

УДК 629.7/621.01

DOI 10.51955/23121327_2022_2_34

К ВОПРОСУ О ПРАВОМЕРНОСТИ ОПИСАНИЯ ПРОЦЕССА ТЕХНИЧЕСКОЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ ПАРКА ВОЗДУШНЫХ СУДОВ ПОЛУМАРКОВСКИМИ МОДЕЛЯМИ

Сергей Сергеевич Тришин^{1,2}
orcid.org/0000-0002-0088-3785,

аспирант¹,
инженер смены²,

*¹Сибирский государственный университет науки и технологий
имени академика М.Ф. Решетнева,
проспект им. газеты Красноярский рабочий, 31
Красноярск, 660037, Россия*

*²Авиакомпания АО «Норильск Авиа»,
ул. Орджоникидзе, д.4а
Норильск, 663319, Россия
voltam2006@yandex.ru*

Евгения Андреевна Ачкасова,
orcid.org/0000-0003-3636-5135,
старший преподаватель,

*Сибирский государственный университет науки и технологий
имени академика М.Ф. Решетнева,
проспект им. газеты Красноярский рабочий, 31
Красноярск, 660037, Россия
furmula@mail.ru*

Оксана Геннадиевна Бойко,
orcid.org/0000-0002-5295-3191,

*кандидат технических наук, доцент,
Сибирский государственный университет науки и технологий
имени академика М.Ф. Решетнева,
проспект им. газеты Красноярский рабочий, 31
Красноярск, 660037, Россия
bouko1962@yandex.ru*

Галина Андреевна Ишеева,
orcid.org/0000-0002-3778-6225,
аспирант

*Сибирский государственный университет науки и технологий
имени академика М.Ф. Решетнева,
проспект им. газеты Красноярский рабочий, 31
Красноярск, 660037, Россия
gaykasheeva@mail.ru*

Аннотация. В работе выполнены исследования времен нахождения в состояниях технической эксплуатации воздушных судов Ми-8Т и Ми8-МТВ. Используются статистические данные действующего авиапредприятия АО «Норильск Авиа». Для каждого вариационного ряда времен формализованы статистические законы распределения.

Выполнены проверки соответствия теоретических и полученных статистических законов распределения времен по критерию Пирсона. Подтверждено, что процесс технической эксплуатации воздушных судов в практических задачах может быть рассмотрен как полумарковский.

Ключевые слова: полумарковский процесс, время нахождения в состоянии процесса, статистическая обработка данных, экспоненциальное распределение, техническая эксплуатация воздушных судов, интегральная функция распределения.

ABOUT THE LEGITIMACY OF THE TECHNICAL OPERATION PROCESS DESCRIPTION BY SEMI-MARKOV MODELS IN RELATION TO THE AIRCRAFT FLEET

Sergey S. Trishin^{1,2}

orcid.org/0000-0002-0088-3785,

Graduate student¹ of the Chair of aircraft and engines maintenance

Shift engineer²

¹Reshetnev Siberian State University of Science and Technology,

31, Krasnoyarskii rabochii prospekt

Krasnoyarsk, 660037, Russia

²Airline JSC "Norilsk Avia",

4a, Ordzhonikidze

Norilsk, 663319, Russia

voltam2006@yandex.ru

Evgeniya A. Achkasova,

orcid.org/0000-0003-3636-5135,

Lecturer of the Chair of aircraft and engines maintenance

Reshetnev Siberian State University of Science and Technology,

31, Krasnoyarskii rabochii prospekt

Krasnoyarsk, 660037, Russia

furmula@mail.ru

Oksana G. Boiko,

orcid.org/0000-0002-5295-3191,

Candidate of Technical Sciences, Associate Professor,

Associate professor of the Chair of aircraft and engines maintenance

Reshetnev Siberian State University of Science and Technology,

31, Krasnoyarskii rabochii prospekt

Krasnoyarsk, 660037, Russia

bouko1962@yandex.ru

Galina A. Isheeva,

orcid.org/0000-0002-3778-6225,

Graduate student of the Chair of aircraft and engines maintenance

Reshetnev Siberian State University of Science and Technology,

31, Krasnoyarskii rabochii prospekt

Krasnoyarsk, 660037, Russia

gaykasheeva@mail.ru

Abstract. The authors studied the time the Mi-8T Mi8-MTV aircraft spent in the states of technical operation. The statistical data of the operating airline of JSC "Norilsk Avia" were used. Statistical distribution laws are formalized for each time series of variations. The conformity of the theoretical and obtained statistical laws of time distribution according to the Pearson criterion has

been verified. It is confirmed that the process of technical operation of aircraft in practical tasks can be considered as a semi-Markov one.

Keywords: semi-Markov process, time spent in the process state, statistical data processing, exponential distribution, technical operation of aircraft, integral distribution function.

Введение

С развитием программного обеспечения за последние десятилетия выполнено достаточное количество исследований по уточнению ранее признанных математических моделей. Актуальностью данного исследования является практическое подтверждение того, что процесс технической эксплуатации ЛА является полумарковским на основе изучения статистических данных о движении воздушных судов по состояниям процесса в действующем авиапредприятии за различные периоды времени.

