УДК 629.735.017.1:389.1

М.Ю. ЯКОВЛЕВ

Львовский институт Сухопутных войск Национального университета "Львовская политехника", Украина

К ВОПРОСУ О ПРОГНОЗИРОВАНИИ МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ НАДЁЖНОСТИ СРЕДСТВ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ АВИАЦИОННЫХ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

В статье проведено исследование закона распределения нестабильности метрологических характеристик средств измерительной техники авиационных радиотехнических систем и получены его основные параметры. Применение рассмотренных параметров закона распределения нестабильности метрологических характеристик средств измерительной техники авиационных радиотехнических систем при прогнозировании метрологической надёжности средств измерительной техники авиационных радиотехнических систем позволяет повысить эффективность эксплуатации авиационных радиотехнических систем за счет своевременного обнаружения неисправных средств измерительной техники и сократить затраты на их эксплуатацию.

прогнозирование, метрологическая надёжность, закон распределения, нестабильность, интенсивность дрейфа, метрологическая характеристика, средства измерительной техники, авиационные радиотехнические системы

Введение

Постановка проблемы. Усложнение средств измерительной техники (СИТ) авиационных радиотехнических систем (АРТС), повышенные требования к точности и применение в них качественно новой по физическим и конструктивно-технологическим признакам элементной базы вызвали к жизни проблему метрологической надежности [1 – 4]. Одной из важнейших задач этой сложной проблемы является разработка специальных методов оценки и прогнозирования метрологической надежности СИТ АРТС.

Анализ публикаций. Вопросам прогнозирования надежности СИТ посвящено большое число работ, например [5 – 9]. Однако они не учитывают специфики метрологической надежности СИТ в целом и, особенно, из комплектов таких сложных технических комплексов, как АРТС, что, в свою очередь, приводит к невозможности определения достоверных параметров эксплуатации СИТ. А это может негативно сказаться на процессе эксплуатации АРТС.

Цель статьи. Провести исследование закона распределения нестабильности метрологических характеристик (МХ) СИТ АРТС и получить соотношения для определения его основных характеристик.

Изложение основного материала

Рассмотрим аналитические выражения для интенсивности дрейфа МХ СИТ АРТС $G(t,\xi)$ при различном характере её изменения. При линейной интенсивности дрейфа МХ СИТ АРТС имеем:

$$G(t,\xi)=\frac{\xi-m(t)}{\sigma(t)}, \qquad (1)$$

где $m(t)$, $\sigma(t)$ – математическое ожидание и дисперсия МХ СИТ АРТС;

ξ – нестабильность МХ СИТ АРТС.

При параболической интенсивности дрейфа МХ СИТ АРТС, соответственно:

$$G(t,\xi)=\frac{\xi-m(t)+\sigma(t)e^{-R(t)}u(t)}{\sigma(t)e^{-R(t)}+[\xi-m(t)]u(t)}. \qquad (2)$$

где $R(t)$ – промежуточная функция эксцесса распределения нестабильности МХ СИТ АРТС $\omega(t)$ при $t=\tau$ и коэффициента ассиметрии дрейфа МХ СИТ АРТС $\gamma(t)$ в момент времени $t=\tau$, определяемая выражением:

$$R(t)=\int_0^t \frac{\gamma(\tau)\gamma'(\tau)}{3[\omega(\tau)-\gamma^2(\tau)-1]}d\tau\ . \quad (3)$$

Функция $u(t)$ является функцией параметров $\omega(t)$ и $\gamma(t)$, она определяется из соотношения:

$$u(t)=\int_0^t \frac{\gamma'(\tau)e^{-R(\tau)}}{3[\omega(\tau)-\gamma^2(\tau)-1]}d\tau\ . \quad (4)$$

