УДК 004.052.44 DOI: 10.18698/2308-6033-2022-6-2188

Метод определения количества бездефектных испытаний программного обеспечения автоматизированной системы подготовки данных полета беспилотных летательных аппаратов

© Г.В. Казаков[1], В.В. Корянов[2]

[1]ФГБУ «4 ЦНИИ» Минобороны России, г. Королев Московской обл., 141091, Россия
[2]МГТУ им. Н.Э. Баумана, Москва, 105005, Россия

Особенность расчета показателя надежности программного обеспечения автоматизированной системы подготовки данных полета беспилотных летательных аппаратов заключается в том, что их можно запускать с любого из множества разрешенных пунктов отправления, однако с какого именно — заранее определить не представляется возможным. Поскольку для контроля качества данных требуется значительное время, необходимо выбрать критерий, согласно которому весь объем данных либо принимается, либо отвергается, и тогда испытания продолжаются. Существующие методы оценки показателя надежности программного обеспечения имеют недостатки, препятствующие их применению для оценки качества данных полета. В связи с этим был предложен новый метод, основанный на контроле выборки тестовых вариантов входных данных из допустимой области с использованием результатов синтаксического и семантического контроля минимально требуемого объема тестовых вариантов. Такой метод, обеспечивающий получение оценки показателя качества данных полета беспилотных летательных аппаратов с заданной вероятностью ошибки второго рода, легко реализуется на практике. Для этого введено понятие вспомогательного плана выборочного контроля, доказаны лемма о единственности этого плана и теоремы о существовании квазиоптимальных планов выборочного контроля по критерию минимума зоны нечувствительности принятия положительного решения при двух и одном отрицательных исходах испытаний, а также бездефектного плана. Разработаны решающие правила принятия положительного или отрицательного решения по результатам проведенных испытаний программного обеспечения.

***Ключевые слова**: автоматизированная система подготовки данных, бездефектные испытания, беспилотный летательный аппарат, данные полета, критерий отношения вероятностей Вальда, план выборочного контроля, семантический контроль, синтаксический контроль*

Введение. Особенность расчета показателя качества подготовленных средствами автоматизированной системы подготовки данных (АСПД) полета беспилотных летательных аппаратов (БПЛА) заключается в том, что возможно выполнить задачи полета БПЛА с любого из многочисленных разрешенных пунктов отправления, но невозможно заранее установить какой-либо из них. Эта особенность, определяющаяся возможностью ввода подготовленных данных полета БПЛА (ДП БПЛА) в бортовую аппаратуру системы управления (СУ) БПЛА, а также положительными результатами контроля реализуемости ДП

БПЛА средствами этой аппаратуры, налагает определенные условия, которые следует учитывать при нахождении требуемого объема выборки тестовых вариантов из допустимой входной области $X_{\text{доп}}$ для получения необходимого значения показателя надежности программного обеспечения (ПО) АСПД.

На качество подготовленных данных влияют факторы риска, приводящие к прерыванию процесса подготовки данных (ПД): методические ошибки в алгоритмах расчета и контроля ДП БПЛА, случайные программные ошибки в ПО АСПД, синтаксические ошибки в ДП БПЛА, ошибки оперативного персонала, методические и инструментальные ошибки ПО бортовой аппаратуры СУ БПЛА, сбои технических средств, реализующих процесс ПД.

С формальной точки зрения ДП БПЛА можно рассматривать как некую «продукцию» большого объема, которая должна обладать требуемым качеством. Поскольку контроль качества ДП БПЛА для каждого разрешенного пункта отправления занимает значительное время, следует определить критерий, согласно которому весь массив подготовленных данных либо принимается, либо отвергается, либо испытания продолжаются.

Для проведения контроля партии изделий применяются три группы методов, ориентированных на получение оценки показателя пригодности множества единиц изделий при минимальном объеме выборки с сохранением необходимой точности оценки:

1) методы на основе теоремы Байеса, учитывающие предыдущие испытания изделий (ДП БПЛА, подготовленных ПО АСПД) в качестве априорной информации [1–4];

2) регрессионные методы учета неоднородной априорной информации [5–9];

3) методы, основанные на применении последовательного критерия отношения вероятностей Вальда [10–12].

В методах *первой группы* используются как априорные вероятности оцениваемого параметра, так и плотность его распределения, подчиненная закону β-распределения [13, 14]. Методы этой группы, в принципе, можно использовать для оценки показателя надежности ПО АСПД, но требуемая высокая точность оценки не гарантирована.

В методах *второй группы* используются данные испытаний ПО на двух этапах — предварительных и государственных испытаниях. Они характеризуются условиями А1 и А2 с общим числом испытаний И1 и И2, среди которых Д1 и Д2 неуспешных соответственно [15].