Целью выполненной работы является исследование времен нахождения в состояниях процесса технической эксплуатации вертолетного парка Ми8Т и Ми-8МТВ, по статистическим данным авиапредприятия АО «Норильск авиа», для уточнения вида Марковского процесса.

В работе рассматривались реальные статистические данные за период с 01.01.2006 по 31.12.2018 о временах нахождения вертолетов отечественного производства в состояниях эксплуатации по действующему авиапредприятию АО «Норильск Авиа». Вертолетный парк за рассматриваемый период содержал 16 действующих ВС.

Материалы и методы

Существует ряд практических задач исследования сложных технических процессов, в которых используется математический аппарат теории Марковских процессов [Венцель, 1962, с. 526-528; Королук и др., 1976; Безродный, и др. 2014; Levy, 1955]. Сами Марковские модели имеют некоторые разновидности. В зависимости от пространства состояния и вида случайной величины различают Марковские цепи, Марковские последовательности, Марковские процессы с конечным и бесконечным числом состояний, а также смешанные Марковские процессы.

Одной из особенностей таких задач является описание времени нахождения в состояниях процессов до перехода в другие состояния исследуемого процесса. В Марковских процессах время нахождения в состояниях является случайным и описывается экспоненциальным распределением.

При исследовании процессов, протекающих в системах технической эксплуатации летательных аппаратов (СТЭ ЛА), используются модели с конечным множеством состояний [Levy, 1955; Shaimardanov et al, 2012; Smith, 1955; Королук и др., 1976; Takacs, 1954; Kurtz, 1971, p. 15-40]. Для описания таких моделей используются Марковские процессы с дискретным временем (переходы совершаются через кратные дискретные интервалы времени, а направление перехода выбирается случайным образом), либо Марковские процессы с непрерывным временем (интервалы времени между переходами, и

их направления являются случайными). Второй вид Марковских процессов позволяет наиболее полно описывать циклический процесс движения в СТЭ, например, летательных аппаратов (ЛА) по состояниям эксплуатации. Закон распределения для моментов времен перехода из одного состояния в другое задается случайным потоком, а момент перехода отождествляется с реализацией события из этого случайного потока.

Для процессов с непрерывным временем t и с конечным числом состояний N , потоки событий являются Пуассоновскими. Поскольку Пуассоновский поток полностью характеризуется интенсивностями, то при описании таких систем определяют интенсивности переходов $a_{ij}(t)$, ($i \in N, j \in N$) между состояниями.

Описание процесса выполняется системой дифференциальных уравнений А.Н. Колмогорова [Емелин, 1995, с. 18-21] относительно безусловных вероятностей нахождения системы в любом из состояний.

Поскольку процесс технической эксплуатации ЛА на практике является циклическим, с течением времени параметры системы приближаются к постоянным значениям. В этом случае, Пуассоновские потоки принимаются стационарными, т.е. $a_{ij}(t) = a_{ij} = \text{const}$, а такой процесс становится однородным. Система уравнений Колмогорова в этом случае превращается в систему дифференциальных уравнений с постоянными коэффициентами вида

$$\frac{dP_i(t)}{dt} = - \sum_{j=1}^N a_{ij} P_i(t) + \sum_{j=1}^N a_{ji} P_j(t) \quad (1)$$

Решение системы дифференциальных уравнений Колмогорова (1) не имеет затруднений. Через интенсивности переходов a_{ij} можно получить многочисленные характеристики Марковских моделей, например, безусловные вероятности нахождения системы в любом из возможных состояний процесса, которые можно использовать в расчетах показателей качества систем.

Однако, известно, что если случайный процесс, при котором переходы между состояниями являются Марковскими, а время нахождения в любом из состояний описывается произвольной функцией распределения (кроме экспоненциальной), то такой процесс определяется как полумарковский [Емелин, 1995, с. 21-25; Файнбург, 2007].

Дискуссия

Совершенствование научных методов исследования, развитие информационных технологий и разработка сложнейших математических алгоритмов на основе применения компьютерной техники приводят к необходимости пересмотра или уточнения многих устоявшихся мнений. С этой точки зрения давно обсуждается вопрос об универсальности экспоненциального распределения, как наиболее широко используемого при обработке статистических наблюдений в различных областях исследований. Так, например, в теории надежности, основным выражением для

моделирования процесса изменения безотказности является экспоненциальное распределение вида

$$p(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau} \quad (2)$$

где $\lambda(t)$ интенсивность отказа. Это же распределение описывает время перехода из исправного состояния в неисправное в полумарковском процессе.

Стоит проанализировать правомерность применения такого закона. Для этого в качестве веских аргументов можно рассмотреть пути появления этого распределения в теории надежности.

1. Основоположник отечественной теории надежности Гнеденко Б.В. в своей книге «Математические методы в теории надежности. Основные характеристики надежности и их статистический анализ» [Гнеденко, 1965, с. 98] на странице 98 пишет (Цит.): Экспоненциальный закон очень популярен в теории надежности. Эта популярность определяется тем, что экспоненциальный закон физически очень естественный, **прост и удобен для использования**. Почти все задачи, возникающие в теории надежности для экспоненциального распределения, оказываются на порядок проще, чем для произвольных законов».

