

МЕТОД ОПРЕДЕЛЕНИЯ РАБОТОСПОСОБНОГО СОСТОЯНИЯ И НАДЁЖНОСТИ ИЗДЕЛИЙ РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКОЙ ТЕХНИКИ КАК ЭЛЕМЕНТ СИСТЕМНОГО ПРОЕКТИРОВАНИЯ НА ЭТАПЕ ИХ СОЗДАНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ СТАТИСТИК СОСТОЯНИЙ СОСТАВНЫХ ЧАСТЕЙ

И. Н. Сафронов

Предложен метод определения показателей работоспособного состояния и надёжности изделий ракетно-космической техники (РКТ) на этапе их создания, включающий оценку вероятности этого состояния по функциональным признакам, определяемым техническими характеристиками (параметрами) и условиями их функционирования при различных спектральных распределениях отказов. Изложенный метод как элемент системного проектирования устанавливает взаимосвязь показателей (вероятностей) работоспособного состояния, надёжности изделия и его составных частей (СЧ) с их функциональными (техническими) параметрами. Определены критерии и сделан выбор оптимального распределения вероятности отказов изделия, удовлетворяющего с наибольшей вероятностью экспериментальному диапазону изменения параметров и уровню показателя надёжности. Найдены соотношения для определения (нормирования) вероятности отказов различных типов в зависимости от количества СЧ и их вероятности работоспособного состояния (ВРС) для оптимального и иных распределений и моделей отказов на заданном интервале времени. Метод позволяет оценивать (уточнять) ВРС и вероятности безотказной работы (ВБР) на различных этапах создания изделия и его СЧ и управлять процессом обеспечения (прогнозирования) их надёжности и совершенствования изделия.

Ключевые слова: метод, спектральное распределение, работоспособное состояние, надёжность, вероятность, отказ, этап создания, изделие.

Развитие ракетно-космической техники (РКТ) предъявляет высокие требования к показателям надёжности изделий. Надёжность – достаточно сложное понятие, представляющее собой сочетание свойств, в частности отказоустойчивости, безотказности и долговечности. Под отказом изделия и его составных частей понимается нарушение их работоспособного состояния, при котором значение хотя бы одного параметра, характеризующего способность выполнять заданные функции, не соответствует требованиям нормативной и/или конструкторской документации [1].

К параметрам, характеризующим способность выполнять требуемые функции, относят кинематические и динамические параметры, показатели конструкционной прочности, точности функционирования, производительности, скорости изменения параметров и т. п. Изменение этих параметров определяют так называемые параметрические отказы, в отличие от отказов типа «неисправности», связанные с проектными, производственными, эксплуатационными отклонениями от требуемых значений. Структурные и физические методы расчёта (и определения) количественных показателей надёжности и выбора оптимальных технических решений по совершенствованию изделий, их составных частей (СЧ), изложенные в работе [2], являются трудоёмкими, и, кроме того, сам выбор статистических распределений отказов не имеет обоснований. В работе [3] найдены спектральные распределения вероятности отказов изделия при изменениях его состояния, обусловленные как отказами

составных частей изделия при функционировании, так и их самовосстановлением или управлением параметрами, а также устранением неисправностей и восполнением группы элементов. Использование различных распределений вероятности отказов [2, 3] приводит к необоснованной неопределённости, снижающей достоверность оценок. Поэтому обоснование и совершенствование методов определения показателей работоспособного состояния и надёжности изделий являются актуальными задачами.

Настоящая работа посвящена разработке метода определения закономерности отказов и оценке показателей вероятности работоспособного состояния (ВРС) и надёжности изделий РКТ и его составных частей с использованием статистик различного типа отказов: параметрических, типа неисправности и воздействия ионизирующих излучений космического пространства.

В основу метода заложены следующие положения:

- определение требуемого количества СЧ изделия (или количества состояний изделия, характеризующих его требуемую функцию);
- выбор определяющих показателей технического состояния изделия и его СЧ;
- установление взаимосвязи между показателями (параметрами) технического состояния изделия и вероятностью работоспособного состояния и его надёжности;
- моделирование закономерности отказов изделия и его составных частей статистическими распределениями отказов;

– установление критериев отбора и выбор спектральных распределений отказов;

– оценка вероятности и критериев изменения работоспособного состояния, надёжности изделия.

Кроме того, при разработке метода принимаются следующие допущения:

1. В соответствии с требованиями технического задания (ТЗ) на разработку изделия среди определяющих параметров требуемой функции изделия и его СЧ принимаем их минимальное (максимальное) значение как начало отсчёта этих функций и диапазон их изменения.

2. В качестве «кванта действия» при изменении состояния принимаем инварианты-функционалы – отношение разности значений требуемой функции изделия и его СЧ к их исходному значению, которое может не совпадать с минимальным (максимальным) значением требуемой функции. Это условие даёт возможность полагать равнозначность отказов СЧ, обусловленных разными физическими процессами воздействующих факторов, и характеризовать их соответствующими «квантовыми числами».

3. Распределение вероятности работоспособного состояния (отказов) изделия, его СЧ определяем методом отбора и выбора из ряда модельных статистических распределений возможных отказов. Это даёт возможность установить распределение, наиболее правдоподобно описывающее реальное состояние изделия и его надёжности.

4. Состав изделия РКТ, в соответствии с его декомпозицией, определяется структурной схемой деления [4].

В настоящей работе алгоритм метода изложим для типового космического аппарата (КА) дистанционного зондирования Земли (ДЗЗ). Основными составными частями КА являются: специальная и обеспечивающая системы [5]. Специальная система предназначена для реализации задач, обусловленных целевым назначением аппарата. Обеспечивающая система предназначена для создания условий и/или реализации функций, обеспечивающих работоспособное состояние бортовой аппаратуры (БА) целевого назначения. Обеспечивающая система в основном включает: двигательную установку (ДУ) ориентации, стабилизации и коррекции орбиты; системы: электроснабжения (СЭС), обеспечения теплового режима (СОТР), телеметрии (ТМИ); автоматизированную систему управления (АСУ), включающую бортовой радиокomплекс (БРК), бортовой комплекс управления (БКУ) и др.