Информация первого этапа испытаний служит априорной информацией для второго этапа. Исключение составляет случай, когда все отказы Д1 в условии А1 определяются множеством факторов Ф1, а отказы Д2 — множеством факторов Ф2, причем $(\text{Ф}1 \cap \text{Ф}2 = \varnothing)$. В этом случае информация первого этапа испытаний не является априорной для второго этапа.

Методы этой группы также не дают гарантии точности получаемых оценок показателя надежности ПО, и потому они не могут быть рекомендованы к непосредственному использованию для расчета показателя надежности ПО подготовки ДП БПЛА.

Сущность методов *третьей группы* заключается в определении степени пригодности объектов контроля к использованию по назначению с помощью различных способов выборочного контроля, осуществляемых посредством реализации плана контроля, сущность которого заключается в установлении системы правил отбора объектов на контроль, а также правил прекращения отбора контролируемых объектов и принятия соответствующего решения.

Выбор экономически наиболее выгодного плана контроля является одной из главных задач статистического приемочного контроля. Существующие способы контроля сведены к контролю по количественному, качественному и альтернативному признакам [16–19]. Контроль по количественному признаку проводится тогда, когда необходимо регистрировать численные значения параметров, определяющих качество объекта контроля. План контроля заключается в выборе функции потерь $W(q, n, z)$, где q — доля дефектных объектов в партии, которая усредняется по q, а затем минимизируется по n — объему выборки и z — некоторому числу, задание которого определяет процедуру контроля.

Контроль по качественному признаку выполняют, если по результатам испытаний достаточно различать лишь категории или классы, к которым принадлежат контролируемые объекты, но это не соответствует задаче оценки качества ДП БПЛА. Контроль по альтернативному признаку проводят, когда контролируемые объекты классифицируются только по двум признакам: годный или дефектный. Планы выборочного контроля (ПВК) по альтернативному признаку ориентированы либо на определение числа дефектных объектов d (ДП БПЛА) во всей совокупности контролируемых объектов, либо на оценку требуемого объема выборки для достижения цели контроля [20].

Связанное с затратами на проведение контроля и с ущербом от принятия тех или иных ошибочных решений определение оптимальных ПВК, минимизирующих некоторые заранее выбранные классы функций риска, приводит к необходимости рассмотреть планы контроля первого вхождения, в который входят одноступенчатые, многоступенчатые планы контроля [21] и планы последовательного контроля [22].

Для совокупностей контролируемых объектов высокого качества наиболее часто применяются двухступенчатые планы контроля [23], обеспечивающие при среднем количестве испытаний в случае принятия решения о приеме партии выигрыш относительно стандартного плана контроля примерно в 1,2–2 раза, а при браковке — в 2–3 раза. Однако этот план разработан для небольшой совокупности контролируемых изделий.

Одним из недостатков многоступенчатых планов контроля [21] является более сложное в организационном плане осуществление процесса контроля.

В тех случаях, когда продукция (ДП БПЛА) контролируется поштучно, наибольшее распространение получили последовательные планы контроля [22], сущность которых с геометрической точки зрения заключается в построении прямых линий $L_{пр}$ (линии приема ДП БПЛА) и $L_{бр}$ (линии браковки ДП БПЛА) как функций от текущего числа испытаний (рис. 1).

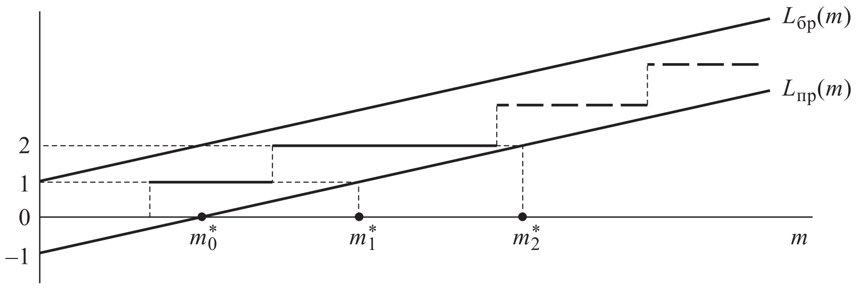

Рис. 1. Геометрическая интерпретация метода последовательного анализа

Из того факта, что ДП БПЛА являются высококачественной продукцией АСПД, следуют два вывода: во-первых, определяющим показателем качества принятия решения является заданное значение вероятности ошибки второго рода P_β; во-вторых, величина P_β не должна превышать значения 0,01 ($P_\beta \le 0{,}01$), что определяет достаточно высокое для целей ПД качество плана контроля.

