УДК 62.192.52 9(031)

МОДЕЛИРОВАНИЕ И АНАЛИЗ ПЕРЕХОДА К ЭКСПЛУАТАЦИИ И ТЕХНИЧЕСКОМУ ОБСЛУЖИВАНИЮ ЭРГОТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ ПО ФАКТИЧЕСКОМУ СОСТОЯНИЮ

[1]Лисов А.А., [2]Изилов С.А.

[1]ГОУ ВПО «МАТИ» Российский государственный технологический университет им. К.Э. Циолковского, Москва, e-mail: electron_inform@mail.ru;

[2]ООО «Метроон», Москва, e-mail: izilov@topsalon.ru

В работе представлена методика и результаты модельного анализа процесса перехода эксплуатации и технического обслуживания сложных технических систем по их фактическому состоянию. Представленная методика рассматривает детерминированную модель деградационных отказов, в которой погрешность распределения описывается нормальным распределением.

Ключевые слова: деградационные отказы, эрготехнические системы

MODELLING AND ANALYSIS OF PASSAGE TO MAINTENANCE AND MAINTENANCE SERVICE OF ERGOTECHNOLOGY SYSTEMS BY ACTUAL STATE

[1]Lisov A.A., [2]Izilov S.A.

[1]Moscow state aviation technological university, Moscow, e-mail: electron_inform@mail.ru;

[2]LLC Metroon, Moscow, e-mail: izilov@topsalon.ru

The technique and results of modeling analysis of process of passage of maintenance and maintenance service of difficult technical systems by their actual state are presented in the article. The technique considers the determined model of degradational failures. The allocation error in model is described by normal distribution.

Keywords: degradational failures, ergotechnology systems

В настоящее время существует тенденция к переходу в эксплуатации и обслуживании сложных технических систем по их фактическому состоянию [1–4]. Информацию о нарастающей деградации систем можно получить из рассмотрения динамики некоторых определяющих параметров. Такими параметрами могут быть: количественная оценка механического износа части конструкции, расход горючего и др. Придание этим параметрам исходного значения, которое они имели в начале работы ($t = 0$), называется восстановлением.

Обозначим через Y_t значение параметра в момент t. В теории восстановления рассматривается стохастический процесс $\{Y_t\}_{t\geq 0}$, задаваемый в виде $Y = Y_0 + X_t$, где $\{X_t\}_{t\geq 0}$ – действительно-значный стохастический процесс, обладающий свойством $P(X_{0\,=}\,0) = 1$ [3]. Существуют одномерные функции распределения процесса $\{Y_t\}$ и соответствующие плотности распределения: $F_t(x) = P(Y_t \leq X)$; $f_t(x) = dF_t(x)/dx$. Допустимая область, определяющая безотказную работу системы, задается отрезком $[Y_H, Y_B]$ либо, когда возможны лишь односторонние отклонения, в виде ограничений снизу Y_H или сверху Y_B. Основной характеристикой безотказности является случайное время до наступления постепенного отказа (выхода определяющего параметра за границы допустимой области).

Основное внимание в теории восстановления уделяется вычислению наработки при различных заданных моделях динамики определяющих параметров. Информация о параметрах этого распределения позволяет планировать мероприятия по восстановлению для серии идентичных систем, т.е. планировать техническое обслуживание по некоторым нормативным показателям.

Отличием подхода, внедряемого авторами, является отказ от обслуживания «по нормативу» и переход к обслуживанию каждой конкретной системы в зависимости от ее фактического состояния. При таком подходе нас интересует не совокупность случайных функций $\{Y_t\}_{t\geq 0}$, а отдельная реализация Y_t. При этом будем считать известной модель динамики определяющего параметра с точностью до постоянных неизвестных коэффициентов этой модели, оцениваемых путем математической обработки измерений процесса Y_t. Для иллюстрации принципиального различия двух подходов к техническому обслуживанию «по нормативу» и «по состоянию» рассмотрим простейший пример.

Пусть динамика определяющего параметра задается в виде:

$$Y_t = Y_0 + Vt, \qquad (1)$$

где Y_0 – известная величина; V – нормально распределенная случайная величина с математическим определением μ_V и дисперсией σ_V^2, т.е

$$P(V \le y) = \phi\left[\left(y - \mu_V / \sigma_V\right)\right],$$

а распределение $\varphi(x)$ задано выражением:

$$\phi(x) = \frac{\int_{-\infty}^{x} e^{-(y/2)^2} dy}{2(\pi)^{1/2}}.$$

Параметр Y_t распределен нормально с математическим ожиданием $M[Y_t] = Y_0 + \mu vt$ и дисперсией $D[Y_t] = \sigma_v^2 t^2$.

Рассмотрим одностороннюю допустимую область и монотонно возрастающие реализации стохастического процесса $\{Y_t\}_{t\ge 0}$ для $P(V \ge 0) = 1$. Вероятность безотказной работы:

$$F(t) = \varphi\left[\frac{Y_B - M(Y_t)}{\sigma(Y_t)}\right]. \qquad (2)$$

Интервал восстановления τ_B рассчитывается из условия $F(\tau_B) = R_{зад}$, где $R_{зад}$ – заданное значение вероятности безотказной работы.

Из (2) следует равенство:

$$U_{R_{зад}} = \frac{Y_B - Y_0 - \mu_V \tau_B}{\sigma_V \tau_B}. \qquad (3)$$

Отсюда находим:

$$\tau_B = \frac{Y_B - Y_0}{\mu_V + \sigma_V U_{R_{зад}}},$$

где $U_{R_{зад}}$ – квантиль стандартного нормального распределения.

