу ООП, не объединенных одним динамическим оператором, то такие события будут по-прежнему независимы. Кроме того, ниже при построении алгоритма будет следовать этап группирования одинаковых по смыслу и значению вероятности событий, после которого будут образованы группы практически независимых событий, коэффициент корреляции которых будет того же порядка, что и геометрическое среднее их вероятностей при условии малости последних. Например, если оценивать корреляцию между двумя событиями:

$I(A) = \{ \text{Независимый отказ элемента } A \}$ и $C(A,B,D) = \{ \text{ООП элементов } A,B,D \}$, то

$$\rho(I,C) = \frac{P(I \cdot C) - P(I)P(C)}{\sqrt{P(I)P(C)P(\bar{I})P(\bar{C})}} \approx -\sqrt{P(I)P(C)}, \quad (1)$$

т. к. $P(I \cdot C) = 0$ в силу несовместности этих событий.

Таким образом, для построения доверительного интервала в силу приближенной нормальности конечного результата достаточно оценить его дисперсию,

предполагая известными дисперсии параметров базисных событий.

2. Построение алгоритма. Дисперсия вероятности сечения

В этом разделе опишем способ получения дисперсии минимального сечения. Произвольное минимальное сечение, вообще говоря, образовано произведением некоторой совокупности событий, среди которых могут быть события, связанные с отказом компонента по независимой от аналогичных компонентов причине, с группой ООП-компонентов (отказавших по общей причине), с отказом независимых компонентов. Будем предполагать, что произвольное сечение образовано независимыми в совокупности событиями.

Не ограничивая общности рассуждений, будем считать, что оценки интенсивностей отказов для базисных событий λ_i в ДО имеют логнормальное распределение $LogN(\mu_i, \sigma_i^2)$ с некоторым фактором ошибки $EF_{e,i}$.

Фактор ошибки и квантиль нормального закона u_ϵ уровня ϵ определяют параметр σ_i :

$$\sigma_i = \frac{\ln EF_{e,i}}{u_\epsilon}, \quad (2)$$

Дисперсия оценки λ_i связана со средним значением и параметром σ_i формулой:

$$var(\lambda_i) = E^2(\lambda_i) \delta_i^2, \quad (3)$$

где $E(\lambda_i) = \exp\left(\mu_i + \frac{\sigma_i^2}{2}\right)$ – среднее значение, (4)

$\delta_i^2 = [\exp(\sigma_i^2) - 1]$ – дополнительный параметр. (5)

Вначале определим дисперсию вероятности каждого возможного события в минимальном сечении. Для каждого базисного события определяется его вероятность согласно выбранной модели надежности. Рассмотрим две модели надежности:

$$Q_i = \frac{\lambda_i}{\lambda_i + v_i} (1 - \exp(-(\lambda_i + v_i)t)) - \text{модель явных отказов}, \quad (6)$$

$$Q_i = 1 - \exp(-\lambda_i(t \bmod \tau_i)) - \text{модель скрытых отказов}, \quad (7)$$

где v_i – интенсивность восстановления после выявления явных отказов, $A \bmod B$ – остаток от деления A на B , τ_i – период проведения профилактических работ, при проведении которых обнаруживаются недиагностируемые отказы, t – расчетное время.

Для оценки математического ожидания $E(Q_i)$ и дисперсии вероятности $var(Q_i)$ воспользуемся известным [3] методом линеаризации:

$$E(Q_i) \approx Q_i(E(\lambda_i)), \quad (8)$$

$$var(Q_i) \approx c_i^2 var(\lambda_i), \quad (9)$$

$$\text{где } c_i = \frac{\partial Q_i}{\partial \lambda_i} \Big|_{\lambda_i = E(\lambda_i)}.$$

Для модели явных отказов получается:

$$E(Q_i) \approx \frac{E(\lambda_i)}{E(\lambda_i) + v_i} (1 - \exp(-(E(\lambda_i) + v_i)t)), \quad (10)$$

$$c_i = \exp(-(E(\lambda_i) + v_i)t) \frac{E(\lambda_i)t(E(\lambda_i) + v_i) - v_i}{(E(\lambda_i) + v_i)^2} + \frac{v_i}{(E(\lambda_i) + v_i)^2}. \quad (11)$$

Для модели скрытых отказов:

$$E(Q_i) = 1 - \exp(-E(\lambda_i)(t \bmod \tau_i)), \quad (12)$$

$$c_i = (t \bmod \tau_i) \cdot \exp(-E(\lambda_i)(t \bmod \tau_i)). \quad (13)$$

Таким образом, с помощью (8)-(13) можно оценить дисперсию вероятности события, связанного с отказом независимого компонента.