Требование небольшого объема выборки приводит к необходимости использовать последовательные планы контроля. Это утверждение основано на следующем:

процесс контроля с вероятностью единица при использовании последовательного критерия отношения вероятностей завершается принятием того или иного решения;

в случае применения последовательного критерия отношения вероятностей выигрыш в среднем числе наблюдений относительно наиболее эффективного критерия, основанного на фиксированном объеме выборки, составляет примерно 50 %;

простота и наглядность конечных алгоритмов последовательного плана контроля позволяет создать методику контроля ДП БПЛА, для которой не требуется применять какие-либо стандартные таблицы с ограниченным числом испытаний (до 50), широко используемые в методах статистических исследований [23–26].

Недостаток метода последовательного анализа заключается в допущении значительного числа отрицательных исходов испытаний на начало процесса выборочного контроля объектов, что не соответствует физическому смыслу задачи оценки показателя надежности ПО как высококачественной продукции АСПД.

Качество последовательного плана контроля определяется величинами P_β, q_0, P_α, q_1, а величины P_β, q_0, определяющие качество ДП БПЛА, задают до начала испытаний.

Основная задача при оценке показателя надежности ПО АСПД состоит в получении заданной (требуемой) точности q_0 оценки показателя надежности по минимально необходимому объему выборочных испытаний.

Метод последовательного анализа и его известные модификации эту задачу не решают. Нужна такая модификация метода, которая исходила бы из определенного правила ограничения объема выборки и оптимизировала показатель качества плана контроля — зону нечувствительности принятия решения $\Delta q = q_1 - q_0$, где q_1 — достигнутый уровень точности показателя надежности ПО для имеющегося объема выборки, отличный от заданного q_0.

Цель статьи — разработать метод определения количества бездефектных испытаний ПО АСПД с использованием методов, основанных на применении последовательного критерия отношения вероятностей Вальда, путем минимизации зоны нечувствительности принятия решения.

Метод определения характеристик квазиоптимальных планов выборочного контроля данных полета летательных аппаратов. В основе формирования ПВК лежит теория проверки статистических гипотез. Планы выборочного контроля характеризуют сущность и качество. Сущность ПВК определяется системой правил отбора объектов на контроль (правил выбора тестовых вариантов из допустимой области — либо по равномерному закону, либо частично по равномерному закону, а частично — по закону выбора экстремальных значений или по другому закону), его характеристиками (объемом выборки тестовых вариантов из допустимой входной области $X_{\text{доп}}$, по которой принимается то или иное решение), а также решающим правилом.

Качество ПВК определяется вероятностями ошибок первого (P_α) и второго (P_β) рода, а также зоной нечувствительности принятия решения $\Delta q = q_1 - q_0$, где q_1 — верхняя граница зоны нечувствительности; q_0 — нижняя граница зоны нечувствительности. Величина q_0

определяет допустимое значение «ненадежности» оценки ДП БПЛА для заданной точности их оценки $p_{\text{о. зад}}$, если учесть, что $p_{\text{о. зад}} = 1 - q_0$.

Разработанные отечественными и зарубежными учеными ПВК не соответствуют физическому смыслу задачи оценки показателя надежности ПО, так как они с самого начала процесса испытаний допускают значительное число отрицательных исходов. Отсюда следует, что обоснованное решение для ПВК может быть принято при значительном объеме выборки, а именно от этого недостатка и необходимо избавиться. Попытка ограничить только объем выборки некоторым числом M приводит к снижению требуемого уровня качества принятия решения, которое задается величиной вероятности ошибки второго рода P_β. Для устранения перечисленных недостатков ПВК предлагается ввести ограничение не только на объем выборки M, но и на общее число отрицательных исходов испытаний (Д ≤ 2) и число отрицательных исходов испытаний на начало процесса испытаний ($\text{Д}_0 = 1$).

Будем считать известными следующие величины:

а) протокол испытаний $\{x_i\}$ ($i = 1, 2, ..., m$):

$$\{x_i\} = \begin{cases} 0, \text{ при положительном исходе испытаний,} \\ 1, \text{ при отрицательном исходе испытаний;} \end{cases}$$

б) требуемое значение вероятности ошибки второго рода P_β;

в) требуемое значение показателя надежности ПО АСПД $p_0 = 1 - q_0$, где q_0 — допустимый уровень вероятности наличия в ДП БПЛА отрицательных исходов испытаний;

г) правила, ограничивающие объем выборки:

$M_1 = \text{E}\left[\dfrac{1}{q_0}\right]$ — для одного допустимого отрицательного исхода испытаний;

$M_2 = \text{E}\left[\dfrac{2}{q_0}\right]$ — для двух допустимых отрицательных исходов испытаний,

где $\text{E}[x]$ — операция выделения целой части числа x.