В обобщённом виде действующими на изделие факторами, определяющими работоспособное состояние и надёжность, являются внутренние факторы

(процессы): механические, тепловые, электрофизические, внешние факторы – радиационные, в том числе ионизирующие излучения космического пространства (ИИКП). Параметры (диапазоны изменений) этих факторов и их сочетание (функционалы) определяют показатели требуемой функции, работоспособное состояние и надёжность изделий РКТ и их СЧ.

Основными показателями требуемых функций первого уровня декомпозиции изделия являются:

– тяга двигателей и их допустимое значение ($F_0 \pm \Delta F$);

– мощность электропитания и её допустимое значение ($W_0 \pm \Delta W$);

– температура изделия и его СЧ ($T_0 \pm \Delta T$) при функционировании обеспечивается системой терморегулирования (СТР) в заданном диапазоне значений;

– требуемая функция изделия и его СЧ по назначению (целевая функция) ($f_i \pm \Delta f_i$), обеспечивающая получение выходного эффекта в заданном диапазоне её параметров;

– обобщённый параметр требуемой функции изделия – поток информации изделия ($I_0 - \Delta I$) требуемого качества, получаемый на заданном интервале времени при управлении функционированием изделия с использованием информации ТМИ и АСУ, где I_0 , ΔI – планируемое значение потока и его возможное изменение;

– выходной эффект $\alpha_0 = (I_0 - \Delta I)/I_0$, – количественное значение обобщённых параметров требуемой функции по назначению изделия, полученное в процессе его функционирования на заданном интервале времени.

Указанные параметры задаются в ТЗ на разработку изделия и могут быть рассчитаны с определённой точностью известными способами соответствующих разделов технической физики для конкретных изделий и их СЧ с учётом действующих факторов, и подтверждены на этапе эскизного проектирования (ЭП) испытаниями на этапах наземной экспериментальной отработки (НЭО) и лётных испытаний (ЛИ).

Учитывая статистический характер определяемых параметров на всех этапах создания изделия, представляется важным определить взаимосвязь (соответствие) между его техническими параметрами и их возможными (допустимыми) изменениями, определяющими случайное событие-изменение состояния изделия, с обобщённым показателем – вероятностью этого состояния [2, 6].

Такой взаимосвязью параметров в общем виде можно представить зависимость:

$$I = I_0 (1 - \Delta I/I_0) = I_0 P_p, \quad (1)$$

где P_p – точечное значение ВРС изделия или:

$$(1 - \Delta I/I_0) = P_p. \quad (2)$$

А вероятность параметрических отказов определяется переменной величиной относительного изменения параметров δ_p , согласно соотношению (2) по выражению:

$$Q_p = 1 - P_p = \Delta I/I_0 = \delta_p, \quad (3)$$

где величина δ_p может изменяться в диапазоне значений:

$$(I_b - I_n)/I_0 = \delta_p^* \geq \delta_p \geq 0, \quad (4)$$

при I_b, I_n – верхнем и нижнем значении обобщённого параметра требуемой функции изделия, определяемые (подтверждаемые) на различных этапах создания изделия и его СЧ.

Влияние СЧ на обобщённый параметр изделия может быть оценено с учётом зависимости от их показателей в виде произведения [7]:

$$I = \prod^n G_i, \quad (5)$$

где G_i, n – параметры требуемой функции СЧ изделия и их количество.

Тогда относительное изменение обобщённого параметра требуемой функции изделия определяется следующим равенством:

$$\Delta I/I_0 = \sum (\Delta G/G_0)_i, \quad (6)$$

где $(\Delta G/G_0)_i$ – среднестатистическое (детерминированное) значение относительной величины требуемой функции («кванта действия») СЧ в диапазоне значений, определяемых для них соотношением (4).

Оценим суммарную вероятность отказов Q_{pc} в соответствии с распределением (3), по модели, когда каждая СЧ изделия может привести к отказу. Вероятность Q_{pc} определяется интегрированием соотношения (3) в пределах параметров, определяемых неравенством (4):

$$Q_{pc} = \delta_p^* 2/2. \quad (7)$$

По модели, когда параметрический отказ изделия обусловлен отказом одной (δ_1^*) или несколькими наименее надёжными СЧ, ВРС оценивается по выражениям (4), (6). С учётом указанных моделей оцениваемая ВРС лежит в диапазоне:

$$(1 - \delta_{p1}^*) \leq P_p \leq (1 - \delta_p^* 2/2). \quad (8)$$

Так, при типичных значениях параметров: рабочем диапазоне температур от -50 до $+40$ °C ($T_0 = 300$ К),

определяющих наибольшее относительное отклонение параметров элементов СТР по сравнению с другими системами $-\delta_{p1}^* = \Delta T/T_0 \approx 0,3$, и суммарном относительном отклонении СЧ на уровне $\delta_p^* \sim 0,5$ найдём, что ВРС, согласно неравенству (8), лежит в диапазоне $0,7 \leq P_p \leq 0,88$. При параметрах $\delta_{p1}^* = 0,1$, $\delta_p^* \sim 0,3$ ВРС ограничена значениями $0,9 \leq P_p \leq 0,96$.

Приведённые оценки показывают, что ВРС существенно зависит от распределения вероятности, модели отказов СЧ, качества изделия и его СЧ. Для рассматриваемых моделей параметрических отказов оценим влияние распределений отказов, моделирующих, по существу, процесс создания (обеспечения работоспособного состояния) изделия и его СЧ на различных этапах.

Рассмотрим следующие (модельные, в том числе часто используемые в статистике) спектральные распределения параметрических отказов (статистик) [6, 8]:

$$\varphi_1(\delta) = 1 - e^{(-\delta)}; \quad (9)$$

$$\varphi_2(\delta) = 1 - e^{-\delta^2/2}; \quad (10)$$

$$\varphi_3(\delta) = \delta e^{-\delta^2/2}; \quad (11)$$

$$\varphi_4(\delta) = \sqrt{\delta} e^{-\delta}; \quad (12)$$

с параметрами согласно (4), (6) и расчётными формулами вероятности отказов и параметров изделия, приведёнными в табл. 1. При этом отметим, что указанные распределения удовлетворяют условию $\varphi_1(\delta) \div \varphi_4(\delta) \rightarrow 0$ при $\delta \rightarrow 0$.