Рассмотрим случай, когда в сечении содержится событие, связанное с ООП подгруппы из группы компонентов, подверженных ООП. Пусть k – объем такой подгруппы, $Q_{k,i}$ – общая (как по зависимым, так и по независимым причинам) вероятность отказа компонента группы. Тогда, вероятность ООП k элементов равна

$$Q_{k,i} = \alpha Q_{t,i}, \quad (14)$$

где α – коэффициент, определяемый согласно принятой модели учета ООП, альфа-, бета-фактора или какой-нибудь иной модели. Тогда очевидно, что

$$E(Q_{k,i}) = \alpha \cdot E(Q_{t,i}), \quad (15)$$

$$var(Q_{k,i}) = \alpha^2 var(Q_{t,i}) = (\alpha c_i)^2 var(\lambda_i). \quad (16)$$

Заметим, что в случае $k=1$ мы получаем оценку дисперсии вероятности независимого отказа.

Теперь определим дисперсию произвольного сечения, состоящего из произведения n вероятностей независимых событий:

$$\begin{aligned} var\left(\prod_{i=1}^n Q_i\right) &= \prod_{i=1}^n E(Q_i^2) - \prod_{i=1}^n E^2(Q_i) = \\ &= \prod_{i=1}^n (var(Q_i) + E^2(Q_i)) - \prod_{i=1}^n E^2(Q_i). \end{aligned} \quad (17)$$

При анализе минимальных сечений нетрудно заметить, что в случае, когда система содержит резервированные каналы с идентичными по показателям

надежности элементами, сечения содержат сочетания похожих по смыслу событий, отличающихся лишь принадлежностью к каналу. Такая же ситуация возникает при учете ООП, точнее при применении моделей альфа-фактора, греческих букв и других моделей, в которых возможны произвольные сочетания в подгруппах групп ООП. При этом вероятности таких «похожих» сечений, очевидно, одинаковы.

Для упрощения работы алгоритма имеет смысл сгруппировать такие похожие сечения. При этом сечения, входящие в одну группу, будут слабо коррелированы в случае высоконадежного оборудования. Например, пусть для отказа системы из четырех параллельно соединенных элементов A, B, C, D требуется отказ любых трех. В этом случае группой «похожих» сечений будет группа, образованная четырьмя несовместными, имеющими одинаковую вероятность, событиями:

$$\{C(A, B, C), C(A, B, D), C(A, C, D), C(B, C, D)\}.$$

Если оценивать корреляцию любых (например, первых) двух событий из этой группы, то получим следующий результат:

$$\rho(C(A, B, C), C(A, B, D)) \approx -P(C(A, B, C)).$$

Т.е. корреляция таких событий будет иметь тот же порядок, что и вероятность отказа, что в случае высоконадежного оборудования – малая величина. Таким образом, можно считать, что события, входящие в одну группу независимы.

Пусть s_1, \dots, s_k – вероятности сечений, входящих в группу «похожих» сечений, и $\text{var}(s_i) = S$. Тогда

$$\text{var} \sum_{i=1}^k s_i \approx \sum_{i=1}^k \text{var}(s_i) = kS. \quad (18)$$

Таким образом, групповая дисперсия оценивается дисперсией вероятности произвольного сечения из группы, помноженной на объем группы – k .

Осталось рассмотреть вопрос определения суммарной дисперсии ВСДО. Консервативная оценка дисперсии ВСДО подобна (18). Пусть g_1, \dots, g_m – группы «похожих» сечений, и $\text{var}(g_i) = G_i$. Тогда

$$\begin{aligned} \text{var} \sum_{i=1}^m g_i &= \sum_{i=1}^m \text{var}(g_i) + 2 \sum_{i < j} \text{cov}(g_i, g_j) \leq \\ &\leq \sum_{i=1}^m G_i + 2 \sum_{i < j} \sqrt{G_i G_j} = \left(\sum_{i=1}^m \sqrt{G_i} \right)^2. \end{aligned} \quad (19)$$

В неравенствах (18) и (19) использовалось известное свойство ковариации:

$$|\text{cov}(a, b)| \leq \sqrt{\text{var}(a) \text{var}(b)}. \quad (20)$$

3. Алгоритм

Приведем пошаговое описание алгоритма расчета неопределенности ВСДО.