2. Получение экспоненциального распределения из решения простейшего графа состояний и переходов для необслуживаемых агрегатов. Применение методов Марковских процессов и уравнений Колмогорова к простейшим графам состояний невосстанавливаемых нерезервированных агрегатов приводит к тому, что в системе будет иметь место только один переход из исправного состояния в неисправное [Емелин, 1995, с. 42-43]. Если составить систему дифференциальных уравнений Колмогорова, а затем через преобразование Лапласа перейти к системе алгебраических уравнений, то выразив вероятность исправного состояния (отсутствия события отказа) и перейдя к оригиналу функции, с учетом начальных условий, неизбежно получается экспоненциальное распределение. Такое решение содержит существенную некорректность в постановочной части. Марковские процессы, как и Пуассоновские описывают системы и процессы, удовлетворяющие условию стационарности. Граф состояний невосстанавливаемого изделия содержит только один переход, по завершении которого процесс функционирования заканчивается, т.е. рассматриваемая система не замкнута и не может удовлетворять условию стационарности [Копылова и др., 2012].

3. Получение вероятности безотказной работы в экспоненциальном виде из распределения Пуассона при числе точек $m = 0$

$$P(m) = \frac{(\lambda t)^m}{m!} e^{-\lambda t}, \quad (3)$$

Во-первых, распределение Пуассона получено в теории вероятностей как распределение событий попадания точек (отказов) на интервал, а безотказная

работа – отсутствие событий. Такое преобразование распределения следует считать неправомерным.

Во-вторых, распределение Пуассона определяет «вероятность попадания того либо иного **числа точек** на отрезок», а ноль не является числом натурального ряда. Натуральный ряд чисел описывается сочетанием 10 цифр от 0 до 9. Цифр 10, но ряд начинается с числа 1, т.к. 0 обозначает отсутствие количества.

В-третьих, при $m = 0$ из выражения (3) исчезает переменная m и одновременно выполняется ее прямая замена на переменную t . Замена в (3) переменной m на t возможна, но с использованием преобразования Лапласа. В этом случае будет получено не экспоненциальное, а гамма-распределение.

Приведенный выше анализ доказывает необходимость выполнения исследований по уточнению вида используемых законов распределения для описания реальных процессов, протекающих в эксплуатации воздушных судов.

Выполненные исследования

В ряде практических задач, решаемых при выполнении выпускных квалификационных работ в магистратуре института гражданской авиации и таможенного дела, изначально принимается утверждение, что процесс технической эксплуатации ЛА относится к полумарковскому [Ицкович и др., 2008; Васильков и др., 2013; Файнбург, 2011; Файнбург, 2007; Фурманова и др. 2013]. Подобные работы выполняются с целью оценки вероятностей состояний процесса для дальнейшего исследования коэффициентов использования и оценки эффективности организации работы авиапредприятия.

Как правило, утверждение о том, что процесс технической эксплуатации ЛА относится к полумарковскому типу, принималось априори. В работе выполнены исследования для доказательства данного утверждения на основании современных статистических данных технической эксплуатации воздушных судов реального авиапредприятия. Рассматривались статистические данные о временах нахождения вертолетов отечественного производства в состояниях эксплуатации по действующему авиапредприятию АО «Норильск Авиа».

Авиакомпания АО «Норильск Авиа» основана в декабре 2014 года на базе ОАО «Авиакомпания «Таймыр» для обеспечения региона авиационными перевозками. Основными видами деятельности авиакомпании являются:

- транспортные, почтовые и санитарные рейсы, полеты по всей акватории Карского моря: Земля Франца-Иосифа, остров Визе, Новая Земля, Северная земля, остров Диксон, мыс Челюскин;
- обслуживание высокоширотных экспедиций (ВШЭ), полеты с научной аппаратурой, посадки на дрейфующий лед и площадки ледоколов;
- обслуживание научных, биологических, гляциологических и других российских и международных экспедиций, все виды гравиметрических съемок, гидрологических и геологических работ;

- полеты для геофизиков с научно-исследовательской аппаратурой «Колибри» на внешней подвеске с огибанием рельефа местности на малых скоростях;
- работа по охране лесов от пожаров, десантирование парашютистов и пожарных десантников на спусковых устройствах;
- проведение взрывных работ при заторах льда в весеннее половодье, аэровизуальные полеты по осмотру газопроводов, линий электропередач;
- аварийно-спасательные и поисковые работы с участием МЧС, транспортировка грузов на внешней подвеске до 4.5 тонн, перевозка всевозможных грузов (включая опасные).

Авиакомпания имеет в своем распоряжении 12 бортов Ми-8Т и 4 борта Ми-8МТВ.

Информация о движении воздушных судов Ми-8Т Ми8-МТВ по состояниям эксплуатации в период с 01.01.2006 по 31.12.2018 выбиралась из диспетчерского графика. На основании данных выделены следующие состояния эксплуатации, в которых находились ВС в течение изучаемого периода (Таблица 1).

