

О.А. Усенко

ОЦЕНКА СОСТОЯНИЯ ВЫСОКОНАДЕЖНОГО БОРТОВОГО РАДИОЭЛЕКТРОННОГО ОБОРУДОВАНИЯ СТРЕСС-ТЕСТИРОВАНИЕМ

Одним из основных показателей качества бортового радиоэлектронного оборудования (БРЭО) является надежность. В отличие от других системных показателей реальная надежность проявляется и реализуется только в период эксплуатации и натурных испытаний. БРЭО относится к объектам высокой потенциальной надежности, поэтому целесообразно использование стресс-тестирования. Модель надежности, формируемая по данным ускоренных испытаний, характеризуется маскированием истинных механизмов отказов, возникновением новых источников отказов, не проявляющихся при номинальных уровнях воздействующих факторов. В работе предложены следующие модели и методы оценки надежности БРЭО на основе статистических данных ускоренных испытаний: – в виде марковской аппроксимации изменений параметров; – модели аппроксимации надежности характеристиками выбросов траекторий значений параметров; – модели аддитивной аппроксимации значений параметров симметричными распределениями (вкладами); – модели интерполяции данных ограниченного объема в базе ограниченных полиномов. Таким образом, цель работы заключается в разработке альтернативных моделей, реализующих физико-статистический метод измерения надежностных характеристик БРЭО в масштабе реального времени интегральных испытаний на основе прикладной теории выбросов случайных функций и теории статистик выборок критически ограниченного объема.

Надежность; стресс-тестирование; малая выборка; прогнозирование; выбросы случайной функции.

O.A. Usenko

ASSESSMENT OF THE STATE OF HIGHLY RELIABLE AVIONICS BY STRESS-TESTING

One of the main indicators of the avionics quality is reliability. Unlike other system indicators, real reliability is revealed and realized only during operation and full-scale tests. Avionics has a high potential reliability, so it is advisable to use stress testing. The reliability model, formed according to the accelerated tests, is characterized by masking the true mechanisms of failures, the emergence of new reasons of failures that do not occur at nominal levels of influencing factors. The paper proposes the following models and methods for assessing the reliability of avionics on the basis of statistical data of stress-tests: in the form of Markov approximation of parameter changes; model of reliability approximation by deviation characteristics of the trajectories of the parameters values; model of additive approximation of parameter values by symmetric distributions (contributions); model of limited volume data interpolation in the basis of finite polynomials. Thus, the purpose of the work is to develop alternative models that implement the physical and statistical method of measuring the avionics reliability characteristics in real-time of integrated tests on the basis of the applied theory of random functions deviation and the statistics theory of samples of critically limited volume.

Reliability; stress testing; small sample; prediction; random functions deviation.

Введение. Разработка радиоэлектронных систем (РЭС) космических аппаратов (КА), как и всех сложных систем, должна сопровождаться оценкой как системной, так и фрагментарной надежности на всех этапах их проектирования [1–12]. Известно, что электромагнитные, оптические процессы, отображающие функционирование РЭС КА, носят непредсказуемый стохастический характер. Характер физических процессов обусловлен случайным изменением параметров системы и их элементов под воздействием дестабилизирующих факторов [13–16]:

- ◆ аппаратных шумов, вызванных флуктуациями в пороговых и депороговых устройствах при временной дискретизации и уровневом квантовании, блоках модуляции и демодуляции, модулях системной синхронизации, блоках коммутации и т.д.;
- ◆ воздействующих на сигнал помех;
- ◆ солнечной радиацией;
- ◆ потоков протонов;
- ◆ атмосферных разрядов;
- ◆ искажений радиоволн в атмосфере.

Известные стандартные руководящие методики определения надежности систем основаны на использовании λ -характеристик. В [17–18] показано, что оценка высоконадежных РЭС КА по этим методикам невозможна из-за высоких требований к временным ресурсам, высокой стоимости используемых изделий не позволяет растрчивать ресурс жизнеобеспечения системы.

РЭС комплексируется в базе высоконадежных элементов, и проблема оценки надежности осложняется отсутствием исходных данных по безотказности элементов.

Надежность и эффективность РЭС современных КА определяется качеством информационно-управляющих систем, включающих в себя бортовой комплекс управления и наземный комплекс управления. Опыт, полученный при создании и эксплуатации РЭС КА, показал, что диагностика функционирования бортовых систем, обработка потоков информации наземными службами, принятие решения по управлению и передаче на борт КА управляющих воздействий уже не удовлетворяют требованиям по ресурсам бортовых вычислительных систем (по достоверности, по объему памяти и по быстродействию).

Проектные расчеты надежности резко отличаются от аналогичных показателей, определенных в результате эксплуатации, натурных испытаний, поскольку оборудование, находящееся на борту спутника, подвергается одновременному воздействию электромагнитных, радиационных, механических и иных физических процессов. Результат одновременного деструктивного воздействия различных факторов окружающей внешней среды на радиоэлектронное оборудование КА порождает системный эффект, не учитываемый при натурных испытаниях, при которых различные виды воздействий традиционно исследуется независимо друг от друга. Игнорирование системного эффекта, как отмечают в [15], приводит к существенным погрешностям оценки надежности и качества функционирования КА.

