

ОПРЕДЕЛЕНИЕ И КОНТРОЛЬ УРОВНЯ БЕЗОТКАЗНОСТИ СЛОЖНОЙ ТЕХНИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ

д.т.н., проф. Б.А. Демидов, О.В. Иванченко, к.т.н. Д.А. Пивнев

Рассмотрены частные случаи определения и контроля уровня безотказности сложной технической системы с неограниченным числом восстановлений на интервале ожидания и случайными продолжительностями интервалов ожидания и применения по назначению с известными плотностями распределений $\phi(t)$ и $w(\tau)$ этих случайных величин соответственно.

Эффективность функционирования восстанавливаемых сложных технических систем (СТС) во многом зависит от их надежности, которая в первую очередь определяется возможностями по поддержанию требуемого уровня безотказности. Под уровнем безотказности (у.б.) СТС будем подразумевать то или иное значение соответствующего показателя безотказности (ПБ).

В большинстве известных работ, посвящённых расчету показателей надежности СТС, продолжительности интервалов ожидания (t) и использования по назначению (τ) рассматриваются как детерминированные величины [1, 2], хотя существует целый ряд систем (например, дежурные системы), функционирование которых характеризуется случайными продолжительностями ожидания и применения по назначению. Для таких систем важно при поступлении заявки на использование по назначению в произвольный момент времени t при известном техническом состоянии (ТС) в момент времени $t = 0$ обеспечить её безотказное функционирование в течение заданного интервала ($t, t + \tau$). Основными показателями надежности таких систем являются нестационарные характеристики, к которым можно отнести нестационарный коэффициент оперативной готовности (КОГ) $K_{o,r}(t, \tau)$ и нестационарный коэффициент готовности (КГ) $K_r(t)$ [1]. Нестационарные характеристики имеют особое значение для многофункциональных СТС, так как они более точно описывают состояние системы непосредственно при использовании по назначению [2, 3].

Известно, что при использовании СТС по назначению изменяются как её показатели безотказности, так и показатели ремонтпригодности. Поэтому имеет смысл расчёт уровня безотказности СТС, её составных частей выполнять с использованием соотношений для нестационарных КГ и КОГ, определяя их нижнюю оценку. Применение соотношений для

расчёта нестационарных КГ и КОГ при решении задачи определения и контроля у.б. позволит учесть начальные ТС, в которых могут находиться СТС на момент их включения; продолжительность контроля ТС; среднюю вероятность пребывания составных частей СТС в работоспособном состоянии на рассматриваемых интервалах эксплуатации между ближайшими периодическими контролями технического состояния; режимы эксплуатации и стохастический характер изменения продолжительности использования по назначению и интервалов ожидания СТС.

В качестве контролируемых показателей безотказности СТС целесообразно использовать интенсивность отказов или параметр потока отказов.

В настоящей статье рассмотрены частные случаи определения и контроля у.б. сложной технической системы с неограниченным числом восстановлений на интервале ожидания и случайными продолжительностями интервалов ожидания и применения по назначению с известными плотностями распределений $\varphi(t)$ и $\omega(\tau)$ этих случайных величин соответственно.

Рассмотрим решение задачи определения и контроля у.б. СТС с учётом ее фактического ТС при условии, что на известном интервале эксплуатации её уровень безотказности резко ухудшиться не может. Исходя из этого, динамику изменения безотказности СТС будем рассматривать в условиях параметрической априорной неопределённости. Кроме того, будем полагать, что в моменты проведения технического обслуживания (ТО) на составных частях СТС выполняются полные восстановления, а на интервале между ближайшими ТО проводятся минимальные восстановления. При полных восстановлениях ресурс изделий восстанавливается полностью, по завершении минимальных восстановлений интенсивность отказов такая же, как непосредственно перед отказом. Особо отметим, что за счёт проведения мероприятий ТО и текущего ремонта поток отказов и восстановлений претерпевает разрежение. Поэтому следующее допущение заключается в том, что поток отказов и восстановлений является простейшим пуассоновским. Не останавливаясь на информационной трактовке возникновения априорной неопределённости, рассмотрим два подхода к «снятию» параметрической априорной неопределённости, которые использовались для решения задачи определения показателей надёжности СТС.