Таблица 1 – Состояния эксплуатации воздушных судов Ми-8Т, Ми8-МТВ, реализовавшиеся в период с 01.01.2006 по 31.12.2018 гг.

Обозначение состояния	Состояние процесса технической эксплуатации
К	ВС исправно, в течение суток выполнялся полет (нахождение в рейсе);
М	ВС исправно, в течение суток полет не выполнялся по метеорологическим причинам и запретам полетов (нахождение в базовом аэропорту);
А	ВС исправно, в течение суток полет не выполнялся (нахождение в базовом аэропорту);
Т	ВС неисправно, пребывание на техническом обслуживании;
Р	ВС неисправно, пребывание в ремонте на ремонтном предприятии;
З	ВС неисправно, простой из-за отсутствия запасных частей и агрегатов;
Дв	ВС неисправно, простой из-за отсутствия запасных двигателей;
Д	ВС неисправно, простой из-за выполнения доработок по бюллетеням завода-изготовителя;

Исследуемый процесс технической эксплуатации вертолетов Ми8Т и Ми-8МТВ, с учетом выделенных состояний, в работе представлен графом состояний и переходов, изображенным на рис. 1. Состояния (**Т**, **З**, **Д**, **Дв**) и (**К**, **М**) объединены для упрощения расчетов.

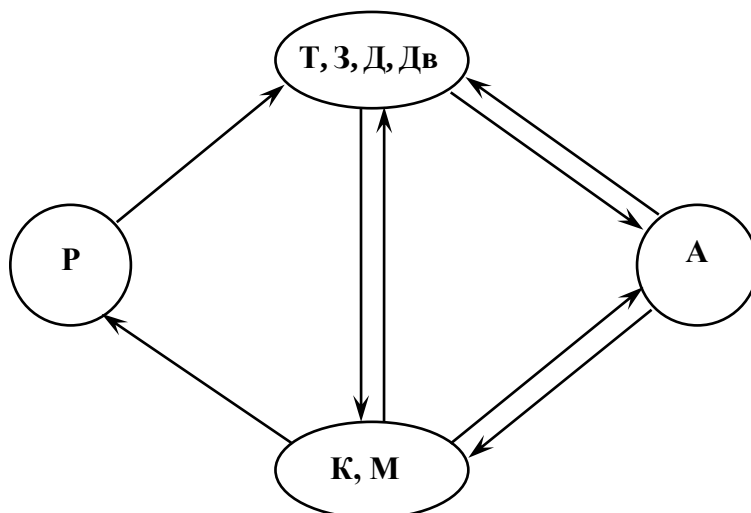


Рисунок 1 – Граф состояний и переходов для процесса технической эксплуатации вертолетов Ми-8Т и Ми-8МТВ авиакомпании АО «Норильск Авиа» в период с 01.01.2006 по 31.12.2018 гг.

Далее в работе исследовались времена нахождения в состояниях между переходами процесса и строились интегральные функции их распределений. С целью получения наиболее полной картины, периоды сбора статистических данных кроме 2016-2018 гг выбирались различной протяженности. В статье приведены наиболее характерные результаты. Процедура обработки результатов стандартная.

Времена нахождения в состояниях процесса выделялись из диспетчерского графика авиапредприятия.

В соответствии со стандартной процедурой обработки статистических данных [Вентцель, 1962, с. 129-134] составлялись вариационные ряды значений времени t нахождения в выделенных состояниях процесса ТЭ в порядке возрастания (в статье не приводятся).

Каждый вариационный ряд из X случайных значений t разбивался на s ($s=1, 2, \dots, k$) интервалов, длина которых определялась по формуле

$$\Delta t = \frac{t_{\max} - t_{\min}}{1 + 3,2 \cdot \lg X}. \quad (4)$$

Определялись количества m_s значений случайной величины, попадающих в каждый интервал разбиения, и рассчитывались статистические значения частот P_s^* для каждого интервала (частота отражает вероятность нахождения значений случайной величины t в s -м интервале) по выражению

$$P_s^* = \frac{m_s}{X}. \quad (5)$$

Результаты обработки статистических данных для различных переходов и периодов времени приведены в таблице 2.

Таблица 2 – Статистические данные о числе попаданий случайной величины t в интервалы разбиения и частностях для времен переходов процесса ТЭ