Вначале с помощью специализированного на анализе ДО ПО необходимо вывести в удобном виде набор минимальных сечений и вспомогательную дополнительную информацию. Удобство заключается в том, чтобы на следующих шагах алгоритма каждому событию произвольного выведенного минимального сечения можно было установить параметры надежности, согласно которым была рассчитана его вероятность. Под параметрами надежности здесь понимается следующие показатели.

Модель надежности – (6), (7) или какая-то иная.

Значения интенсивностей отказов, восстановлений, периодов профилактик и прочее.

Индикатор принадлежности события к событиям, связанными ООП. К примеру, в случае если событие не принадлежит к ООП-событиям, то индикатор равен 0, в противном случае значения индикатора указывают о том, какая модель учета ООП применялась.

Параметры модели учета ООП, в случае если событие относится к этому классу.

Далее группируются «похожие» сечения. При этом если сечений чрезмерно много, возможен отбор наиболее значимых групп сечений, у которых суммарная накопленная вероятность близка к 100%. Процент выбирается самостоятельно. На выходе мы имеем m – количество групп «похожих» событий, k_i ($i=1, 2, \dots, m$) – объемы этих групп и параметры надежности, приведенные на первом шаге алгоритма, соответствующие каждому событию каждой группы. Заметим, что в каждой группе после группирования окажется по одному сечению-представителю группы.

Вводится параметр неопределенности исходных данных. К примеру, в этой статье в качестве такового выступает фактор ошибки логнормального закона. На самом деле здесь возможны и иные варианты.

По формулам (3)–(13) определяются среднее – $E(Q_i)$ и дисперсия – $\text{var}(Q_i)$ для каждого события из сечения – представителя группы. В случае если событие относится к ООП, дополнительно применяются формулы (14)–(16).

По формуле (17) находится дисперсия сечения представителя группы.

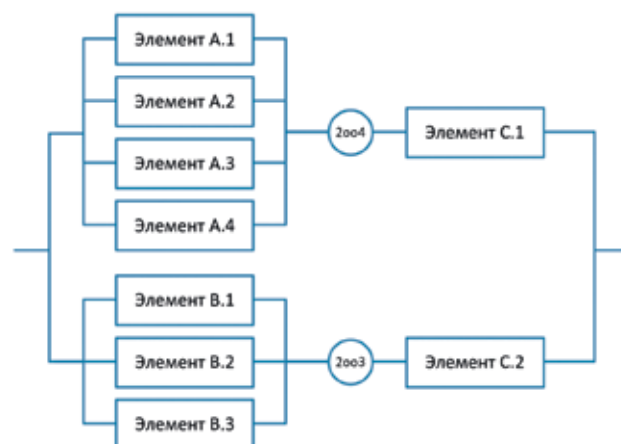


Рис. 1. Структурная схема анализируемой системы

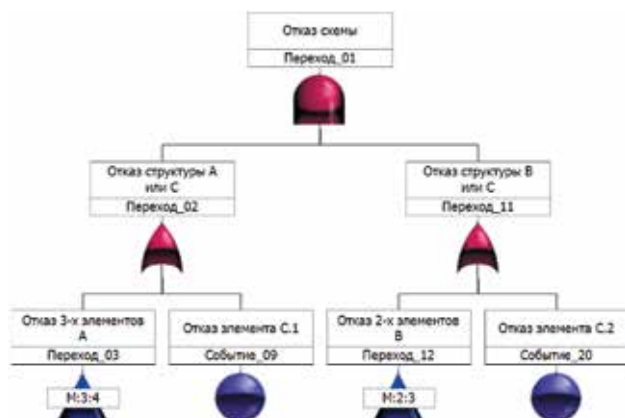


Рис. 2. ДО анализируемой системы

Согласно (18) полученную дисперсию необходимо умножить на k_i – объем группы. Тем самым получается суммарная дисперсия группы.

Для консервативного расчета суммарной дисперсии всего дерева отказов – согласно (19) необходимо сложить среднеквадратические отклонения каждой группы – $\sqrt{G_i}$ и возвести их в квадрат.

Определить методом суммирования минимальных сечений вероятность ВСДО – среднее значение. Далее, принимая во внимание факт приближенной нормальности полученной оценки и зная оценку дисперсии, можно построить одно- и двусторонние доверительные интервалы, проверить значимость или соответствие требованиям ТЗ.

