УДК 681.140

МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ АВИАКОСМИЧЕСКОЙ ТЕХНИКИ В ПРОЦЕССЕ ИСПЫТАНИЙ И ШТАТНОЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ

к.т.н. А.В. Кошель, к.т.н. Д.В. Дяченко, А.В. Поляков
(Харьковский университет Воздушных Сил)

Статья посвящена разработке методического аппарата, применение которого позволило бы с достаточной точностью и достоверностью оценивать параметры авиакосмической техники в условиях воздействия долговременных финансово-экономических, ресурсных, технологических и других ограничений, приводящих к интенсивным деградационным процессам элементной базы аппаратуры.

авиакосмическая техника, деградационные процессы, элементная база

Постановк а проблемы. Одной из актуальных задач является повышение эффективности испытаний и целевого применения авиакосмической техники (АКТ). Поддержание в готовности к применению АКТ слагается из контроля, анализа (оценивания состояния), диагностирования и прогнозирования изменений параметров [1]. Опыт показывает, что процессы изменения технических параметров наиболее интенсивно проявляются при функционировании космических средств (КСр) [3]. Это обусловлено экстремальными условиями их эксплуатации, в частности, воздействием комплекса гелиогеофизических факторов (ГГФ). Учитывая эти обстоятельства, предлагаемые методы оценивания параметров ориентированы на наиболее жесткие условия эксплуатации КСр, что обеспечивает достаточно высокий уровень их унификации в отношении других видов авиационно-космической техники.

Воздействие ГГФ инициирует процессы деградации физико-химических свойств материалов элементной базы радиоэлектронной аппаратуры, электромеханических узлов и агрегатов. В условиях деградации изменения параметров носят стохастический характер и оценивание их традиционными методами представляется недостаточно корректным [6]. Поэтому актуальной является разработка научно-методического аппарата оценивания параметров в условиях их стохастических изменений, т. е. в процессе интенсивной деградации элементной базы. Эти же обстоятельства заставляют по-новому подойти к технологии оценки параметров КСр.

Анализ литературы. Традиционно использовались методы фактически раздельного по времени оценивания параметров космических аппаратов (КА) и средств управления (СУ). Это объяснялось широкими возможностями перепланирования [4]. Теперь ситуация коренным образом изменилась и требует гораздо более точной оценки возможности одновременного надежного целевого функционирования КА и СУ как системы [2]. При этом системное рассмотрение не подразумевает «равновесный» подход к составляющим ее элементам – КА и СУ [8]. Речь идет о том, что при всех отличиях этих элементов, необоснованное принятие решения о целевом применении КСр неприемлемо по своим последствиям [5]. Т. е. необходимо выполнение условия, когда одновременно КА и СУ готовы по своим параметрам к надежному выполнению ими целевых задач [7]. На основе изложенного подхода рассмотрим основные научно-методические положения оценивания параметров космических средств.

Цель работы. Разработка методического аппарата для оценивания параметров авиакосмической техники в условиях воздействия долговременных финансово-экономических, ресурсных и технологических ограничений.

1. Метод оценивания характеристик законов распределения случайных значений параметров космических средств. Оценивание некоррелированных факторов связано с необходимостью описания значимых компонент матрицы данных U. Для этого необходимо знание законов распределения оцениваемых случайных величин. Как известно, наиболее достоверно законы распределения случайных величин параметров оцениваются на основе реализации параметров в серии измерений совокупности контролируемых параметров. Однако решение этой задачи осложняется рядом обстоятельств:

– оценки реализаций параметров в каждом измерении, получаемые существующими методами, искажены погрешностями, законы распределения которых обычно неизвестны;

– погрешности оценивания реализаций параметров бортовых и наземных комплексов КСр могут изменяться от измерения к измерению из-за различий количества и качества привлекаемых средств измерений и условий функционирования космических средств, включая процессы деградации, режимы функционирования вне гарантийных сроков и при выработке ресурсов и т.п.;

– законы и параметры распределения случайных величин параметров бортовых и наземных комплексов КСр могут изменяться в процессе проведения измерений из-за внесения изменений в конструкцию, технологию изготовления и порядок функционирования;

– число измерений контролируемых параметров комплексов космических средств ограничено.

В связи с этим обычно удается оценить лишь характеристики законов распределения случайных величин параметров комплексов космических средств – математическое ожидание и дисперсию. Для решения задачи оценивания параметров космических средств при определенных допущениях таких данных оказывается достаточно.