Поясним смысл функции $G(t,\xi)$. В начальный момент времени $t=0$ функция $G(t,\xi)$ из соотношения (1) принимает вид:

$$G(0,\xi)=\frac{\xi-m(0)}{\sigma(0)}, \quad (5)$$

и равна центрированному, нормированному значению начальной нестабильности ξ_0 МХ СИТ АРТС. Так как функцию распределения нестабильности МХ СИТ АРТС $P(t,\xi)$ при $t=0$ получаем из выражения:

$$P(0,\xi)=\int_{-\infty}^{G(0,\xi)} \phi(\eta)d\eta\ , \quad (6)$$

где $\phi(\eta)$ – плотность вероятности распределения нестабильности МХ СИТ при $\xi=\eta$, то функция $G(0,\xi)$ является квантилем нормального распределения, соответствующим вероятности $P(0,\xi)$. В процессе дрейфа значения функции $G(0,\xi)$ изменяются по закону $G(t,\xi)$, но и при этом указанная связь сохраняется: при любом t, а функция $G(t,\xi)$ является квантилем нормального распределения, соответствующим вероятности $P(t,\xi)$. В частности, функция $G(t,\Delta_{\hat{a}})$ соответствует вероятности $P(t,\Delta_{\hat{a}})$ того, что нестабильность ξ МХ СИТ АРТС не превысит верхней границы $\Delta_{\hat{a}}$ области допускаемых значений параметра СИТ АРТС.

Функция $G(t,\Delta_{\hat{a}})$ соответствует аналогичной вероятности $[1-P(t,-\Delta_{\hat{a}})]$ и является характеристикой распределения дрейфа МХ СИТ АРТС. В последующем, для удобства изложения, будем её называть функцией дрейфа МХ СИТ АРТС. На основании выше изложенного справедливо сформулировать следующее правило: нестабильность МХ любого СИТ (в том числе и СИТ АРТС) за время t распределена по нормальному закону с нулевым средним значением и единичной дисперсией относительно функции дрейфа МХ СИТ АРТС $G(t,\Delta_{\hat{a}})$.

Найдем статистические характеристики плотности вероятности распределения нестабильности МХ СИТ АРТС $\phi_t(\xi)$ за время t.

Медиана распределения МХ СИТ АРТС Me определяется выражением:

$$Me=m(t)-u(t)\sigma(t)e^{-R(t)}. \quad (7)$$

Мода распределения МХ СИТ АРТС Mo характеризуется соотношением:

$$Mo\cong m(t)-\frac{2u(t)}{1+u^2(t)}\sigma(t)e^{-R(t)}. \quad (8)$$

Математическое ожидание и дисперсия реального распределения нестабильности МХ СИТ АРТС по определению равны $m(t)$ и $\sigma^2(t)$. Но плотность вероятности распределения нестабильности МХ СИТ АРТС $\phi_t(\xi)$, так же как и распределение Коши, а также ряд других теоретических распределений, строго говоря, не имеет математического ожидания и дисперсии, так как соответствующие интегралы расходятся при $\xi=\infty$. Для устранения этого несоответствия проведём усечение распределения $\phi_t(\xi)$ по некоторому значению функции $B\left[u(t)\right]$, выбранному таким образом, чтобы выполнялись условия:

$$M[\phi_t^*(\xi)]=m(t)\ ; \quad (9)$$

$$D[\phi_t^*(\xi)]=\sigma^2(t)\ , \quad (10)$$

где $\phi_t^*(\xi)$ – функция, которая определяется из соотношения:

$$\phi_t^*(\xi) = \frac{1}{\int\limits_{-\infty}^{B[u(t)]} \phi_t(\xi) d\xi} \cdot \begin{cases} \phi_t(\xi), \ \xi \le B[u(t)] \\ 0, \ \xi > B[u(t)] \end{cases}. \quad (11)$$

