Медведев В.М., Солоха Н.Г.

МЕТОДИКА КРАТКОСРОЧНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СОСТОЯНИЯ СОВОКУПНОСТИ ОДНОТИПНЫХ ОБРАЗЦОВ ТЕХНИКИ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ИХ ПРОВЕРОК ВНЕШНИМИ СРЕДСТВАМИ КОНТРОЛЯ

В статье рассмотрены вопросы краткосрочного (до первого отказа) прогнозирования состояний контролируемых восстанавливаемых сложных объектов, находящихся в эксплуатации. Приведены примеры инструментального и статистического методов прогнозирования состояния совокупности (партии) однородных образцов. Предлагается при эксплуатации образцов техники оценивать статистические данные о показателях качества (контролируемых показателях) наиболее ответственных элементов аппаратуры изделий с целью определения их наработки и времени профилактической замены.

Общеизвестно [1], что состояние образца техники в произвольный момент времени определяется совокупностью k параметров, коррелированных или совпадающих с характеристикой контролепригодности изделия:

$$X(t) = x\{x_1(t), \dots x_i(t), \dots, x_k(t)\}.$$

В общем случае для двусторонне ограниченных параметров принято, что конкретный образец работоспособен, если для любой компоненты вектора X(t) выполняется соотношение

$$x_{i,н} \le x_i(t) \le x_{i,в}, i = 1,2,\dots,k, \qquad (1)$$

где $x_{i,н}$ – нижнее значение поля допуска двусторонне ограниченного параметра;

$x_{i,в}$, – верхнее значение поля допуска двусторонне ограниченного параметра.

Иные виды ограничений параметров описываются частными зависимостями (1).

Примем, что выбранные для оценки параметры независимы. Тогда задача краткосрочного прогнозирования соответствия образца установленным требованиям сводится к расчету для каждого из параметров в отдельности вероятности

$$p_i(t) = \text{Вер}(\tau_i > t) = P(x_{i,н} \le x_i(t) \le x_{i,в}, t < \tau_i), \quad (2)$$

где τ_i – случайная величина, определяющая момент первого выхода i-го параметра за пределы допустимого диапазона и последующего вычисления вероятности невыхода ни одного из k параметров

$$P(t) = \prod_{i=1}^{k} p_i(t).$$

При этом задача прогнозирования разбивается на два этапа:

Первый – определение теоретико-вероятностного распределения значений каждого из контролируемых параметров по статистической информации о проверках параметров совокупности однотипных образцов.

Второй – оценка вероятность невыхода каждого из параметров за пределы допустимого диапазона в течение заданного временного интервала.

Предлагается следующий подход к решению этих задач. Естественно считать, что плотность распределения значений наблюдаемых случайных процессов для разных временных сечений имеет одну и ту же структуру, хотя численные значения параметров могут меняться. Плотность распределения процессов во временных сечениях может быть выбрана из какого-либо достаточно емкого многопараметрического класса. Таким распределением является, например, четырехпараметрическое распределение вида:

$$\varphi(x, \theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4) =$$

$$= A \frac{1 + \left(\frac{x-\theta_1}{\theta_2}\right)^2}{1 + \theta_4 \left(\frac{x-\theta_1}{\theta_2}\right)^2} \exp\left\{-\frac{(x-\theta_1)^2}{2\theta_2^2}(1 + \theta_3 \operatorname{sgn}(x-\theta_1))\right\}, \qquad (3)$$

где A – нормирующая константа:

$$A = \frac{\theta_4^{\frac{1}{2}}}{\theta_2}\left\{\frac{\theta_4 - 1}{\theta_4} \cdot \frac{\pi}{2}\left[\left(1 - \Phi\left(\sqrt{\frac{1-\theta_3}{2\theta_4}}\right)\right)e^{\frac{1-\theta_3}{2\theta_1}} + \right.\right.$$

$$\left.\left.\left(1 - \Phi\left(\sqrt{\frac{1+\theta_3}{2\theta_4}}\right)\right)e^{\frac{1+\theta_3}{2\theta_4}}\right] + \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2}\theta_4}\left(\frac{1}{\sqrt{1-\theta_3}} + \frac{1}{\sqrt{1+\theta_3}}\right)\right\}^{-1}.$$