Рассмотрим серию i-х измерений, i = 1, … , n, в каждом из которых получены взаимно некоррелированные оценки реализаций параметров космических средств: вектора $\overline{X}_i = \{\overline{x}_{ji}\}, j = 1, \ldots, J$, или функции $\overline{x}_i(t),\ t \in [t_0; t_k]$. Погрешности оценок не смещены и характеризуются ковариационной матрицей $K_{\overline{x}_i}$ для вектора $\overline{X}$ или корреляционной функции $K_{\overline{x}_i}\left(t, t^1\right)$ для функции $\overline{X}(t)$. Предположим, что неизвестное математическое ожидание параметров комплекса космических средств $M[X] = \{M[x_j]\}$ или $M\left[X(t)\right] = M_x(t)$ при проведении оценивания параметров КСр не меняется. Модель совокупности измерений для векторной характеристики функции x(t) в определенной точке t

$$M[x_j] + \delta_{x_{ji}} + \delta_{ji} = \overline{x}_{ji},\ j = 1, \ldots, J;$$

или

$$M_x(t) + \delta_{x_i}(t) + \delta_i(t) = \overline{X}_i(t),\ t \in \left[t_0; t_k\right],$$

где $\delta_{x_{ji}}$, $\delta_{x_i}(t)$ – случайные отклонения параметра комплекса космических средств от математического ожидания; $\delta_{ji}, \delta_i(t)$ – погрешности точечных оценок $\overline{X}_{ji}$ и $\overline{X}_i(t)$.

В нестабильных условиях измерений случайные отклонения $\delta_{x_{ji}}$ и $\delta_{x_i}(t)$ имеют разные дисперсии $\sigma^2_{x_{ji}}$ и $\sigma^2_{x_i}(t)$. Погрешности оценок характеризуются дисперсиями

$$\sigma^2_{x_{ji}} = K_{\overline{x}_{jji}} \text{ и } \sigma^2_{\delta_i}(t) = K_{\overline{x}_i}(t, t),$$

которые определяются по диагональным элементам матриц $K_{\overline{x}_i}$ или по значениям корреляционной функции $K_{\overline{x}_i}\left(t, t'\right)$ при $t' = t$. Суммарные отклонения определяются следующим образом:

$$\delta_{\Sigma_{ji}} = \delta_{x_{ji}} + \delta_{ji};$$

$$\delta_{\Sigma_i}(t) = \delta_{x_i}(t) + \delta_i(t),$$

дисперсии их равны:

$$\sigma^2_{\Sigma_{ji}} = \sigma^2_{x_{ji}} + \sigma^2_{\delta_{ji}};$$

$$\sigma^2_{\Sigma_i}(t) = \sigma^2_{x_i}(t) + \sigma^2_{\delta_i}(t).$$

Тогда модель связи полученных оценок реализаций параметров комплекса космических средств и неизвестного математического ожидания будет иметь вид

$$M[x_j] + \delta_{\Sigma_{ji}} = \overline{X}_{ji},\ j = 1,\ \dots,\ J$$

или

$$M_x(t) + \delta_{\Sigma_i}(t) = \overline{X}_i(t),\ \ t \in [t_0; t_k],$$

где $i = 1, 2, \dots, n$ – номер эксперимента.

При оценивании математического ожидания параметров комплекса космических средств в качестве критерия оптимальности служит дисперсия получаемых оценок. Такие оценки соответствуют взвешенному методу наименьших квадратов:

$$\overline{M}[x_j] = \sigma^2_{\overline{M}[x_j]} \sum_{i=1}^{n} \frac{\overline{x}_{ji}}{\sigma^2_{\Sigma_{ji}}}; \qquad \sigma^2_{\overline{M}[x_j]} = \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma^2_{\Sigma_{ji}}} \right]^{-1},\ \ j = 1, \dots,\ J$$

или

$$\overline{M}_x(t) = \sigma^2_{\overline{M}_x(t)} \sum_{i=1}^{n} \frac{\overline{x}_i(t)}{\sigma^2_{\Sigma_i}(t)}; \qquad \sigma^2_{\overline{M}_x}(t) = \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sigma^2_{\Sigma_i}(t)} \right]^{-1},\ \ t \in [t_0; t_x].$$

