ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ И УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ

УДК 519.718: 519.21 DOI 10.21685/2307-5538-2019-2-1

А. К. Гришко

МАРКОВСКАЯ МОДЕЛЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ НАДЕЖНОСТИ РАДИОЭЛЕКТРОННЫХ СИСТЕМ

A. K. Grishko

MARKOV MODEL FOR PREDICTING THE PARAMETRIC RELIABILITY OF ELECTRONIC SYSTEMS

Аннотация. ***Актуальность и цели***. Техническое состояние радиоэлектронных систем зависит от множества параметров, которые в процессе эксплуатации изменяются, что может привести к потере работоспособности системы, дополнительным расходам на регламентные работы или ремонт. Сокращение расходов на эксплуатацию радиоэлектронных систем при обеспечении требуемого качества их функционирования является актуальной задачей и требует совершенствования методов прогнозирования их технического состояния. Целью работы является построение модели прогнозирования изменения параметров радиоэлектронной системы в процессе эксплуатации. ***Материалы и методы***. Модель прогнозирования технического состояния формировалась на основе теории цепей Маркова, в частности, был использован Марковский ветвящийся процесс. Для определения стохастических характеристик модели применен математический аппарат производящих функций. ***Результаты***. Получена стохастическая модель параметрического прогнозирования надежности радиоэлектронных систем, имеющая в отличие от других подходов, аналитические решения системы дифференциальных уравнений. ***Выводы***. Модель предложено использовать для прогнозирования параметрической надежности и технического состояния радиоэлектронных систем в зависимости от времени эксплуатации. При модульном проектировании модель позволяет осуществлять выбор перспективных модулей радиоэлектронных средств с учетом их вероятностных характеристик надежности.

Abstract. ***Background***. The technical condition of radio-electronic systems depends on a variety of parameters that change during operation, which can lead to loss of system performance, additional costs for maintenance or repair. Reducing the cost of operating electronic systems while ensuring the required quality of their operation is an urgent task and requires the improvement of methods for predicting their technical condition. The aim of the work is to construct a model for predicting changes in the parameters of an electronic system during operation. ***Materials and methods***. A model of forecasting the technical condition was formed on the basis of the theory of Markov chains; in particular, the Markov branching process was used. To determine the stochastic characteristics of the model, the mathematical apparatus of generating functions is applied. ***Results***. A stochastic model of parametric prediction of the reliability of radio-electronic systems was obtained, which, unlike the use of other approaches, has analytical solutions of a system of differential equations. ***Conclusions***. The model is proposed to be used to predict the parametric reliability and technical condition of electronic systems, depending on the time of operation. In modular design, the model allows the selection of promising modules of radio electronic means, taking into account their probabilistic reliability characteristics.

Ключевые слова: радиоэлектронная система, Марковская цепь, надежность, параметры, группа деградации, интенсивность перехода.

Keywords: radio electronic system, Markov chain, reliability, parameters, degradation group, transition intensity.

Введение

Радиоэлектронные системы (РЭС) имеют сложную иерархическую структуру, а уровень их надежности и техническое состояние (ТС) характеризуются и зависят от множества параметров (мощность, амплитуда и частота сигнала, фазовый сдвиг, коэффициент передачи, температурные и вибрационные характеристики и т.д.). При выходе хотя бы одного такого параметра за установленные границы допуска наступает параметрический отказ, и радиоэлектронная аппаратура считается неисправной и подлежит регулировке или замене. Обеспечение надежности радиоэлектронных систем зависит от своевременного контроля параметров РЭС, диагностики ТС, по результатам чего определяется необходимый вид технического обслуживания РЭС, который проводится с целью предупреждения внезапных и постепенных отказов. Сокращение расходов на эксплуатацию РЭС при обеспечении высокого качества их функционирования является актуальной задачей и требует для своего решения знания закономерностей поведения и изменения ТС параметров и особенностей функционирования отдельных блоков РЭС, на основе чего формируется методология прогнозирования надежности РЭС [1–4]. Математический аппарат цепей Маркова можно применять в качестве одного из подходов к описанию поведения РЭС в процессе эксплуатации.