Таблица 1

Расчётные формулы вероятности отказов и усреднённых параметров для различных статистик

| φ_p | Q_p | $\bar{\delta}$ | $\overline{\delta^2}$ |
|-------------|---|----------------------------|--------------------------------|
| 1 | $\delta - (1 - e^{-\delta}) \approx \delta^2/2$ | $2/3\delta(1 - 3/8\delta)$ | $\delta^2/2(1 - 2/5\delta)$ |
| 2 | $\delta^3/6$ | $3/4\delta$ | $3/5\delta^2$ |
| 3 | $\delta^2/2(1 - \delta^2/2) \approx \delta^2/2$ | $2/3\delta$ | $1/2\delta^2$ |
| 4 | $2/3(\delta^3/2)[1 - 3/5\delta]$ | $3/5\delta[1 - 5/7\delta]$ | $3/7(\delta)^2[1 - 7/9\delta]$ |

В табл. 1 средние и среднеквадратичные значения параметров определялись по выражениям:

$$\bar{\delta} = \int_0^{\delta^*} \delta \varphi(\delta) d\delta / \int_0^{\delta^*} \varphi(\delta) d\delta, \quad \overline{\delta^2} = \int_0^{\delta^*} \delta^2 \varphi(\delta) d\delta / \int_0^{\delta^*} \varphi(\delta) d\delta,$$

при этом приближённые выражения показателей (параметров) получены при разложении функции в ряд по малому параметру $\delta^* < 1$, а индекс (*) в выражениях

табл. 1 и далее опущен. Функциональные зависимости ВРС получены при интегрировании соответствующих распределений в пределах параметров (4).

В табл. 2, 3 даны расчётные значения ВРС для указанных распределений и параметров.

Таблица 2

Расчётные значения ВРС для распределений (9), (10)

| | | | | | | | |
|-------------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|------|
| P/δ | 0,05 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,4 | 0,5 | 1 |
| P_{p1} | 0,999 | 0,995 | 0,98 | 0,955 | 0,92 | 0,875 | 0,5 |
| P_{p2} | | 0,9999 | 0,999 | 0,996 | 0,989 | 0,98 | 0,83 |
| $P_{p2} - P_{p1}$ | | 0,004 | 0,02 | 0,04 | 0,07 | 0,11 | 0,33 |

Таблица 3

Расчётные значения ВРС для распределений (11), (12)

| | | | | | | | |
|-------------------|-------|-------|------|-------|------|-------|------|
| P/δ | 0,05 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,4 | 0,5 | 1 |
| P_{p3} | 0,999 | 0,995 | 0,98 | 0,955 | 0,92 | 0,875 | 0,5 |
| P_{p4} | 0,986 | 0,98 | 0,95 | 0,89 | 0,87 | 0,84 | 0,47 |
| $P_{p3} - P_{p4}$ | 0,013 | 0,015 | 0,03 | 0,07 | 0,05 | 0,04 | 0,03 |

Из табл. 2, 3 видно, что спектральные распределения параметрических отказов заметно влияют на оценку ВРС. Так, при суммарных значениях $\delta_p = 0,2; 0,5$ расчётная величина ВРС лежит в диапазоне $0,99 \geq P_p \geq 0,95, 0,98 \geq P_p \geq 0,84$ соответственно, т. е. расчётная величина вероятности отказов может значительно различаться (до порядка величины) только за счёт использования различных распределений. Поэтому выбор распределений является важным для оценки ВРС.

Выбор распределения для оценки ВРС определяется соответствием этих оценок с экспериментальными данными. В отсутствии методов оценок ВРС, требований нормативной документации к показателям работоспособного состояния предлагаем следующие критерии выбора спектральных распределений параметров (статистик), моделирующих процесс создания (обеспечения работоспособного состояния и надёжности) изделий, его СЧ:

1. Произведение (парное) расчётных значений ВРС, получаемое по различным n -статистикам в диапазоне заданных параметров не менее квадрата (или степени n), задано в нормативной документации ВРС, т. е. удовлетворяет условию:

$$\prod_2^n P_{pi} \geq P_{po}^n \quad (13)$$

ВРС изделия по выбранной статистике не ниже заданной P_{po} :

$$P_{pi} \geq P_{po} \quad (14)$$

Эти условия нормирования ВРС приводят к ограничению диапазона параметров применения распре-

делений. Так, при $P_{pi} \geq 0,9$ условия $P_{p1}P_{p2} \geq 0,9$ и $P_{p3}P_{p4} \geq 0,9$ дают диапазон значений параметров в первом случае $\delta_p \leq \sim 0,4 - 0,5$, а во втором $-\delta_p \leq \sim 0,2 - 0,3$ в соответствии с табл. 2, 3.

2. Требование малого среднеквадратичного относительного отклонения параметров – не более среднего значения, т. е. неравенство:

$$\Delta y = \sqrt{\delta^2} - \bar{\delta} \leq \Delta_{y \text{ мин}} \quad (15)$$

Это условие определяет требование к параметрам изделия, определяющим состояние изделия с равной работоспособностью его СЧ.

Второму критерию в первой паре распределений в данном диапазоне параметров удовлетворяет первое распределение. Во второй паре удовлетворяет распределение (12). Из сравнения распределений (1) и (4) критерию (15) с условиями (13), (14) удовлетворяет (4) распределение в указанном диапазоне параметров, определяемых с заданной точностью:

$$\Delta_T = \bar{\delta} - \delta_o \leq \Delta_{T \text{ мин}} \quad (16)$$

где δ_o – заданное (начальное) значение параметра.