Первый подход основан на использовании байесовского метода определения интервальных оценок интенсивности отказов λ и интенсивности восстановлений μ изделий СТС. Так, в частности, для случая, когда значения наработок между отказами и продолжительности интервалов восстановления распределены по экспоненциальному закону, то интервальные оценки λ и μ определяются по следующим формулам:

$$\bar{\lambda}^* = \frac{\chi_q^2(2\delta + 2n)}{2 \cdot (\rho + k)}; \quad (1)$$

$$\underline{\mu}^* = \frac{\chi_{1-q}^2 (2\delta + 2m)}{2 \cdot (\rho + 1)}, \quad (2)$$

где n, m – число отказов и восстановлений соответственно; k – суммарная наработка на отказ; ℓ – суммарное время восстановления.

Тогда для случая, когда продолжительность использования по назначению τ и интервалов ожидания t являются равномерно распределенными случайными величинами с параметрами $t \in [0; d]$ и $\tau \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}]$, то оценки нестационарных КГ и КОГ сложной технической системы определяются из соотношений:

$$\underline{K}^*_{г}(\varphi(t)) = \frac{\underline{\mu}^*}{\underline{\mu}^* + \bar{\lambda}^*} + \frac{\bar{\lambda}^*}{d(\underline{\mu}^* + \bar{\lambda}^*)^2} \times \left(1 - e^{-(\bar{\lambda}^* + \underline{\mu}^*)d} \right);$$

$$\underline{K}^*_{о.г}(\varphi(t), w(\tau)) = \underline{K}^*_{г}(\varphi(t_{ож})) \times \frac{e^{-\bar{\lambda}^* \tau_{\min}} - e^{-\bar{\lambda}^* \tau_{\max}}}{\bar{\lambda}^* (\tau_{\max} - \tau_{\min})}. \quad (3)$$

Другой подход основан на использовании классического метода теории выборочных исследований и статистической теории проверки гипотез. Согласно ему рассматривается две альтернативные гипотезы о принадлежности выборок значений наработок между отказами и продолжительности восстановлений СТС той или иной генеральной совокупности. При этом используется априорная информация о безотказности и ремонтпригодности СТС за предыдущие периоды эксплуатации. В дальнейшем полученная по результатам эксплуатации статистическая информация используется для проверки согласия опытного распределения с теоретическим с последующим уточнением параметров законов распределений. Проверка выборок на однородность осуществляется с использованием рангового критерия Уилкоксона. Непараметрический ранговый критерий Уилкоксона построен по принципу перехода от абсолютных значений наработок к их рангам в объединённой выборке [4].

Преимущество критерия Уилкоксона при проверке выборок на однородность по сравнению с другими знаковыми критериями состоит в том, что используемая в нём ранговая статистика U , в отличие от знаковых статистик, не связана с жестким ограничением наблюдений, и поэтому она информативнее. Если выполняется нулевая гипотеза о принадлежности выборок одной и той же генеральной совокупности, а значит и соответствии их законов распределений, то производится уточнение параметров их функций распределений с использованием статистики D_n критерия Колмогорова-Смирнова [1]:

$$D_n^+ = \max_{1 < p < n} (F_{\beta_0}(t) - F_{\alpha\gamma}(t)); \quad D_n^- = \max_{1 < p < n} (F_{\alpha\gamma}(t) - F_{\beta_0}(t)); \quad D_n = \max(D_n^+, D_n^-),$$

где $F_{\theta}(t)$ – эмпирическая функция распределения с неизвестным параметром θ ; $F_{a\gamma}(t)$ – априорная функция распределения с известным параметром γ .