Постановка задачи

Период эксплуатации РЭС как этап жизненного цикла сложной системы характеризуется деградационными процессами (расстройка, разрегулирование, износ контактов, старение элементной базы, коррозия и т.д.), которые приводят в какой-то момент времени к потере работоспособности РЭС. Поскольку эти процессы являются случайными и необратимыми, то вполне естественно прогнозирование деградации «старения» радиоэлектронной системы описывать на основе стохастических процессов [5–7]. Марковские цепи описывают последовательность состояний системы, в каждое из которых она может попасть независимо от предшествующего состояния, а все возможные состояния системы образуют полную группу несовместных событий. Как правило, марковская цепь описывает переходные режимы рассматриваемой системы через одинаковые интервалы времени, что позволяет использовать ее для анализа поведения системы в течение всего периода эксплуатации. Задача прогнозирования надежности РЭС будет состоять в том, чтобы, анализируя динамику изменения параметров, построить математическую модель, позволяющую оценивать количественные показатели надежности и технического состояния РЭС.

Построение модели деградации РЭС

В процессе решения проблемы параметрической надежности РЭС возникает некоторая неправомерность основного положения классической теории надежности: постоянство во времени интенсивности отказов. Это связано с тем, что она (теория) рассматривает, как правило, изделия, принимающие работоспособное и неработоспособное состояния. Постепенное изменение (дрейф) параметров РЭС в реальности происходит не только по линейному или экспоненциальному законам, но и по другим видам зависимостей, в том числе нелинейным. Из этого следует, что у рассматриваемой РЭС может быть множество работоспособных состояний, имеющих свои уровни эффективности функционирования, которые определяются степенью деградации ее параметров.

Деградационный процесс приближения радиоэлектронной системы к состоянию отказа целесообразно рассматривать, как случайный процесс изменения значений ее параметров, стремящихся к границе многомерной рабочей области. При проведении исследований дрейфа параметров РЭС их принято условно разбивать на группы для удобства изучения. Если процесс изменения технического состояния радиоэлектронной аппаратуры от времени эксплуатации условно разбить на группы деградации, то каждая группа будет характеризоваться определенным значением параметров РЭС. С увеличением номера группы повышается степень деградации радиоэлектронной системы и приближение технических параметров к своим расчетным предельным значениям. Количество этих групп параметров может быть достаточно большим и ограничивается только числом технических параметров m и самой целесообразностью разбиения.

В теории надежности и особенно ее практических приложениях акцент в исследованиях делают на характерных этапах жизненного цикла РЭС, поскольку важно различать и контролировать состояния системы, отвечающие крайним или допустимым (граничным) значениям технических характеристик. Такими являются, например, ввод в эксплуатацию, основной эксплуатационный период, предотказный период и состояние отказа.

Допустим, РЭС имеет m технических параметров, которые соответствуют определенным значениям. Период, когда РЭС находится в работоспособном состоянии, предлагается разбивать на три группы, параметры имеют допустимые значения, а четвертая группа соответствует неработоспособному состоянию РЭС, так как ее параметры вышли за установленные пределы допуска (рис. 1). Причем в первую группу будут входить параметры с номинальными значениями, вторая группа параметров имеет средние отклонения от своих номинальных значений, а третья группа содержит параметры, имеющие предельные отклонения от номиналов.