В связи с этим актуальной задачей является создание автоматизированной системы непрерывной информационной поддержки всех этапов жизненного цикла КА, позволяющей оценивать остаточные ресурсы надежности и прогнозировать состояние изделия, что позволит своевременно проводить профилактические и (или) ремонтные работы и маскировать отказы и нештатные ситуации путем реконфигурирования архитектуры РЭС КА.

Целью работы является разработка надежностных моделей РЭС, реализующих физико-статистический метод измерения надежностных характеристик в реальном масштабе времени посредством стресс-тестирования объекта исследования комплексным набором деструктивных воздействий. В результате стресс-теста появляется информация о надежности РЭС, находящейся в нештатном режиме состояния, вызванное выходом контролируемых параметров за установленные границы допусков. Возвращение параметров РЭС в штатное состояние сохраняет технический ресурс работоспособности системы. Таким образом, допустимым условием натурального эксперимента при стресс-тестировании является априорно известные диапазоны деструктивных воздействий на РЭС.

Математической основой предлагаемых моделей является прикладная теория выбросов случайных функций и теории статистики малых выборок.

Постановка задачи. Пусть исследуемая РЭС КА отображается M независимыми контролируруемыми параметрами $x_i(t)$, $(i = \overline{1, M})$ с соответствующими допусками рабочего $[x_i^H, x_i^G]$ и аварийного $[x_i^{H.a6}, x_i^{G.a6}]$ диапазонов. Предполагаем, что выбранная совокупность параметров обеспечивает полную наблюдаемость РЭС КА. Каждый параметр представляет собой непрерывную случайную функцию $x_i(t, x, S)$ от времени t , динамического состояния S , режима функционирования x . Очевидно, что процесс нормального функционирования соответствует изменению случайного процесса в пределах рабочих допусковых зон, тогда как деструктивные воздействия внешней среды вызывают случайные выбросы за допусковые зоны. Как правило, уменьшение или исчезновение деструктивного воздействия определенного диапазона приведет к возврату контролируемого параметра в допусковую зону. Последовательность выбросов случайных процессов за допусковую зону может быть охарактеризована двумя выборками малого объема – значений амплитуд и соответственно длительностей выбросов случайной функции за пределы допусковой зоны.

Наступление мгновенного отказа характеризуется единственным выбросом значения любого из параметров за пределы аварийных допусков, то есть $x_i(t, \xi, S) \notin [x_i^{H.a6}, x_i^{G.a6}]$, тогда как процесс деструктивного воздействия характеризуется последовательностью выбросов $X = \{x_1(t, x, S), \dots, x_N(t, x, S)\}$ значений одного или нескольких контролируемых параметров за границы рабочих допусков $[x_k^H, x_k^G]$, $(k = \overline{1, M})$. Диапазоны $[x_i^G, x_i^{G.a6}]$, $[x_i^{H.a6}, x_i^H]$ разбиваются на q уровней квантования, позволяющих целочисленно отображать значимость амплитуды выброса и вести элементарный статистический подсчет, который позволит оценить состояние параметра за допустимой областью в виде состояний вероятностно-ориентированного графа. Переход из одного состояния в другое будем отображать интенсивностью попадания амплитуды выброса в квантовую область (рис. 1).

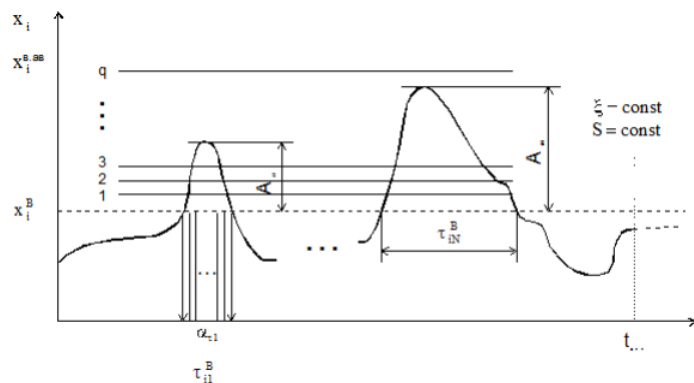


Рис. 1. Измерение характеристик выбросов x_i параметра в диапазоне $[x_i^G, x_i^{G.a6}]$ посредством квантования на q уровней

К наиболее важным параметрам выбросов относятся [20]:

- ◆ средние значения вероятностных характеристик выбросов (среднее значение, дисперсия, плотность распределения вероятности, интенсивность пересечения определенного числа квантовых уровней траекторией выброса $\eta_i = n_i/N$, где N – объем выборки выбросов, n_i – число выбросов, амплитуда которых достигла i -го уровня квантования;

- ◆ число пересечений $\lambda_i(x_i, t, T)$ заданного уровня $[x_i^H, x_i^6]$ случайным процессом $x_i(t)$ в единицу времени или на интервале наблюдения T ;

- ◆ вероятностные характеристики длительности выбросов $\tau(x_i)$ случайного процесса $x_i(t)$ над заданными уровнем;

- ◆ вероятностные характеристики значений амплитуд выбросов $A(x_i)$ (максимумов и минимумов).