Важное свойство этого распределения состоит в том, что, варьируя численными значениями параметров $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$, можно в широких пределах изменять соответственно его математическое ожидание, дисперсию, асимметрию и эксцесс. Кроме того, ясно, что частным случаем этого распределения является нормальное, если положить $\theta_3 = 0$ и $\theta_4 = 1$. Экспериментально легко проверить, что надлежащим выбором значений параметров $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$ можно обеспечить хорошую аппроксимацию значительного числа часто используемых на практике распределений, например, Релея, Вейбулла, гамма-распределения, лог-нормального распределения экстремальных значений. Как указывалось, параметры $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$ могут быть функциями времени. При этом численные их значения в каждом временном сочетании отыскиваются в результате обработки наблюдений реализации процесса с использованием традиционных статистических методов: метода моментов, максимума правдоподобия, χ^2, ω^2 и т. п. Далее оценки значений параметров для различных временных сечений используются для построения соответствующих уравнений регрессий, описывающих $\theta_i(t)$, i= 1, 2, 3, 4. Задача оценки параметров этих уравнений может решаться и по результатам совместной обработки всех наблюдений.

На следующем этапе предлагается оценить вероятности невыхода параметра за пределы допустимого диапазона в течение заданного временного интервала.

Введем Q(t) – вероятность выхода случайной функции $\xi(t)$ за допустимый диапазон $[x_н, x_в]$ на интервале времени $[0,t]$. При этом

$$Q(t) = Q_Н(t) + Q_В(t),$$

где $Q_Н(t)$ и $Q_В(t)$, соответственно, есть вероятности выхода за нижнюю и верхнюю границы.

Рассмотрим (рис. 1), для определенности, изменение $Q_В(t)$ в виде:

Выберем такой малый интервал dt, на котором может произойти только один выброс. Будем считать, что выброс произошел, если

$$\xi(t) < x_в, \text{ но } \xi(t + dt) > x_в. \quad (4)$$

Пусть $\xi(t)$ – дифференцируемая случайная функция, и введем

$$\eta(t) = \frac{d\xi(t)}{dt}$$

случайную функцию скорости изменения случайной функции $\xi(t)$. Тогда условие (4) выброса за $x_В$ на интервале [t, t+dt] можно записать в виде

$$\xi(t) < x_в, \text{ но } \xi(t) + \eta(t)dt > x_в, \eta(t) > 0. \quad (5)$$

Здесь использовано разложение $\xi(t + dt)$ в ряд Тейлора и учтено, что длина интервала dt достаточно мала. Запишем условие (5) иначе:

$$x_в - \eta(t)dt < \xi(t) < x_в. \quad (6)$$

Тогда элементарная вероятность выброса на интервале [t, t+dt]

$$dQ_в(t) = Вер\{x_в - \eta(t)dt < \xi(t) < x_в\}. \quad (7)$$

Для вычисления этой вероятности необходимо знать совместную плотность распределения значений случайных функций ξ(t) и η(t)для каждого момента t. Пусть эта плотность f(x(t), V(f)) задана, тогда, используя несложные преобразования, получим

$$\frac{dQ_в(t)}{dt} = \int_0^\infty f(x_в, V(t))V(t)dV. \quad (8)$$

Аналогично получим плотность вероятности выброса за нижний уровень $x_Н$. При этом условие выброса за $x_Н$ на [t, t+dt] имеет вид:

$$\frac{dQ_н(t)}{dt} = \int_0^\infty f(x_н, V(t))V(t)dV. \quad (9)$$

Объединяя (8) и (9), получим плотность вероятности выброса за пределы допустимого диапазона:

$$q(t) = \frac{dQ(t)}{dt} = \frac{dQ_н(t)}{dt} + \frac{dQ_в(t)}{dt} = \int_0^\infty [f(x_н, V(t)) + f(x_в, V(t)]V(t)dV. \quad (10)$$

Тогда среднее число выбросов a(t) на интервале [0, t] определяется соотношением

$$a(t) = \int_0^t q(t)dt = \int_0^t \int_0^\infty [f(x_н, V(t)) + f(x_в, V(t))]V(t)dVdt. \quad (11)$$

