

УДК 629.7:658.56

МЕТОДЫ ПОВЫШЕНИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ КОНТРОЛЯ АГРЕГАТОВ ИЗДЕЛИЙ РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКОЙ ТЕХНИКИ

Золотов А.А. *, Нуруллаев Э.Д.

*Московский авиационный институт (национальный исследовательский университет),
МАИ, Волоколамское шоссе, 4, Москва, А-80, ГСП-3, 125993, Россия*

** e-mail: alexandrzolotov41@mail.ru*

Проанализированы методы повышения эффективности экспериментальной отработки изделий ракетно-космической техники (РКТ) и агрегатов наземного оборудования. Рассмотрены вопросы подтверждения высоких уровней надежности при ограниченных объемах испытаний. Представлены методы подтверждения надежности агрегатов наземного оборудования при проведении утяжеленных испытаний и методы прогнозирования параметров экспериментальной отработки при проведении ускоренных испытаний, а также методы оптимизации объема испытаний при контроле годности изделий РКТ.

Ключевые слова: надежность, число испытаний, риск возникновения отказа.

Введение

Успешная реализация целевой космической программы во многом определяется безотказностью бортовых систем и наземного оборудования. Задача обеспечения высоких уровней надежности этих средств решается на всех стадиях жизненного цикла агрегатов. На стадии разработки безотказность агрегатов достигается повышением информативности испытаний, использованием ускоренных испытаний, обеспечением высоких уровней имитации при испытаниях, введением различных видов избыточности. Данная работа посвящена рассмотрению проектно-конструкторских методов повышения надежности и безопасности функционирования ракетно-космических систем (РКС).

Подтверждение надежности систем при измерении параметров работоспособности

Одна из проблем, возникающая при контроле работоспособности изделий РКТ, связана с обеспечением достоверности контроля при ограниченном объеме испытаний. Трудность статистического подтверждения высокого уровня надежности изделий РКТ при малом числе испытаний типа «успех — отказ» заключается в том, что в процессе испытаний используется минимальная информация о вероятностных свойствах изучаемого объекта, и недостаток информации нужно компенсировать увеличением количества испытаний. В связи с этим возникает задача повышения информативности испытаний. В частности, при измерении параметров, определяющих работоспособность устройства, объем испытаний может быть существенно сокращен. В

этом случае для каждого из измеряемых параметров на основе анализа функционирования изделия можно определить области допустимых значений, соответствующие безотказной работе устройства. Тогда условие работоспособности будет определяться принадлежностью измеряемых параметров допустимой области.

В дальнейшем условие работоспособности по каждому из параметров представим в виде неравенства:

$$\eta > 1,$$

где $\eta = x_{\text{доп}} / x_{\text{д}}$ — коэффициент запаса по рассматриваемому параметру;

$x_{\text{д}}$, $x_{\text{доп}}$ — соответственно действующее и допустимое значение параметра.

Тогда вероятность отказа по данному параметру можно представить в виде

$$Q = P\{\eta < 1\}. \tag{1}$$

В предположении нормального закона распределения коэффициента запаса соотношение (1) примет вид [1]

$$Q = P\{\eta < 1\} = F^* \left\{ -\frac{m_{\eta} - 1}{\sigma_{\eta}} \right\}, \tag{2}$$

где m_{η} — математическое ожидание коэффициента запаса;

σ_{η} — среднеквадратическое отклонение коэффициента запаса.

Для оценки m_{η} и σ_{η} воспользуемся методом линеаризации. Разлагая функцию η в ряд Тейлора в окрестности математического ожидания аргументов и ограничиваясь линейными членами, получим:

$$m_{\eta} = m_{x_{\text{доп}}} / m_{x_{\text{д}}};$$

$$\sigma_{\eta} = \sqrt{\left(\frac{\partial \eta}{\partial x_{\text{доп}}} \right)_m^2 y_{x_{\text{доп}}}^2 + \left(\frac{\partial \eta}{\partial x_{\text{д}}} \right)_m^2 y_{x_{\text{д}}}^2},$$

где $m_{x_{\text{д}}}$, $m_{x_{\text{доп}}}$ — соответственно математические ожидания действующих и допустимых значений параметров;

$y_{x_{\text{д}}}$, $y_{x_{\text{доп}}}$ — соответственно среднеквадратические отклонения действующих и допустимых значений параметров;

индекс m означает, что частные производные берутся в точке математического ожидания аргументов.