Формирование моделей. Для обработки массивов амплитуд и длительностей выбросов контролируемых параметров применим известные технологии статистической обработки ограниченных по объему выборок [17]. Экспериментальное определение вероятностных характеристик выбросов случайных процессов контролируемых параметров необходимо осуществлять с привлечением нетрадиционных методов, так как в силу высокой надежности КА, требования функционирования системы диагностики в реальном масштабе времени, число фиксируемых выбросов N не может быть большим (как правило, $N = 5 \div 10$), соответственно массивы диагностических данных $A(x_i)$, $\tau(x_i)$, будут представлять собой малые выборки, которые не могут быть обработаны традиционными методами.

Метод аддитивной аппроксимации. Известны [20] специализированные методы обработки массивов малых выборок, в которых оценка плотности распределения вероятности представляется в виде суммы стандартных распределений $f_0(x_i)$ и $\psi_{x_i}(x_i^{(j)})$:

$$f_i^*(x) = \frac{1}{N+1} \left\{ f_0(x_i) + \sum_{j=1}^N \psi_{x_i}(x_i^{(j)}) \right\}, \quad (1)$$

где $f_0(x_i)$, $\psi_{x_i}(x_i^{(j)})$ – априорная и эмпирическая составляющие соответственно, в качестве которых используются симметричные распределения, называемые в дальнейшем вкладами. При использовании равновероятного распределения (прямоугольных вкладов) аддитивные составляющие определяются:

$$f_0(x_i) = \begin{cases} \frac{1}{x_i^{6,ae} - x_i^6}, & x_i^6 \leq x_i \leq x_i^{6,ae}; \\ \frac{1}{x_i^H - x_i^{H,ae}}, & x_i^{H,ae} \leq x_i \leq x_i^H; \\ 0 & , x_i \in [x_i^H, x_i^6]; \end{cases}$$

$$\psi_{x_i}(x_i^{(j)}) = \begin{cases} 1/d, & x_i^{(j)} \in [x_i^{(j)} - 1/d, x_i^{(j)} + 1/d]; \\ 0 & , x_i^{(j)} \notin [x_i^{(j)} - 1/d, x_i^{(j)} + 1/d], \end{cases}$$

где $i = \overline{1, k}$, $j = \overline{1, N}$, $d = k(b - a)$ – ширина функции вклада, оптимальное значение которой определяется эмпирическим путем для различных законов распределений в результате статистического моделирования; $k \in [0, 1]$.

Построение эмпирической гистограммы плотности распределения $f_i^*(x)$ осуществляют посредством компьютерной графики. Обязательное условие состоит в том, чтобы $x_i \in \left\{ \left[x_i^{e.ae}, x_i^e \right] \cup \left[x_i^{h.ae}, x_i^h \right] \right\}$. При реализации (1) для некоторых значений $x_i^{(j)}$ соответствующие функции вкладов $\psi_{x_i}(x_i^{(j)})$ будут выходить за пределы области $\left[x_i^e, x_i^{e.ae} \right] \cup \left[x_i^{h.ae}, x_i^h \right]$ и, значит функция $f_i^*(x)$, будет отлична от нуля и вне этой области. Последнее же противоречит априорному условию, поэтому необходимо выходящую за пределы часть площади данного вклада $\psi_{x_i}(x_i^{(j)})$ отбрасывать, а над оставшимся основанием прямоугольника, лежащим внутри области, равномерно надстраивать площадь, равную отброшенной.

Таким образом, (1) является эмпирической функцией плотности вероятности выбросов значения параметра $x_i(t)$ за допустимую зону.

Метод имитационного моделирования. Каждое значение выборки $x_i^{(j)}$, $j = \overline{1, N}$, $i = \overline{1, k}$ случайного процесса X приравнивают математическому ожиданию случайной величины и в d -окрестностях этих значений генерируют равновероятно распределенные псевдослучайные числа. Таким образом, осуществляется переход от малой выборки ($N = 5 \div 10$) к выборке стандартного объема данных, представляющей собой аддитивную суперпозицию $(N+1)$ псевдорезализаций, причем основная из них ограничена диапазоном $\left[x_i^{e.ae}, x_i^e \right] \left(\left[x_i^{h.ae}, x_i^h \right] \right)$, $i = \overline{1, k}$ с математическим ожиданием $0,5(x_i^{e.ae} - x_i^e)$ ($0,5(x_i^{h.ae} - x_i^h)$). Такая модель выборки дает возможность строить эмпирическую гистограмму по принципу классической статистики, определять оценки среднеквадратичного отклонения и среднего значения процесса X , коэффициенты асимметрии и эксцесса, другие моменты.