4. Пример применения метода расчета неопределенности ВСДО

В качестве примера применим предложенный метод построения доверительного интервала для вероятности ВСДО. На рис. 1 представлена структурная схема анализируемой системы. Система содержит элементы с различными моделями обслуживания, факторами зависимости и применением различных логик голосования.

На основании схемы, представленной на рис. 1, строится ДО. ДО приведено на рис. 2–4. Параметры базовых событий ДО приведены в табл. 1. Группы отказов по общей причине приведены в табл. 2.

В табл. 3 приведены основные группы «похожих» сечений, составляющих 99,3% суммарной вероятности отказа, посчитанной суммированием вероятностей сечений. Во втором столбце указана группа сечений, при этом 2003 обозначает отказ по общим причинам произвольных 2-х из 3-х элементов группы. Очевидно, что количество различных комбинаций элементов будет определяться комбинаторным числом сочетаний $C_3^2 = 3$. Так вторая группа имеет 3 варианта сечений, четвертая группа – $C_4^3 \cdot C_3^2 = 12$. В четвертом столбце приведены вероятности отказа группы, рассчитанные по (18). В последнем столбце приведены результаты расчета групповых дисперсий – G_i . Расчет по (19) приводит к итоговому результату.

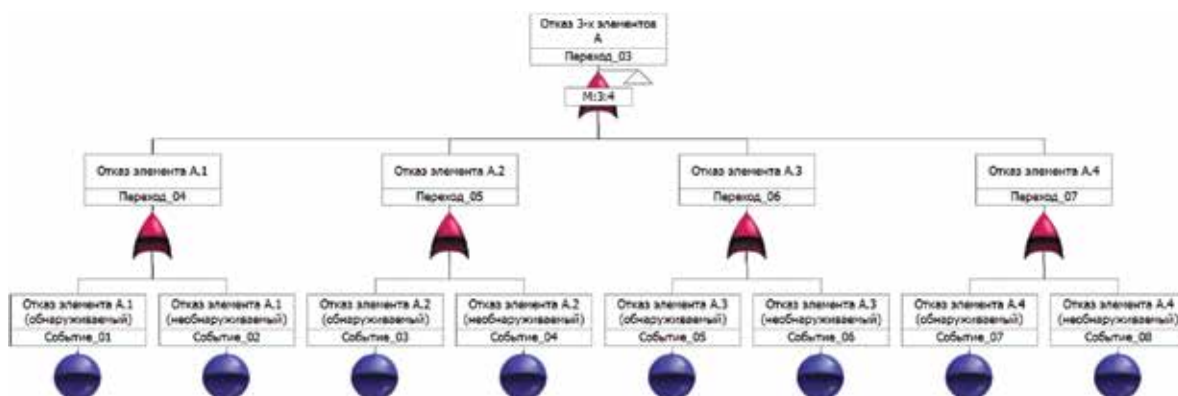


Рис. 3. ДО анализируемой системы. Продолжение

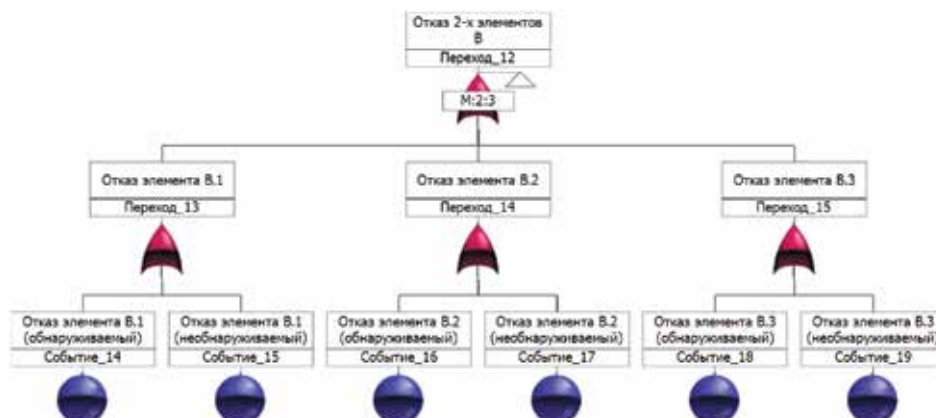


Рис. 4. ДО анализируемой системы. Окончание

Табл. 1. Параметры базовых событий ДО

Элемент	Модель	Параметры модели			Группа ООП
		Интенсивность отказов, λ , 1/ч	Время восстановления, $t_{\text{восст}}$, ч	Интервал между проверками, T , ч	
A.1, A.2, A.3, A.4.	Модель явных отказов	$9,5000 \times 10^{-7}$	8	–	CCF_A_d
	Модель скрытых отказов	$5,0000 \times 10^{-8}$	–	8760	CCF_A_u
B.1, B.2, B.3.	Модель явных отказов	$9,9000 \times 10^{-7}$	8	–	CCF_B_d
	Модель скрытых отказов	$1,0000 \times 10^{-8}$	–	8760	CCF_B_u
C.1, C.2.	Модель явных отказов	$4,1668 \times 10^{-10}$	8	–	CCF_C

Табл. 2. Группы отказов по общей причине

Группа	Количество элементов в группе	Элементы в группе	Модель ООП	Значение параметров модели
CCF_A1_d	4	A.1, A.2, A.3, A.4	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,974082$; $\alpha_2 = 0,017000$; $\alpha_3 = 0,005890$; $\alpha_4 = 0,002980$
CCF_A1_u	4	A.1, A.2, A.3, A.4	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,974082$; $\alpha_2 = 0,017000$; $\alpha_3 = 0,005890$; $\alpha_4 = 0,002980$