По предложенным критериям из рассмотренного ряда выбрано распределение (12) – произведение степенной и экспоненциальной функций (СЭФ). Условия (13) – (16) с распределением (12) определяют решение задачи оценки работоспособного состояния изделия на всех этапах его создания, поскольку все необходимые показатели (параметры) по соответствующим исходным данным могут быть оценены с необходимой точностью. На этапе ЭП они оцениваются расчётным методом, а на этапе НЭО и ЛИ расчётно-экспериментальным методом.

Точность оценок ВРС при различных распределениях, определяемая как разность значений (см. табл. 2, 3), находится на уровне от десятых долей до нескольких процентов, а для каждого распределения точность оценивается с учётом неравенства (16) и табл. 2, 3 как разность значений ВБР при различных параметрах δ и может достигать нескольких процентов.

Отметим характерную особенность выбранного распределения (12). Условие $\frac{d\varphi}{d\delta} = 0$ приводит к равенству:

$$1/2\delta - (1/2) - \delta 1/2 = 0, \quad (17)$$

из которого найдём значение параметра $\delta_{\text{max}} = 1/2$ с экстремальной (максимальной) вероятностью отказов равной $\varphi_{4\text{max}} \approx 0,43$. Отсюда ясно, что высокоую ВРС можно получить путём повышения показате-

лей качества изделия и его СЧ, т. е. в случае $\delta < 1/2$ с её оценкой по интегральному выражению (табл. 1, 3) в варианте модели отказов, когда каждая из СЧ может отказать. В модели отказов, когда отказ одной или нескольких СЧ, в том числе и единичного изделия, приводят к отказу изделия, ВРС оценивается по точечному значению спектрального распределения (12) или по интегральному значению с заменой предела интегрирования δ^* на δ^{**} , равному среднему значению $\bar{\delta}$ или $\sqrt{\delta^2}$. Случай снижения вероятности отказов при $\delta > 1/2$ практически может реализоваться лишь при резервировании СЧ или снижении количества менее работоспособных СЧ.

Требования к вероятности отказов СЧ изделия оцениваем согласно выражению 4 табл. 1 с учётом (12) по соотношению:

$$Q_{\text{ризд}} = 2/3(\delta_{\text{изд}})^{3/2} = 2/3(nQ_{\text{ри}}^2)^{3/2} = 2/3n^{3/2}Q_{\text{ри}}^3, \quad (18)$$

где $Q_{\text{ри}}$, $Q_{\text{ризд}}$ – вероятности отказов СЧ и всего изделия соответственно; n – число СЧ; $\delta_{\text{изд}} = n\delta_i$ – ширина спектра «квантов действия» изделия и его СЧ в соответствии с выражением (6). Из формулы (18) найдём соотношение для определения (нормирования) вероятности параметрических отказов СЧ в виде:

$$Q_{\text{ри}} = (3/2)^{1/3} \cdot (Q_{\text{ризд}})^{1/3} / n^{1/2} \sim (Q_{\text{ризд}})^{1/3} / n^{1/2}. \quad (19)$$

Так, при $Q_{\text{ризд}} = 5 \cdot 10^{-2} - 0,1$ и количестве $n = 10$ расчётная вероятность параметрических отказов СЧ, согласно (19), достигает значений 0,13; 0,17 соответственно. Эти значения выше вероятности отказов всего изделия и соответствуют известному парадоксу надёжности изделий – «изделие с абсолютно ненадёжными СЧ может быть надёжным». При большом количестве СЧ ($n \geq 25$), согласно соотношению (19), их вероятность отказов становится ниже вероятности отказов изделия. Эта особенность позволяет согласовать требования надёжности СЧ изделия с уровнем вероятности отказов всего изделия с учётом их количественного состава согласно его декомпозиции в соответствии со схемой деления.

Для распределений (9) и (11) вероятность отказов СЧ описывается зависимостью:

$$Q_{\text{ри}} = 2^{1/2}(Q_{\text{ризд}})^{1/2} / n \sim (Q_{\text{ризд}})^{1/2} / n, \quad (20)$$

а для распределения (10):

$$Q_{\text{ри}} = 2^{1/2} \cdot 3^{3/2}(Q_{\text{ризд}})^{3/2} / n^2 \sim (Q_{\text{ризд}})^{3/2} / n^2, \quad (21)$$

определяющие более высокие, чем (19), требования к вероятности параметрических отказов и параметрам СЧ. Соотношения (20), (21) приводят к качественно новому состоянию с уровнем веро-

ятности отказов СЧ значительно ниже задаваемой вероятности отказов всего изделия. Такое состояние требует высокого технического уровня разработки СЧ с учётом технико-экономической эффективности.

Приведём примеры использования метода для оценки показателей надёжности изделий.

Определим ВРС изделия по двухпараметрическому распределению в виде произведения сомножителей [9] с распределением вероятности отказов (12) (интегральным значением вероятности отказов – выражение 4 табл. 1) для каждого множителя:

$$P = P_p P_T = \left[1 - 2/3(3/5)^{3/2} \delta_{\text{po}}^{3/2}\right] \times \left[1 - 2/3(3/5)^{3/2} \delta_T^{3/2}\right] \approx (22) \\ \approx \left[1 - 2/3(3/5)^{3/2} (\delta_{\text{po}}^{3/2} + \delta_T^{3/2})\right],$$

где обозначено P_p , P_T – множители ВРС, определяемые техническими и частотно-временными параметрами состояний изделия; δ_{po} – относительные параметры технических состояний (4); $\delta_T = T_3/T_{\text{cp}} = v_{\text{cp}}T_3$ – частотно-временные параметры; T_{cp} , $v_{\text{cp}} = 1/T_{\text{cp}}$ – средняя наработка на заданном интервале T_3 и частота отказов соответственно.

В итоговом выражении (22) опущено дополнительное слагаемое 2-го порядка малости, поскольку параметры не превосходят значения 1/2.