Следующий шаг алгоритма – идентификация эмпирической функции $f_i^*(x)$ одним из стандартных распределений. Для этого предлагается использовать модифицированный многомодельный метод, согласно которому используется конечное множество (банк) стандартных законов распределений в дифференциальной и интегральной формах, соответствующих определенным техническим состояниям РЭС. По гистограммам, полученным в результате применения метода аддитивной аппроксимации либо имитационного метода, оценивают степень близости эмпирического и теоретического распределений посредством известных критериев согласия, например, критерия согласия Пирсона. Полученные в результате одновременно функционирующих моделей значения критерия Пирсона $P_j(\chi^2, r)$ являются выходными данными, на основе которых задают отношение порядка статистических моделей в виде неубывающего упорядоченного ряда:

$$P_1(\chi^2, r) > P_2(\chi^2, r) > \dots > P_k(\chi^2, r). \quad (2)$$

Основываясь на сравнительном анализе членов ранжированного ряда (2) и выделяя максимальный (первый) элемент, делают вывод о соответствии эмпирического закона распределения $f_i^*(x)$ тому или иному, например, j -му стандартному распределению с вероятностью $P_j(\chi^2, r)$ и, следовательно, определяют статистическую модель и соответствующее ей техническое состояние.

Одновременная обработка массивов амплитуд и длительностей выбросов контролируемых параметров позволяет получить статистические модели в виде плотностей функций распределений $f_i(A)$ и $f_i(\tau)$ с достоверностью $P_1(\chi^2, r)$. Теперь статистические данные о каждом i -м параметре КА можно представить двумерной плотностью распределения вероятностей выхода параметра $x_i(t, x, S)$ за допусковую зону $[x_i^H, x_i^E]$ в предположении, что амплитуда и длительность, очевидно, являются зависимыми величинами:

$$f_i(A, \tau) = f_i(A) * f_i(\tau | A) = f_i(\tau) * f_i(A | \tau), \quad (3)$$

где $f_i(A)$ – плотность распределения амплитуд выбросов i -го параметра за допусковую зону; $f_i(\tau|A)$ – условная плотность распределения длительности выброса амплитуды A за допусковую зону.

Марковская модель. Поскольку РЭС эксплуатируется в случайных нестационарных режимах, то представим частную модель i -го диагностического параметра в виде неоднородной марковской модели надежности на три состояния, граф которой показан на рис. 2, где S_0, S_1 – состояния работоспособности, S_2 – состояние отказа; $\eta_0(t)$ и $\eta_1(t)$ – интенсивности ухудшения диагностического параметра или постепенных отказов; $\lambda_0(t)$ – интенсивность внезапных отказов. Интенсивности $\eta_0(t), \eta_1(t), \lambda_0(t)$ в общем случае являются функциями времени [20], при этом если $\lambda_0(t)$ может быть определена хотя бы приближенно по результатам испытаний (паспортным данным), то приемлемой методики определения $\eta_0(t), \eta_1(t)$ по статистическим данным малого объема о выбросах случайных функций контролируемых параметров за допусковые пределы не существует.

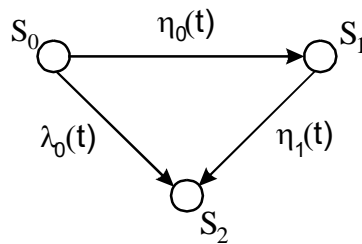


Рис. 2. Граф состояния РЭС

Определение интенсивностей $\eta(t)$ постепенных отказов предлагается производить следующим образом: выделяется j -й уровень квантования $(j = \overline{1, q})$, относительно которого фиксируются выбросы случайной функции, характеризующей изменение во времени i -го диагностического параметра. Очевидно, что j -й уровень квантования однозначно определяет величину амплитуды выброса, тогда на основании двумерной функции плотности распределения вероятностей (3) получают условное распределение и условную плотности распределения длительности выбросов i -го контролируемого параметра за j -й уровень квантования

$F_i(\tau | A_j)$ и $f_i(\tau | A_j)$. Интенсивность постепенного отказа блока ОУ, соответствующего i -му контролируемому параметру может быть установлена по известной из теории надежности формуле [20]:

$$\eta_i(t) = \frac{f_i(\tau | A_j)}{F_i(\tau | A_j)}. \quad (4)$$

Если получены параметры неоднородной марковской модели, тогда возможно составление и решение системы стохастических дифференциальных уравнений, по которой определяют соответствующие i -му контролируемому параметру значения вероятностей пребывания элемента (блока) РЭС в отдельных состояниях, А также основные характеристики надежности.

Комплексный анализ множества моделей к контролируемым параметрам, представленных в виде графа (см. рис 2), позволяет локализовать отказ РЭС, поскольку каждый i -й контролируемый параметр однозначно отображает состояние i -го элемента (блока) КА.

Модель полиномиальной интерполяции. С целью повышения достоверности результатов статистической обработки потоков с критически малым объемом предлагается осуществить обработку данных дополнительным методом, не коррелированным с методом аддитивной аппроксимации. Таким методом является метод полиномиальной интерполяции вариант выборок соответственно значений амплитуд и длительностей выбросов [20, 21]. Комплексирование модели полиномиальной интерполяции покажем на примере обработки выборки временных значений пребывания параметра за пределами допусковых зон.