После преобразований выражение для σ_{η} представим в виде

$$\sigma_{\eta} = m_{\eta} \sqrt{k_V^2(x_{\text{д}}) + k_V^2(x_{\text{доп}})},$$

где $k_V(x_{\text{д}}) = \frac{\sigma_{x_{\text{д}}}}{mx_{\text{д}}}$, $k_V(x_{\text{доп}}) = \frac{\sigma_{x_{\text{доп}}}}{mx_{\text{доп}}}$ — соответствен-

но коэффициенты вариации действующих и допустимых значений параметров.

Подставляя выражение для σ_{η} в соотношение (2), получаем

$$Q = F^* \left\{ \frac{1 - m_{\eta}}{m_{\eta} \sqrt{k_V^2(x_{\text{д}}) + k_V^2(x_{\text{доп}})}} \right\}.$$

Таким образом, для оценки вероятности отказа по каждому параметру необходимо знание коэффициентов вариации действующих и допустимых значений параметров и коэффициента запаса.

Значения коэффициентов вариации по каждому из рассматриваемых параметров будем считать известными. Введение этого допущения не снижает практической ценности исследования. Действительно, коэффициенты вариации обладают свойством стабильности, и поэтому их значения могут быть рассчитаны по статистическим данным, полученным ранее для аналогичных изделий.

Значение коэффициента запаса будем оценивать по результатам проведения испытаний. В дальнейшем будем предполагать, что в процессе каждого i -го испытания измеряются действующие $x_{\text{д}i}$ и допустимые $x_{\text{доп}i}$ значения параметров. По результатам измерений можно рассчитать значения коэффициента запаса:

$$\eta_i = \frac{x_{\text{доп}i}}{x_{\text{д}i}}.$$

Таким образом, после проведения испытаний для каждого параметра получим выборку значений $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_k$. По выборке значений η_i , используя известные методы математической статистики, найдем оценку математического ожидания коэффициента запаса:

$$\hat{m}_{\eta} = \frac{\sum_{i=1}^k \eta_i}{k}. \tag{3}$$

Математическое ожидание этой оценки равно истинному значению, т.е. $M\{\hat{m}_{\eta}\} = m_{\eta}$.

Среднеквадратическое отклонение оценки может быть рассчитано по соотношению [2]

$$\sigma_{\hat{m}_\eta} = \frac{\sigma_\eta}{\sqrt{k}} = \frac{m_\eta \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}}{\sqrt{k}} \approx \frac{\hat{m}_\eta \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}}{\sqrt{k}}$$

Знание \hat{m}_η позволяет получить точечную оценку вероятности отказа:

$$Q = F^* \left\{ \frac{1 - m_\eta}{m_\eta \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}} \right\}. \quad (4)$$

Очевидно, величина \hat{m}_η , а следовательно, и величина Q будут случайными. Поэтому для получения гарантированного результата необходимо перейти к интервальной оценке. С этой целью определим односторонние верхние и нижние границы надежности. Верхняя граница доверительного интервала определяется по соотношению [2]

$$P\{H < H_B\} = \gamma, \quad (5)$$

где γ — уровень доверительной вероятности.

Соотношение (5) показывает, что с вероятностью γ истинное значение надежности H лежит левее верхней границы H_B .

Соответственно для нижней границы интервала H_H имеем [2]

$$P\{H > H_H\} = \gamma. \quad (6)$$

Соотношение (6) показывает, что с вероятностью γ истинное значение надежности H лежит правее нижней границы H_H .