При стабильных условиях измерений, если дисперсия погрешностей оценок реализаций параметра не изменяется при изменении номера i (при $\sigma^2_{\Sigma_{ji}} = \sigma^2_{\Sigma_j}$, $\sigma^2_{\Sigma_i}(t) = \sigma^2_{\Sigma}(t)$), эти оценки преобразуются к простому виду средних значений:

$$\overline{M}[x_j] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \overline{x}_{ji}; \quad \sigma^2_{\overline{M}[x_j]} = \frac{\sigma^2_{\Sigma_j}}{n};$$

$$\overline{M}_x(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \overline{x}_i(t); \quad \sigma^2_{\overline{M}_x(t)} = \frac{\sigma^2_{\Sigma}(t)}{n}.$$

В силу центральной предельной теоремы при достаточном объеме измерений (при $n \geq 5 \dots 10$) точечные оценки математического ожидания имеют примерно нормальное распределение, которое можно применять при поиске доверительного интервала для математического ожидания.

Если дисперсия $\sigma^2_{\Sigma_j}$ или $\sigma^2_{\Sigma}(t)$ неизвестна и оценивается по экспериментальным данным, то при нормально распределенных оценках реализаций $\overline{x}_{ji}$ или $\overline{x}_i(t)$ для интервальной оценки математического ожидания параметров комплекса космических средств используется распределение Стъюдента.

Из приведенных зависимостей видно, что при несмещенных оценках реализаций параметров комплекса космических средств оценки математического ожидания не смещены и при $n \to \infty$ сходятся к истинному значению.

Если случайная функция параметров комплекса космических средств обладает эргодическими свойствами по отношению к математическому ожиданию, то оценку математического ожидания можно получить и по одной реализации $\hat{x}(t)$ на основе сглаживания ее выбранной математической моделью $M_{xммо}(t)$. В том случае, когда математическое ожидание параметра имеет тренд, его можно представить в виде некоторой модели $M_{xммо}(t) = b_{\prime}(t) + F_t\left(i, \{b_g(t)\}\right)$ с ограниченным числом элементов b_g, $g = 1, \ldots, G < n$.

Если нет полной уверенности, что математическое ожидание имеет тренд, можно выдвинуть и проверить нулевую гипотезу о том, что математическое ожидание постоянно $M_x(t) = \text{const}$.

Предположим, что по результатам измерения параметров комплекса космических средств x и y, построена математическая модель изменения математического ожидания

$$M_{\hat{x}} = a_1 + a_2(i - i_{ср});$$
$$M_{\hat{y}} = b_1 + b_2(i - i_{ср}); \quad .$$
$$i_{ср} = (n + 1) / 2$$

Пусть параметры комплекса космических средств и их оценки имеют постоянную дисперсию, не изменяющуюся в процессе эксплуатации. Оценим параметры моделей по МНК. Оценки получаются некоррелированные, а их реализации равны

$$\hat{a}_1 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{x}_i; \qquad \hat{b}_1 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\hat{y}_i;$$

$$\hat{a}_2 = \sum_{i=1}^{n}\hat{x}_i(i - i_{ср}) / \sum_{i=1}^{n}(i - i_{ср})^2; \qquad \hat{b}_2 = \sum_{i=1}^{n}\overline{y}_i(i - i_{ср}) / \sum_{i=1}^{n}(i - i_{ср})^2.$$

Знание дисперсии случайных значений параметров космических средств необходимо также для определения диапазона возможных отклонений реализаций параметров бортовых и наземных комплексов при их эксплуатации, для оценивания параметров КСр, для контроля соответствия параметров, для прогнозирования параметров и планирования режимов эксплуатации [4].

Рассмотрим задачу оценивания дисперсии компонентов случайного вектора $X = \{x_j\}$ или случайной функции параметров комплекса космических средств $X(t)$ при фиксированном $t \in [t_0; t_k]$ по серии i-х экспериментов, $i = 1, \dots, n$. Наибольшую информацию о дисперсии имеют квадраты отклонений оценок реализаций параметров $\overline{x}_{ji}$ или $x_i(t)$, получаемых в i-х измерениях, от оценок математических ожиданий

$$\alpha_{ji} = k_j \left(\overline{x}_{ji} - \overline{M}\left[x_{ji}\right]\right)^2, \; j = 1, \dots, J$$

или

$$\alpha_i(t) = k(t)(\overline{x}_i(t) - \overline{M}_{x_i}(t))^2, \; t \in [t_0; t_k],$$

где $k_j, k(t)$ – коэффициент, вводимый для обеспечения несмещенности оценок дисперсии: $k = n/(n - G)$; G – число параметров математической модели, описывающей изменение математического ожидания в процессе i-х измерений; при постоянном математическом ожидании G = 1.