Итак, исходной информацией для статистической оценки данных о выбросах траекторий случайного процесса является совокупность интервалов времени τ_{ij} пребывания i -й реализации случайного процесса $X(t)$ над заданным j -м уровнем диапазона его существования. Эти интервалы характеризуют выбросы i -й траектории $X(t)$ и являются функцией суммарного временного пребывания $X(t)$ над j -м уровнем диапазона [20]:

$$\tau_{ij} = F(T_n), \quad (5)$$

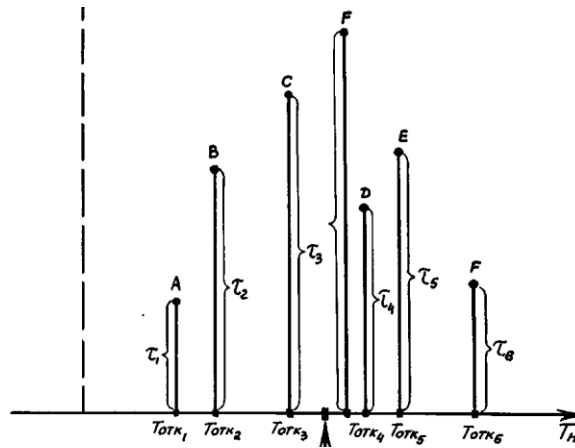
где индекс i соответствует номеру реализации случайного процесса ($i=1,2,\dots, N$); индекс j соответствует номеру превышения случайного процесса над уровнем диапазона существования случайного процесса ($j=1, 2,\dots, m$), T_n соответствует общему времени наблюдения, в течение которого осуществляется оценка параметров надежности.

В качестве примера на рис. 3 отображена графическая интерпретация малой выборки значений временных пребываний параметра за пределами допусковой области случайного процесса $X_i(t)$ i -го параметра. Из рис. 3 видно, что зависимость (6) является дискретной функцией непрерывного аргумента.

На рис. 4 приведена последовательность траекторий представления трех выборок одного и того же параметра посредством полиномиальной интерполяции. Через точки, относящиеся к одной выборке, путем интерполяции построим случайную функцию:

$$\tau = f(\tau_1; \tau_2; \dots; \tau_m), \quad \tau = \begin{cases} \tau_{ij} & \text{при } \tau = \tau_j; \quad j = 1, 2, \dots, m; \\ \tau_{np} & \text{при } \tau \neq \tau_j \end{cases} \quad (6)$$

где $\tau_1; \tau_2; \dots; \tau_m$ – интервалы времени пребывания траекторий значений параметра за пределами допусковых зон; m – длина выборки.



τ – значение времени пребывания параметра за пределами допусковых зон,
 T_H – время наблюдения

Рис. 3. Последовательность временных значений пребывания траектории i -го параметра за пределами допусковой зоны

В дальнейшем будем ее называть реализацией эмпирического случайного процесса. Интегральная функция распределения вероятностей $\tau_1; \tau_2; \dots; \tau_m$ имеет вид [20]:

$$G_{(\tau_{np})} = \int \int \dots \int_{(D)} W(\tau_1; \tau_2; \dots; \tau_m) d\tau_1 d\tau_2 \dots d\tau_m; \quad (7)$$

где $W(\tau_1; \tau_2; \dots; \tau_m)$ – многомерная плотность распределения вероятностей интервалов времени пребывания траекторий значений параметра за пределами допусковых зон; D – область интегрирования.

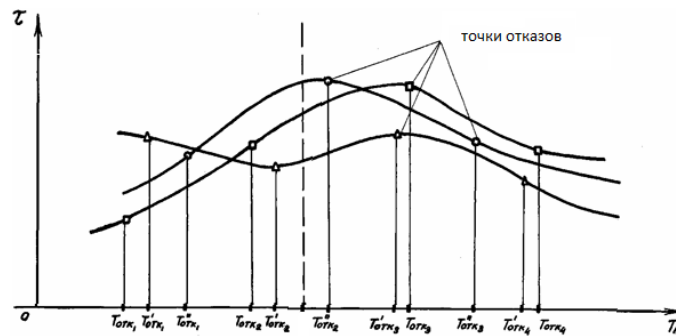


Рис. 4. Последовательность траекторий представления трех выборок одного и того же параметра посредством полиномиальной интерполяции

Выбор интерполирующей функции нужно осуществлять с учетом следующих требований: она должна обеспечивать вычисление приведенных значений $\tau_{пр}$ для любых значений времени испытаний; иметь устойчивые результаты при введении новых данных об выбросах; интерполирующая функция должна быть гладкой и проходить через все точки временных значений, принадлежащие конкретной выборке.

Очевидно, что результаты интерполяции зависят от степени интерполирующего полинома. Как показали исследования, при степени полинома не выше третьей практически во всех случаях проверка гипотезы на согласие исходного и получаемого законов распределения плотностей вероятностей интервалов дает положительные результаты, причем наилучшее совпадение законов имеет место при интерполяции кубическими сплайн-функциями [20].