Ввиду монотонности функции нормированного нормального распределения выражения для односторонних верхней и нижней границ можно представить в виде

$$H_B = F^* \left\{ \frac{\eta_B - 1}{\eta_B \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}} \right\};$$

$$H_H = F^* \left\{ \frac{\eta_H - 1}{\eta_H \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}} \right\},$$

где η_H, η_B — соответственно односторонняя нижняя и верхняя границы доверительного интервала для коэффициента запаса.

Границы доверительного интервала по η можно приближенно представить в виде

$$\eta_B = \hat{m}_\eta + t_\gamma \sigma_{\hat{m}_\eta}; \quad \eta_H = \hat{m}_\eta - t_\gamma \sigma_{\hat{m}_\eta},$$

где t_γ — квантиль, соответствующий принятому уровню доверительной вероятности γ .

С учетом соотношения (4) получим:

$$\begin{aligned} \eta_B &= \hat{m}_\eta \left\{ 1 + \frac{t_\gamma}{k} \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})} \right\}; \\ \eta_H &= \hat{m}_\eta \left\{ 1 - \frac{t_\gamma}{k} \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})} \right\}. \end{aligned} \quad (7)$$

Таким образом, введение соответствующих уровней избыточности позволяет обеспечить требования по надежности изделия для ограниченного объема испытаний, что особенно важно, когда заданы жесткие ограничения на время отработки изделия.

Для иллюстрации метода рассмотрим пример.

Допустим, проведены два испытания, в результате обработки которых получено значение $\hat{m}_\eta = 2$.

Тогда при $K_V(x_d) = 0,1$ и $K_V(x_{доп}) = 0,1$ точечная оценка надежности будет равна

$$\begin{aligned} \hat{H} = 1 - Q &= F^* \left\{ \frac{\hat{m}_\eta - 1}{\hat{m}_\eta \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}} \right\} = \\ &= F^* \left\{ \frac{2 - 1}{2 \cdot 0,1 \sqrt{2}} \right\} = F^* \{3,55\} = 0,9908. \end{aligned}$$

Гарантированная оценка надежности H_H с уровнем доверия $\gamma = 0,95$ ($t_\gamma = 1,65$) будет равна

$$H_H = F^* \left\{ \frac{\eta_H - 1}{\eta_H \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})}} \right\}, \quad (8)$$

где $\eta_H = \bar{m}_\eta \left(1 - \frac{t_\gamma}{\sqrt{k}} \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{доп})} \right)$.

Тогда

$$\eta_H = 2 \left(1 - \frac{1,65}{\sqrt{2}} \sqrt{2} \cdot 0,1 \right) = 1,67;$$

$$H_H = F^* \left\{ \frac{1,67 - 1}{1,67 \sqrt{2} \cdot 0,1} \right\} = F^* \{2,79\} = 0,997.$$

Заметим, что для подтверждения такого уровня надежности при проведении испытаний по схеме «успех — отказ» потребовалось бы 1000 безотказных испытаний.

В заключение отметим, что полученное решение является приближенным, но тем не менее позволяет достаточно просто рассчитывать границы доверительного интервала с требуемой для инженерных расчетов степенью точности.

Для реализации предложенного подхода достаточно по выборке значений параметров работоспособности $\{\eta_i\}$ оценить среднее значение параметра η по соотношению (3) и для принятого уровня доверия γ рассчитать нижнюю границу надежности H_n по соотношению (8). Выборка $\{\eta_i\}$ может быть сформирована по результатам испытаний, проводимых в процессе экспериментальной отработки.