Дисперсии случайных отклонений оценок реакций параметров космических средств от математического ожидания ($D_{\Sigma_{ij}}$ для параметра x_j или $D_{\Sigma_i}(t)$ для функции $x(t)$) складываются из дисперсии самого параметра комплекса космических средств D_{ji} или $D_{x_i}(t)$ в каждом i-м измерении и дисперсии погрешностей оценок реализаций параметров $D_{\delta_{ij}} = \sigma^2_{\delta_{ij}}$ или $D_{\delta_i}(t) = \sigma^2_{\delta_i}(t)$:

$$D_{\Sigma_{ji}} = D_{x_{ji}} + D_{\delta_{ji}}, \; j = 1, \dots, J;$$

$$D_{\Sigma_i}(t) = D_{x_i}(t) + D_{\delta_i}(t), \; t \in [t_0; t_k].$$

С учетом этих соотношений модель связи с дисперсией параметров комплексов космических средств можно записать в виде

$$D_{\Sigma_{ji}} + \varepsilon_{ji} = d_{ji}, \; j = 1, \dots, J$$

или

$$D_{\Sigma_i}(t) + \varepsilon_i(t) = d_i(t), \; t \in [t_0; t_k], \; i = 1, \dots, n,$$

где ε – случайные отклонения.

Если измерения проводятся в стабильных условиях, когда дисперсии параметров комплексов космических средств и погрешностей оценок не изменяются в ходе испытаний

$$D_{x_{ji}} = \text{const} = D_{x_j},\ D_{\delta_{ij}} = \text{const} = D_{\delta_j}$$

или

$$D_{x_i}(t) = \text{const}(t) = D_x(t);$$

$$D_{\delta_i}(t) = \text{const}(t) = D_\delta(t),$$

то дисперсию параметров комплексов космических средств можно оценить в два этапа. Сначала оценивается суммарная дисперсия обычным методом наименьших квадратов [1, 2], в результате чего получается оценка в виде среднего значения:

$$\overline{D}_{\Sigma_j} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\alpha_{ji} = \frac{1}{n-G}\sum_{i=1}^{n}\left(\overline{x}_{ji} - \overline{M}[x_j]\right)^2,\ j = 1,\ \dots,\ J;$$

$$\overline{D}_\Sigma(t) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\alpha_i(t) = \frac{1}{n-G}\sum_{i=1}^{n}\left(\overline{x}_i(t) - \overline{M}_x(t)\right)^2,\ t \in [t_o; t_k].$$

Эта оценка совпадает с известной несмещенной эффективной оценкой дисперсии по n независимым испытаниям при неизвестном математическом ожидании. На основе полученных значений с учетом выражений для D_Σ вычисляются оценки дисперсии характеристик космических средств, если известны оценки дисперсии погрешностей определения реализаций $\overline{D}_{\delta_j}$ или $\overline{D}_\delta(t)$

$$\overline{D}_{x_j} = \overline{D}_{\Sigma_j} - \overline{D}_{\delta_j},\ j = 1,\ \dots,\ J;$$

$$\overline{D}_x(t) = \overline{D}_\Sigma(t) - \overline{D}_\delta(t),\ t \in [t_o; t_k].$$

Оценки суммарных дисперсий $\overline{D}_{\Sigma_j}$ и $\overline{D}_\Sigma(t)$ при нормально распределенных оценках реализаций параметров $\overline{x}_{ji}$ или $\overline{x}_i(t)$ имеют x^2 – распределение с дисперсиями

$$\sigma^2_{\overline{D}_{\Sigma_j}} = 2\overline{D}^2_{\Sigma_j}/(n-G);\quad \sigma^2_{\overline{D}_\Sigma(t)} = 2\overline{D}^2_\Sigma(t)/(n-G).$$

При большом числе измерений n распределение оценок дисперсий стремится к нормальному.

2. Метод оценивания временного тренда параметров космических средств. При длительной эксплуатации комплексов космических средств изменяются физико-химические свойства материалов и параметры. Для оценивания параметров КСр необходимо провести оценку тренда каждого из них. Это может быть осуществлено с помощью математических моделей изменения параметров во времени.