Эмпирический случайный процесс изменения значений времени пребывания траектории параметра за пределами допусковых зон пригоден для прогнозирования оценок показателей надежности РЭС по i -му параметру. Пусть задан эмпирический случайный процесс (рис. 5). Требуется определить вероятностные характеристики плотности распределения вероятностей временных значений, которые построим путем сечений по амплитуде значений и по времени оценки состояния i -го параметра. Для этого определяют элементарные интервалы по формуле Стерджеса, причем масштаб времени по осям (τ , T_n) должен быть одинаков. На основании обработки случайных величин в результате сечений по (τ , T_n) строят гистограммы распределений частот временных значений поведения i -го параметра. Этот метод позволяет учесть нестационарный характер эмпирического случайного параметра (6), так как по построению вид прогнозируемой функции распределения ее параметра зависит от вида функции распределения случайной величины времени пребывания траектории за пределами допусковых зон.

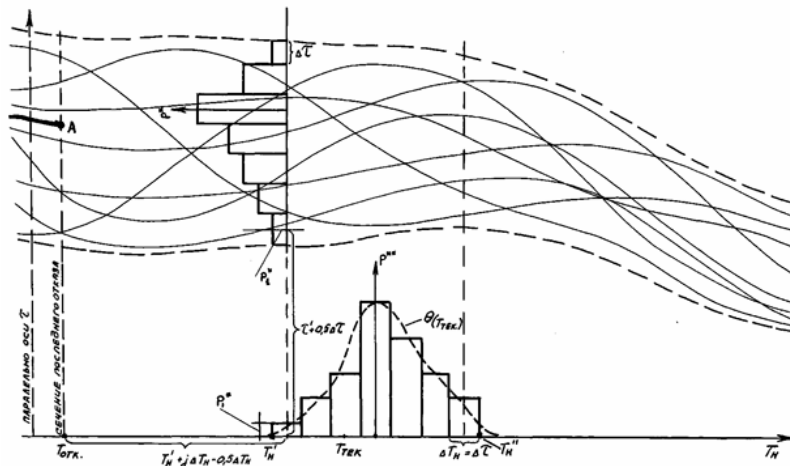


Рис. 5. Прогнозирование показателей надежности для i -го параметра РЭС по значениям времени пребывания траектории процесса за пределами допусковых зон

Алгоритм прогнозирования прост в реализации, имеет наглядную геометрическую интерпретацию. Комплексирование функции плотности итогового распределения надежности РЭС по i -му параметру осуществляется путем перемножения значений двух графиков гистограмм. Вероятность безотказной работы РЭС с учетом $i = 1, n$ равна

$$P(i) = \sum_{i=1}^n \alpha_i P_i(t),$$

где α_i – весовая значимость i -го параметра в архитектуре РЭС, причем

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1,$$

где P_i – вероятность безотказной работы РЭС по i -му параметру.

Заключение. На основе проведенных исследований можно выделить следующие основные положения и практические результаты:

1. Для диагностирования состояния РЭС КА выбросами значений контролируемых параметров предложен метод моделирования динамики деградации состояния ОУ дискретным процессом посредством квантования по уровню случайной функции контролируемого параметра.

2. В качестве диагностического параметра пользованы выбросы значений случайных функций за допусковые пределы, характеризующей изменение во времени состояния РЭС. В качестве статистических данных авторы использовали значения амплитуд и длительностей выбросов, как наиболее информативные признаки.

3. Эффективное функционирование системы диагностики в условиях минимального объема данных обеспечивается за счет применения модифицированного многомодельного метода, в рамках которого реализуются нетрадиционные алгоритмы, ориентированные на обработку малых выборок.

4. Разработаны частные модели анализа контролируемых параметров РЭС посредством: 1) компьютерной графики, реализующей метод аддитивной аппроксимации значений выборок симметричными стандартными распределениями с последующим принятием гипотезы распределения надежности на основании известных критериев согласия; 2) метод имитационного моделирования, заключающийся в генерации случайных величин, распределённых по закону симметричных стандартных плотностей распределений вероятности в окрестностях каждого значения выборки на площади заранее заданной дисперсии; 3) оценка надежности осуществлена путем отображения траектории случайных процессов параметров РЭС в виде вероятностно-ориентированных графов и соответствующих систем дифференциальных уравнений Колмогорова; 4) метод интерполяции значений выборок поведения параметра за пределами допусковой зоны наиболее эффективным полиномом интерполяции с последующей оценкой надежности РЭС по каждому параметру.

5. Итоговая оценка надежности РЭС КА проводится путем сравнительного анализа надежностных показателей по представленным моделям.

6. В работе представлен эскизный проект реализации стресс-тестирования высоконадежных радиоэлектронных комплексов с последующим построением по один им и тем же выборкам различных моделей оценок надежности.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. *Snooke N.A., Price C.J.* Integrating reliability analysis and diagnostics for complex technical systems // *Journal of Risk and Reliability*. – 2007. – Vol. 221. – Issue 2. – P. 153-159.
2. *Kyriakos Vamvoudakis, Sarangapani Jagannathan.* Control of Complex Systems. Theory and Applications. – Butterworth-Heinemann, 2016. – 762 p.
3. *Horst Czichos.* Handbook of Technical Diagnostics: Fundamentals and Application to Structures and Systems. – Springer Verlag Berlin Heidelberg, 2013. – 560 p.
4. *Józef Korbiez, Jan M. Koscielny.* Modeling, Diagnostics and Process Control: Implementation in the DiaSter System. – Springer Science & Business Media, 2010. – 384 p.
5. *Józef Korbiez, Jan M. Koscielny, Zdzislaw Kowalczyk, Wojciech Cholewa.* Fault Diagnosis: Models, Artificial Intelligence, Applications. – Springer Science & Business Media, 2012. – 922 p.
6. *Janos Gertler.* Fault Detection and Diagnosis in Engineering Systems. – Routledge, 2017. – 504 p.