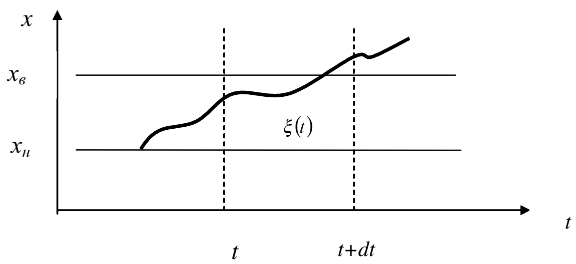

Рисунок 1. Поведение технического параметра во времени

Пусть, например, $\xi(t)$ – нормальный стационарный процесс. При этом

$$f(x,V)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x}e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma_x^2}}\cdot\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_V}e^{-\frac{V^2}{2\sigma_V^2}}. \quad (12)$$

Тогда вероятность отсутствия выброса за допустимые границы

$$p_0(t)=\exp\left\{-\frac{t}{2\pi}\cdot\frac{\sigma_V}{\sigma_x}\left[e^{-\frac{(x_B-m)^2}{2\sigma_x^2}}+e^{-\frac{(x_H-m)^2}{2\sigma_x^2}}\right]\right\}. \quad (13)$$

Для иллюстрации методики приведем следующий пример прогнозирования поведения параметра в поле допуска.

Пусть контролируемый параметр представляет собой функцию y(t), которая в известной области [0, T] принимает в моменты времени $t_0, t_1, \dots t_n$ значения $q(t_0) \dots q(t_n)$. Необходимо по известным значениям $q(t_n)$ предсказать ее значения для последующих моментов времени $t_{n+1}, t_{n+2}, \dots t_{n+m}$ в будущем (в области $[T_1, T_2]$).

Задачу прогнозирования можно решать при условии, что известны значения контролируемых параметров в нескольких точках или задан закон изменения параметра во времени. Условия задачи прогнозирования вызывают необходимость накопления статистических данных о результатах измерения параметров при контроле их стабильности во времени.

Изложенный подход позволяет определить следующие методы прогнозирования: инструментальные и статистические.

Рассмотрим инструментальные методы прогнозирования (рис. 2). Они связаны с возможностью выявления главным образом непрерывных (постепенных) изменений параметров, которые могут привести к отказам изделия. Их количество, выявленное при прогнозировании, зависит от точности средств измерений и глубины контроля. В основу этих методов положено наблюдение за характером изменения параметра во времени с оценкой их стабильности.

С учетом возможного разброса параметров, характеризующихся среднеквадратическим отклонением (σ_x), в месте пересечения нижнего участка области с линией уровня отказа (нижней границы поля допуска) находится абсцисса $t_{зам}$, определяющая возможный момент отказа, т. е. время замены элемента или корректировки параметра. Однако наблюдение ведется не непрерывно, а, как правило, при проведении очередного технического обслуживания или контроля функционирования. Для того чтобы во время между очередными профилактическими работами параметр не вышел за пределы допуска, время $t_{зам}$ определяется как $t_{зам} = t'_{зам} - t_{пр}$. При величине $t_{зам}$ определяется значение параметра прогнозирования $x_{пр}$, указывающего на необходимость проведения профилактических мероприятий (рис. 2).

Количественная оценка времени замены $t_{зам}$ может быть определена в следующей последовательности:

1. Определяется закон и параметры закона изменения параметра x после проведения обслуживания $m_x(t_0)$, $\sigma_x(t_0)$.

2. По истечении времени t без проведения технического обслуживания повторно определяются параметры

$$m_x(t) = m_x(t_0) + K_{mx}\, t;$$
$$\sigma_x(t) = \sigma_x(t_0) + K_{\delta x}\, t;$$

где K_{mx}, $K_{\delta x}$ – коэффициенты, характеризующие стабильность параметров во времени.

Зная количественные значения параметров m_x, σ_x в моменты времени t_0 и t_1, можно оценить значение этих коэффициентов

$$K_{mx}=\frac{m_x(t_1)-m_x(t_0)}{(t_1-t_0)};$$

$$K_{\delta x}=\frac{\sigma_x(t_1)-\sigma_x(t_0)}{(t_1-t_0)}.$$

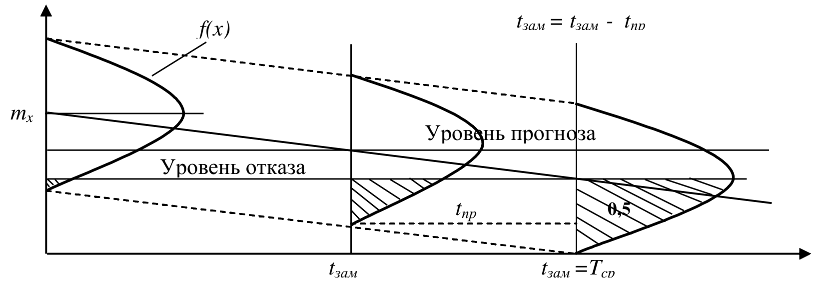

Рисунок 2. К инструментальному методу прогнозирования времени замены

3. При заданном уровне выхода параметра за пределы поля допуска (заданной вероятности отказа)