наименование перехода и период исследования	Размер выборки, X	m_s/P_s^*										
		Интервалы разбиения вариационных рядов										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
А-К 2016-2018 г	626	425/0,68	70/0,11	28/0,045	20/0,03	13/0,02	7/0,011	13/0,02	12/0,019	9/0,014	–	
К-Т 2006-2018 г	755	346/0,46	144/0,19	104/0,14	58/0,08	31/0,04	39/0,05	17/0,02	8/0,01	7/0,009	2/0,003	
К-Т 2016 г	65	33/0,51	10/0,15	8/0,12	2/0,03	0/0	0/0	1/0,02	–	–	–	
К-Т 2016-2018	126	61/0,48	30/0,24	16/0,13	10/0,08	5/0,04	2/0,02	–	–	–	–	
Т-А 2016-2018 г	85	72/0,85	4/0,05	3/0,04	2/0,023	0/0	0/0	2/0,023	–	–	–	
Т-К 2016-2018 г	113	78/0,69	15/0,13	7/0,06	2/0,02	0/0	0/0	–	–	–	–	
К-А 2016-2018 г	755	499/0,72	106/0,15	37/0,05	23/0,03	11/0,016	10/0,014	5/0,007	1/0,0014	2/0,0028	–	
А-Т 2016-2018 г	61	31/0,5	11/0,18	11/0,18	1/0,2	3/0,05	3/0,05	1/0,02	–	–	–	
Р-Т 2006-2018 г	50	13/0,26	16/0,32	4/0,08	11/0,22	1/0,02	2/0,04	3/0,06	–	–	–	
Р-Т 2009-2018 г	35	6/17	9/0,26	9/0,26	6/0,17	1/0,02	–	–	–	–	–	

Данные по переходу К-Р не рассматривались, т.к. переход выполняется в строгом соответствии с регламентом технического обслуживания и особого интереса не представляет, и время, в данном случае, постоянная величина.

Далее строились гистограммы частот (табл. 3), по которым выдвигалась гипотеза о виде теоретического закона распределения случайной величины t . Для выбранных гипотез формировались вероятностно-статистические модели времен нахождения в состояниях рассматриваемого процесса эксплуатации, определялись их параметры. Для этого по выбранной эмпирической функции распределения, методом моментов с использованием гистограммы частот, находились математическое ожидание $\langle m \rangle$, дисперсия $D[t]$ и среднеквадратическое отклонение σ (таблица 4). По найденным параметрам моделей формировались интегральные функции распределения.

Проверка соответствия выбранной модели экспериментальным данным, по каждому рассматриваемому переходу, выполнялась с помощью критерия согласия Пирсона (критерий χ^2). Рассчитывалось значение χ^2 для каждого перехода по формуле:

$$\chi_{pac}^2 = \sum_{s=1}^k \frac{(m_s - X \cdot P_s)^2}{X \cdot P_s} \quad (6)$$

где: k – число интервалов разбиения вариационного ряда по переходу;

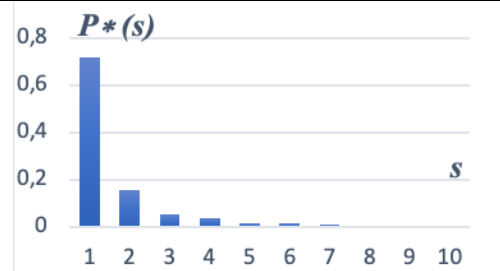
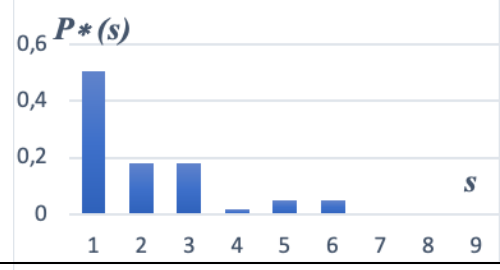
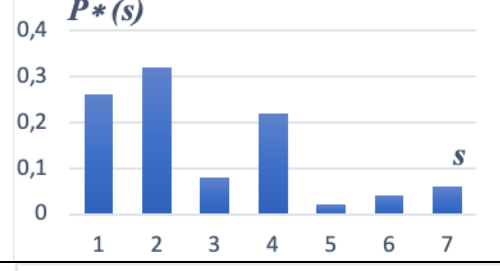
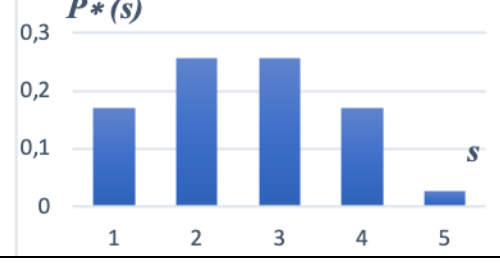
m_s – число значений случайной величины в s -м интервале;

X – общее число значений случайной величины в вариационном ряду;

P_s – вероятность попадания случайной величины в s -й интервал в соответствии с теоретическим законом распределения для выбранной гипотезы (таблица 3).

Таблица 3 – Гистограммы частот для исследуемых времен и гипотеза о теоретическом законе распределения

Переход и период	Гистограмма частот	Гипотеза о теоретическом законе
А-К 2016- 2018	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения
К-Т 2006- 2018	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения
К-Т 2016 год	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения
К-Т 2016- 2018	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения
Т-А 2016- 2018	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения
Т-К 2016- 2018	$P^*(s)$	Экспоненциальный закон распределения

К-А 2016- 2018		Экспоненциальный закон распределения
А-Т 2016- 2018		Экспоненциальный закон распределения
Р-Т 2006- 2018г		Закон распределения Вейбулла
Р-Т 2009- 2018		Закон распределения Вейбулла

Величина P_s определена как разность значений теоретической функции распределения у границ s -го интервала

$$P_s = F(t_{s+1}) - F(t_s), \quad (7)$$

где $F(t_{s+1})$ и $F(t_s)$ – значения теоретического закона распределения у дальней и ближней границ интервала.