В выражении (22) неизвестным параметром при заданных δ_{po} и T_3 является средняя наработка T_{cp} . Для её определения проводят испытания в течение времени $T_3 = T_1$ и определяют изменение параметров состояния изделия до уровня $\delta_{\text{p1}} > \delta_{\text{po}}$. Задача сводится к решению уравнения:

$$P_{\text{p1}} = P_{\text{po}} P_{T1}, \quad (23)$$

которое после подстановки соответствующих выражений приводится к виду:

$$\delta_{\text{p1}}^{3/2} = \delta_{\text{po}}^{3/2} + \delta_{T1}^{3/2}. \quad (24)$$

Решением уравнения (24) является функция:

$$\delta_{T1} = \delta_{\text{po}} [(\delta_{\text{p1}}/\delta_{\text{po}})^{3/2} - 1]^{2/3}. \quad (25)$$

При малых отклонениях уровней состояния $\delta_{\text{p1}}/\delta_{\text{po}} \geq 1$ и разложении функции в ряд по малому параметру функция (25) равна:

$$\delta_{T1} = \delta_{\text{po}} [3/2 \cdot (\Delta\delta_{\text{po}}/\delta_{\text{po}})]^{2/3}, \quad (26)$$

где $\Delta\delta_{\text{po}}$ – изменение параметров исходного состояния при наработке T_1 .

При больших отклонениях $\delta_{\text{p1}}/\delta_{\text{po}} \gg 1$ решением (25) является соотношение $\delta_{T1} = \delta_{\text{p1}}$.

Обращает на себя внимание нелинейная зависимость частотно-временного параметра от изменения исходного состояния изделия – степенная функция с показателем 2/3 от второй производной функции состояния изделия, что близко зависимости, полученной в работе [3].

Изменение состояния изделия $\Delta\delta_{po}/\delta_{po}$ определяется на основе экспериментальных исследований или отработки изделия, а также с использованием соответствующих методов оценки показателей надёжности по λ -характеристикам. В соответствии с предполагаемыми требованиями нормативной документации, на этапе отработки наработка должна составлять не менее 10 % ресурса при отклонениях параметров на уровне не более 2 – 5 %. Так, например, при требуемых значениях ресурса 5 лет наработка должна составлять полгода. Тогда при заданном уровне параметров исходного (начального) состояния изделия на уровне $\delta_{po} = 0,2$ частотно-временной параметр $\delta_{т1}$ (26) равен $2,8 \cdot 10^{-2}$ при $\Delta\delta_{po}/\delta_{po} = 3,5 \cdot 10^{-2}$, а частота отказов $\nu_{cp} = 5,6 \cdot 10^{-2}$ 1/год, при которой вероятность параметрических отказов согласно формуле (22) при значениях $T_3 = T_{CAC} = 3; 5; 7$ лет составит 0,95; 0,93; 0,90 соответственно. Точность оценки вероятности отказов определяется отклонением от среднего (заданного) значения определяющих параметров δ_{po} и $\Delta\delta_{po}/\delta_{po}$.

Параметрические отказы изделия, его СЧ могут происходить не только от внутренних воздействующих факторов, рассмотренных выше, но и внешних, в том числе ИИКП. Метод оценки ВРС при воздействии ИИКП аналогичен выше изложенному для параметрических отказов.

Для примера оценим ВРС фотоприёмного устройства (ФПУ) с фоточувствительными элементами (ФЭ) на основе InSb инфракрасной аппаратуры КА ДЗЗ по изменениям его обнаружительной способности от воздействия ИИКП [10]. При значении $\delta_{po \text{ фпу}} = 0,1$ и предполагаемых по нормативной документации возможных относительных отклонениях обнаружительной способности при испытаниях на уровне $3,5 \cdot 10^{-2}$ в течение полугода найдём среднюю частоту отказов при воздействии ИИКП $\nu_{po \text{ иикп}} = 0,1(5,25 \cdot 10^{-2})^{2/3}/T_1 = 2,8 \cdot 10^{-2}$ 1/год. Тогда, согласно формуле (22), при значениях $\delta_{po} = 0,1$, $\nu_{co \text{ иикп}} = 2,8 \cdot 10^{-2}$ 1/год, ресурсе $T_{CAC} = 3; 5; 7$ лет вероятность работоспособного состояния ФПУ равна 0,983; 0,974; 0,963 соответственно.

Следует отметить, что найденная частота отказов по предполагаемой наработке и исходному состоянию близка расчётному значению [3]

($2,77 \cdot 10^{-2}$ 1/год при экранной защите ФЭ $0,5 \text{ г/см}^2$ и накопленной дозе на уровне 104 рад/г).

С уменьшением защиты частота отказов увеличивается. Эти оценки показывают, что предложенный метод позволяет при определении ВРС комплексно учитывать различные факторы: начальное состояние изделия, определяемое техническими и частотно-временными характеристиками изделия, и его СЧ, внутренние и внешние воздействующие факторы.

Отказы типа неисправности связаны с отклонением (нарушением) требований, правил и норм при конструировании, производстве и эксплуатации изделия. Этот тип отказов менее контролируем и управляем и носит скачкообразный характер, устранение которого требует длительной экспериментальной отработки, а метод адекватной оценки вероятности безотказной работы (ВБР) требует учёта этих особенностей.

На основании анализа отказов КА орбитальной группировки за продолжительный период (1995 – 2011 гг.) [3] и динамики предъявления рекламационных актов (РА) и сообщений о неисправности (СОН) поставщиками БА за 2011 – 2013 гг. [11] можно выделить такую особенность, как колебательный характер отказов.

Частота колебаний определяется динамическими характеристиками требуемой функции изделия [3, 9], в том числе изменением (за счёт отказов) количества СЧ.

Относительную убыль количества СЧ изделия за счёт отказов можно представить в виде:

$$\Delta n/n = -\nu \Delta T = \Delta \nu/\nu, \quad (27)$$

где принято, что частота отказов ν определяется интервалом между отказами (наработкой) T СЧ изделия по соотношению $\nu = 1/T$, а $\Delta T = -\Delta \nu/\nu^2$.

