

ПРОЕКТИРОВАНИЕ, КОНСТРУКЦИЯ И ПРОИЗВОДСТВО ЛЕТАТЕЛЬНЫХ АППАРАТОВ

DESIGN, CONSTRUCTION AND AIRCRAFT MANUFACTURING

УДК 519.873

doi:10.21685/2307-4205-2022-4-6

ЭФФЕКТИВНОСТЬ ПАРНОГО АРБИТРАЖА В ИЗБЫТОЧНЫХ КОМПЛЕКСАХ БОРТОВОГО ОБОРУДОВАНИЯ

А. М. Агеев¹, В. Н. Буков²

¹ Военно-воздушная академия имени проф. Н. Е. Жуковского и Ю. А. Гагарина, Воронеж, Россия,

² Научно-исследовательский институт авиационного оборудования, Жуковский, Московская обл., Россия

¹ ageev_bbc@mail.ru, ² v_bukov@mail.ru

Аннотация. *Актуальность и цели.* Методической основой высоконадежной техники при ограниченной по надежности ее составных частей является реконфигурирование избыточных систем. Задача статьи состоит в изложении и анализе результатов статистического моделирования системы, реализующей развиваемый авторами подход к управлению избыточностью комплекса бортового оборудования на основе супервизоров конфигураций с оценкой различных вариантов организации их арбитража. *Материалы и методы.* Предложены структура и основные положения стохастической модели, воспроизводящей процессы парного арбитража конфигураций с использованием супервизоров конфигураций, а также имитирующей случайные неисправности (отказы) различных компонентов конфигураций и ошибки (сбои) модулей анализа, формирующих решение о предпочтении той или иной конфигурации технической системы, условно неограниченной по объему ресурсов. Модель воспроизводит три варианта алгоритма арбитража: упрощенный бинарный, полный бинарный (индексы предпочтения – бинарные переменные) и триплексный (индексы предпочтения – триплексные переменные), а также алгоритм простого компаратора для сравнительного анализа по критериям достоверности выбора предпочтения и полноты диагностирования ошибок модулей анализа. *Результаты.* Сравнение моделируемых алгоритмов показало изменчивость статистических показателей по мере накопления неисправляемых ошибок, содержащихся в супервизорах конфигураций. Для относительно небольшого количества ошибок (в пределах первой тысячи) показано определенное преимущество бинарных алгоритмов над триплексным и подавляющее – над компаратором. *Выводы.* Использование алгоритмов парного арбитража предложенного типа позволит реализовывать требуемые уровни надежности бортовых комплексов с избыточным числом разнородных ресурсов.

Ключевые слова: оценка надежности, реконфигурирование, управление избыточностью, супервизор конфигурации, распределение отказов, достоверность предпочтений, полнота диагностирования

Для цитирования: Агеев А. М., Буков В. Н. Эффективность парного арбитража в избыточных комплексах бортового оборудования // Надежность и качество сложных систем. 2022. № 4. С. 48–66. doi:10.21685/2307-4205-2022-4-6

THE EFFECTIVENESS OF THE PAIRED ARBITRATION IN REDUNDANT COMPLEXES OF ON-BOARD EQUIPMENT

A.M. Ageev¹, V.N. Bukov²

¹ N.E. Zhukovsky and Y.A. Gagarin Air Force Academy, Voronezh, Russia

² Research Institute of Aviation Equipment, Zhukovsky, Moscow region, Russia

¹ ageev_bbc@mail.ru, ² v_bukov@mail.ru

Abstract. *Background.* The methodological basis of highly reliable equipment with limited reliability of its components is the reconfiguration of redundant systems. The task of the article is to present and analyze the results of

statistical modeling of the system, that implements the approach developed by the authors to control the redundancy of the on-board equipment complex based on configuration supervisors with an assessment of various options for organizing their arbitration. *Materials and methods.* The structure and main provisions of a stochastic model reproducing the processes of paired arbitration of configurations using configuration supervisors, as well as simulating random malfunctions (failures) of various configuration components and errors (failures) of analysis modules forming a decision on the preference of a particular configuration of a technical system, conditionally unlimited in terms of resources, are proposed. The model reproduces three arbitration algorithm variants: simplified binary, full binary (preference indexes – binary variables) and triplex (preference indexes – triplex variables), as well as the algorithm of a simple comparator for comparative analysis by criteria of reliability of preference selection and completeness of error diagnosis of analysis modules. *Results.* Comparison of the simulated algorithms showed the variability of statistical indicators with the accumulation of uncorrectable errors contained in the configuration supervisors. For a relatively small number of errors (within the first thousand), a certain advantage of binary algorithms over triplex and overwhelming over comparator is shown. *Conclusions.* The use of proposed type paired arbitration algorithms will make it possible to implement the required levels of reliability of on-board complexes with an excessive number of heterogeneous resources.

Keywords: assessment of reliability, reconfiguration, redundancy management, supervisor of configuration, distribution of failures, reliability of preferences, completeness of diagnosis

For citation: Ageev A.M., Bukov V.N. The effectiveness of the paired arbitration in redundant complexes of on-board equipment. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh sistem = Reliability and quality of complex systems.* 2022;(4):48–66. (In Russ.). doi:10.21685/2307-4205-2022-4-6

Введение

Один из путей создания высоконадежных отказоустойчивых комплексов бортового оборудования связан с реализацией идей управляемой избыточности [1, 2]. Соответствующие подходы позволяют, во-первых, парировать организационными методами естественную ограниченность надежностных характеристик составляющих элементов, а во-вторых, обеспечить гибкость применения таких систем в различных условиях и под воздействием различных неблагоприятных факторов [3, 4].

К числу подходов к построению систем с управляемой избыточностью относится супервизорный подход [5, 6], подразумевающий наличие специальных программных объектов по числу заранее отработанных конкурентоспособных конфигураций избыточных ресурсов технической системы. Каждый из этих объектов, названных супервизорами конфигураций (СК), периодически осуществляет определенную совокупность процедур, обеспечивающую мониторинг готовности, верификацию, участие в межсупервизорном арбитраже и реализацию (в случае обретения предпочтения в сложившихся условиях) соотносенной с ним конфигурации.

Центральным ядром такого подхода является так называемый парный арбитраж конфигураций (ПАК), выполняемый по определенным правилам [7]. Конфигурация, предпочтительность которой выявляется попарным сравнением всех доступных конфигураций, подлежит реализации на протяжении текущего цикла управления избыточностью.

Для оценки работоспособности и эффективности системы, реализующей предложенные алгоритмы парного арбитража, было выполнено статистическое моделирование такой системы в условиях случайных отказов компонентов избыточной системы, отражаемых в СК, и ошибок модулей анализа (МА), входящих в состав СК и осуществляющих собственно распределение предпочтений СК (и соотносенных конфигураций).

Цели проведения исследования:

- определение особенностей реализации алгоритмов,
- сравнительная оценка характеристик достоверности выбора предпочтений,
- сравнительная оценка полноты диагностирования ошибок арбитража,
- выработка практических рекомендаций по применению алгоритмов в вычислительных системах.

Описание стохастической модели процессов арбитража

Модель отражает процессы, протекающие в гипотетической системе с условно бесконечным количеством устройств, находящихся в горячем резерве, предполагающим одновременное старение всех компонентов на всем интервале работы системы.

Модель содержит:

- модель состояний СК, осуществляющую формирование состояния их исправности (готовности) и показателей эффективности;

- модель ошибок модулей анализа (МА);
 - модель системы арбитража, формирующую индексы готовности (ИГ), матрицы предпочтений (МП) с учетом ошибок МА и принимаемое решение с использованием таблиц предпочтения в соответствии с исследуемым вариантом алгоритма арбитража;
 - блок статистического анализа получаемых результатов.
- Структура модели представлена на рис. 1.