Подтверждение надежности систем при проведении утяжеленных испытаний

Как было показано выше, измерение параметров работоспособности позволяет подтверждать высокие уровни надежности изделия. Однако для ряда агрегатов и систем изделий РКТ проведение измерений в процессе испытаний оказывается затруднительным. Например, такой подход оказывается неприемлемым для изделий однократного действия, единственным признаком безотказности которых служит факт срабатывания воспламенителей, пирозамков, разрывных мембран и других элементов. Для них экспериментальная отработка проводится по схеме «успех — отказ», дающей информацию только об успешном или неуспешном окончании испытания. В этом случае задача сокращения количества испытаний может быть решена путем проведения утяжеленных испытаний. Согласно методу утяжеленных испытаний отработку изделия осуществляют при более тяжелом, по сравнению со штатным, режиме работы. По результатам утяжеленных испытаний производится оценка надежности системы, которая затем соответствующим перерасчетом приводится в соответствие со штатным режимом ее функционирования. Отметим, что утяжеленные испытания предполагают наличие избыточности системы по параметрам, характеризующим ее работоспособность. Очевидно, более высокие уровни избыточности, закладываемые на этапе проектирования, позволяют реализовывать более тяжелые режимы испытаний, а следовательно, проводить отработку при меньшем числе испытаний. В дальнейшем при изложении метода при-

ем допущение о нормальности функции распределения параметра η . Очевидно, при утяжеленных испытаниях коэффициент запаса $m_{\eta_{\text{ут}}}$ будет меньше, чем при штатном функционировании.

Далее предположим, что значения $m_{\eta_{\text{ут}}}$ и m_{η} могут быть выражены взаимно через коэффициент утяжеления [1]:

$$m_{\eta_{\text{ут}}} = \frac{m_{\eta}}{k_{\text{ут}}}.$$

Величина $k_{\text{ут}}$ определяется исходя из условий функционирования изделия в штатном и утяжеленном режимах. После утяжеленных испытаний по таблицам [3] оценивается нижняя граница доверительного интервала надежности $(H_n)_{\text{ут}}$ при принятом уровне доверия γ .

Знание $(H_n)_{\text{ут}}$ позволяет определить соответствующее ей значение $(m_{\eta_n})_{\text{ут}}$:

$$(m_{\eta_n})_{\text{ут}} = \frac{1}{1 - \arg F^* \{H_{\text{ут}n}\} \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{\text{доп}})}}. \quad (9)$$

Далее определим значение m_{η_n} , соответствующее штатному режиму работы системы:

$$m_{\eta_n} = k_{\text{ут}} (m_{\eta_n})_{\text{ут}}.$$

Знание m_{η_n} позволяет оценить надежность:

$$\hat{H}_n = F^* \left\{ \frac{\hat{m}_{\eta_n} - 1}{\hat{m}_{\eta_n} \sqrt{k_V^2(x_d) + k_V^2(x_{\text{доп}})}} \right\}.$$

Для иллюстрации метода рассмотрим пример. Допустим, для рассматриваемого случая относительные разбросы параметра работоспособности будут равны:

$$k_V(x_d) = k_V(x_{\text{доп}}) = 0,1.$$

Испытания проводились с коэффициентом утяжеления $k_{\text{ут}} = 2$, при 10 испытаниях произошло 3 отказа.

Задавая $\gamma = 0,95$, по таблицам [3] находим:

$$(H_n)_{\text{ут}} = 0,401.$$

Подставляя исходные данные в соотношение (9), получим

$$(m_{\eta_n})_{\text{ут}} = \frac{1}{1 - \arg F^* \{0,401\} \sqrt{0,1^2 + 0,1^2}} = 0,966.$$

Отсюда

$$m_{\eta_n} = 2 \cdot 0,966 = 1,932.$$

Тогда:

$$H_n = F^* \left\{ \frac{1,932 - 1}{1,932 \sqrt{0,1^2 + 0,1^2}} \right\} = F^* \{3,42\} = 0,9997.$$

Заметим, что для подтверждения такого уровня надежности при проведении испытаний по схеме «успех—отказ» потребовалось бы 10000 безотказных испытаний.