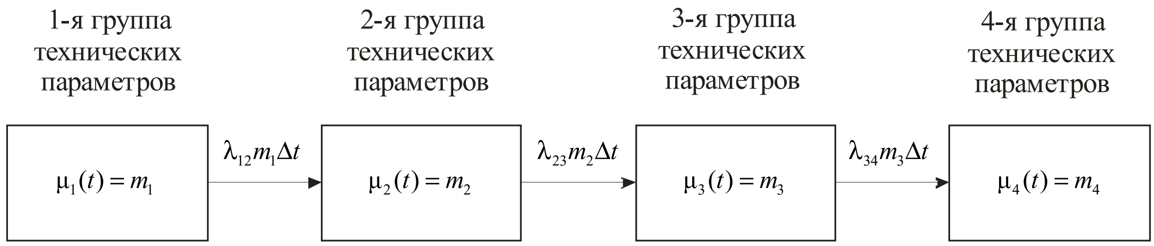

Рис. 1. Марковская цепь прогнозирования изменения параметров РЭС

Количество технических параметров, входящих в каждую из четырех групп, является величиной случайной: $\mu_1(t) = m_1$, $\mu_2(t) = m_2$, $\mu_3(t) = m_3$, $\mu_4(t) = m_4$ и их число в группах изменяется со временем эксплуатации, причем $m_1 = 0, 1, 2, ..., m$, $m_2 = 0, 1, 2, ..., m$, $m_3 = 0, 1, 2, ..., m$, $m_4 = 0, 1, 2, ..., m$. При переходе параметров из первой группы во вторую, а из второй в третью РЭС сохраняет работоспособность. При переходе хотя бы одного параметра в четвертую группу наступает параметрический отказ оборудования [8, 9].

Изменение технических параметров устройства в расчетной схеме моделируется следующим образом. За время $\Delta t(\Delta t \to 0)$ с вероятностью $P_{i,i+1}(\Delta t) = m_i \lambda_{i,i+1} \Delta t$ $(i = 1, 2, 3, n-1)$ параметр i-й группы переходит в $i+1$-ю группу за счет деградации элементной базы аппаратуры. Это значит в i-й группе число параметров становится на один меньше, а $i+1$-й группе становится на один больше. Вероятности переходов $P_{i,i+1}$, $i = 1, 2, 3, ..., n-1$ зависят от постоянных интенсивности переходов $\lambda_{i,i+1}$ и от количества параметров в группе деградации, т.е. значение вероятности перехода РЭС из одного состояние в другое тем выше, чем больше число характеристик в группе.

Далее определяем значение вероятности $P_{m_1, m_2, m_3, m_4}(t) = P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1,\ \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2,$ $\boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3,\ \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4)$ – вероятности того, что в некоторый произвольный момент времени t 1-я группа будет содержать m_1 параметров, 2-я группа – m_2, 3-я группа – m_3, 4-я группа – m_4.

$P_{m_1,m_2,m_3,m_4}(t)$ находим исходя из расчетной схемы прогнозирования изменения параметров РЭС [10], построенной на основе марковского процесса, который является ветвящимся (рис. 2).

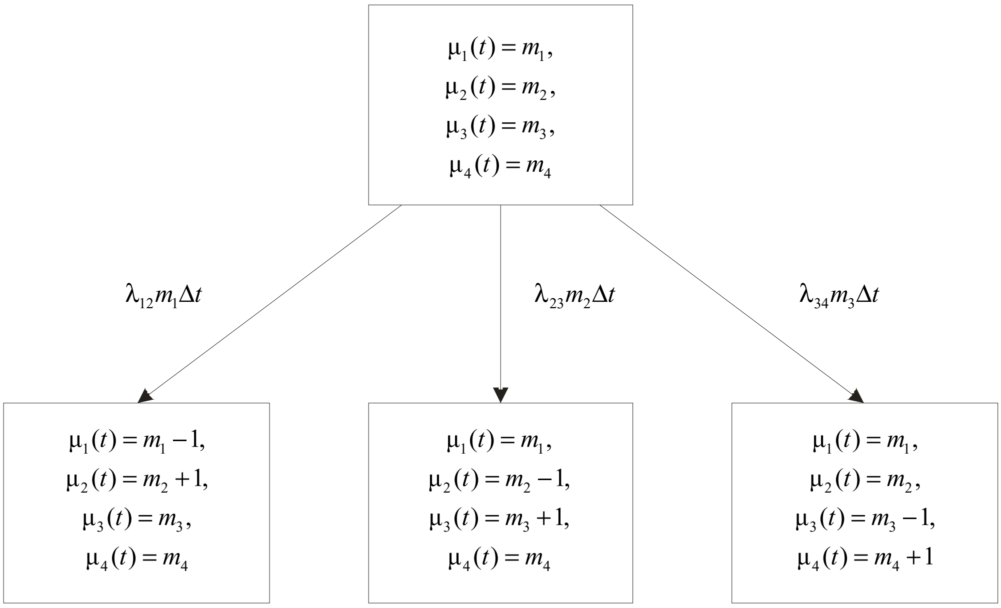

Рис. 2. Структура вероятностных переходов Марковского процесса прогнозирования изменения параметров РЭС