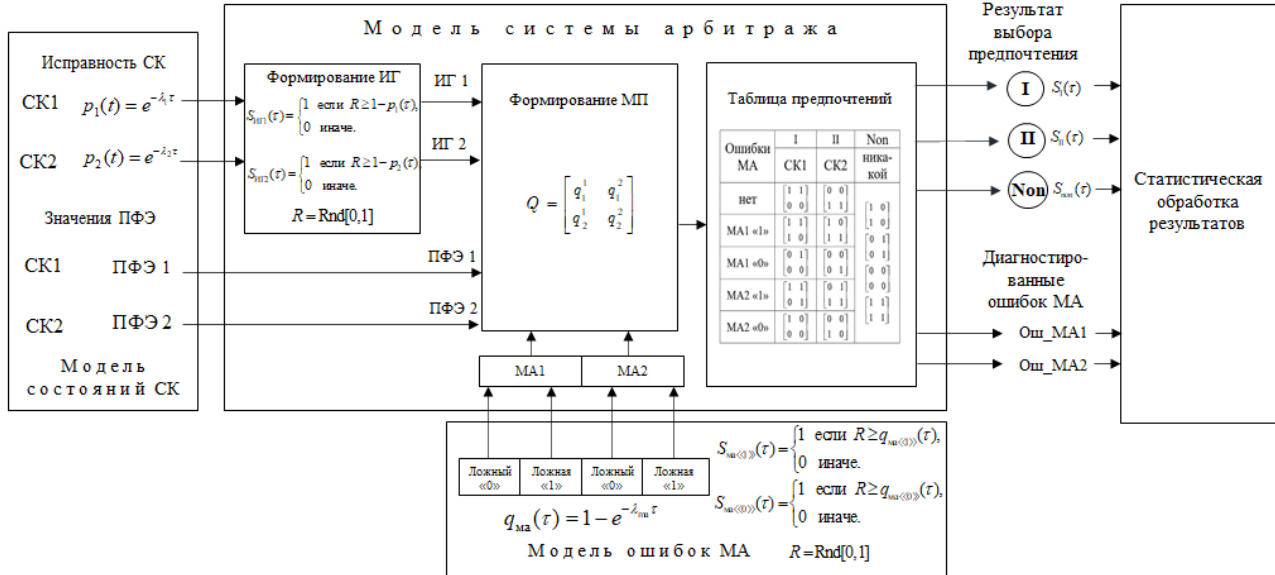


Рис. 1. Стохастическая модель системы арбитража конфигураций

Состояния исправности СК моделировались случайными событиями с экспоненциальным законом распределения отказов вида

$$p_k(\tau) = e^{-\lambda_k \tau}$$

с интенсивностями возникновения отказов λ_k , где k – номер СК в сравниваемой паре (1 или 2); τ – время моделирования, $\tau \in [0, T]$; T – интервал моделирования.

Аналогично ошибки МА моделировались случайными событиями с вероятностями их возникновения вида

$$q_{МАk\langle\langle*\rangle\rangle}(\tau) = 1 - e^{-\lambda_{МАk\langle\langle*\rangle\rangle} \tau}$$

с одинаковыми интенсивностями $\lambda_{МАk}$ возникновения ошибок МА типа «ложный 0» и «ложная 1», на 1–2 порядка меньшими интенсивностей отказов СК, $\langle\langle*\rangle\rangle$ – тип ошибки МА («0» или «1»).

Случайные значения готовности СК и исправности МА формировались как бинарные случайные оценки с независимыми значениями по правилам [8]:

$$S_{игk}(\tau) = \begin{cases} 1 & \text{при } R \geq 1 - p_k(\tau), \\ 0 & \text{иначе} \end{cases} \quad \text{и} \quad S_{МАk\langle\langle*\rangle\rangle}(\tau) = \begin{cases} 1 & \text{при } R < q_{МАk\langle\langle*\rangle\rangle}(\tau), \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$$

где R – равномерно распределенная на отрезке $[0,1]$ случайная величина: $R = \text{Rnd}[0,1]$. Чертой над символами $\overline{S_{игk}}(\tau)$ и $\overline{S_{МАk\langle\langle*\rangle\rangle}}(\tau)$ далее обозначаются инверсии указанных случайных бинарных оценок.

Формирование индексов готовности, оценок состояний, матриц предпочтений, а также содержание логических таблиц предпочтения осуществляется в соответствии с алгоритмами функционирования каждого из исследуемых вариантов арбитража.

Разработанная модель работает циклически с шагом τ на интервале от 0 до T . На каждом указанном шаге выполняется совокупность операций, включающая:

- а) случайное однократное возникновение и накопление ошибок в состояниях СК и МА, с интенсивностями, учитывающими старение устройств, включая их системы контроля;
- б) выполнение отнесенного к паре СК одного полного цикла алгоритма арбитража с учетом не накапливающихся однократных ошибок представления или обработки данных, присущих их МА¹.

Выходные параметры

Частными результатами работы модели являются:

- оценки выбора предпочтительных СК $S_{пр}(\tau)$ в паре, принимающие значения: «0» – при отсутствии предпочтения какого-либо СК в паре, «1» – при выборе СК1, «2» – при выборе СК2;
 - диагностические оценки состояния МА $S_{МАk\langle(*)\rangle}^d(\tau)$, принимающие бинарные значения: «0» – при выявлении соответствующей ошибки МА, «1» – в противном случае.
- Обобщенными результатами (на каждом шаге τ) работы модели являются:

а) *статистика отказов СК и ошибок МА:*

- число возникающих отказов СК:

$$N_{отк.k}(\tau) = N_{отк.k}(\tau-1) + \overline{S_k}(\tau);$$

- число одновременных отказов СК1 и СК2:

$$N_{отк.1,2}(\tau) = N_{отк.1,2}(\tau-1) + [\overline{S_1}(\tau) + \overline{S_2}(\tau)];$$

- число возникающих ошибок МА типа «ложный 0» и «ложная 1»:

$$N_{ош.МАk\langle(*)\rangle}(\tau) = \begin{cases} 1 & \text{при } \overline{S_{МАk\langle(*)\rangle}}(\tau) = 1, \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

- общее число всех ошибок МА:

$$N_{ош.МА}(\tau) = N_{ош.МА}(\tau-1) + [N_{ош.МА1\langle(1)\rangle}(\tau) + N_{ош.МА1\langle(0)\rangle}(\tau) + N_{ош.МА2\langle(1)\rangle}(\tau) + N_{ош.МА2\langle(0)\rangle}(\tau)];$$

б) *статистика оценок предпочтений:*

- число состояний выбора предпочтений:

$$N_{(X)}(\tau) = \begin{cases} N_{(X)}(\tau-1) + 1 & \text{при } S_{пр}(\tau) = (X), \\ N_{(X)}(\tau-1) & \text{иначе,} \end{cases}$$

где (X) – вариант предпочтения (1, 2, 0);

- вероятность наступления выбора предпочтений:

$$P_{(X)}(\tau) = \frac{N_{(X)}(\tau)}{\tau};$$

в) *статистика диагностирования ошибок МА:*

- число диагностируемых ошибок МА:

$$N_{ош.МАk\langle(*)\rangle}^d(\tau) = N_{ош.МАk\langle(*)\rangle}^d(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } \overline{S_{МАk\langle(*)\rangle}^d}(\tau) = 1, \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

- общее число всех диагностируемых ошибок МА:

$$N_{ош.МА}^d(\tau) = N_{ош.МА}^d(\tau-1) + [N_{ош.МА1\langle(1)\rangle}^d(\tau) + N_{ош.МА1\langle(0)\rangle}^d(\tau) + N_{ош.МА2\langle(1)\rangle}^d(\tau) + N_{ош.МА2\langle(0)\rangle}^d(\tau)];$$

¹ Здесь подразумевается, что на одном цикле моделирования может возникнуть только одна ошибка МА одного из возможных типов: ложный «0» или ложная «1». При этом ошибки МА не накапливаются, т.е. носят характер случайных сбоев, пропадающих на следующем шаге моделирования.

г) статистика возникновения конфликтных значений МП:

– числа конфликтных значений МП типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$ и $\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$:

$$N_{00}(\tau) = N_{00}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } \text{МП}(\tau) = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}; \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

$$N_{11}(\tau) = N_{11}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } \text{МП}(\tau) = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}; \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

– общее число всех конфликтных ситуаций МП:

$$N_{\Sigma\text{конфл}}(\tau) = N_{\Sigma\text{конфл}}(\tau-1) + [N_{\Sigma 00}(\tau) + N_{\Sigma 11}(\tau)];$$

– число конфликтных ситуаций МП типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$, связанных с отказами обоих СК:

$$N_{00}^{\text{отк.1,2}}(\tau) = N_{00}^{\text{отк.1,2}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } \text{МП}(\tau) = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ и } (S_1(\tau) = 0) \text{ и } (S_2(\tau) = 0); \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

– число конфликтных ситуаций МП типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$, связанных с ошибками МА:

$$N_{00}^{\text{МА}}(\tau) = N_{00}(\tau) - N_{00}^{\text{отк.1,2}}(\tau);$$

д) статистика возникновения ошибок арбитража различного рода¹, условия возникновения и учета которых определяются следующим образом:

Ошибки I рода (ложная отбраковка предпочтения) – годное состояние СК ошибочно признается негодным, т.е. ошибочно СК не выбирается предпочтительным, будучи в реальности таковым.