Оценка риска отказа систем

Согласно предлагаемому выше подходу, моменты окончания испытаний определяются пересечением случайных траекторий m_{η} с граничными кривыми $\eta_{\text{гр.верхн}}(k)$ и $\eta_{\text{гр.нижн}}(k)$ (рис. 1). С учетом полученных выше результатов, в случае нормального распределения параметров работоспособности, граничные кривые удовлетворяют соотношениям:

$$\eta_{\text{гр}} = \frac{\eta_{\text{зад}}}{1 \pm \frac{t_{\gamma}}{\sqrt{k}} \sqrt{k_v^2(x_d) + k_v^2(x_{\text{доп}})}};$$

$$\eta_{\text{зад}} = \frac{1}{1 - \arg F^* \{H_{\text{зад}}\} k_{V\Sigma}};$$

$$k_{V\Sigma} = \sqrt{k_v^2(x_d) + k_v^2(x_{\text{доп}})},$$
(10)

где $k_v(x_d), k_v(x_{\text{доп}})$ — соответственно коэффициенты вариации действующих и допустимых значений параметров;

t_{γ} — квантиль, соответствующий принятому уровню доверительной вероятности γ ;

$H_{\text{зад}}$ — заданный уровень надежности.

Как было показано выше, если значение m_{η} лежит на верхней границе областей отработки, то заданные требования к надежности удовлетворяются с вероятностью γ . Следовательно, с вероятностью

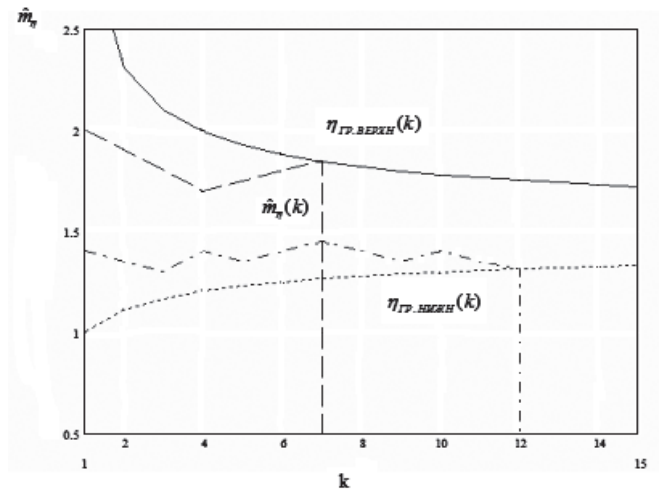


Рис. 1. Оценка моментов окончания испытаний пересечением случайных траекторий m_{η} (штриховая и штрихпунктирная линии) с верхней граничной кривой $\eta_{\text{гр.верхн}}(k)$ (сплошная линия) и нижней граничной кривой $\eta_{\text{гр.нижн}}(k)$ (пунктирная линия)

$\beta = 1 - \gamma$ надежность может быть ниже требуемой. Таким образом, β характеризует вероятность принятия изделия, не удовлетворяющего заданным требованиям по надежности, т. е. вероятность принятия брака.

Приравнивая значение m_{η} к граничному значению, получаем

$$\hat{m}_{\eta} = \frac{\eta_{\text{зад}}}{1 - \frac{t_{\gamma} \cdot k_v}{\sqrt{n}}},$$
(11)

где $\eta_{\text{зад}} = \frac{1}{1 - k_v(\eta) \cdot t_{H_{\text{зад}}}}$; $t_{H_{\text{зад}}} = \arg F^* \{H_{\text{зад}}\}$.

Разрешая соотношение (12) относительно t_{γ} , находим

$$t_{\gamma} = \frac{\sqrt{n}}{k_v \cdot \hat{m}_{\eta}} \cdot \left(\hat{m}_{\eta} - \frac{1}{1 - k_v(\eta) \cdot t_{H_{\text{зад}}}} \right).$$

Отсюда

$$\beta = 1 - F^* \{t_{\gamma}\}.$$
(12)

Раскрывая выражение для функции нормированного нормального распределения $F^* \{t_{\gamma}\}$ окончательно получаем

$$\beta = 1 - \int_{-\infty}^{t_{\gamma}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$
(13)