Далее строится эмпирическая плотность распределения случайной величины и по известным методикам определяются интервальные оценки интенсивностей отказов и восстановлений, значений нестационарных коэффициентов готовности и оперативной готовности изделий СТС.

Для оценки эффективности рассмотренных подходов определялись значения показателей точности и достоверности соответствующих показателей надежности СТС. В качестве показателя точности вычислялись значения относительных ошибок оцениваемых показателей надежности по критерию минимума общей стоимости с использованием следующих соотношений:

$$\delta K_{o.g} = \frac{K_{o.g} - \underline{K}_{o.g}}{K_{o.g}}; \quad \delta K_{o.g}^* = \frac{K_{o.g} - \underline{K}_{o.g}^*}{K_{o.g}}; \quad (4)$$

$$\delta \lambda = \frac{\bar{\lambda} - \lambda}{\lambda}; \quad \delta \lambda^* = \frac{\bar{\lambda}^* - \lambda}{\lambda}; \quad (5)$$

$$\min(C) = C_1 \cdot T + C_2 \cdot N + C_3 \cdot n, \quad (6)$$

где C_1 – стоимость единицы времени проведения испытаний по плану [NMT]; C_2 – стоимость постановки на испытание изделия СТС; C_3 – стоимость восстановления изделия СТС; T – продолжительность испытаний по плану [NMT]; N – количество однотипных изделий СТС; n – общее число отказов однотипных изделий СТС за продолжительность испытаний T согласно плану [NMT].

В качестве показателя достоверности применялась доверительная вероятность оценок соответствующих показателей надёжности. Анализ полученных результатов показывает, что достаточно точные и достоверные оценки такого ПБ, как интенсивность отказов для доверительной вероятности $q = 0,9$ в соответствии с критерием минимума общей стоимости можно получить уже при числе отказов $n = 8$. Кроме того, выполненные расчеты свидетельствуют о предпочтительном использовании байесовских интервальных оценок показателей безотказности СТС, поскольку они точнее. Перейдем к изложению основных положений методики определения и контроля уровня безотказности СТС.

Как правило, после проведения очередного ближайшего технического обслуживания (ТО) контроль у.б. составных частей (изделий) СТС выполняется с периодичностью равной периодичности проведения ТО.

Если на момент проведения контроля изделий СТС объем статистической информации об отказах не соответствует требованиям точно-

сти, т.е. число отказов менее 8, то контроль у.б. осуществляется путем сравнения фактического числа отказов с верхней границей регулирования (ВГР):

$$n_{\phi} < n_{\text{вгр}}. \quad (7)$$

Значения ВГР определяются с использованием распределения Пуассона

$$P_{\text{зад}} = \sum_{i=0}^{\text{ВГР}} \frac{(\omega_{\text{тр}} a T)^i}{i!} \cdot \exp(-\omega_{\text{тр}} a T), \quad (8)$$

где $\omega_{\text{тр}}$ – нормируемый параметр потока отказов, представляющий собой граничный (например, предельно допустимый или требуемый) у.б.; a – число однотипных изделий СТС, уровень безотказности которых контролируется; T – наработка изделий СТС.

Если неравенство (7) не выполняется, то считается, что рассматриваемое изделие не соответствует требованиям надежности и устанавливаются причины снижения у.б. с последующим назначением мероприятий по повышению надежности. В противном случае, проводят «скользящий» контроль у.б. изделий СТС за текущий месяц, квартал и год, оканчивающийся в конце текущего месяца. По результатам контроля делается заключение о снижении у.б. Если к моменту очередного контроля у.б. установлено, что объём статистической информации об отказах соответствует требованиям точности и достоверности, т.е. число отказов не менее 8 и не выявлена тенденция к ухудшению уровня ремонтпригодности (РПР) изделия, то решается параметрическая задача определения байесовской интервальной оценки интенсивности отказов изделия с использованием соотношения (1). Далее проверяется выполнение следующего условия:

$$\bar{\lambda}_n^* < \lambda_{\text{тр}}, \quad (9)$$

где $\lambda_{\text{тр}}$ – требуемое (предельное) значение интенсивности отказов (средней наработки между отказами) изделия СТС, определяемое в соответствии с [5].