В данном случае к ошибкам I рода относятся все ситуации, когда:

а) СК1 исправен, но не выбирается (с учетом того, что при исправности обоих СК действует дискриминационное правило выбора первого), при этом предпочтение отдается СК2, число таких ошибок определяется по формуле

$$N_{\text{ош.I.a}}(\tau) = N_{\text{ош.I.a}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } (S_1(\tau) = 1) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau) \neq 1), \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

б) СК1 неисправен, СК2 исправен, но он не выбирается, при этом бракуются оба СК, число таких ошибок определяется как

$$N_{\text{ош.I.б}}(\tau) = N_{\text{ош.I.б}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } (S_2(\tau) = 1) \text{ и } (S_1(\tau) \neq 1) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau) \neq 2), \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

¹ Здесь применяется принятая в области систем контроля и диагностики классификация на ошибки I (ложная отбраковка) и II (ложный выбор) рода. Однако, несмотря на схожий понятийный смысл, имеются особенности трактования таких ошибок применительно к решаемой задаче: ложные отбраковка и выбор предпочтительного СК связываются исключительно с ошибками определения их готовности. Дополнительно в силу специфичности задачи вводится понятие ошибок III рода, обусловленных ложными результатами сопоставления их эффективности.

в) СК1 и СК2 исправны, но бракуются оба СК, число таких ошибок определяется как

$$N_{\text{ош.I.в}}(\tau) = N_{\text{ош.I.в}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } (S_1(\tau)=1) \text{ и } (S_2(\tau)=1) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau)=0), \\ 0 & \text{иначе.} \end{cases}$$

Общее число ошибок I рода в итоге определяется формулой

$$N_{\text{ош.I}}(\tau) = N_{\text{ош.I.a}}(\tau) + N_{\text{ош.I.б}}(\tau) + N_{\text{ош.I.в}}(\tau).$$

Ошибки II рода (ложный выбор предпочтения) – негодное состояние СК ошибочно признается годным, т.е. предпочтение ошибочно отдается СК, который в реальности оказывается негодным.

К ошибкам II рода относятся следующие ситуации:

а) выбирается СК1 при его отказном состоянии, число ошибок определяется формулой

$$N_{\text{ош.II.a}}(\tau) = N_{\text{ош.II.a}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } (S_1(\tau)=0) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau)=1), \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

б) выбирается СК2 при его отказном состоянии

$$N_{\text{ош.II.б}}(\tau) = N_{\text{ош.II.б}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } (S_2(\tau)=0) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau)=2), \\ 0 & \text{иначе.} \end{cases}$$

Общее число ошибок II рода определяется формулой

$$N_{\text{ош.II}}(\tau) = N_{\text{ош.II.a}}(\tau) + N_{\text{ош.II.б}}(\tau).$$

Ошибки III рода¹ (ошибка оценки эффективности) – ошибки, связанные с ошибочным выбором СК, уступающего по эффективности. К этому роду ошибок относятся следующие ситуации:

а) СК1 исправен, СК2 исправен, ПФЭ1 > ПФЭ2, но ошибочно выбирается СК2, при этом число ошибок составляет

$$N_{\text{ош.III.a}}(\tau) = N_{\text{ош.III.a}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } [(S_1(\tau)=1) \text{ и } (S_2(\tau)=1)] \text{ или } [(ПФЭ1 > ПФЭ2) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau)=2)], \\ 0 & \text{иначе;} \end{cases}$$

б) СК1 исправен, СК2 исправен, ПФЭ1 < ПФЭ2, но ошибочно выбирается СК1, при этом число ошибок составляет

$$N_{\text{ош.III.б}}(\tau) = N_{\text{ош.III.б}}(\tau-1) + \begin{cases} 1 & \text{при } [(S_1(\tau)=1) \text{ и } (S_2(\tau)=1)] \text{ или } [(ПФЭ1 < ПФЭ2) \text{ и } (S_{\text{пр}}(\tau)=1)], \\ 0 & \text{иначе.} \end{cases}$$

Общее число ошибок III рода определяется формулой

$$N_{\text{ош.III}}(\tau) = N_{\text{ош.III}}(\tau-1) + [N_{\text{ош.III.a}}(\tau) + N_{\text{ош.III.б}}(\tau)].$$

В процессе моделирования вычисляются также вероятности возникновения ошибок выбора предпочтений по формулам

$$P_{\text{ош.I}}(\tau) = \frac{N_{\text{ош.I}}(\tau)}{\tau}, \quad P_{\text{ош.II}}(\tau) = \frac{N_{\text{ош.II}}(\tau)}{\tau}, \quad P_{\text{ош.III}}(\tau) = \frac{N_{\text{ош.III}}(\tau)}{\tau}.$$

При статистической обработке результатов определяются значения:

1) параметры достоверности выбора предпочтений:

– доли событий выбора предпочтений в соответствии с формулами

$$K_{\text{пр(1)}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau)=1)}{T}, \quad K_{\text{пр(2)}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau)=2)}{T}, \quad K_{\text{пр(1,2)}} = \frac{N((S_{\text{пр}}(\tau)=1) \text{ или } N(S_{\text{пр}}(\tau)=2))}{T},$$

где $N(*)$ – число указанных событий на интервале моделирования;

¹ Ошибки III рода рассматриваются в вариантах арбитража со сравнением ПФЭ.

– доля событий отсутствия выбора предпочтений

$$K_{\text{пр (Non)}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau) = 0)}{T};$$

– доли событий достоверного выбора предпочтений по формулам

$$K_{\text{пр (1)}}^{\text{д}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau) = 1 \text{ и } \overline{S_1}(\tau) = 0)}{T}, \quad K_{\text{пр (2)}}^{\text{д}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau) = 2 \text{ и } \overline{S_2}(\tau) = 0)}{T},$$

$$K_{\text{пр (Non)}}^{\text{д}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau) = 0 \text{ и } \overline{S_1}(\tau) = 1 \text{ и } \overline{S_2}(\tau) = 0)}{T};$$

– доля благополучного выбора предпочтения СК1 или СК2

$$K_{\text{пр (1, 2)}}^{\text{д}} = \frac{N(S_{\text{пр}}(\tau) = 1 \text{ и } \overline{S_1}(\tau) = 0) + N(S_{\text{пр}}(\tau) = 2 \text{ и } \overline{S_2}(\tau) = 0)}{T};$$

– доли ошибок выбора предпочтения I, II и III рода

$$K_{\text{ош. I}} = \frac{N_{\text{ош. I}}(T)}{T}, \quad K_{\text{ош. II}} = \frac{N_{\text{ош. II}}(T)}{T}, \quad K_{\text{ош. III}} = \frac{N_{\text{ош. III}}(T)}{T};$$

– доля всех ошибок выбора предпочтения

$$K_{\Sigma \text{ош}} = K_{\text{ош. I}} + K_{\text{ош. II}} + K_{\text{ош. III}};$$

– достоверность выбора предпочтений (вероятность достоверного определения предпочтений)

$$P_{\text{д}}(\tau) = 1 - [P_{\text{ош. I}}(\tau) + P_{\text{ош. II}}(\tau) + P_{\text{ош. III}}(\tau)];$$

2) параметры полноты диагностирования МА:

– доля ошибок МА указанных типов

$$K_{\text{диагн (k \langle \langle * \rangle \rangle)}}(\tau) = \frac{N_{\text{ош. МА k \langle \langle * \rangle \rangle}}^{\text{д}}(\tau)}{N_{\text{ош. МА k \langle \langle * \rangle \rangle}}(\tau)};$$

– доля всех ошибок (полнота диагностирования) МА

$$K_{\text{диагн}}(\tau) = \frac{N_{\text{ош. МА}}^{\text{д}}(\tau)}{N_{\text{ош. МА}}(\tau)};$$

3) параметры конфликтных ситуаций определения предпочтений:

– доля возникновения конфликтных ситуаций предпочтения

$$K_{\text{конфл}}(\tau) = \frac{N_{\Sigma \text{конфл}}(\tau)}{\tau};$$

– доли конфликтных ситуаций типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$ и $\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$ среди всех конфликтов

$$K_{00}(\tau) = \frac{N_{\Sigma 00}(\tau)}{N_{\Sigma \text{конфл}}(\tau)}, \quad K_{11}(\tau) = \frac{N_{\Sigma 11}(\tau)}{N_{\Sigma \text{конфл}}(\tau)};$$

– доля конфликтов типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$, связанных с отказами обоих СК

$$K_{00}^{\text{отк. 1, 2}}(\tau) = \frac{N_{00}^{\text{отк. 1, 2}}(\tau)}{N_{\Sigma 00}(\tau)}.$$

Выходные параметры формируются в содержащемся в модели блоке статистической обработки результатов.