Вероятность отказов рассматриваемого типа (Q_n) и ВБР связаны соотношением:

$$(1 - P_n) = Q_n = \Delta n/n = \Delta \nu/\nu = \delta_n, \quad (28)$$

где P_n – вероятность безотказной работы изделия и определяется зависимостью от обобщённого параметра: δ_n – отношение ширины частотного спектра отказов СЧ к частоте отказов изделия ($\delta_n = \Delta \nu/\nu$). Соотношение (28) является точечным значением спектрального распределения аналогичного равенству (3) при замене соответствующих параметров δ_p на δ_n .

Величина δ_n в рассматриваемом случае может изменяться в диапазоне значений:

$$\delta_n = \Delta v/v_o = (v - v_n)/v_o \leq (v_b - v_n)/v_o = \delta_n^* \geq \delta_n \geq 0, \quad (29)$$

где v_b, v_n – верхнее и нижнее значение частоты отказов СЧ, определяемые (подтверждаемые) на различных этапах создания изделия и его СЧ; v_o – «основной» уровень частоты отказов изделия на заданном интервале времени $T_o, T_b \leq T_o \leq T_n$ ($v_o = n_o/T_o$, где n_o – число СЧ изделия, в соответствии с их декомпозицией и схемой деления; T_n, T_b – наработка наиболее и наименее надёжных СЧ изделия соответственно).

Для этого типа отказов также используем выбранное спектральное распределение вероятности отказов (12) и интегральную зависимость вероятности отказов на заданном интервале времени (выражение 4 табл. 1). С учётом частотно-временных параметров отказов используем формулы (22), (26). При этом начальное значение ВБР и динамика её изменения определяется по экспериментальным данным на этапе отработки изделия или его аналогов в отличие от рассмотренных выше параметрических отказов.

Для примера оценим ВБР БА типовых КА социально-экономического и научного назначения на этапе её отработки. В качестве исходных данных

для оценок надёжности при отказах типа неисправность используем сведения, определяемые РА и СОН различных типов электрорадиоизделий (приборов) БА за 3 года [11].

На рисунке представлена сравнительная динамика РА и СОН различных типов приборов БА за 3 года.

Из рисунка видно, что спектр отказов изделий существенно изменяется во времени, аналогично спектру отказов КА в группировке [11].

Вероятность отказов оценивается в соответствии с (28), (29) по соотношению:

$$Q_n = \Delta n/n_o = \Delta v/v_o, \quad (30)$$

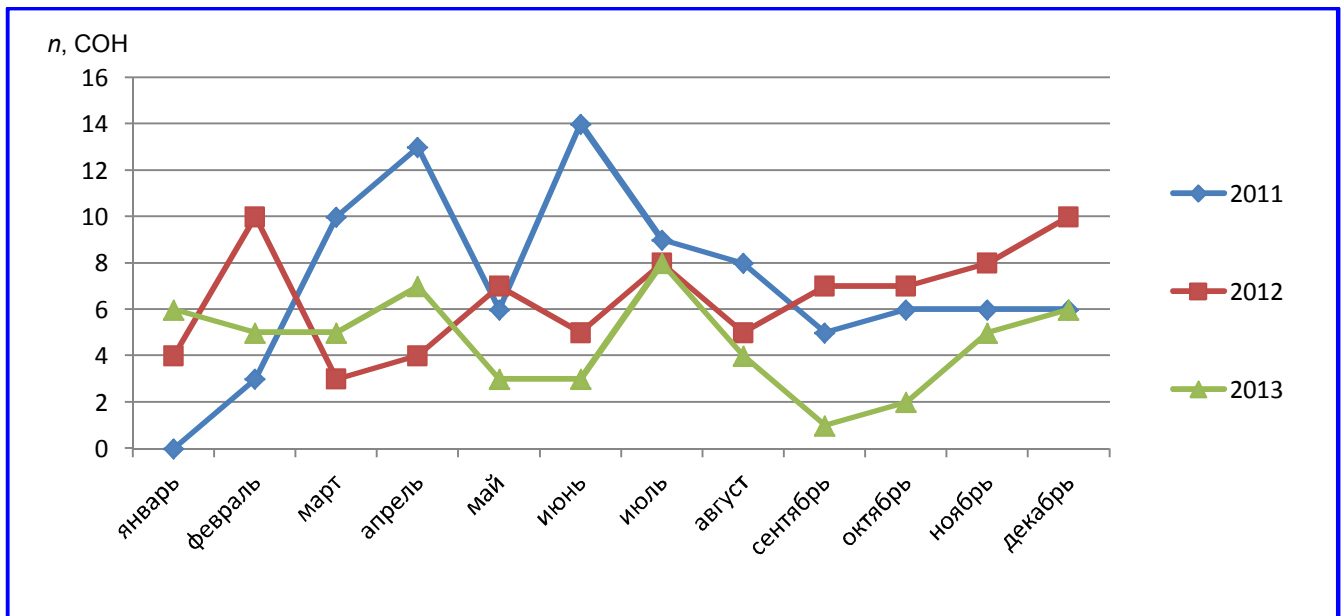
где Q_n – вероятность отказов; Δv – ширина спектра отказов СЧ; $v_o = n_o/T_o$ – возможная частота отказов СЧ на интервале $T_o = 1$ г. Величина Δn равна количеству отказов (количеству СОН) при общем количестве изделий БА $n_o = 45$.

В табл. 4 приведена спектральная зависимость вероятности отказов Q_n от приведённой (точечной) частоты (v/n_o) по годам для различных распределений рис. 1. При этом принято распределение частот по их возрастанию, не зависящее от его текущего значения.