Расчетные значения χ_{pac}^2 сравнивались с табличными χ_{tab}^2 в соответствии с уровнем значимости α (или доверительной вероятностью γ) и числом степеней свободы r [Лемешко и др., 1998]. Число степеней свободы определялось по выражению

$$r = k - 1 - l \quad (8)$$

где k – число интервалов, l – число независимых условий (связей), накладываемых на закон распределения.

Таблица 4 – Рассчитанные параметры для теоретического закона распределения случайной величины t

Наименование перехода и период	$\langle m \rangle$	$D[t]$	σ	выдвигаемая гипотеза о законе распределения	параметры закона	теоретический закон распределения
А-К 2016-18 г	4,83	28,32	5,32	экспоненциальный	$\lambda=0,207$	$F(t)=1-e^{-0,2t}$
К-Т 2006-18 г	5,58	20,94	4,58	экспоненциальный	$\lambda=0,179$	$F(t)=1-e^{-0,18t}$
К-Т 2016 г	4,065	11,7	3,42	экспоненциальный	$\lambda=0,246$	$F(t)=1-e^{-0,246t}$
К-Т 2016-18	5,15	12,5	3,54	экспоненциальный	$\lambda=0,194$	$F(t)=1-e^{-0,194t}$
Т-А 2016-18 г	3,6	11,68	3,42	экспоненциальный	$\lambda=0,28$	$F(t)=1-e^{-0,28t}$
Т-К 2016-18 г	3,01	3,43	1,85	экспоненциальный	$\lambda=0,33$	$F(t)=1-e^{-0,33t}$
К-А 2016-18 г	3,23	6,62	2,57	экспоненциальный	$\lambda=0,31$	$F(t)=1-e^{-0,31t}$
А-Т 2016-18 г	6,65	20,76	4,56	экспоненциальный	$\lambda=0,15$	$F(t)=1-e^{-0,15t}$
Р-Т 2006-18 г	282,613	23151	152,15	Вейбулла	$b=1.9;$ $a=318.617$	$F(t)=e^{-\left(\frac{t}{318,6}\right)^{1,9}}$
Р-Т 2009-18 г	248	10768,62	103,77	Вейбулла	$b=2.5;$ $a=280,049$	$F(t)=e^{-\left(\frac{t}{280,05}\right)^{2,5}}$

Гипотеза о согласованности статистического и теоретического распределений принимается, если $\chi_{рас}^2 < \chi_{tab}^2$. При невыполнении этого условия значение $\chi_{рас}^2$ попадает в критическую область и гипотеза должна быть отвергнута.

Анализ и результаты

Результаты проверки соответствия теоретического и полученного статистического распределений в соответствии с критерием Пирсона приведены в таблице 5.

Расчеты показали, что не все времена нахождения в состояниях рассматриваемого процесса эксплуатации соответствуют экспоненциальному распределению, либо соответствуют с недостаточной доверительной вероятностью (на практике обычно принимают $\gamma \geq 0,7$).

Таблица 5 – Результаты проверки соответствия теоретического и статистического распределений для времен нахождения в состояниях процесса технической эксплуатации

Переход процесса и период, гг.	Теоретический закон распределения	Число степеней свободы r	Значение $\chi^2_{рас}$	Доверительная вероятность γ	Критерий $\chi^2_{рас} \leq \chi^2_{теор}$
А-К 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,2t}$	7	281,02	менее 0,001	$\chi^2_{рас} > \chi^2_{tab}$ не соответствует
К-Т 2006-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,18t}$	7	87,4	менее 0,001	$\chi^2_{рас} > \chi^2_{tab}$ не соответствует
К-Т 2016	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,246t}$	5	6,7	0,35	$\chi^2_{рас} < \chi^2_{tab}$ соответствует
К-Т 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,194t}$	5	9,6	0,1	$\chi^2_{рас} < \chi^2_{tab}$ соответствует
Т-А 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,28t}$	5	60,86	менее 0,001	$\chi^2_{рас} > \chi^2_{tab}$ не соответствует
Т-К 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,33t}$	5	12,7	0,035	$\chi^2_{рас} < \chi^2_{tab}$ соответствует
К-А 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,31t}$	7	248,23	менее 0,001	$\chi^2_{рас} > \chi^2_{tab}$ не соответствует
А-Т 2016-2018	экспоненциальный $F(t)=1-e^{-0,15t}$	4	11,7	0,02	$\chi^2_{рас} < \chi^2_{tab}$ соответствует
Р-Т 2006-2018	Вейбулла $F(t)=e^{-\left(\frac{t}{318,6}\right)^{1,9}}$	2	16,2	менее 0,001	$\chi^2_{рас} > \chi^2_{tab}$ не соответствует
Р-Т 2009-2018	Вейбулла $F(t)=e^{-\left(\frac{t}{280,05}\right)^{2,5}}$	2	0,73	0,7	$\chi^2_{рас} < \chi^2_{tab}$ соответствует