Условия моделирования

Рассматривались следующие алгоритмы арбитража [7]:

1. Упрощенный вариант с бинарными оценками предпочтения в соответствии с логикой, представленной в табл. 1.

Таблица 1

Формирование первичных оценок предпочтений
при упрощенном бинарном варианте парного арбитража

Комбинация	ИГ1	ИГ2	Описание
I	1	1	Производится оценка ПФЭ путем анализа МП
II	1	0	Предпочтение СК1
III	0	1	Предпочтение СК2
IV	0	0	Нет предпочтений

Напоминаем, что при упрощенном бинарном варианте сравнение ИГ выносится в качестве предварительной операции и в силу простоты его результат не подвергается сомнению.

В случае комбинации I производится углубленное обоснование предпочтения путем сравнения соответствующих ПФЭ с использованием матрицы предпочтений (МП) вида

$$Q_{\text{ПАК.Б}} = \begin{pmatrix} & \text{МА1} & \text{МА2} \\ \text{ОА1} & \begin{bmatrix} q_1^1 & q_1^2 \end{bmatrix} \\ \text{ОА2} & \begin{bmatrix} q_2^1 & q_2^2 \end{bmatrix} \end{pmatrix},$$

где q_i^j – индекс предпочтения i -го СК, определенный j -м МА, в соответствии с табл. 2.

Таблица 2

Формирование индексов предпочтений при упрощенном бинарном варианте парного арбитража

Итог сравнения ПФЭ	Предпочтение	Индексы предпочтения	
		q_1^j	q_2^j
ПФЭ1 > ПФЭ2	СК1	1	0
ПФЭ1 < ПФЭ2	СК2	0	1
ПФЭ1 = ПФЭ2	СК1*	1	0

Примечание. * Для однозначности выбора применяется дискриминационное правило по меньшему порядковому номеру в паре.

Анализ МП осуществляется с использованием табл. 3, предложенной в работе [7].

Методика использования таблиц анализа МП заключается в следующем: по значению МП осуществляется вход в таблицу, где по строкам и столбцам считываются соответствующие этому значению МП предпочтения СК и возможные ошибки МА.

Было принято следующее упрощение использования табл. 3.

Показанные в табл. 3 ошибки МА типа $\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$ и $\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ связаны с особым видом «перемежа-

ющихся» отказов, когда оба МА на одном такте работы системы ошибочно выдают «мерцающую» ошибку («0» и «1»). Даже учитывая потенциальную возможность возникновения факта таких отказов (например, из-за сбоев электронных триггерных компонентов) в одном МА с вероятностью $\lambda = 10^{-5}$ (на один порядок меньше обычной ошибки «залипания»), вероятность одновременного возникновения аналогичной ошибки и в первом и во втором сравниваемом СК равна приблизительно $2\lambda = 10^{-10}$, что является событием практически невероятным. В связи с этим принято предположение о невозможности возникновения «перемежающихся» отказов. По этой причине в алгоритме арбитража конфигураций не моделировался второй акт арбитража.

Таблица 3

Анализ значений МП при бинарном варианте парного арбитража

1 акт арбитража				2 акт арбитража		
Предпочтение			Ошибки МА	Предпочтение		Ошибки МА
СК1	СК2	Конфликты		СК1	СК2	
$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$	$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$	нет	Нет	Предпочтение однозначно выявлено на 1-м акте		
	$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$		МА1 ₀			
	$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$		МА1 ₁			
	$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$		МА2 ₀			
	$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$		МА2 ₁			
$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$			МА2 ₀			
$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$			МА2 ₁			
$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$			МА1 ₀			
$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$			МА1 ₁			
Нет		$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$	МА1 ₁	Отсутствие предпочтения, однозначно выявлено на 1-м акте		
		$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$	МА2 ₁			
		$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$	нет или МА1 ₀ , или МА2 ₀			
		$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$	МА1 ₁ и МА2 ₁			
Переход ко 2-му акту арбитража		$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$	Сложные ошибки МА	$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$		МА2 ₀
					$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$	МА1 ₀
		$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$		$\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$		МА2 ₀
				$\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$	МА1 ₀	
Общее число значений МП – 16, 1 акт: СК1 – 5, СК2 – 5, нет предпочтений – 4, 2 акт: СК1 – 2, СК2 – 2, серым фоном подняты итоговые значения МП.						

2. Полный вариант с бинарными оценками предпочтений, предусматривающий одновременный анализ как ИГ, так и ПФЭ. Он проводился по табл. 3 в соответствии с логикой, представленной в табл. 4.

Таблица 4

Формирование индексов предпочтений при полном бинарном варианте парного арбитража

Итог сравнения ИГ		Итог сравнения ПФЭ	Предпочтение	Индексы предпочтения	
ИГ1	ИГ2			q_1^j	q_2^j
1	0	не проводится	СК1	1	0
0	1	не проводится	СК2	0	1
1	1	ПФЭ1 > ПФЭ2	СК1	1	0
		ПФЭ1 < ПФЭ2	СК2	0	1
		ПФЭ1 = ПФЭ2	СК1*	1	0
0	0	не проводится	никакой	0	0

Примечание. * Применяется дискриминационное правило.

3. Вариант с триплексными оценками предпочтений в соответствии с логикой, представленной в табл. 5.

Таблица 5

Формирование индексов предпочтений при триплексном варианте парного арбитража

Итог сравнения ИГ		Итог сравнения ПФЭ	Предпочтение	Индексы предпочтения	
ИГ1	ИГ2			q_1^j	q_2^j
1	0	не проводится	СК1	1	1
0	1	не проводится	СК2	2	2
1	1	ПФЭ1 > ПФЭ2	СК1	1	1
		ПФЭ1 < ПФЭ2	СК2	2	2
		ПФЭ1 = ПФЭ2	СК1*	1	1
0	0	не проводится	никакой	0	0

Примечание. * Применяется дискриминационное правило.

Анализ значений МП

$$Q_{\text{пак.т}} = [q^1 \quad q^2],$$

где q^j – триплексный индекс предпочтения, сформированный j -м МА (0 – никакой СК, 1 – первый СК, 2 – второй СК), осуществлялся с использованием табл. 6, предложенной в работе [7].

Таблица 6

Таблица предпочтений при триплексном варианте парного арбитража

1 акт арбитража			Конфликты 1-го акта	2 акт арбитража			
Предпочтение				Предпочтение			Оценка ошибок МА
СК1	СК2	нет		СК1	СК2	нет	
1	2	3	4	5	6	7	8
[1 1]	[2 2]	[0 0]	[0 1]	–	–	[1 0]	MA2 ₁
				[1 1]	–	–	MA2 ₁
				–	–	[1 2]	MA2 ₁
				–	–	[0 0]	MA1 ₀
			[0 2]	–	–	[2 0]	MA2 ₂
				–	–	[2 1]	MA2 ₂
				–	[2 2]	–	MA2 ₂
				–	–	[0 0]	MA1 ₀

Окончание табл. 6

1	2	3	4	5	6	7	8
			[1 0]	–	–	[0 1]	MA2 ₀
				–	–	[0 0]	MA2 ₀
				–	–	[0 2]	MA2 ₀
				–	–	[1 1]	MA1 ₁
			[1 2]	–	–	[2 1]	MA2 ₂
				–	–	[2 0]	MA2 ₂
				–	[2 2]	–	MA2 ₂
				–	–	[1 1]	MA1 ₁
			[2 0]	–	–	[0 2]	MA2 ₀
				–	–	[0 0]	MA2 ₀
				–	–	[0 1]	MA2 ₀
				–	–	[2 2]	MA1 ₂
			[2 1]	–	–	[0 2]	MA2 ₁
				–	–	[1 2]	MA2 ₁
				[1 1]	–	–	MA2 ₁
				–	–	[2 2]	MA1 ₂

4. *Вариант выбора компаратором*, реализующим простейшую совокупность правил предпочтений [9], заключающуюся в сопоставлении внешним устройством величин ИГ и ПФЭ, сведенных в табл. 7.