7. *Бигус Г.А., Даниев Ю.Ф., Быстрова Н.А., Галкин Д.И.* Диагностика технических устройств. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2014. – 615 с.
8. *Александровская Л.Н., Афанасьев А.П., Лисов А.А.* Современные методы обеспечения безотказности сложных технических систем: учебник. – М.: Логос, 2001. – 208 с.
9. *Бакулин В.Н., Малков С.Ю., Гончаров В.В., Ковалев В.И.* Управление обеспечением стойкости сложных технических систем. – М.: Физматлит, 2006. – 304 с.
10. *Сускин В.В., Дубов А.В., Капранов А.П.* Обзор современных средств автоматизации поиска неисправностей в электронных устройствах // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. – 2010. – № 2. – С. 54-59.
11. *Панкин А.М., Башарин С.А., Кузнецов М.А.* Связь между показателями надежности и технической диагностики сложных объектов // Контроль. Диагностика. – 2016. – № 6. – С. 35-39.
12. *Прокофьев А.А.* Теоретические основы синтеза систем контроля и диагностики сложных технических объектов // Автоматизация процессов управления. – 2010. – № 1. – С. 17-23.
13. *Ксенофонтов В.Е.* Диагностирование эффективности функционирования навигационных комплексов летательных аппаратов // Контроль. Диагностика. – 2006. – № 12. – С. 48-52.
14. *Струченков В.И.* Новые алгоритмы оптимизации в задачах обеспечения надежности сложных систем // Информационные технологии. – 2012. – № 11. – С. 48-50.
15. *Кофанов Ю.Н., Савкин Л.В.* Бортовая реконфигурируемая система контроля и диагностики космического аппарата // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. – 2015. – № 12. – С. 37-43.
16. *Воловикова Е.В., Увайсов С.У.* Метод диагностирования радиоэлектронных устройств на основе комплексного электротеплового моделирования // Информационные технологии. – 2009. – № 10. – С. 57-60.
17. *Самойленко А.П., Усенко О.А.* Информационные технологии статистической обработки данных. – Ростов-на-Дону, Таганрог: Изд-во ЮФУ, 2017. – 126 с.
18. *Гузик В.Ф., Кидалов В.И., Самойленко А.П.* Статистическая диагностика неравновесных объектов. – СПб.: Судостроение, 2009. – 304 с.
19. *Шахтарин Б.И.* Случайные процессы в радиотехнике. – М.: Радио и связь, 2000. – 584 с.
20. *Самойленко А.П., Rogozov Ю.И., Усенко О.А.* Разработка адаптивной системы статистической диагностики по фактическому состоянию неравновесных объектов управления // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. – 2003. – № 4. – С. 55-64.
21. *Самойленко А.П., Горбунова Е.Б.* Технологии прогнозирования надежности РЭА при ограниченных объемах статистических выборок: монография. – Ростов-на-Дону: Изд-во ЮФУ, 2014. – 153 с.

REFERENCES

1. *Snooke N.A., Price C.J.* Integrating reliability analysis and diagnostics for complex technical systems, *Journal of Risk and Reliability*, 2007, Vol. 221, Issue 2, pp. 153-159.
2. *Kyriakos Vamvoudakis, Sarangapani Jagannathan.* Control of Complex Systems. Theory and Applications. Butterworth-Heinemann, 2016, 762 p.
3. *Horst Czichos.* Handbook of Technical Diagnostics: Fundamentals and Application to Structures and Systems. Springer Verlag Berlin Heidelberg, 2013, 560 p.
4. *Józef Korbicz, Jan M. Koscielny.* Modeling, Diagnostics and Process Control: Implementation in the DiaSter System. Springer Science & Business Media, 2010, 384 p.
5. *Józef Korbicz, Jan M. Koscielny, Zdzislaw Kowaleczuk, Wojciech Cholewa.* Fault Diagnosis: Models, Artificial Intelligence, Applications. Springer Science & Business Media, 2012, 922 p.
6. *Janos Gertler.* Fault Detection and Diagnosis in Engineering Systems. Routledge, 2017, 504 p.
7. *Bigus G.A., Daniev Yu.F., Bystrova N.A., Galkin D.I.* Diagnostika tekhnicheskikh ustroystv [Diagnostics of technical devices]. Moscow: Izd-vo MGTU im. N.E. Baumana, 2014, 615 p.
8. *Aleksandrovskaya L.N., Afanas'ev A.P., Lisov A.A.* Sovremennyye metody obespecheniya bezotkaznosti slozhnykh tekhnicheskikh sistem: uchebnik [Modern methods of ensuring the reliability of complex technical systems: textbook]. Moscow: Logos, 2001, 208 p.
9. *Bakulin V.N., Malkov S.YU., Goncharov V.V., Kovalev V.I.* Upravlenie obespecheniem stoykosti slozhnykh tekhnicheskikh sistem [Management of ensuring durability of complex technical systems]. Moscow: Fizmatlit, 2006, 304 p.