$$P_{\text{вых } x_в} = 1 - \Phi^*(Z_p);$$

$$Z_p = \frac{x_в - (m_x(t_0) + K_{mx} t_{зам})}{\sigma_x(t_0) + K_{\sigma x} t_{зам}}.$$

Отсюда

$$t_{зам} = \frac{x_в - m_x(t_0) - Z_{p\sigma x}(t_0)}{Z_p K_{\sigma x} + K_{mx}}.$$

Таким образом, зная значения допусков $x_{i,н} \le x_i(t) \le x_{i,в}, i = 1,2,...,k.$ контролируемых параметров, значения коэффициентов, характеризующих стабильность параметра во времени, можно решать задачу прогнозирования отказов в процессе эксплуатации, обеспечив при этом заданный уровень безотказности.

Рассмотрим статистические методы прогнозирования (рис. 3).

Статистические методы прогнозирования служат для прогнозирования главным образом внезапных отказов тех элементов, у которых распределение времени безотказной работы не соответствует показательному закону.

На оси абсцисс – физические значения контролируемых параметров, на оси ординат – частость полученных значений измеряемых параметров.

Анализ степени несоответствия проводится с привлечением статистической информации о результатах I – проверок (функционирования I – конкретных образцов аппаратуры во время их эксплуатации) каждого из К – контролируемых параметров $X(t) = \{x_1, x_2, ..., x_l\}$. на соответствие требованиям технических условий соответствующих образцов по методикам проверок контролируемых параметров образцов техники и являющихся составными частями их же технических условий.

По оси ординат приведена частота повторения случаев, соответствующих работоспособному состоянию (состояние 3) и неработоспособному состоянию (состояние 3,1).

Целью проводимого статистического анализа (оценок) являются:

– обработка статистической информации (гистограмм распределения частоты повторения результатов измерений) в поле регламентированного техническими условиями допуска параметра по образцу техники (рисунок 3);

– оценка закономерностей распределения для определения (подтверждения) принадлежности каждого из распределений одной и той же совокупности;

– подтверждение несоответствия закономерностей распределения параметров показательному закону.

Предлагается следующая последовательность исследований. В качестве программного продукта используем стандартную версию Excel.

На примере одного из контролируемых параметров, условно обозначим его как параметр 130, остальные параметры оцениваются в такой же последовательности:

1. Заносим (рисунок 4) данные по результатам проверок К – параметров парка из I – однотипных изделий:

В столбце А таблицы стандартной версии Excel вносится наименование (обозначение) исследуемых изделий, а в строке 1 в столбцах B-H номер исследуемого параметра. Значения параметров введены в строках 2-5 столбцов B-H.

2. Определяем диапазон (их максимальное и минимальное) значения (рисунок 5) с использованием стандартных процедур выбранного программного продукта:

Для параметра 130 это max1 и min1, а для 131 – max2 и min2 и т.д.

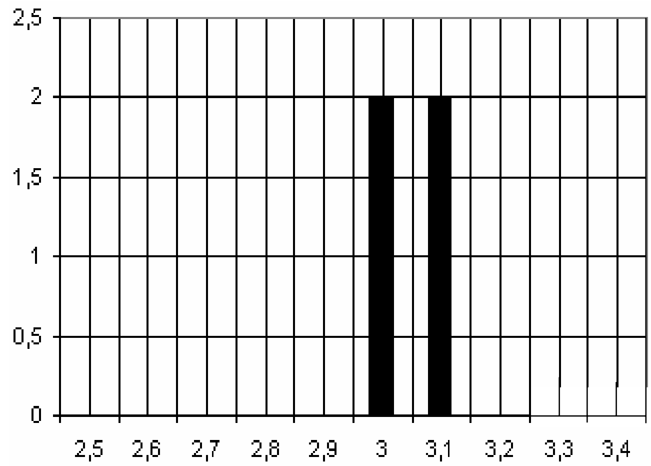

Рисунок 3. К статистическому методу прогнозирования

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	№	130	131	132	133	134	135	136
2	8897702	3,08	2,97	-0,2	0,2	2,84	2,79	2,84
3	8897135	3	2,98	-0,2	0,2	2,82	2,78	2,82
4	8884621	2,94	2,96	0,3	0,2	2,9	2,73	2,9
5	8861348	3,03	3,03	0,4	-0,1	2,84	2,79	2,84
6								