Таблица 7

Таблица предпочтений при сравнении СК компаратором

Значения ИГ		Итог сравнения ПФЭ	Индексы сравнения на выходе компаратора	Предпочтение
ИГ1	ИГ2			
1	0	не проводится	1	СК1
0	1	не проводится	2	СК2
1	1	ПФЭ1 > ПФЭ2	1	СК1
		ПФЭ1 < ПФЭ2	2	СК2
		ПФЭ1 = ПФЭ2	1	СК1*
0	0	не проводится	0	никакой

П р и м е ч а н и е. * Применяется дискриминационное правило.

При сравнении компаратором оценивание ошибок МА не производится.

В дальнейшем используются краткие названия указанных вариантов алгоритма арбитража (выбора предпочтений): упрощенный, полный, триплексный и компаратор.

Моделирование проводилось для следующих условий:

- интенсивности отказов СК $\lambda_1 = \lambda_2 = 10^{-3}$;
- интенсивности ошибок МА $\lambda_{\text{MAK}} = 10^{-4}$ с учетом нормирования¹, обусловленного числом состояний возможных ошибок анализаторов;

¹ Каждый ложный «0» или «1» (или «2» в триплексном подходе) имитируется отдельно, в результате чего вычисляемое число «залипаний» для различных алгоритмов определения предпочтений получается пропорциональным числу моделируемых сравниваемых элементов. Для нивелирования этого эффекта (для обеспечения сопоставимости результатов моделирования) введены нормирующие коэффициенты при λ_{MAK} : 1/6 – для триплексного МА, 1/4 – для полного бинарного МА, 1/3 – для компаратора, 1/2 – для упрощенного бинарного МА.

– ПФЭ1 = ПФЭ2 (если не оговорено другое).

Параметры моделирования:

– число тактов моделирования $T = 10000$;

– шаг моделирования $\Delta\tau = 1$.

Потоки отказов и ошибок были одинаковы для всех исследуемых вариантов арбитража.

Результаты моделирования

Общая статистика на 10000 тактах функционирования модели выглядит следующим образом:

– число отказов СК1 $N_{отк.1} = 1003$;

– число отказов СК2 $N_{отк.2} = 1070$;

– общее число отказов $N_{отк.1,2} = 2073$.

По мере продолжения экспериментов происходили накопление отказов, возникновение сложных одновременных отказов и как результат изменялась общая картина распределения результатов предпочтения, иллюстрируемая посредством рис. 2 (для наглядности количество точек разрежено в 10 раз).

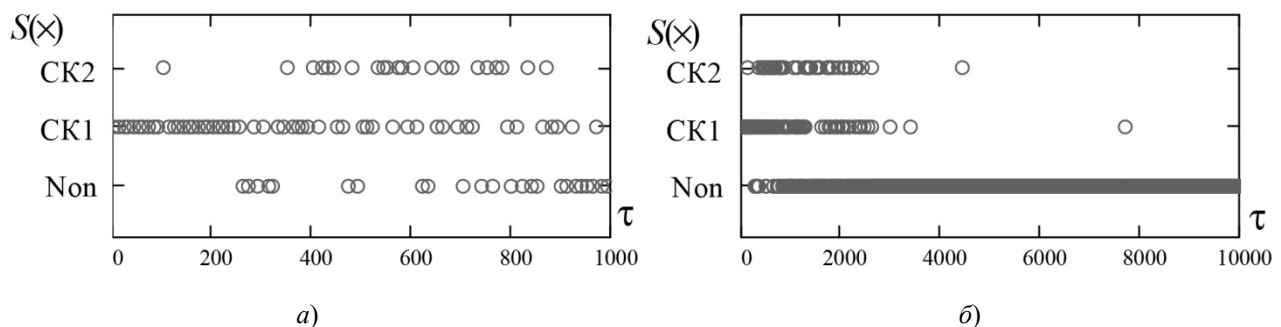


Рис. 2. Иллюстрация распределения выбора предпочтений:
а – в начале работы системы; б – на всем интервале экспериментов

На рис. 3 в качестве примера представлены графики распределения числа выбранных предпочтений и вероятности состояний выбора СК бинарными алгоритмами арбитража.

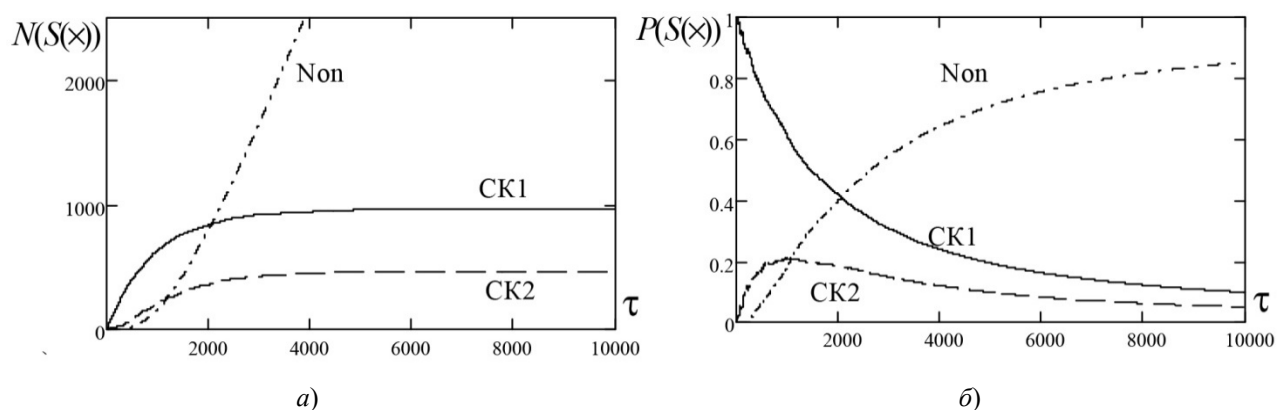


Рис. 3. Характеристики распределения выбора предпочтений:
а – число состояний; б – вероятности возникновения состояний

Обобщенные результаты численного моделирования для рассматриваемых алгоритмов арбитража представлены в табл. 8–10 и на рис. 4–8.

Таблица 8

Оценка параметров достоверности выбора предпочтений

Параметр	Вариант алгоритма арбитража			
	упрощенный	полный	триплексный	компаратор
$N_{(CK1)}$	1967	1002	1475	1872
$N_{(CK2)}$	559	568	1103	1715
$N_{(Non)}$	7473	8429	6031	6412
$N_{ош I}$	44	11	107	130
$N_{ош II}$	982	0	1098	2117
$N_{ош III}$	7	0	6	13
$N_{\Sigma ош}$	1033	11	1211	2260
$K_{ош.I}, \%$	0,44	0,11	1,07	1,3
$K_{ош.II}, \%$	9,82	0	10,98	21,17
$K_{ош.III}, \%$	0,07	0	0,06	0,13
$K_{\Sigma ош}, \%$	10,33	0,11	12,11	22,6
P_I не менее, %	98,397	99,752	96,69	94,286
P_{II} не менее, %	90,179	100	89,017	78,828
P_{III} не менее, %	99,624	100	99,031	98,737
P_d не менее, %	89,668	99,752	87,886	77,397

Таблица 9

Оценка параметров диагностирования ошибок МА

Параметр	Вариант алгоритма арбитража			
	упрощенный	полный	триплексный	компаратор
$N_{ош.МА}$	4617	3955	3923	Нет функции
$N_{ош.МА}^d$	18	1792	2236	
$K_{диагн}, \%$	0,39	45,31	56,97	

Таблица 10

Оценка параметров конфликтов МА

Параметр	Вариант алгоритма арбитража	
	полный	триплексный
$N_{\Sigma конфл}$	6890	6336
N_{00}	6756	6336
N_{11}	134	—
$N_{00}^{отк.1,2}$	6754	6311
$N_{00}^{МА}$	2	25
$K_{конфл}, \%$	68,9	63,36
$K_{00}, \%$	98,06	100
$K_{11}, \%$	1,945	—
$K_{00}^{отк.1,2}, \%$	99,97	99,605
$K_{00}^{МА}, \%$	0,03	0,395