Построение системы дифференциальных уравнений

При построении системы линейных дифференциальных уравнений, которая описывает Марковский процесс, необходимо учитывать, что ее порядок напрямую зависит от числа состояний стохастической системы. Ветвящиеся марковские процессы характеризуются резким увеличением таких состояний при увеличении числа групп деградации и количества параметров. Например, реальные РЭС имеют до десятков и сотен тысяч состояний, что чрезвычайно усложняет решение системы дифференциальных уравнений численными методами.

В такой ситуации ветвящиеся марковские процессы имеют серьезное преимущество, поскольку построенные на основе них системы линейных обыкновенных дифференциальных уравнений имеют аналитические решения.

Достигнуто это за счет применения математического аппарата производящих функций [11], которое дало возможность преобразовать систему обыкновенных дифференциальных уравнений в линейное дифференциальное уравнение в частных производных первого порядка.

Учитывая структуру марковских переходов, составляем систему обыкновенных дифференциальных уравнений [4, 12]:

$$\begin{gathered}
\frac{dP(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4)}{dt} = \\
= -m_1\boldsymbol{\mu}_{12}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4) + \\
+(m_1+1)(\boldsymbol{\lambda}_{12}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1+1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2-1,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4) - \\
-m_2\boldsymbol{\lambda}_{23}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4) + \\
+(m_2+1)(\boldsymbol{\lambda}_{23}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2+1,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3-1,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4) - \\
-m_2\boldsymbol{\lambda}_{23}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4) + \\
+(m_2+1)(\boldsymbol{\lambda}_{23}P(t;\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1,\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2,\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3+1,\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4-1), \\
m_1 = 0,1,2,...,m, \quad m_2 = 0,1,2,...,m, \quad ... \quad m_n = 0,1,2,...,m.
\end{gathered} \tag{1}$$

Начальные условия решения системы обыкновенных дифференциальных уравнений (1) определяем, учитывая начальные состояния стохастической системы $\boldsymbol{\mu}_0 = (\boldsymbol{\mu}_1(0) = m_1^0,$

$\boldsymbol{\mu}_2(0) = m_2^0$, $\boldsymbol{\mu}_3(0) = m_3^0$, $\boldsymbol{\mu}_4(0) = m_4^0$). В начальный момент времени $t = 0$ 1-я группа содержит m_1^0 параметров, 2-я группа содержит m_2^0, 3-я группа содержит m_3^0, 4-я группе содержит m_4^0. На основе этого получаем следующее выражение:

$$P(0; \boldsymbol{\mu}_1(0) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(0) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(0) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(0) = m_4) = \\ = \begin{cases} 1, \text{если } m_1 = m_1^0, m_2 = m_2^0, m_3 = m_3^0, m_4 = m_4^0, \\ 0, \text{если } m_1 \neq m_1^0, m_2 \neq m_2^0, m_3 \neq m_3^0, m_4 \neq m_4^0. \end{cases} \tag{2}$$

Таким образом, задавая для системы обыкновенных дифференциальных уравнений (1) начальные условия (2), получаем стохастическую математическую модель прогнозирования изменения параметров РЭС в зависимости от времени эксплуатации. Применяя метод Рунге – Кутта, решаем систему (2) и находим значения $P_{m_1,m_2,m_3}(t) = P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1$, $\boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2$, $\boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3$, $\boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4)$.

Стохастические характеристики изменения значений параметров

Из вероятностей $P_{m_1,m_2,m_3,m_4}(t)$ можно получить другие стохастические характеристики изменения значений технических параметров от времени эксплуатации. Преобразуем систему обыкновенных дифференциальных уравнений в дифференциальное уравнение в частных производных с помощью производящей функции, выражение для которой имеет следующий вид [1, 2, 4]:

$$F(t; x_1, x_2, x_3, x_4) = \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \tag{3}$$

где x_1, x_2, x_3, x_4 – величины, являющиеся переменными.