Получены два уравнения относительно функций $B\left[u(t)\right]$ и $R(t)$:

$$\int\limits_{-\frac{1}{u(t)}}^{B[u(t)]} \frac{x}{Z^2} e^{-0,5[\frac{J}{Z}]^2} dx = 0; \quad (12)$$

$$S \cdot \int\limits_{-\frac{1}{u(t)}}^{B[u(t)]} \frac{x^2}{Z^2} e^{-0,5[\frac{J}{Z}]^2} dx = e^{-2R(t)}, \quad (13)$$

где $S = \frac{1-u^2(t)}{\sqrt{2\pi}}$; $Z = 1 + xu(t)$; $J = x + u(t)$; $x = \frac{\xi - m(t)}{\sigma(t)}$ – промежуточные переменные, используемые для удобства записи соотношений (12) и (13).

Далее, установим связь между функциями $u(t)$ и $R(t)$, входящими в выражение плотности распределения $\phi_t(x)$, и параметрами распределения – коэффициентом асимметрии дрейфа $\gamma(t)$ и эксцессом распределения $\omega(t)$ нестабильности МХ СИТ АРТС. Для этого продифференцировав формулы (3) и (4) по $\gamma(t)$, после ряда преобразований получим:

$$\frac{\partial R(t)}{\partial \gamma(t)} = \frac{\gamma(t)}{3[\omega(t) - \gamma^2(t) - 1]}; \quad (14)$$

$$\frac{\partial u(t)}{\partial \gamma(t)} = \frac{e^{-R(t)}}{3[\omega(t) - \gamma^2(t) - 1]}. \quad (15)$$

Из формул (14) и (15) найдем искомые значения параметров распределения:

$$\gamma(t) = \frac{\partial R(t)}{\partial u(t)} e^{-R(t)}; \quad (16)$$

$$\omega(t) = 1 + \gamma^2(t) + \frac{\gamma(t)}{3} \cdot \frac{\partial \gamma(t)}{\partial R(t)}. \quad (17)$$

Объединяя уравнения (16) и (17) с уравнениями (12) и (13), получаем систему из 4-х уравнений относительно неизвестных $B\left[u(t)\right]$, $R(t)$, $\gamma(t)$ и $\omega(t)$. Полученная система уравнений решается последовательно для $u_i = u(t_i)$ с шагом Δu. На первом шаге $u_1 = 0$, $\gamma_1 = 0$, $\omega_1 = 3$, $R_1 = 0$, $B_1 = \infty$, так как $\phi_0(x)$ – плотность нормального распределения МХ СИТ АРТС. На втором и всех последующих шагах $u_i = u_{i-1} + \Delta u$, а значение B_i определяется из уравнения:

$$\int\limits_{-\frac{1}{u_i}}^{B_i} \frac{x}{Z_i^2} e^{-0,5[\frac{J_i}{z}]^2} dx = 0, \quad (18)$$

где $Z_i = 1 + xu_i$ и $J_i = x + u_i$ – промежуточные переменные, используемые для удобства записи.

Значение R_i определяем из уравнения:

$$S_i \cdot \int\limits_{-\frac{1}{u_i}}^{B_i} \frac{x^2}{Z_i^2} e^{-0,5[\frac{J_i}{Z_i}]^2} dx = e^{-2R_i}, \quad (19)$$

где $S_i = \frac{1-u_i^2}{\sqrt{2\pi}}$ – промежуточная переменная, используемые для удобства записи.

Параметры распределения γ_i и ω_i находим из равенств:

$$\gamma_i = \frac{R_i - R_{i-1}}{\Delta u} e^{-R_i}; \quad (20)$$

$$\omega_i = 1 + \gamma_i^2 + \frac{\gamma_i}{3} \cdot \frac{\gamma_i - \gamma_{i-1}}{R_i - R_{i-1}}. \quad (21)$$