Оптимизация параметров контроля годности систем

Очевидно, при проведении контроля наряду с правильными решениями возможны и ошибочные. Ошибочная приемка дефектных изделий может привести к большому числу отказов в процессе эксплуатации, авариям и необходимости проведения массовых доработок, что влечет за собой значительные экономические потери. Ошибочная браковка годных изделий также вызывает экономические потери, связанные с дополнительными затратами на проведение повторного контроля и испытания изделий. Очевидно, эти потери будут снижаться с повышением эффективности контроля, что возможно при увеличении числа испытаний. Однако при увеличении числа испытаний будут возрастать затраты на их проведение. Таким образом, рациональный объем испытаний должен обеспечивать минимум материальных затрат на реализацию целевой программы с учетом всех рассмотренных выше факторов, которые можно представить в виде

$$C(n) = C_0 \cdot \xi \cdot n + C_{\text{ущ}} \cdot \beta(n), \quad (14)$$

где C_0 — затраты на проведение одного испытания системы;

$C_{\text{ущ}}$ — ущерб, обусловленный ошибкой контроля;

ξ — поправочный множитель, учитывающий увеличение числа испытаний при принятии ошибочных решений;

$\beta(n)$ оценивается по соотношению (13).

В безразмерном виде затраты примут вид

$$C(n) = n + c_{\text{ущ}} \cdot \beta(n),$$

где $c_{\text{ущ}} = \frac{C_{\text{ущ}}}{C_0 \cdot \xi}$.

Характер изменения безразмерных затрат при различных уровнях ущерба представлен на рис. 2.

При проведении расчетов были приняты следующие исходные данные:

$$\hat{m}_\eta = 1,6; t_{H_{\text{зад}}} = 2,5; k_V(\eta) = 0,1.$$

Как видно из графика, при принятых исходных данных, в широком диапазоне изменения уровня ущерба $c_{\text{ущ}}$, оптимальный объем испытаний лежит в диапазоне от 2 до 5. При этом вероятность ошибки при контроле годности систем меняется от значения $\beta(2) = 10^{-2}$ до значения $\beta(4) = 10^{-4}$ (рис. 3).

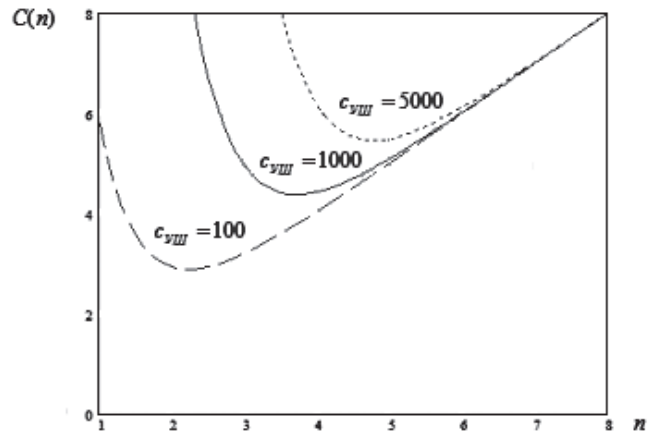


Рис. 2. Изменение безразмерных затрат в зависимости от числа испытаний при различных уровнях относительного ущерба: $c_{\text{ущ}} = 100$ (штриховая линия), $c_{\text{ущ}} = 1000$ (сплошная линия), $c_{\text{ущ}} = 5000$ (пунктирная линия)

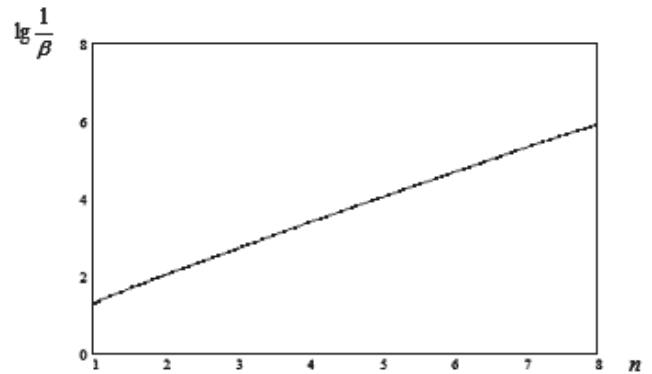


Рис. 3. Изменение вероятности ошибки в зависимости от числа испытаний

Выводы

1. Показано, что высокие уровни надежности агрегатов наземного оборудования обеспечиваются проектно-конструкторскими решениями, закладываемыми на этапе их разработки, и подтверждаются в процессе проведения экспериментальной отработки.
2. Разработана методика подтверждения надежности по результатам измерений параметров работоспособности изделий РКТ.
3. Разработана методика подтверждения надежности по результатам проведения утяжеленных испытаний изделий РКТ.
4. Разработана методика оптимизации по стоимостному критерию числа испытаний изделий РКТ.
5. Работоспособность представленных в работе алгоритмов проиллюстрирована на модельных примерах.