После дифференцирования производящей функции $F(t; x_1, x_2, x_3, x_4)$ по каждой переменной t, x_1, x_2, x_3, x_4 получим следующие выражения:

$$\frac{\partial F}{\partial t} = \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} \frac{dP(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4)}{dt},$$

$$\begin{aligned} x_1 \frac{\partial F}{\partial x_1} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} m_1 x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \\ x_2 \frac{\partial F}{\partial x_1} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} m_2 x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \\ x_3 \frac{\partial F}{\partial x_1} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} m_3 x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \\ x_4 \frac{\partial F}{\partial x_1} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} m_4 x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} x_2 \frac{\partial F}{\partial x_1} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} (m_1+1) x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1+1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2-1, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \\ x_3 \frac{\partial F}{\partial x_2} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} (m_2+1) x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2+1, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3-1, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4), \\ x_4 \frac{\partial F}{\partial x_3} &= \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_1=0}^{m} \sum_{m_2=0}^{m} \sum_{m_3=0}^{m} \sum_{m_4=0}^{m} (m_3+1) x_1^{m_1} x_2^{m_2} x_3^{m_3} x_4^{m_4} P(t; \boldsymbol{\mu}_1(t) = m_1, \boldsymbol{\mu}_2(t) = m_2, \boldsymbol{\mu}_3(t) = m_3+1, \boldsymbol{\mu}_4(t) = m_4-1). \end{aligned}$$

Совместное решение выражений (3) и (4) относительно производящей функции приводит к дифференциальному уравнению в частных производных [3, 4]:

$$\boldsymbol{\lambda}_{12}(x_2-x_1)\frac{\partial F}{\partial x_1}+\boldsymbol{\lambda}_{23}(x_3-x_2)\frac{\partial F}{\partial x_2}+\boldsymbol{\lambda}_{34}(x_4-x_3)\frac{\partial F}{\partial x_3}-\frac{\partial F}{\partial t}=0. \quad (5)$$

Вероятность распределения параметров по группам деградации

Уравнение (5) имеет аналитическое решение, из которого для случая $\boldsymbol{\mu}_1(0)=m_1^0$ $(m_1^0=m)$, $\boldsymbol{\mu}_2(0)=0$, $\boldsymbol{\mu}_3(0)=0$, $\boldsymbol{\mu}_4(0)=0$ (все параметры РЭС в начальный момент эксплуатации не выходят за пределы номинальных значений и находятся в первой группе) определено значение вероятности распределения параметров по группам деградации:

$$P(t;m_1,m_2,m_3,m_4)=\frac{m_1^0!}{m_1!m_2!m_3!m_4!(m_1^0-m_1-m_2-m_3-m_4)!}\times$$

$$\times\left[\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{12}t)\right]^{m_1}\left[\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{23}t)-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{12}t)\right]^{m_2}\times\left[\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{34}t)-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{23}t)\right]^{m_3}\left[1-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{34}t)\right]^{m_4}. \quad (6)$$

Математическое ожидание параметров в группах деградации:

$$M_1(\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1)=m_1^0\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{12}t),$$

$$M_2(\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2)=m_1^0(\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{23}t)-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{12}t)), \quad (7)$$

$$M_3(\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3)=m_1^0(\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{34}t)-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{23}t)),$$

$$M_4(\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4)=m_1^0(1-\exp(-\boldsymbol{\lambda}_{34}t)).$$

Дисперсия параметров в группах деградации:

$$D_1(\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1)=M_1(\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1)-\frac{1}{m_1^0}M_1^2(\boldsymbol{\mu}_1(t)=m_1),$$

$$D_2(\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2)=M_2(\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2)-\frac{1}{m_1^0}M_2^2(\boldsymbol{\mu}_2(t)=m_2), \quad (8)$$

$$D_3(\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3)=M_3(\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3)-\frac{1}{m_1^0}M_3^2(\boldsymbol{\mu}_3(t)=m_3),$$

$$D_4(\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4)=M_4(\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4)-\frac{1}{m_1^0}M_4^2(\boldsymbol{\mu}_4(t)=m_4).$$