Окончательно принимаем следующую зависимость плотности распределения нестабильности МХ СИТ АРТС от времени при условии, что $\gamma(t) > 0$:

$$\phi_t(\xi) = \begin{cases} \phi[G(t,\xi)], \ \varepsilon(t) \le \xi \le 6\sigma(t); \\ 0, \ \xi < \varepsilon(t); \quad \xi > 6\sigma(t), \end{cases} \quad (22)$$

где $\varepsilon(t)$ – промежуточная переменная, используемая для удобства записи, характеризуется соотношением:

$$\varepsilon(t) = m(t) - \frac{\sigma(t) \cdot e^{-R(t)}}{u(t)}, \quad (23)$$

и при $\gamma(t) < 0$, соответственно имеем:

$$\phi_t(\xi) = \begin{cases} \phi[G(t,\xi)], & -6\sigma(t) \le \xi \le \varepsilon(t); \\ 0, & \xi > \varepsilon(t);\ \xi < -6\sigma(t). \end{cases} \quad (24)$$

Анализ выражений (22) и (24) позволяет сделать следующий важный для практики вывод: при статистической обработке результатов испытаний на нестабильность значения функции $\xi(t)$, превышающие по модулю величину $6\sigma(t)$, следует исключать из выборки, квалифицируя их как промахи.

Вывод

Таким образом, проведено исследование закона распределения нестабильности МХ СИТ АРТС и получены его основные характеристики. Применение, полученных характеристик закона распределения нестабильности МХ СИТ АРТС при прогнозировании метрологической надёжности СИТ АРТС позволяет повысить эффективность эксплуатации АРТС за счет своевременного обнаружения неисправных СИТ и сократить затраты на их эксплуатацию.

Дальнейшие исследования планируется направить на разработку специальных методов оценки и прогнозирования метрологической надежности СИТ АРТС.

Литература

1. Яковлев М.Ю. Метрологическая надёжность средств измерительной техники // Зб. наук. пр. НТУ “ХПІ”.– Х.: НТУ “ХПІ”, 2005. – Вип. 37. – С. 187-191.

2. Volobuyev A.P., Yakovlev M.Yu. Evaluation of the metrological reliability of the means of measuring techniques of the aircraft radio systems // Proceedings of the International conference “Modern problems of radio engineering, telecommunications and computer science. – L.: NU ”LP” – P. 591-592.

3. Яковлев М.Ю., Волобуєв А.П. Оцінка метрологічної надійності засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем на етапі проектування // Системи озброєння і військова техніка. – 2007. – № 3 (7). – С. 51-54.

4. Яковлев М.Ю., Волобуєв А.П. Обгрунтування міжповірочних інтервалів засобів вимірювальної техніки авіаційних радіотехнічних систем // Збірка наукових праць IX Всеукраїнської Науково-практичної конференції “Молодь, освіта, наука, культура і національна самосвідомість”. – К.: Видавництво Європейського університету, 2006. – С. 253.

5. Белобрагина Л.С, Елисеев В.К. О методах линеаризации нелинейных зависимостей при решении задач точности и надежности // Точность и надежность кибернетических систем. – К.: Наук. думка, 1970. – С. 43-57.

6. Бессонов А.А. Прогнозирование характеристик надежности автоматических систем. – Л.: Энергия, 1971. – 151 с.

7. Бергнер Ю.К., Рябинов М.А. Надежность электронной аппаратуры с марковской моделью старения при расширенных допусках // Измерительная техника. – 1973. – № 7. – С. 13-16.

8. Метрологическое обеспечение и эксплуатация измерительной техники / Г.П. Богданов, В.А. Кузнецов, М.А. Лотонов и др. / Под ред. В.А. Кузнецова. – М.: Радио и связь, 1990. – 240 с.

9. Фридман А.Э. Оценка метрологической надежности измерительных приборов и многозначных мер // Измерительная техника. – 1993. – № 5. – С. 7-10.

Поступила в редакцию 5.03.2008

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Г.В. Худов, Харьковский университет Воздушных Сил им. Ивана Кожедуба, Харьков.