Пусть зазор механической управляющей системы увеличивается в соответствии с выражением (1) при $Y_0 = 3$ мм, $M[Y_{50\,ч}] = 5$ мм, $\sigma[Y_{50\,ч}] = 1$ мм, $\mu_V = 0{,}04$ мм, $\sigma_V = 0{,}02$ мм/ч, $Y_B = 13$ мм.

В табл. 1 приведены значения интервалов восстановления, обеспечивающих различные значения вероятностей безотказной работы.

Таблица 1

Значения интервалов восстановления для различных $R_{зад}$

$R_{зад}$	0,9	0,95	0,99	0,999
τ_B, ч	219	137	116	98

При обслуживании по фактическому состоянию в модели (1) скорость рассчитывается по результатам измерений Y_t. Будем считать, что случайная нормально распределенная погрешность характеризуется дисперсией σ_0^2. В качестве неизвестной величины V принимаем ее оценку, полученную, например, методом наименьших квадратов:

$$\hat{V}_i = \frac{1}{i\Delta_t}\sum_{j=1}^{n}\left(Y_j - Y_{j-1}\right),$$

где Y_j – измерение параметра Y_t в дискретный момент времени $j\Delta_i$; i – число измерений.

Оценка $\hat{V}_i$ имеет нормальное распределение с математическим ожиданием $M\left[\hat{V}_i\right] = V$ и дисперсией

$$D\left[\hat{V}_i\right] = \frac{\sigma_V^2}{\Delta_t^2}\frac{(2i-1)}{i^2}.$$

При подстановке оценки V_i в модель (1) получаем нормально распределенную оценку текущего значения параметра Y_t:

$$\hat{Y}_t = Y_0 + \hat{V}_i i\Delta_t$$

с математическим ожиданием

$$M\left[\hat{V}_i\right] = Y_0 + V_i\Delta_i$$

и дисперсией

$$D\left[\hat{Y}_i\right] = \sigma_V^2\,(2i-1).$$

Оценка $\hat{V}_i$ позволяет построить прогнозируемое значение определяющего параметра $Y_{i+m}(m = 0, 1, 2, ...)$:

$$\hat{Y}_{i+m} = Y_0 + \hat{V}_i\,(i+m)\,\Delta_t$$

с математическим ожиданием

$$M\left[\hat{Y}_{i+m}\right] = Y_{i+m}$$

и дисперсией

$$D\left[\hat{Y}_{i+m}\right] = \frac{\sigma_V^2\,(2i-1)}{i^2}(i+m)^2.$$

Таким образом, случайная величина:

$$z = \frac{Y_{i+m} - \hat{Y}_{i+m}}{\sigma_V\,(i+m)\sqrt{2i-1}/i}.$$

имеет стандартное нормальное распределение, и интервал восстановления $(i+m)\Delta_t$ определяется аналогично (3):

$$U_{R_{зад}} = \frac{Y_B - Y_0 - \hat{V}_i(i+m)}{\sigma_V(i+m)\sqrt{2i-1}/i}.$$

Отсюда находим:

$$(i+m)\Delta_t = \frac{Y_B - Y_0}{U_{R_{зад}}\sigma\left(\hat{V}_i\right) + \hat{V}_i}. \qquad (4)$$

Выражения (3) и (4) аналогичны, однако в (4) вместо математического ожидания и среднеквадратического отклонения, характеризующих свойства генеральной совокупности идентичных систем, появляются оценка $\hat{V}_i$ и ее среднеквадратическое отклонение $\sigma\left(\hat{V}_i\right)$, характеризующее процесс идентификации модели старения конкретной единственной системы.

Учитывая, что погрешность измерения выбирается, как правило, не менее чем в 10 раз меньше разброса измеряемого параметра в партии изделий, проведем численное сравнение двух подходов. Пусть $Y_0 = 3$ мм, $Y_B = 13$ мм, $Y_{50ч} = 0{,}04$ мм/ч, $\Delta_t = 5$ ч, $i = 10$, $\sigma_0 = 0{,}1$ мм. Расчет дает значение $\sigma(V_{50ч}) = 0{,}000872$ мм/ч.

В табл. 2 приведены результаты расчета интервалов восстановления для различных значений вероятностей безопасной работы.

Таблица 2

Значение интервалов восстановления для различных $R_{зад}$

$R_{зад}$	0,9	0,95	0,99	0,999
$\tau_B = \left(i + m\right)\Delta_t$, ч	243	241	238	234

Сравнение табл. 1 и 2 иллюстрирует преимущества подхода к обслуживанию по фактическому состоянию.

Список литературы

1. Научные основы прогрессивной техники и технологии / Г.И. Марчук, И.Ф. Образцов, Л.И. Седов и др. . – М.: Машиностроение, 1986. – 376 с.

2. Лозицкий Л.П., Янко А.К., Латнов В.Ф. Оценка технического состояния авиационных ГТД. – М.: Транспорт, 1982. – 160 с.

3. Глущенко П.В. Моделирование в диагностировании и прогнозировании состояния технических объектов. – М.: Вузовская книга, 2004. – 248 с.

4. Александровская Л.Н., Афанасьев А.П., Лисов А.А. Современные методы обеспечения безотказности сложных технических систем. – М.:Логос, 2001. – 208.

Рецензенты:

Пындак В.И., д.т.н., профессор ФГОУ ВПО «Волгоградская государственная сельскохозяйственная академия» Минсельхоза РФ, г. Волгоград;

Галушкин А.И., д.т.н., профессор, начальник лаборатории «Интеллектуальные информационные системы» ФГОУ «Центр информационных технологий и систем органов исполнительной власти», г. Москва;

Марсов В.И., д.т.н., профессор Московского автомобильно-дорожного государственного технического университета (МАДИ), кафедра «Автоматизация производственных процессов», г. Москва.

Работа поступила в редакцию 22.02.2011.