CCF_B1_d	3	B.1, B.2, B.3	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,975506$; $\alpha_2 = 0,018700$; $\alpha_3 = 0,005790$
CCF_B1_u	3	B.1, B.2, B.3	Модель альфа-фактора	$\alpha_1 = 0,975506$; $\alpha_2 = 0,018700$; $\alpha_3 = 0,005790$
CCF_C	2	C.1, C.2	Модель бета-фактора	$\beta = 0,01$

Табл. 3. Расчет дисперсии вероятности отказа сечений – «похожих» групп

№	Группа	Объем группы	Вероятность отказа группы	Дисперсия группы
1	CCF_C (2oo2)	1	$2,45 \times 10^{-1}$	$2,16 \times 10^{-22}$
2	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	3	$1,74 \times 10^{-1}$	$7,96 \times 10^{-23}$
3	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	1	$5,37 \times 10^{-2}$	$2,29 \times 10^{-23}$
4	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	12	$3,43 \times 10^{-1}$	$7,77 \times 10^{-23}$
5	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	4	$1,06 \times 10^{-1}$	$2,24 \times 10^{-23}$
6	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_d (2oo3)	3	$1,58 \times 10^{-2}$	$6,60 \times 10^{-25}$
7	CCF_A1_u (4oo4) and CCF_B1_d (3oo3)	1	$4,89 \times 10^{-3}$	$1,90 \times 10^{-25}$
8	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_d (2oo3)	12	$3,12 \times 10^{-2}$	$6,44 \times 10^{-25}$
9	CCF_A1_u (3oo4) and CCF_B1_d (3oo3)	4	$9,67 \times 10^{-3}$	$1,85 \times 10^{-25}$
10	CCF_A1_d (4oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	3	$3,03 \times 10^{-3}$	$2,43 \times 10^{-26}$
11	CCF_A1_d (4oo4) and CCF_B1_u (3oo3)	1	$9,39 \times 10^{-4}$	$6,99 \times 10^{-27}$
12	CCF_A1_d (3oo4) and CCF_B1_u (2oo3)	12	$5,99 \times 10^{-3}$	$2,37 \times 10^{-26}$
...

Необходимо отметить, что расчеты неопределенности проводились в предположении одинаковой неопределенности в исходных данных с фактором ошибки $EF = 2$ и доверительной вероятностью 95%. Расчеты

коэффициента неготовности проводились на момент времени 8700 ч.

Оценка коэффициента неготовности, полученная методом суммирования вероятностей сечений, равна:

$$K_{не} = 1,35369 \times 10^{-10}.$$

Оценка дисперсии и среднеквадратического отклонения равны соответственно:

$$\text{var}(K_{не}) = 2,00869 \times 10^{-21}, \sigma = 4,48184 \times 10^{-11}.$$

Двусторонний доверительный интервал надежности $\delta=0,95$ для $K_{не}$:

$$K_{не} \pm u_{(1+\delta)/2} \cdot \sigma = (4,75269 \times 10^{-11}, 2,23212 \times 10^{-10}),$$

где u_{ε} – квантиль стандартного нормального закона уровня ε .