Выводы

Математические выражения для закона распределения случайных величин (6), математического ожидания (7) и дисперсии (8) составляют стохастическую модель для прогнозирования изменения состояния технических параметров РЭС в зависимости от времени эксплуатации. Рассмотренные в выражениях (6), (7) постоянные интенсивности переходов λ_{12}, λ_{23}, λ_{34} марковского процесса являются величинами неизвестными и могут быть определены опытным путем на позднем этапе проектирования аппаратуры, когда уже разработаны и созданы экспериментальные образцы и требуется их доработка. РЭС обычно имеет модульную структуру, включающую электронные блоки, которые проектировщики будут включать в конструкции перспективных радиоэлектронных систем. Это позволяет вероятностные характеристики надежности этих модулей учитывать при вычислении постоянных интенсивности переходов.

Заключение

Предложенная в данной статье стохастическая модель изменения состояния технических параметров посредством определения постоянных интенсивностей переходов λ позволяет учитывать несколько работоспособных состояний РЭС с различным уровнем эффективности, прогнозировать изменения технического состояния РЭС в зависимости от времени эксплуатации и параметрической надежности в период его длительного хранения.

Библиографический список

1. *Черноруцкий, И. Г.* Методы принятия решений / И. Г. Черноруцкий. – Санкт-Петербург : БХВ-Петербург, 2005. – 416 с.
2. *Вентцель, Е. С.* Теория вероятности / Е. С. Вентцель. – Москва : Наука, 2005. – 576 с.
3. *Гришко, А. К.* Анализ надежности структурных элементов сложной системы с учетом интенсивности отказов и параметрической девиации / А. К. Гришко // Модели, системы, сети в экономике, технике, природе и обществе. – 2016. – № 3 (19). – С. 130–137.
4. *Севостьянов, Б. А.* Ветвящиеся процессы. Теория вероятностей и математическая статистика / Б. А. Севостьянов. – Москва : Наука, 1971. – 436 с.
5. *Юрков, Н. К.* Моделирование оценки риска при отказе электронных средств длительного функционирования / Н. К. Юрков, И. И. Кочегаров, Н. В. Горячев // Проектирование и технология электронных средств. – 2014. – № 4. – С. 36–41.
6. *Гришко, А. К.* Построение эффективной системы радиоэлектронных средств на основе анализа полумарковской модели обеспечения электромагнитной совместимости / А. К. Гришко, Н. В. Горячев, Н. К. Юрков // Проектирование и технология электронных средств. – 2017. – № 4. – С. 18–25.
7. *Гришко, А. К.* Прогнозирование и оптимизация управления процессов проектирования сложных технических систем в масштабе реального времени / А. К. Гришко, А. В. Лысенко, С. А. Моисеев // Надежность и качество сложных систем. – 2018. – № 1 (21). – С. 40–45. – DOI 10.21685/2307-4205-2018-1-5.
8. *Grishko, A.* Adaptive Control of Functional Elements of Complex Radio Electronic Systems / A. Grishko, N. Goryachev, N. Yurkov // International Journal of Applied Engineering Research. – 2015. – Vol. 10, № 23. – P. 43842–43845.
9. Time Factor in the Theory of Anthropogenic Risk Prediction in Complex Dynamic Systems / V. A. Ostreikovsky, Ye. N. Shevchenko, N. K. Yurkov, I. I. Kochegarov, A. K. Grishko // Journal of Physics: Conference Series. – 2018. – Vol. 944, iss. 1. – P. 1–10. – DOI 10.1088/1742-6596/944/1/012085.
10. *Lysenko, A. V.* Optimizing structure of complex technical system by heterogeneous vector criterion in interval form / A. V. Lysenko, I. I. Kochegarov, N. K. Yurkov, A. K. Grishko // Journal of Physics: Conference Series. – 2018. – Vol. 1015, iss. 4. – P. 1–6. – DOI 10.1088/1742-6596/1015/4/042032.
11. Reliability control of complex systems at different stages of their life cycle / A. Grishko, P. Adnreev, N. Goryachev, V. Trusov, E. Danilova // Ural Symposium on Biomedical Engineering, Radioelectronics and Information Technology (USBEREIT). – Yekaterinburg, 2018. – P. 220–223. – DOI 10.1109/USBEREIT.2018.8384589.
12. Intellectual Method for Reliability Assessment of Radio-Electronic Means / N. K. Yurkov, A. K. Grishko, A. V. Lysenko, E. A. Danilova, E. A. Kuzina // International Conference on Actual Problems of Electron Devices Engineering (APEDE 2018). – Saratov, 2018. – P. 105–112. – DOI 10.1109/APEDE.2018.8542360