Библиографический список

1. Галлеев А.Г., Золотов А.А., Перминов А.Н., Родченко В.В. Эксплуатация испытательных комплексов ракетно-космических систем. — М.: Изд-во МАИ, 2007. — 260 с.
2. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности. — М.: Наука, 1965. — 524 с.
3. Судаков Р.С. Статистические задачи отработки систем и таблицы для числовых расчетов показателей надежности. — М.: Высшая школа, 1975. — 608 с.

EFFICIENCY UPGRADING TECHNIQUES FOR ASSEMBLY PRODUCTS OF SPACE-ROCKET EQUIPMENT

Zolotov A.A.* , Nurullaev E.D.

Moscow Aviation Institute (National Research University),
MAI, 4, Volokolamskoe shosse, Moscow, A-80, GSP-3, 125993, Russia
*e-mail: alexandrzolotov41@mail.ru

Abstract

The article considers design techniques for reliability and safety upgrade of space-rocket systems (SRS) operation.

The authors have suggested the reliability demonstration technique of the systems when measuring operational integrity parameters, as well as solved the problem of SRS reliability demonstration control under amount of testing limitations. Information content of tests has been enhanced. The paper defines the areas of effective and bearable values of the parameters under study. Failure probability was evaluated for each parameter through coefficients of variation of effective and bearable parameters values and safety margin. Interval estimation was calculated to provide guaranteed result. Average margin value was evaluated using operational integrity values sampling. For the accepted level of confidence, lower and upper boundaries of reliability were calculated. The sampling can be arranged using testing results carried out in the course of experimental development. Thus, amounts of redundancy introduction provides SRS reliability requirements for the limited amount of testing. It is very important in relation to time limit.

We suggested systems reliability demonstration technique during extra heavy testing, and solved the problem of SRS operational integrity control during contingency rating. Availability of redundancy of system parameters characterizing its operational integrity is suggested. Loading factor was determined on account of product operation in both effective and bearable modes. After extra heavy testing the lower boundary of reliability for the accepted level of confidence was determined using tables. Thus, the introduction of amounts of redundancy provides the SRS heavy testing reliability requirements. It is of prime importance concerning one-shot products.

The paper suggests an SRS failure occurrence evaluation technique, and solves the problem of a bad product acceptance probability.

The technique of SRS validity control parameters optimization is offered. The problem of optimum tests number determining with allowance for tests expenses and inspection error damage is solved.

The algorithms using the offered techniques, which are illustrated with modeled examples, are presented.

The received results can be useful for the design offices workers, research institutes, scientific and production enterprises during developing, as well as operation and maintenance of highly reliable SRS.

Keywords: reliability, number of tests, risk of failures.

References

1. Galleev A.G., Zolotov A.A., Perminov A.N., Rodchenko V.V. *Ekspluatatsiya ispytatel'nykh kompleksov raketno-kosmicheskikh sistem* (Space-rocket systems test complexes exploitation), Moscow, MAI, 2007, 260 p.
2. Gnedenko B.V. *Matematicheskie metody v teorii nadezhnosti* (Mathematical methods in reliability theory), Moscow, Nauka, 1965, 524 p.
3. Sudakov R.S. *Statisticheskie zadachi otrabotki sistem i tablitsy dlya chislovykh raschetov pokazatelei nadezhnosti* (Statistical problems of systems development and table for reliability indicators numerical calculations), Moscow, Vysshaya shkola, 1975, 608 p.