Левосторонний и правосторонний интервалы равны соответственно:

$$(K_{не} - u_{\delta} \cdot \sigma, 1) = (6,16496 \times 10^{-11}, 1),$$

$$(0, K_{не} + u_{\delta} \cdot \sigma) = (0, 2,09089 \times 10^{-10}).$$

Заключение

В статье приведен алгоритм консервативного оценивания неопределенности вероятности ВСДО. Имеющееся специализированное ПО для анализа ДО в этом случае применяет имитационное моделирование, которое в случае даже небольших по числу компонентов систем требует больших ресурсов времени, особенно когда необходимо учесть возможные ООП. В принципе, алгоритм несложно (да и неплохо бы) внедрить в такое ПО для альтернативной (итерационному способу) возможности поиска неопределенности. Однако возможна и самостоятельная реализация алгоритма, но с генерацией минимальных сечений специализированным ПО на начальном этапе.

Библиографический список

1. ГОСТ Р 27.302-2009. Надежность в технике. Анализ дерева неисправностей М.: Стандартиформ, 2012. IV, 22 с.
2. W.E. Vesely, F.F. Goldberg, N.H. Roberts et al. Fault Tree Handbook. Washington, D.C., 1981. NUREG-0492.
3. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: Учеб. для вузов. М.: Высш. шк., 2006. 575 с.
4. Черкесов Г.Н. Надежность аппаратно-программных комплексов: Учебное пособие. СПб.: Питер, 2005. 479 с., ил.
5. Викторова В.С., Степанянц А.С. Модели и методы расчета надежности технических систем. М.: ЛЕНАНД, 2016. 256 с.
6. Максимов Ю.Д. Вероятностные разделы математики: Учебник для бакалавров технических направлений. СПб.: Иван Федоров, 2001. 592 с., ил.

References

- [1]. GOST R 27.302-2009. Dependability in technics. Fault tree analysis. Moscow: Standartinform; 2012. (in Russ.)
- [2]. W. Vesely et al. Fault Tree Handbook. NUREG-0492, US Nuclear Regulatory Commission; Washington, D.C.; 1981.
- [3]. Ventzel E.S. Probability theory: A study guide for higher educational establishments. Moscow: Vysshaya Shkola; 2006. (in Russ.)

[4]. Cherkosov G.N. [Dependability of hardware and software systems: a study guide]. Saint Petersburg: Piter; 2005. (in Russ.)

[5]. Viktorova V.S., Stepaniants A.S. [Models and methods of technical system dependability calculation]. LENAND (URSS); 2016. (in Russ.)

[6]. Maksimov Yu.D. [Probability-related branches of mathematics: a textbook for bachelors of engineering]. Saint Petersburg: Ivan Fedorov; 2001. (in Russ.)

Сведения об авторах

Чепурко Валерий Анатольевич – кандидат физико-математических наук, доцент, главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, e-mail: VAChepurko@rasu.ru

Павлов Алексей Сергеевич – главный специалист отдела расчетных обоснований проектных решений АО «РАСУ», Москва, Российская Федерация, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru

Черняев Алексей Николаевич – кандидат технических наук, доцент, заведующий кафедрой автоматизированных систем управления тепловыми процессами МЭИ, Москва, Российская Федерация, e-mail: ChernyaevAN@mpei.ru

About the authors

Valery A. Chepurko, Candidate of Physics and Mathematics, Associate Professor, Chief Specialist, Division for Computational Substantiation of Design Solutions, RASU, Moscow, Russian Federation, e-mail: VAChepurko@rasu.ru

Aleksei S. Pavlov, Chief Specialist, Division for Computational Substantiation of Design Solutions, RASU, Moscow, Russian Federation, e-mail: AleSePavlov@rasu.ru

Alexey N. Chernyaev, Candidate of Engineering, Associate Professor, Head of the Department of Automated Thermal Management Systems, MPEI, Moscow, Russian Federation, e-mail: ChernyaevAN@mpei.ru

Вклад авторов в статью

Авторами разработана методика для неимитационного способа нахождения доверительного интервала для вероятности верхнего события дерева отказов.

Чепурко В.А. разработал методику оценки неопределенности.

Павлов А.С. разработал алгоритм применения методики оценки неопределенности и реализовал его в соответствующем программном обеспечении для расчета надежности.

Черняев А.Н. разработал пример применения методики оценки неопределенности.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.