Заключение

Таким образом, выполненные исследования времен нахождения в состояниях процесса технической эксплуатации вертолетного парка Ми8Т и Ми-8МТВ, по статистическим данным авиапредприятия АО «Норильск Авиа», и анализ полученных результатов показывают, что:

– случайные значения времен нахождения в исправном состоянии (К, М) и (А) до перехода в другие состояния эксплуатации не соответствуют экспоненциальному распределению, либо соответствуют с очень низкой доверительной вероятностью;

– случайные значения времен нахождения в неисправном состоянии (Т, З, Д, Дв) до перехода в другие состояния эксплуатации не соответствуют экспоненциальному распределению, либо соответствуют с очень низкой доверительной вероятностью;

– случайные значения времен нахождения в неисправном состоянии (Р) до перехода в состояние эксплуатации (Т, З, Д, Дв) не соответствуют экспоненциальному распределению, но имеют вид, близкий к распределению Вейбулла.

Данные результаты могут являться следствием несовершенства стандартной процедуры статистической обработки экспериментальных данных [Шаймарданов и др., 2012].

Сами функции распределения могут быть получены как полиномы другими математическими способами, например, методом наименьших квадратов. Следовательно, не все законы распределения для случайной величины времени нахождения в состояниях эксплуатации соответствуют экспоненциальному распределению, что говорит в пользу полумарковской модели.

Таким образом, в работе показана обоснованность применения полумарковской модели для описания процесса технической эксплуатации парка воздушных судов на основании статистических данных.

Библиографический список

- Безродный Б. Ф.* К проблеме оценки остаточного ресурса объектов железнодорожной автоматики и телемеханики / Б. Ф. Безродный, А. В. Орлов, А. С. Голубев, Д. Н. Болотский // Надежность и качество сложных систем. 2014. № 2(6). С. 34-39.
- Васильков В. А.* К вопросу разработки модифицированной математической модели процесса технической эксплуатации воздушных судов / В. А. Васильков, С. Н. Яблонский // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2013. С. 20-25. – EDN RSMUDT.
- Венцель Е. С.* Теория вероятностей. М.: Государственное изд. Ф-М. литературы, 1962. 563 с.
- Гнеденко Б. В.* Математические методы в теории надежности. Основные характеристики надежности и их статистический анализ. – М.: Наука, 1965. 524 с.
- Емелин Н. М.* Отработка систем технического обслуживания летательных аппаратов. М.: Машиностроение, 1995. 128 с.
- Ицкович А. А.* Оценивание параметров полумарковских моделей процесса поддержания летной годности воздушных судов по данным эксплуатационных наблюдений / А. А. Ицкович, И. А. Файнбург // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2008. № 127. С. 39-43. – EDN KVV CXR.
- Копылова Ж. Е.* О возможности получения экспоненциального распределения из решения системы уравнений А. Н. Колмогорова / Ж. Е. Копылова, Ю. В. Полина, О. Г. Бойко // Проблемы разработки, изготовления и эксплуатации ракетно-космической и авиационной техники: материалы VII Всерос. науч. конф., посвященной памяти главного конструктора ПО «Полет» А. С. Клинышкова, Омск: Изд-во ОмГТУ, 2012. С. 67-71.
- Королюк В. С.* Полумарковские процессы и их приложения / В. С. Королюк, А. Ф. Турбин. Киев: Наукова думка, 1976. 184 с.
- Лемешко Б. Ю.* О зависимости предельных распределений статистик Пирсона и отношения правдоподобия от способа группирования данных / Б. Ю. Лемешко, С. Н. Постовалов // Заводская лаборатория. 1998. Т. 64. № 5. С. 56-63.

- Файнбург И. А. Оценка и нормирование показателей эффективности процесса поддержания летной годности воздушных судов // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2011. С. 25-32. – EDN OYRESH.
- Файнбург И. А. Построение полумарковской модели управления процессом поддержания летной годности воздушных судов / И. А. Файнбург // Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2007. С. 147-152. – EDN KVCXUX.
- Фурманова Е. А. К вопросу об использовании марковских моделей при оценке надежности сложных авиационных систем с учетом их восстановления / Е. А. Фурманова, О. Г. Бойко, К. Н. Марков // Проблемы и перспективы развития авиации, наземного транспорта и энергетики «XXI Туполевские чтения». Междунар. молодежная науч. конф. Казань, Сб. докладов. КНИТУ-КАИ, 2013. С. 9-13.
- Шаймарданов Л. Г. Процедуры обработки статистических результатов испытания изделий и их использование в целях расчета надежности (статья) / Л. Г. Шаймарданов, О. Г. Бойко, Е. А. Фурманова // Материалы IV Всероссийской конференции Безопасность и живучесть технических систем. Т.1. Красноярск: Изд-во ИФ СО РАН, 2012. С. 234-239.
- Kurtz T. G. Comparison of semi-Markov and Markov process. – "Ann. Math. Stat.", 1971. 42 p.
- Levy P. Processus semi-Markoviens. Proc. Int. Congr. Math., 1954, 3, Groningen-Amsterdam, 1955. P. 416-426.
- Shaimardanov L. G. New approach to reliability estimation of functional systems for civil aviation aircrafts / L. G. Shaimardanov, O. G. Bouko // International Russian-American Scientific Journal "Actual problems of aviation and aerospace systems", Kazan-Daytona Beach, 2(35), V.17, 2012. P. 28-33.
- Smith W. L. Regenerative stochastic processes. Proc. roy. Soc., 1955. P. 6-31.
- Takacs L. Bizonyos tipusu rekurrens sztochasztikus folyamatok vizsgalatrol / Magyar tyd. aka. Mat. Kutato. Int. Kozl, 1954. P. 115-128.