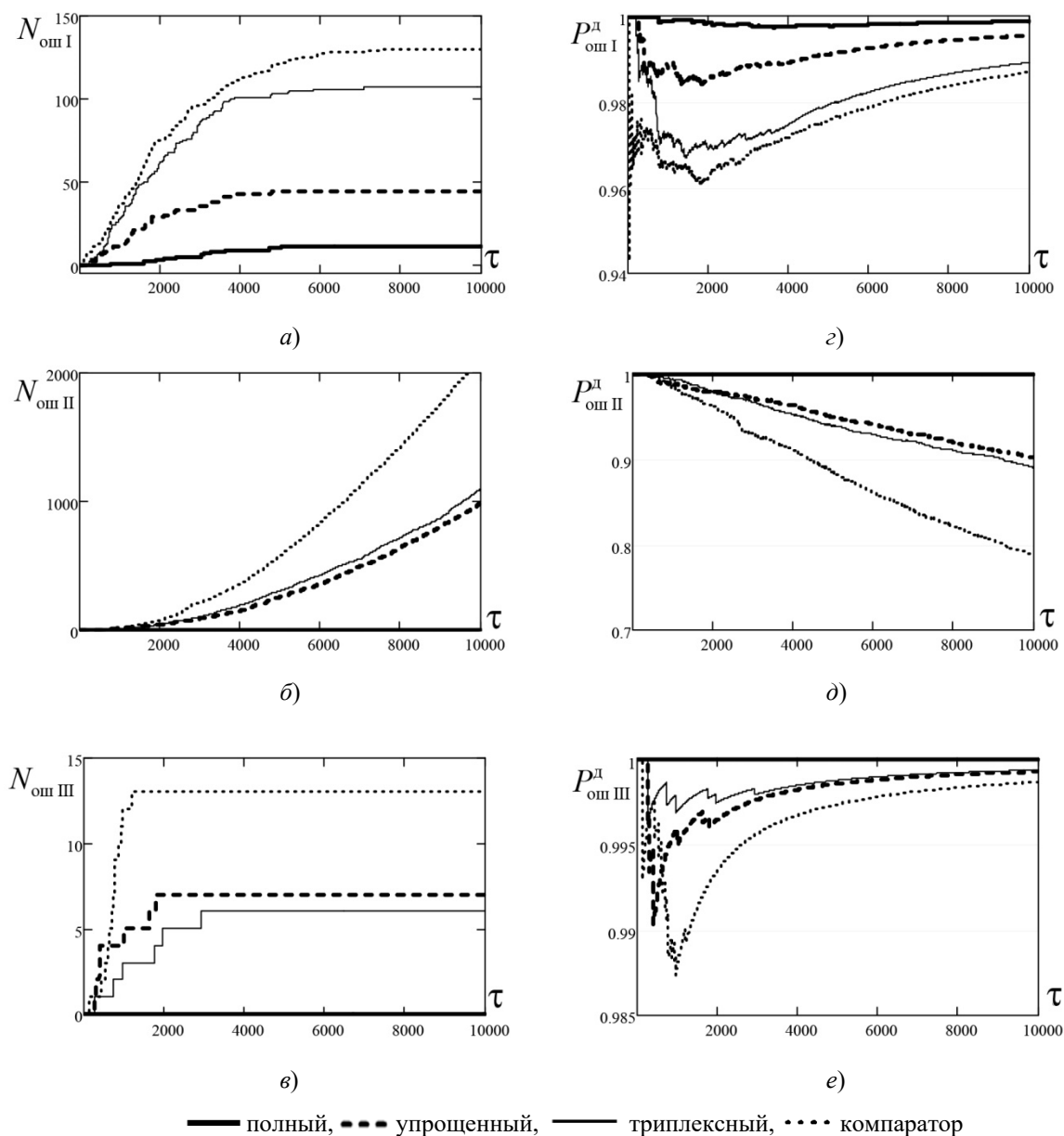


Рис. 4. Количество ошибок трех родов (а, б, в) и вероятности их успешного диагностирования (з, д, е)

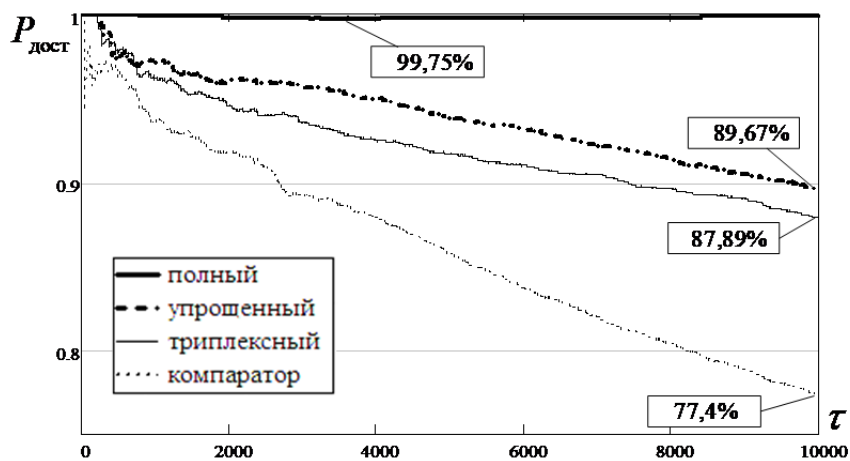


Рис. 5. Обобщенная вероятность достоверного выбора предпочтений (достоверность предпочтений)

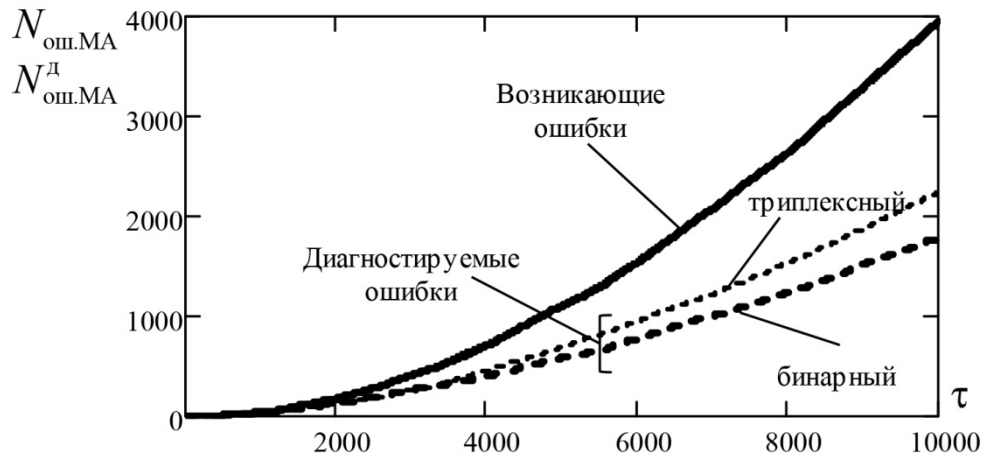


Рис. 6. Количество возникающих и диагностируемых ошибок МА

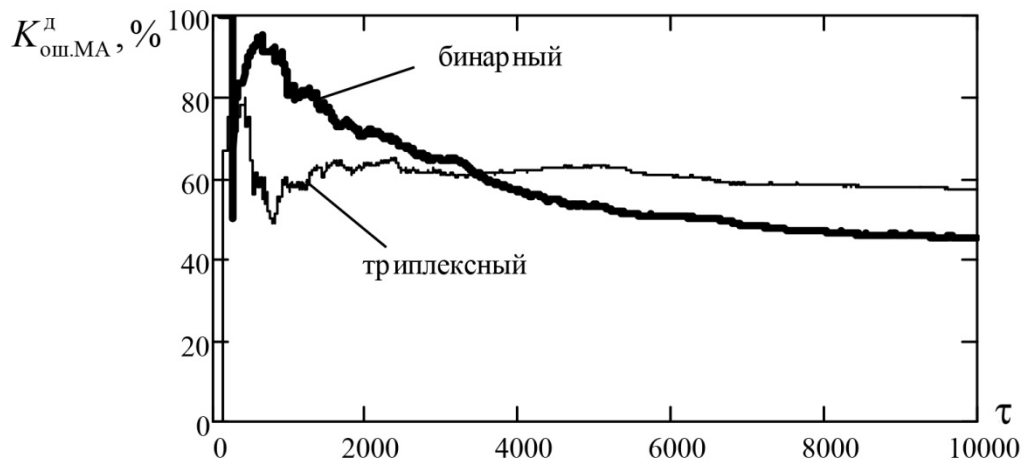


Рис. 7. Доля успешно диагностируемых ошибок МА (полнота диагностирования)