10. *Suskin V.V., Dubov A.V., Kapranov A.P.* Obzor sovremennykh sredstv avtomatizatsii po-iska neispravnostey v elektronnykh ustroystvakh [Review of modern means of automation of the claim of malfunctions in electronic devices], *Pribory i sistemy. Upravlenie, kontrol', diagnostika* [Devices and systems. Management, control, diagnostics], 2010, No. 2, pp. 54-59.
11. *Suskin V.V., Dubov A.V., Kapranov A.P.* Obzor sovremennykh sredstv avtomatizatsii poiska neispravnostey v elektronnykh ustroystvakh [Review of modern means of automation of fault finding in electronic devices], *Pribory i sistemy. Upravlenie, kontrol', diagnostika* [Devices and systems. Management, control, diagnostics], 2010, No. 2, pp. 54-59.
12. *Pankin A.M., Basharin S.A., Kuznetsov M.A.* Svyaz' mezhdru pokazatelyami nadezhnosti i tekhnicheskoy diagnostiki slozhnykh ob"ektov [Relationship between reliability indicators and technical diagnostics of complex objects], *Kontrol'. Diagnostika* [Control. Diagnostics], 2016, No. 6, pp. 35-39.
13. *Ksenofontov V.E.* Diagnostirovanie effektivnosti funktsionirovaniya navigatsionnykh kompleksov letatel'nykh apparatov [Diagnosis of the effectiveness of the navigation systems of aircraft], *Kontrol'. Diagnostika* [Control. Diagnostics], 2006, No. 12, pp. 48-52.
14. *Struchenkov V.I.* Novye algoritmy optimizatsii v zadachakh obespecheniya nadezhnosti slozhnykh sistem [New optimization algorithms in problems of reliability of complex systems], *Informatsionnye tekhnologii* [Information technologies], 2012, No. 11, pp. 48-50.
15. *Kofanov Yu.N., Savkin L.V.* Bortovaya rekonfiguriruemaya sistema kontrolya i diagnostiki kosmicheskogo apparata [Onboard reconfigurable system of control and diagnostics of the spacecraft], *Pribory i sistemy. Upravlenie, kontrol', diagnostika* [Devices and systems. Management, control, diagnostics], 2015, No. 12, pp. 37-43.
16. *Volovikova E.V., Uvaysov S.U.* Metod diagnostirovaniya radioelektronnykh ustroystv na osnove kompleksnogo elektroteplovogo modelirovaniya [Method of diagnostics of radio electronic devices on the basis of complex electrothermal modeling], *Informatsionnye tekhnologii* [Information technologies], 2009, No. 10, pp. 57-60.
17. *Samoylenko A.P., Usenko O.A.* Informatsionnye tekhnologii statisticheskoy obrabotki dannykh [Information technologies of statistical data processing]. Rostov-on-Don, Taganrog: Izd-vo YUFU, 2017, 126 p.
18. *Guzik V.F., Kidalov V.I., Samoylenko A.P.* Statisticheskaya diagnostika neravnovesnykh ob"ektov [Statistical diagnostics of non-equilibrium objects]. Saint Petersburg: Sudostroenie, 2009, 304 p.
19. *Shakhtarin B.I.* Sluchaynye protsessy v radiotekhnike [Random processes in radio engineering]. Moscow: Radio i svyaz', 2000, 584 p.
20. *Samoylenko A.P., Rogozov Yu.I., Usenko O.A.* Razrabotka adaptivnoy sistemy statisticheskoy diagnostiki po fakticheskomu sostoyaniyu neravnovesnykh ob"ektov upravleniya [Development of an adaptive system of statistical diagnostics on the actual state of non-equilibrium control objects], *Pribory i sistemy. Upravlenie, kontrol', diagnostika* [Devices and systems. Management, control, diagnostics], 2003, No. 4, pp. 55-64.
21. *Samoylenko A.P., Gorbunova E.B.* Tekhnologii prognozirovaniya nadezhnosti REA pri ogranichennykh ob'emakh statisticheskikh vyborok: monografiya [Technology forecasting reliability electronic equipment when limited amounts of statistical samples: monograph]. Rostov-on-Don: Izd-vo YUFU, 2014, 153 p.

Статью рекомендовал к опубликованию д.т.н., профессор Я.Е. Ромм.

Усенко Ольга Александровна – Южный федеральный университет; e-mail: oausenkos@sfedu.ru; 347928, г. Таганрог, пер. Некрасовский, 44; тел.: 88634371637.

Usenko Olga Alexandrovna – Southern Federal University; e-mail: oausenkos@sfedu.ru; 44, Nekrasovskiy, Taganrog, 347928; phone: +78634371637.