References

1. Chernorutskiy I. G. *Metody prinyatiya resheniy* [Decision-making methods]. Saint-Petersburg: BKhV-Peterburg, 2005, 416 p. [In Russian]
2. Venttsel' E. S. *Teoriya veroyatnosti* [Theory of probability]. Moscow: Nauka, 2005, 576 p. [In Russian]
3. Grishko A. K. *Modeli, sistemy, seti v ekonomike, tekhnike, prirode i obshchestve* [Models, systems, networks in economics, engineering, nature and society]. 2016, no. 3 (19), pp. 130–137. [In Russian]
4. Sevost'yanov B. A. *Vetvyashchiesya protsessy. Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika* [Branching process. Probability theory and mathematical statistics]. Moscow: Nauka, 1971, 436 p. [In Russian]
5. Yurkov N. K., Kochegarov I. I., Goryachev N. V. *Proektirovanie i tekhnologiya elektronnykh sredstv* [Design and technology of electronic means]. 2014, no. 4, pp. 36–41. [In Russian]

6. Grishko A. K., Goryachev N. V., Yurkov N. K. *Proektirovanie i tekhnologiya elektronnykh sredstv* [Design and technology of electronic means]. 2017, no. 4, pp. 18–25. [In Russian]
7. Grishko A. K., Lysenko A. V., Moiseev S. A. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system* [Reliability and quality of complex systems]. 2018, no. 1 (21), pp. 40–45. DOI 10.21685/2307-4205-2018-1-5. [In Russian]
8. Grishko A., Goryachev N., Yurkov N. *International Journal of Applied Engineering Research*. 2015, vol. 10, no. 23, pp. 43842–43845.
9. Ostreikovsky V. A., Shevchenko Ye. N., Yurkov N. K., Kochegarov I. I., Grishko A. K. *Journal of Physics: Conference Series*. 2018, vol. 944, iss. 1, pp. 1–10. DOI 10.1088/1742-6596/944/1/012085.
10. Lysenko A. V., Kochegarov I. I., Yurkov N. K., Grishko A. K. *Journal of Physics: Conference Series*. 2018, vol. 1015, iss. 4, pp. 1–6. DOI 10.1088/1742-6596/1015/4/042032.
11. Grishko A., Adnreev P., Goryachev N., Trusov V., Danilova E. *Ural Symposium on Biomedical Engineering, Radioelectronics and Information Technology (USBEREIT)*. Yekaterinburg, 2018, pp. 220–223. DOI 10.1109/USBEREIT.2018.8384589.
12. Yurkov N. K., Grishko A. K., Lysenko A. V., Danilova E. A., Kuzina E. A. *International Conference on Actual Problems of Electron Devices Engineering (APEDE 2018)*. Saratov, 2018, pp. 105–112. DOI 10.1109/APEDE.2018.8542360

Гришко Алексей Константинович
кандидат технических наук, доцент,
кафедра конструирования
и производства радиоаппаратуры,
Пензенский государственный университет
(Россия, г. Пенза, ул. Красная, 40)
E-mail: alexey-grishko@rambler.ru

Grishko Alexey Konstantinovich
candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of radio equipment design
and production,
Penza State University
(40 Krasnaya street, Penza, Russia)

Образец цитирования:

Гришко, А. К. Марковская модель прогнозирования параметрической надежности радиоэлектронных систем / А. К. Гришко // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. – 2019. – № 2 (28). – С. 5–12. – DOI 10.21685/2307-5538-2019-2-1.