Рисунок 4. Общий вид исходных данных о значениях K – контролируемых параметров I – изделий

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	№	130	131	132	133	134	135	136
2	8897702	3,08	2,97	-0,2	0,2	2,84	2,79	2,84
3	8897135	3	2,98	-0,2	0,2	2,82	2,78	2,82
4	8884621	2,94	2,96	0,3	0,2	2,9	2,73	2,9
5	8861348	3,03	3,03	0,4	-0,1	2,84	2,79	2,84
6								
7								
8								
9		расчет						
10								
11		max1	max2	max3	max4	max5	max6	max7
12		3,5	3,5	1	1	3,03	3,03	3,03
13								
14		min1	min2	min3	min4	min5	min6	min7
15		2,50	2,50	-1,60	-1,60	2,73	2,73	2,73
16								

Рисунок 5. Оценка диапазона изменений контролируемых параметров

3. В дальнейшем разбиваем заданный диапазон значений на интервалы (градации изменения) в поле измеряемых физических величин и после построения интервалов вычисляем, используя функцию «ЧАСТОТА», предусмотренную в числе стандартных функций программного продукта, по количеству параметров, находящихся в десяти интервалах.

4. Далее определяем размер выборки с использованием стандартной функции «СУММ» из числа стандартных функций программного продукта, суммируем все числа в интервале ячеек.

5. Финальная стадия – построение диаграмм. Использование процедуры «МАСТЕР ДИАГРАММ» и диалогового окна позволяет выбирать нужный вид визуализации, например «Гистограмма», и в результате выбора параметра «Значения» и выделения параметров столбца формируется частость определения значений параметров, приведенная на рисунке 3. Сравнение закономерностей распределения по гистограммам позволяет подтвердить или опровергнуть гипотезы о соответствии совокупности или одиночного параметра показательному закону.

В аппаратуре современных образцов обычно имеется небольшое число элементов, которые работают в особо тяжелых режимах (генераторные лампы, мощные СВЧ-приборы и др.). Эти элементы, несмотря на свою малочисленность, дают от 25 до 50% всех отказов аппаратуры [2]. Как показывает опыт эксплуатации ракет, с достаточной для практики точностью и приближением распределения времени безотказной работы этих элементов может быть описано нормальным законом.

Для каждого из этих элементов может быть определена по результатам эксплуатации статистически средняя наработка на отказ и величина $\sigma_{T_{ср}}$.

Если бы отсутствовал разброс значений времени безотказной работы, то предупредительная замена элемента должна была бы произойти по истечении времени наработки равного $T_{ср}$.

С учетом разброса значений $T_{ср}$ предупредительную замену данных элементов следует производить после наработки

$$t_{зам} = \overline{T_{ср}} - K_{пр}\sigma_{T_{ср}},$$

где $K_{пр}$ = 1-3 – коэффициент прогнозирования.

В связи с небольшим количеством элементов в аппаратуре, к которым может быть применен метод статистического прогнозирования, его практическое применение не вызывает сомнений и затруднений, особенно в отношении съемных электронных приборов. Исходя из вышеизложенного, можно сделать вывод, что в процессе эксплуатации образцов техники целесообразно определять и вести статистическую обработку данных по показателям качества (контролируемым показателям) данной группы элементов с целью определения их наработки и времени профилактической замены.

Список использованной литературы:

1. Проектирование внешних средств автоматизированного контроля радиоэлектронного оборудования / Под ред. Н.Н. Пономарева. – М.: Радио и связь, 1984. – 296 с.
2. Медведев В.М. Комплексное обоснование основных параметров системы эксплуатации зенитных управляемых ракет. – Смоленск, ВА ПВО, 2007. – 238 с.