Математические модели тренда математического ожидания параметров Кср должны обеспечивать адекватность и высокую точность аппроксимации и экстраполяции (прогнозирования). Для оценивания и прогнозирования тренда параметров используются данные измерений, полученные в результате эксплуатации и испытаний. Особенностью решаемой задачи является то, что основной объем измерений $y_i, i = 1, \dots, n$, по каждому параметру изделия получен в моменты t в начальный период (при летных испытаниях до ввода в эксплуатацию), и имеются лишь единичные значения y_i после длительного периода эксплуатации (использования по назначению). Значения y_i являются случайными и характеризуются в общем случае неизвестным законом распределения с математическим ожиданием $M[y_i] = M(t_i)$ и дисперсией $\sigma_i^2 = f(t_i)$. Для оценивания тренда параметра по этим значениям составляется система уравнений связи математического ожидания с данными y_i

$$M(t_i) + \delta_i = y_i, i = 1, \dots, n$$

или

$$\sum_{j=1}^{J} \varphi_j(t_i) \cdot a_j + \delta_i = y_i, i = 1, \dots, n, \qquad (1)$$

где δ_i – погрешности, включающие естественный разброс значений y_i как случайной величины с дисперсией σ_x^2, погрешности определения (измерения) значений y_i и погрешности принятого метода определения тренда математического ожидания параметров КСр. Систему (1) представим в матричном виде

$$\phi \cdot A + \Delta = Y, \qquad (2)$$

где $\phi = \{\phi(t_i)\} = \{\varphi_j(t_i)\}$ – матрица частных производных (базисных функций); $\Delta = \{\delta_i\}$; $Y = \{y_i\}$ – векторы погрешностей и экспериментальных данных.

При справедливости системы (2) наиболее точные оценки характеристик А метода определения тренда математического ожидания параметров изделия получаются по методу наименьших квадратов.

На основе точечных оценок тренда $M(t)$ можно провести также интервальное оценивание тренда прогнозируемого параметра $M(t)$. Так как оценки $\bar{a}_j, j = 1, \dots, J$, вычисляются на основе многих случайных величин $y_i, i = 1, \dots, n, n >> J$, то независимо от закона распределения значений y_i в соответствии с центральной предельной теоремой оценки $\bar{a}_j$ и $\overline{M}(t)$ имеют нормальное распределение.

Выводы. Математические модели тренда параметров КСр рассчитаны на общий случай значительного изменения параметров с течением времени. В то же время в ряде практических задач параметры КСр имеют незначительный тренд или вообще остаются постоянными. Это обстоятельство позволяет в ряде задач значительно повысить точность прогнозирования параметров КСр по экспериментальным данным. Для уточнения тренда можно воспользоваться математическим аппаратом проверки статистических гипотез.

Получены следующие основные результаты.

1. Предложены методы оценивания характеристик законов распределения случайных значений параметров космических средств.

2. Предложен метод оценивания временного тренда параметров космических средств.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Дмитриев А.К., Мальцев П.А. Основы теории построения и контроля сложных систем. – Л.: Энергоатомиздат, 1988. – 192 с.*
2. *Мильнер Б.З., Евенко Л.И., Рапопорт В.С. Системный подход к организации управления. –- М.: Экономика, 1983. – 224 с.*
3. *Бокс Дж. Джеккинс Г. Анализ временных рядов: прогноз и управление. Пер. с англ. – М.: Мир, 1974. – 407 с.*
4. *Федоренко Н.П. Некоторые вопросы теории и практики планирования и управления. – М.: Наука, 1979. – 438 с.*
5. *Кучук Г.А. Оцінка втрат у системах з обмеженим очікуванням // Системи обробки інформації. – Х.: ХВУ, 2004. – Вип. 4. – С. 133 – 137.*
6. *Ілюшко В.М., Малєєва О.В., Губка С.О., Дружинін Є.А. Методи експертизи та контролю при проектуванні складних технічних систем. Навч. пос. – Х.: ДАКУ „ХАІ",1998. – 52 с.*
7. *Дмитриев А.К., Кравченко И.Д. и др. Методы и алгоритмы синтеза оптимальной системы диагностирования сложных технических объектов по критерию минимума затрат // Надежность и контроль качества. – 1996. – №7. – С. 43 – 50.*
8. *Системні моделі комплексного аналізу СТС / Під ред. О.Є. Федоровича, Навч. пос. – Х.: ДАКУ, „ХАІ",1998. – 65 с.*

Поступила 15.03.2005

Рецензент: доктор технических наук, профессор Ю.Г. Даник,
Национальная академия обороны Украины, Киев.