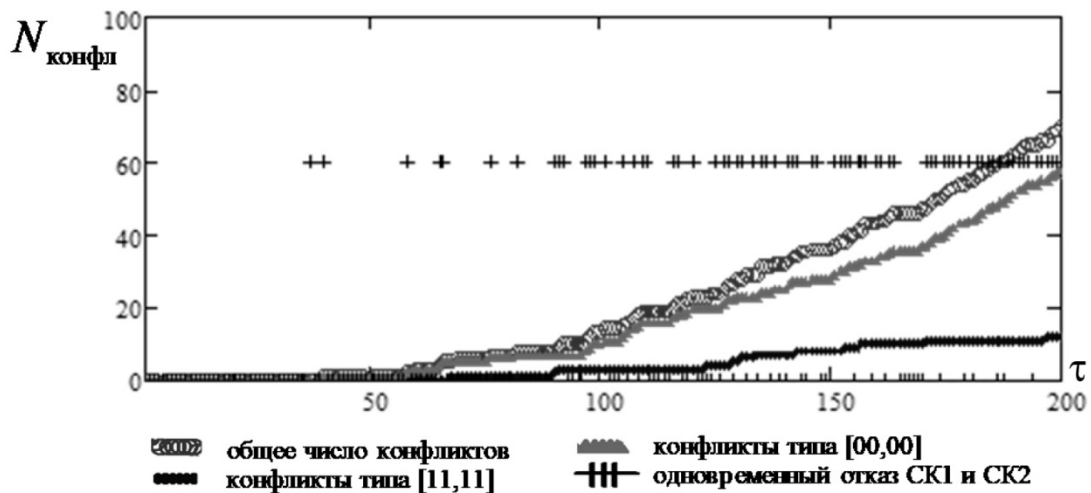


Рис. 8. Анализ конфликтов МП бинарных вариантов алгоритма

Полученные при моделировании и представленные оценки эффективности алгоритмов арбитража формировались в условиях полной независимости всех событий, связанных с отказами компонентов, входящих в конфигурации, и ошибок модулей анализа, содержащихся в СК. Учет возможной зависимости указанных событий требует соответствующего развития описанной стохастической модели.

Обсуждение результатов

По результатам моделирования можно сделать следующие выводы:

1. Предлагаемые алгоритмы ПАК с бинарными оценками предпочтения в среднем на 20 % эффективнее по сравнению с известным способом сравнения компаратором в задаче обеспечения выбора предпочтительного СК в паре (достоверность выбора в 99 % относительно исходных 77 %).
2. Алгоритмы ПАК успешно парируют ошибки, возникающие при выборе предпочтения, наиболее эффективно устраняя ошибки I рода (ложное решение об отказе). Не обнаруживаемая часть ошибок такого рода связана с неопределенностями конфликтных значений матриц предпочтений.
3. Полный бинарный вариант обладает повышенной в среднем на 10 % достоверностью контроля в сравнении с упрощенным, полностью устраняя ошибки II и III рода (ложный выбор предпочтения), т.е. обеспечивает практически 100 % достоверность выбора предпочтения. Он обладает также повышенным (до 45 %) процентом диагностируемых ошибок МА. По совокупности преимуществ его реализация видится самой целесообразной.
4. Упрощенный вариант алгоритма ПАК, исключаящий анализ ошибок сравнения ИГ, более прост в реализации, однако уступает полному варианту ПАК по достоверности контроля, что обусловлено повышенным числом ошибок II рода. Кроме того, при упрощенном подходе 95 % решений о предпочтении определяются на предварительном этапе сравнения ИГ, на этапе же ПАК успешно определяются менее 1 % всех ошибок МА, что не позволяет использовать данный алгоритм для целей самодиагностики ошибок МА.
5. Триплексный вариант обладает меньшей достоверностью контроля (порядка 87 %), допуская больше ошибок как I, так и II рода, однако обладает большими возможностями по диагностированию ошибок МА, обнаруживая порядка 57 % от их числа. Применение триплексного варианта может быть целесообразно при разработке дополнительных систем самодиагностики, обеспечивающих углубленный анализ состояния МА.
6. Для бинарного алгоритма ПАК на относительно небольших отрезках времени диагностирования¹ (до 3000 тактов) успешно диагностируется большая (около 80–90 %) часть ошибок. При возрастании числа обрабатываемых тактов доля успешного диагностирования (полнота диагностирования) снижается примерно до 50 %. Этому в меньшей степени подвержен триплексный алгоритм, обеспечивая полноту диагностирования 60 % почти на всем интервале экспериментов.

Объяснение данному факту следующее. В начале интервала моделирования отказов мало, одновременные отказы двух СК практически отсутствуют. В этих условиях все ошибки МА хорошо диагностируются. Ближе к концу интервала возрастает число накопленных отказов СК, включая одновременные, возникают неразрешимые конфликты типа $Q_{\text{ПАК.Т}} = [1 \ 2]$ или $Q_{\text{ПАК.Т}} = [2 \ 1]$. Как результат процент успешного диагностирования МА снижается. Оба бинарных варианта алгоритма на начальном участке интервала моделирования практически идеально справляются с диагностированием ошибок МА. Это иллюстрирует рис. 9: на первых 550 тактах ими вообще диагностируется 100 % ошибок МА. К концу экспериментов картина меняется. Так как число конфликтов у триплексного алгоритма меньше, то доля успешно диагностируемых ошибок у него становится больше на 10–15 %, чем у бинарных.

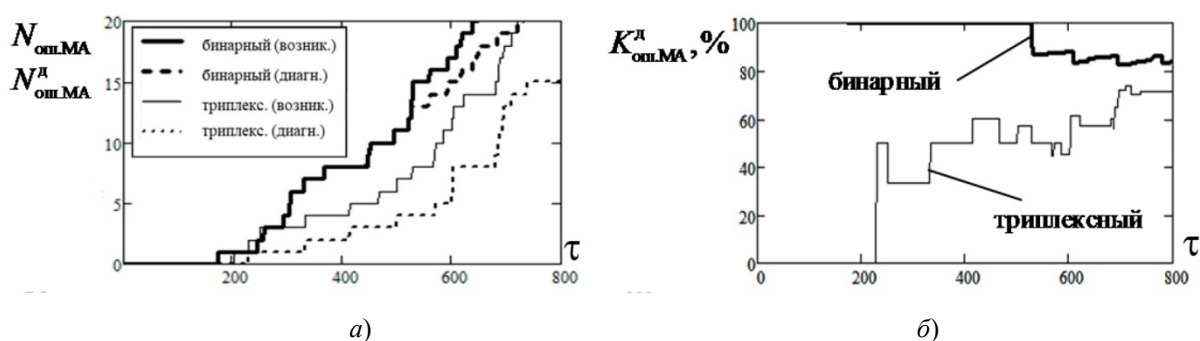


Рис. 9. Ошибки МА на начальном этапе эксплуатации:

а – количество возникающих и диагностируемых ошибок; б – полнота диагностирования

¹ Надо полагать, что именно начальный участок интервала экспериментов имеет значение для практического применения парного арбитража, когда общее число ошибок МА не превышает один – полтора десятка.

7. Большая часть всех конфликтов (примерно 98 %) бинарных вариантов – это конфликты типа $\begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$, связанные прежде всего с ситуациями неготовности обоих СК одновременно. Конфликты типа $\begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \end{bmatrix}$ возникают сравнительно редко (2 % от общего числа конфликтов) по причине отказов анализаторов, вызывающих конфликт «настаивания на приоритете» и не позволяющих принять однозначное решение о предпочтении. В таких ситуациях принимается решение об исключении предпочтения обоих СК.

8. Триплексный вариант характеризуется меньшей вероятностью возникновения конфликтов (63 % по сравнению с 69 % бинарных вариантов), а также отсутствием неразрешимых ситуаций типа «настаивание на приоритете» $Q_{\text{ПАК.Т}} = \begin{bmatrix} 1 & 2 \end{bmatrix}$ или $Q_{\text{ПАК.Т}} = \begin{bmatrix} 2 & 1 \end{bmatrix}$.

Как показано в работах [10, 11], достоверность и полнота контроля оказывают существенное влияние на характеристики надежности систем. Использование алгоритмов парного арбитража предложенного типа позволит реализовывать требуемые уровни надежности бортовых комплексов с избыточным числом разнородных ресурсов, функционирование которых во многом зависит от правильности решений о выборе конфигураций.

Заключение

Предложенная стохастическая модель процесса парного арбитража конфигураций имитирует случайные отказы компонентов конфигураций и ошибки модулей анализа, осуществляющих попарное сравнение супервизоров – программно-аппаратных модулей, осуществляющих управление конфигурациями технической системы. Модель реализует алгоритмы парного арбитража конфигураций, формирующие решение о предпочтении той или иной конфигурации системы.