References

- Bezrodny B. F., Orlov A. V., Golubev A. S., Bolotsky D. N. (2014). On the problem of assessing the residual resource of objects of railway automation and telemechanics. *Reliability and quality of complex systems*. 2 (6): 34-39. (In Russian).
- Emelin N. M. (1995). Development of aircraft maintenance systems. Moscow: Mechanical Engineering. 128 p. (In Russian)
- Fajnburg I. A. (2008). Construction of a semi-Markov model for managing the process of maintaining the airworthiness of aircraft. *Scientific Bulletin of MSTU GA*. 123 (13): 147-152. (In Russian).
- Fajnburg I. A. (2011). Ocenka i normirovanie pokazatelej effektivnosti processa podderzhaniya letnoj godnosti vozdushnyh sudov. *Nauchnyj Vestnik MGTU GA*. 173 (11): 25-32. (In Russian).
- Furmanova E. A., Boyko O. G., Markov K. N. (2013). On the question of the use of Markov models in assessing the reliability of complex aviation systems taking into account their restoration. Problems and prospects for the development of aviation, ground transport and energy "XXI Tupolev readings". International Youth Scientific Conference. Kazan, KNIU-KAI. P. 9-13. (In Russian).
- Gnedenko B. V. (1965). Mathematical methods in reliability theory. The main characteristics of reliability and their statistical analysis. – Moscow: Nauka, 1965. 524 p. (In Russian)
- Itskovich A. A., Fainburg I. A. (2008). Estimation of the parameters of semi-Markov models of the process of maintaining the airworthiness of aircraft according to operational observations. *Scientific Bulletin of the Moscow State Technical University of Civil Aviation*. 127: 39-43. – EDN KVVCXR. (In Russian)
- Kopylova Zh. E., Polina Yu. V., Bojko O. G. (2012). O vozmozhnosti polucheniya eksponencial'nogo raspredeleniya iz resheniya sistemy uravnenij A. N. Kolmogorova. Problemy razrabotki, izgotovleniya i ekspluatacii raketno-kosmicheskoy i aviacionnoj tekhniki: materialy VII

- Vseros. nauch. konf., posvyashchennoj pamyati glavnogo konstruktora PO «Polet» A. S. Klinyshkova. Omsk: OmGTU. P. 67-71. (In Russian).
- Korolyuk V. S., Turbin A. F. (1976). Semi-markov processes and their applications. Kiev: Scientific Thought, 184 p. (In Russian).
- Kurtz T. G. (1971). Comparison of semi-Markov and Markov process. - "Ann. Math. Stat.", 42 p.
- Lemeshko B. U., Postovalov S. N. (1998). On the dependence of the limit distributions of Pearson's statistics and the relationship of plausibility on the method of data grouping. *Factory Laboratory*. V. 64: 56-63. (In Russian).
- Levy P. (1955). Processus semi-Markoviens. Proc. Int. Congr. Math., 1954, 3, Groningen-Amsterdam. P. 416-426.
- Shaimardanov L. G., Bouko O. G. (2012). New approach to reliability estimation of functional systems for civil aviation aircrafts. *International Russian-American Scientific Journal "Actual problems of aviation and aerospace systems"*, Kazan-Daytona Beach, 2(35), V. 17: 28-33.
- Shaimardanov L. G., Boyko O. G., Furmanova E. A. (2012). Procedures for processing statistical test results of products and their use to calculate reliability (article). Proceedings of the IV All-Russian Conference Safety and survivability of technical systems. V. 1. Krasnoyarsk: IF SO RAN. P. 234-239. (In Russian).
- Smith W. L. (1955). Regenerative stochastic processes. Proc. roy. Soc. P. 6-31.
- Takacs L. (1954). Bizonyos tipusu rekurrens sztochasztikus folyamatok vizsgalatrol/ Magyar tyd. aka. Mat. Kutato. Int. Kozl, P. 115-128.
- Vasil'kov V. A., Yablonskij S. N. (2013). K voprosu razrabotki modifitsirovannoj matematicheskoy modeli processa tekhnicheskoy ekspluatacii vozdushnyh sudov [to the question of developing a modified mathematical model of the process of technical operation of aircraft] *Nauchnyj Vestnik MGTU GA*. 197 (11): 20-25. (In Russian)
- Ventsel E. S. (1962). Probability Theory. Moscow: State edition. F-M. Literature. 563 p. (In Russian).