Если неравенство (9) выполняется, то продолжается дальнейшая эксплуатация изделия. В случае несправедливости неравенства (9) назначаются мероприятия по повышению надежности. При ухудшении уровня РПР и числе отказов не менее 8 решается параметрическая задача определения интервальных оценок интенсивностей отказов и восстановлений изделий СТС. Затем решается задача определения оценки нестационарных КГ и КОГ изделий СТС с использованием соотношений (3). Для расчета оценки нестационарных коэффициентов готовности СТС предлагается использовать метод расчета по структурным схемам надежности (ССН). Так, для СТС с последовательной ССН её составных частей (изделий) оценка нестационарного КГ определяется с использованием соотношения вида

$$K_{\Gamma}(\varphi(t)) \cong \prod_{i=1}^n K_{\Gamma_i}(\varphi(t)). \quad (10)$$

Далее проверяется выполнение следующего условия:

$$K_{o,\Gamma_{пол}}(\varphi(t), w(\tau)) \geq K_{o,\Gamma_{пол,тр}}, \quad (11)$$

где $K_{o,\Gamma_{пол,тр}}$ – требуемое (предельное) значение нестационарного коэффициента оперативной готовности «полного», задаваемое с учетом снижения показателя эффективности функционирования СТС на допустимую величину; $K_{o,\Gamma_{пол}}$ – фактическое значение нестационарного коэффициента оперативной готовности «полного».

Если неравенство (11) выполняется, то продолжается дальнейшая эксплуатация СТС. Напротив, в случае несправедливости неравенства (11) устанавливаются причины снижения безотказности и назначается комплекс мероприятий по повышению надежности.

Итак, в настоящей статье представлено краткое описание научно-методического аппарата, который, в отличие от известных, позволяет определять и контролировать уровень безотказности сложной технической системы с учётом её фактического технического состояния и динамики изменения безотказности в условиях параметрической априорной неопределённости.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. *Математические методы в теории надежности*. – М.: Наука, 1965. – 524 с.
2. *Надежность технических систем: Справочник / Под ред. Ушакова И.А.* – М.: Радио и связь, 1985. – 606 с.
3. Ланецкий Б.Н. *Расчет коэффициента оперативной готовности системы со случайными продолжительностями интервалов ожидания и использования по назначению // Збірник наук. праць ХВУ. – Х.: ХВУ. – 1998. – Вип. 21. – С. 100 - 106.*
4. Бикел П., Доксам К. *Математическая статистика*. – М.: Финансы и статистика, 1983. – Т. 2., 254 с.
5. Иванченко О.В. *Обоснование предельных величин показателей безотказности радиоэлектронных систем зенитных ракетных комплексов, обслуживаемых по состоянию с контролем уровня надежности // Збірник наук. праць ХВУ. – Х.: ХВУ. – 1998. – Вип. 21. – С. 128 - 135.*

Поступила 10.07.2002

ДЕМИДОВ Борис Алексеевич, д.т.н., профессор, профессор кафедры ХВУ. Окончил в 1960 году Рижское ИАВУ ВВС, в 1974 году – Новосибирский госуниверситет. Область научных интересов – системный анализ, испытание и контроль качества технических объектов.

ИВАНЧЕНКО Олег Васильевич, пом. нач. отдела ХВУ. Окончил в 1985 году Днепрпетровское ВЗРКУ. Область научных интересов – техническая диагностика.

ПИБНЕВ Дмитрий Анатольевич, к.т.н., старший научный сотрудник научного центра при ХВУ. Окончил в 1988 году Днепропетровское ВЗРКУ. Область научных интересов – продление ресурсов радиоэлектронных средств.