Таблица 4

Спектральная вероятность отказов при ежегодной наработке БА

| | | | | | | | | | | | | |
|--------------------|--------|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| $v/n_o,$ 1/мес. | 2011 | 0 | – | 0,07 | – | 0,11 | 0,13 | | 0,18 | 0,2 | 0,29 | 0,31 |
| | 2012 | ~0,01 | – | 0,07 | 0,09 | 0,11 | – | 0,15 | 0,18 | 0,2 | – | – |
| | 2013 | 0,02 | 0,04 | 0,07 | 0,09 | 0,11 | 0,13 | – | 0,18 | – | – | – |
| Q_1 (р. 34) | 0;0,02 | 0,04 | 0,07 | 0,09 | 0,11 | 0,13 | 0,15 | 0,18 | 0,2 | 0,29 | 0,31 | |



Динамика отказов БА типового КА

Таблица 5

Качественное распределение уровней ВБР типового изделия

| Показатели | Уровни | | | | |
|--------------------------|------------|---------------------------|--------------------------------|------------|-------------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| Характеристики | Нормальное | Нормальное с отклонениями | Критичное, частично нормальное | Предельное | Опасное: жёлтый, оранжевый, красный |
| ВБР, $P_{\text{средн.}}$ | $\geq 0,9$ | $\geq 0,8$ | $\leq 0,7$ | $\leq 0,5$ | $\ll 0,5$ |

Согласно табл. 4, разность относительной частоты отказов (ширины спектра согласно соотношению (29) по годам, равной δ_n : 0,31; 0,19; 0,16 соответственно при среднем значении 0,23. Приняв в качестве начального значения $\delta_{он}$ величину последнего года испытаний $\delta_{он} = 0,16$, найдём ВБР БА на интервале времени 1 год по выражению 4 табл. 1 со средним значением параметра, равную $P_{н1} = 0,980$. Усреднённую частоту отказов на интервале времени 3 года определим с учётом соотношения (26):

$$v_{cp} = \delta_{T3}/T_3 = \delta_{он}/T_3 \cdot (3/2 \Delta\delta_{он}/\delta_{он})^{2/3}. \quad (31)$$

При значениях $\delta_{он} = 0,16$, $\Delta\delta_{он} = 0,07$, $T_3 = 3$ года усреднённая частота (v_{cp}) равна 0,04 1/г. С учётом определённой на этапе отработки частоты отказов и принятого начального значения ВБР её значение на заданном (последующем) интервале времени $T_3 \geq T_1$ определяется по формуле (22) в виде:

$$P_{н} = 1 - 0,31(\delta_{он}^{3/2} + \delta_{Тн}^{3/2}) = 1 - 0,31(0,16^{3/2} + (0,04T_3)^{3/2}) = 0,98 - 2,5 \cdot 10^{-3} \cdot T_3^{3/2}. \quad (32)$$

При значениях $T_3 = 3; 5; 7$ лет ВБР БА составит 0,97; 0,95; 0,93 соответственно.

По найденным значениям ВБР рассмотренных типов отказов: параметрических, неисправности, действия ИИКП определяем её среднее значение: $P_{\text{средн}} = (P_p + P_n + P_{\text{икп}})/3$ в модели, когда произойдёт отказ изделия хотя бы одного типа; и суммарную ВБР – $P_{\Sigma} = P_p P_n P_{\text{икп}}$ при возможных отказах каждого из указанных типов.

При этом суммарная ВБР ниже среднего значения $P_{\Sigma} < P_{\text{средн}}$. Способ выбора и применения структурных статистик изменения работоспособного состояния изделий предложен в работе [12].

Точность оценки определяется максимальным (минимальным) отклонением вероятности определённого типа отказов от среднего (заданного) значения с учётом ошибки в определении этого типа отказов согласно табл. 3. В соответствии с изложенным и требованиями нормативной документации [12] в табл. 5 дано качественное распределение уровней состояния изделий РКТ.

Таким образом, изложенный метод как элемент системного проектирования устанавливает взаимосвязь показателей (вероятностей) работоспособного состояния, надёжности изделия и его СЧ с их функциональными (техническими) параметрами. Определены критерии и сделан выбор оптимального распределения вероятности отказов изделия, удовлетворяющего с наибольшей вероятностью экспериментальному диапазону изменения параметров и уровню показателя надёжности. Найдены соотношения для определения (нормирования) вероятности отказов различных типов в зависимости от количества СЧ и их ВРС для оптимального и иных распределений и моделей отказов на заданном интервале времени. Метод позволяет оценивать (уточнять) ВРС и ВБР на различных этапах создания изделия и его СЧ и управлять процессом обеспечения (прогнозирования) их надёжности и совершенствования изделия, что приводит к сокращению времени отработки изделия и его СЧ.

Автор выражает благодарность В. С. Беляеву за интерес к работе и полезные обсуждения.

Литература

- ГОСТ 27.002-89. Надёжность в технике. Основные понятия. Термины и определения. Введ. 1990-07-01. – М.: ИПК Издательство стандартов, 2002. – 32 с.
- Грибанов В. Ф., Рембеза А. И., Гольшев А. И. и др. Методы отработки научных и народнохозяйственных ракетно-космических комплексов / В. Ф. Грибанов и др. – М.: Машиностроение, 1995. – 349 с.
- Сафронов И. Н. Физико-математическая модель для определения закономерности отказов изделий ракетно-космической техники при их функционировании // Космонавтика и ракетостроение. – Королёв: ФГУП ЦНИИмаш, 2014. – Вып. 2 (75). – С. 138 – 146.
- ГОСТ 2.711-82. Единая система конструкторской документации. Схема деления изделия на составные части. Введ. 1983-06-30. – М.: ИПК Издательство стандартов, 2002. – 6 с.
- ГОСТ Р 53802-2010. Системы и комплексы космические. Термины и определения. Введ. 2011-07-01. – М.: Стандартинформ, 2011. – 28 с.
- Гнеденко Б. В. Курс теории вероятностей / Б. В. Гнеденко. – М.: Наука, 1988. – 448 с.