Исследованы три варианта алгоритма арбитража: упрощенный бинарный, полный бинарный и триплексный, а также алгоритм простого компаратора для сравнительного анализа по критериям достоверности выбора предпочтения и полноты диагностирования ошибок модулей анализа. Результаты исследований показали изменчивость статистических показателей по мере накопления ошибок, содержащихся в супервизорах. Для небольшого количества ошибок (на начальных стадиях эксплуатации) предпочтительны бинарные алгоритмы с полным взаимным контролем оценок предпочтения, обеспечивающие полное парирование ошибок определения предпочтений II (ложный выбор) и III (выбор менее эффективного) рода, и большую часть ошибок I рода (ложная отбраковка).

Использование алгоритмов парного арбитража предложенного типа позволит реализовывать требуемые уровни надежности бортовых комплексов с избыточным числом разнородных ресурсов за счет повышения достоверности и безошибочности выбора предпочтительных в текущих условиях конфигураций.

Список литературы

1. Digital Avionics Handbook / ed. by C. R. Spitzer, U. Ferrell, T. Ferrell. 3-d ed. London ; New York : CRC Press, Taylor & Francis Group, 2015.
2. Клепиков В. И. Отказоустойчивость распределенных систем управления. М. : Золотое сечение, 2014.
3. Zhang Y., Jiang J. Bibliographical review on reconfigurable fault-tolerant control systems // Proc. the 5th IFAC Symposium on Fault Detection, Supervision and Safety for Technical Processes. Washington D.C., 2003. P. 265–276.
4. Дегтярев А. Р., Киселев С. К. Отказоустойчивые реконфигурирующиеся комплексы интегрированной модульной авионики // Электротехнические и информационные комплексы и системы. 2016. Т. 12, № 1. С. 89–99.
5. Агеев А. М., Бронников А. М., Буков В. Н., Гамаюнов И. Ф. Супервизорный метод управления избыточностью технических систем // Известия РАН. Теория и системы управления. 2017. № 3. С. 59–69.
6. Буков В. Н., Бронников А. М., Агеев А. М. [и др.]. Концепция управляемой избыточности комплексов бортового оборудования // Научные чтения по авиации, посвященные памяти Н. Е. Жуковского : материалы XVI Всерос. науч.-практ. конф. (г. Москва, 11–12 апр. 2019 г.) / гл. ред. С. П. Халютин. М. : ИД Акад. им. Н. Е. Жуковского, 2019. С. 17–33.

7. Агеев А. М., Буков В. Н., Шурман В. А. Алгоритмы управления избыточностью комплексов бортового оборудования подвижных объектов. Часть 1. Парный арбитраж конфигураций // Мехатроника, автоматизация, управление. 2022. Т. 23, № 5. С. 263–273.
8. Гельгор А. Л., Горлов А. И., Попов Е. А. Методы моделирования случайных величин и случайных процессов : учеб. пособие. СПб. : Изд-во Политехн. ун-та, 2012.
9. Шабалдин Е. Д., Смолин Г. К., Уткин В. И., Зарубин А. П. Метрология и электрические измерения : учеб. пособие / под ред. Е. Д. Шабалдина. Екатеринбург : Изд-во Рос. гос. проф.-пед. ун-та, 2006.
10. Лубков Н. В., Спиридонов И. Б., Степаныц А. С. Влияние характеристик контроля на показатели надежности систем // Труды МАИ. 2016. № 85. С. 10. URL: https://trudymai.ru/upload/iblock/3ec/lubkov_spiridonov_stepanyants_rus.pdf.
11. Агеев А. М., Буков В. Н. Эффективность резервирования избыточной системы посредством супервизоров конфигураций // Надежность и качество сложных систем. 2022. № 1. С. 67–82.

References

1. Spitzer C.R., Ferrell U., Ferrell T. (eds.). *Digital Avionics Handbook*. 3-d ed. London; New York: CRC Press, Taylor & Francis Group, 2015.
2. Klepikov V.I. *Otkazoustoychivost' raspredelennykh sistem upravleniya = Fault tolerance of distributed control system*. Moscow: Zolotoe sechenie, 2014. (In Russ.)
3. Zhang Y., Jiang J. Bibliographical review on reconfigurable fault-tolerant control systems. *Proc. the 5th IFAC Symposium on Fault Detection, Supervision and Safety for Technical Processes*. Washington D.C., 2003: 265–276.
4. Degtyarev A.R., Kiselev S.K. Fault-tolerant reconfigurable complexes of integrated modular avionics. *Elektrotekhnicheskie i informatsionnye komplekсы i sistemy = Electrical and information complexes and systems*. 2016;12(1):89–99. (In Russ.)
5. Ageev A.M., Bronnikov A.M., Bukov V.N., Gamayunov I.F. Supervisory method of redundancy management of technical systems. *Izvestiya RAN. Teoriya i sistemy upravleniya = News of the Russian Academy of Sciences. Theory and control systems*. 2017;(3):59–69. (In Russ.)
6. Bukov V.N., Bronnikov A.M., Ageev A.M. et al. The concept of controlled redundancy of onboard equipment complexes. *Nauch. chteniya po aviatsii, posvyashch. pam. N.E. Zhukovskogo: materialy XVI Vseros. nauch.-prakt. konf. (g. Moskva, 11–12 apr. 2019 g.) = Scientific readings on aviation, dedicated to the memory of N.E. Zhukovsky : materials of the XVI All-Russian scientific and practical conference (Moscow, April 11-12, 2019)*. Moscow: ID Akad. im. N.E. Zhukovskogo, 2019:17–33. (In Russ.)
7. Ageev A.M., Bukov V.N., Shurman V.A. Algorithms for controlling redundancy of onboard equipment complexes of mobile objects. Part 1. Paired Configuration Arbitration. *Mekhatronika, avtomatizatsiya, upravlenie = Mechatronics, automation, control*. 2022;23(5):263–273. (In Russ.)
8. Gel'gor A.L., Gorlov A.I., Popov E.A. *Metody modelirovaniya sluchaynykh velichin i sluchaynykh protsessov: ucheb. posobie = Methods of modeling random variables and random processes : textbook*. Saint Petersburg: Izd-vo Politekh. un-ta, 2012. (In Russ.)
9. Shabaldin E.D., Smolin G.K., Utkin V.I., Zarubin A.P. *Metrologiya i elektricheskie izmereniya: ucheb. posobie = Metrology and electrical measurements: textbook*. Ekaterinburg: Izd-vo Ros. gos. prof.-ped. un-ta, 2006. (In Russ.)
10. Lubkov N.V., Spiridonov I.B., Stepanyants A.S. Influence of control characteristics on system reliability indicators. *Trudy MAI = Proceedings of MAI*. 2016;(85):10. (In Russ.). Available at: https://trudymai.ru/upload/iblock/3ec/lubkov_spiridonov_stepanyants_rus.pdf
11. Ageev A.M., Bukov V.N. Efficiency of redundant system redundancy through configuration supervisors. *Nadezhnost' i kachestvo slozhnykh system = Reliability and quality of complex systems*. 2022;(1):67–82. (In Russ.)

Информация об авторах / Information about the authors

Андрей Михайлович Агеев

кандидат технических наук, доцент, докторант,
Военный учебно-научный центр
Военно-воздушных сил
«Военно-воздушная академия имени профессора
Н. Е. Жуковского и Ю. А. Гагарина»
(Россия, г. Воронеж, ул. Старых большевиков, 54а)
E-mail: ageev_bbc@mail.ru

Andrey M. Ageev

Candidate of technical sciences,
associate professor, doctoral candidate,
Military Educational and Scientific Center
of the Air Force "Air Force Academy
named after Professor N.E. Zhukovsky
and Yu.A. Gagarin"
(54a Starykh bolshevikov street, Voronezh, Russia)

Валентин Николаевич Буков

доктор технических наук, профессор,
ведущий научный сотрудник
Научно-исследовательский институт
авиационного оборудования
(Россия, Московская обл.,
г. Жуковский, ул. Туполева, 18)
E-mail: v_bukov@mail.ru

Valentin N. Bukov

Doctor of technical sciences, professor,
leading researcher,
Research Institute of Aviation Equipment
(18 Tupoleva street, Zhukovsky,
Moscow region, Russia)

**Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов /
The authors declare no conflicts of interests.**

Поступила в редакцию/Received 16.03.2022

Поступила после рецензирования/Revised 18.04.2022

Принята к публикации/Accepted 13.05.2022