7. Сафронов И. Н. Метод оценки показателей работоспособного состояния изделий ракетно-космической техники на этапе их отработки // Космонавтика и ракетостроение. – 2015. – Вып. 2 (81). – С. 120 – 126.
8. ГОСТ 27.202-83. Технические системы. Введ. 1984-07-01. – М. : ИПК Издательство стандартов, 2002. – 96 с.
9. Патент на изобретение № 2480833. Способ повышения отказоустойчивости изделий. – 2013. – Бюл. № 12 / И. Н. Сафронов.
10. Белкин Т. А., Пирогова А. М., Рябоконт Г. П., Сафронов И. Н. Методика расчёта влияния ионизирующих излучений космического пространства на обнаруживаемую способность фотоприёмников на основе InSb инфракрасной аппаратуры космических аппаратов дистанционного зондирования Земли // Космонавтика и ракетостроение. – 2010. – Вып. 2 (59). – С. 191 – 194.
11. ТО №2-2-48-14. ФГУП «НПО им. С. А. Лавочкина», 2014.
12. Патент на изобретение № 2605046. Способ повышения надёжности изделий. – 2016. – Бюл. № 35 / И. Н. Сафронов.
13. ГОСТ 27.310-95. Надёжность в технике. Анализ видов, последствий и критичности отказов. Введ. 1997-01-01. – Минск: Межгосударственный совет по стандартизации, метрологии и сертификации, 1995. – 20 с.

Поступила в редакцию 05.05.2017

*Иван Никитович Сафронов, кандидат технических наук,
старший научный сотрудник, т. (910) 415-21-59,
e-mail: safronov@comp-lex.ru,
(ФГУП ЦНИИмаш).*

METHOD FOR EVALUATING OPERABILITY STATE AND RELIABILITY OF AEROSPACE TECHNOLOGY PRODUCTS, AS AN ELEMENT OF SYSTEM DESIGNING AT THE STAGE OF DEVELOPMENT, IMPLEMENTING COMPONENT PARTS STATE STATISTICS

I. N. Safronov

The author introduces a method for evaluating operability state and reliability indexes for aerospace and rocket technology products at the stage of development. The method includes probability assessment of operability state on the basis of functional features defined by technical characteristics (parameters), as well as of operating conditions at different values of faults spectral distribution. As an element of system designing, the method establishes interrelationship between operability state, reliability indexes (probabilities) of a product and its component parts (CP), and their function (technical) parameters. The article defines criteria and provides the optimum product fault probability distribution, most likely conforming to experimental parameter range and reliability index level. The article provides ratios for evaluating (limit) probabilities of faults of different types, depending on the number of CP and on their operability state (POS) probability, for the optimum and other distributions and fault models within a specified time interval. The method allows POS and fault-free operation probabilities (FFOP) of Product and its CP to be evaluated (or specified) at different stages of development, as well as to control their reliability assuring (forecasting) and improving.

Key words: method, spectral distribution, state of operability, reliability, probability, fault, stage of development, product.

List of References

1. GOST 27.002-89. Industrial product dependability. General concepts. Terms and definitions. Introductory Paragraph. 1990-07-01. – М. : ИПК Издательство Стандартов [ИПК Издательство стандартов – Printing and Publishing Company of the Gosstandart of the Russian Federation (Committee on Standardization, Metrology and Certification of the Russian Federation)], 2002. – 32 p.
2. Griбанov V. F., Rembeza A. I., Golyshev A. I. et al. Methods for testing scientific and economic & space rocket systems / V. F. Griбанov et al. – М. : Mashinostroenie [Машиностроение], 1995. – 349 p.
3. Safronov I. N. Physical & mathematical model for determination of fault regularity of aerospace and missiles equipment during its operation // Cosmonautics and Rocket Engineering [Космонавтика и ракетостроение]. – Korolev : (FGUP TSNIIMASH – Federal State Unitary Enterprise «Central Scientific Research Institute of Machine-Building Industry»), 2014. – Issue 2 (75). – Pp. 138 – 146.
4. GOST 2.711-82. Unified System for Design Documentation. Classification Scheme of Products Component Parts. Introductory Paragraph 1983-06-30. – М. : ИПК Издательство Стандартов [ИПК Издательство стандартов – Printing and Publishing Company of the Gosstandart of the Russian Federation (Committee on Standardization, Metrology and Certification of the Russian Federation)], 2002. – 6 p.
5. GOST P 53802-2010. Space Systems and Complexes. Terms and Definitions. Introductory Paragraph 2011-07-01. – М. : Standartinform [Стандартинформ], 2011. – 28 p.
6. Gnedenko B. V. Series of Lectures on probability theory / B. V. Gnedenko. – М.: Nauka [Наука], 1988. – 448 p.

7. Safronov I. N. Method for estimation of operability state indexes of aerospace and rocket technology at the stage of testing // Cosmonautics and Rocket Engineering [Космонавтика и ракетостроение]. – 2015. – Issue 2 (81). – Pp. 120 – 126.
8. GOST 27.202-83. Engineering Systems. Introductory Paragraph 1984-07-01. – М. : ИПК Izdatelstvo Standartov [ИПК Издательство стандартов – Printing and Publishing Company of the Gosstandart of the Russian Federation (Committee on Standardization, Metrology and Certification of the Russian Federation)], 2002. – 96 p.
9. Patent of Invention № 2480833. Method for Improvement of products' fault-tolerance / I. N. Safronov. – 2013. – Bulletin, Issue № 12.
10. Belkin T. A., Pirogova A. M., Riabokon G. P., Safronov I. N. Method for calculation of space environment ionizing radiation factors effecting detectability of imagers, using data obtained by InSb infrared cameras of Earth remote sensing satellites // Cosmonautics and Rocket Engineering [Космонавтика и ракетостроение], 2010. – Issue 2 (59). – Pp. 191 – 194.
11. TO № 2-2-48-14. (Engineering Estimate № 2-2-48-14). FGUP «Lavochkin Scientific and Production Association» (NPO Lavochkin), 2014.
12. Patent of Invention № 2605046. Method for improving fault-tolerance of products / I. N. Safronov. – 2016. – Bulletin, Issue № 35.
13. GOST 27.310-95. Reliability in Engineering. Analysis of types, effects and criticality of faults. Introductory Paragraph 1997-01-01. – Minsk: Interstate Council for Standardization, Metrology and Certification, 1995. – 20 p.

*Ivan Nikitovich Safronov, Candidate of Technical Sciences (Ph. D.), Senior Researcher, tel.: (910)415-21-59,
e-mail: safronov@comp-lex.ru.
(FGUP TSNIIMASH – Federal State Unitary Enterprise «Central Scientific Research Institute of Machine-Building Industry»).*