Проверке подлежат гипотезы

H_0: $q_{\text{ист}} = q_0$;

H_1: $q_{\text{ист}} = q_1 > q_0$,

где $q_{\text{ист}}$ — истинное значение показателя надежности ПО.

Введем обозначения:

$\text{Д}_0 = 1$ — допустимое число отрицательных исходов испытаний на начало процесса контроля ДП БПЛА;

Д ≤ 2 — допустимое число отрицательных исходов испытаний для всей выборки контролируемых ДП БПЛА;

M — заданный объем репрезентативной выборки ДП БПЛА;

m_0, m_1, m_2 — требуемое число бездефектных испытаний, испытаний с одним и двумя отрицательными исходами соответственно, которые минимизируют зону нечувствительности принятия решения $\Delta q^* = \min\limits_m \left(\Delta q = q_1 - q_0\right)$.

План выборочного контроля называется *вспомогательным*, если требуется минимальное число испытаний и имеет место максимальная зона нечувствительности принятия решения $(q_1^{(B)} >> q_0)$.

Формальные характеристики вспомогательного ПВК можно определить на основе следующей леммы.

Лемма. Если начальные значения прямых $L_{\text{пр}}(0)$ и $L_{\text{бр}}(0)$ симметричны относительно начала координат и число отрицательных исходов испытаний по схеме Бернулли в методе последовательного анализа Вальда на начало процесса испытаний равно единице ($Д_0 = 1$), то при выполнении условий:

а) $q_0 << P_\beta << 0{,}5$;

б) $\left(P_\alpha^{(B)}\right)^{(j)} \approx P_\beta \left(j = 1, 2\right)$

существует, и притом единственный, вспомогательный ПВК реализуемости ДП БПЛА.

Доказательство. Поскольку по условиям леммы вспомогательный ПВК с самого начала допускает только один отрицательный исход испытаний, $L_{\text{бр}}(0) = C_1 = 1$ и $L_{\text{пр}}(0) = C_2 = -1$, т. е. для вспомогательного ПВК можно записать два уравнения с двумя неизвестными $q_1^{(B)}$ и $P_\alpha^{(B)}$:

$$C_1 = \ln\frac{1-P_\beta}{P_\alpha^{(B)}} \Bigg/ \ln\frac{q_1^{(B)}\left(1-q_0\right)}{q_0\left(1-q_1^{(B)}\right)} = 1; \;\; C_2 = \ln\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(B)}} \Bigg/ \ln\frac{q_1^{(B)}\left(1-q_0\right)}{q_0\left(1-q_1^{(B)}\right)} = -1.$$

Из условия $C_1 = 1$ имеем

$$\ln\left(\frac{1-P_\beta}{P_\alpha^{(B)}}\right) = \ln\left(\frac{q_1^{(B)}\left(1-q_0\right)}{q_1^{(B)}\left(1-q_1^{(B)}\right)}\right) \text{ или } \frac{1-P_\beta}{P_\alpha^{(B)}} = \frac{1-q_0}{q_0}\,\frac{q_1^{(B)}}{1-q_1^{(B)}}.$$

Поскольку величины P_β и q_0 заданы, те выражения, в которые они входят, представляют собой известные числа: $a = P_\beta$; $b = \dfrac{1-q_0}{q_0}$.

С использованием этих обозначений условие $C_1 = 1$ примет вид

$$\frac{1-a}{P_\alpha^{(B)}} = b\,\frac{q_1^{(B)}}{1-q_1^{(B)}}. \tag{1}$$

Из условия $C_2 = -1$ имеем

$$\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(B)}}\right) = \ln\left(\frac{q_0\left(1-q_1^{(B)}\right)}{q_1^{(B)}\left(1-q_0\right)}\right).$$

Выделив неизвестную часть $\frac{1-q_1^{(B)}}{q_1^{(B)}}$ из этого равенства, получим

$$\frac{1-q_1^{(B)}}{q_1^{(B)}} = \frac{ab}{1-P_\alpha^{(B)}}.$$

Обратная величина, очевидно, определится выражением

$$\frac{q_1^{(B)}}{1-q_1^{(B)}} = \frac{1-P_\alpha^{(B)}}{ab}. \tag{2}$$

Подстановка выражения (2) в уравнение (1) приводит к следующему квадратному уравнению относительно неизвестной величины P_α:

$$\left(P_\alpha^{(B)}\right)^2 - P_\alpha^{(B)} + d = 0,$$

где $d = a(1 - a)$.

Обозначим корни этого уравнения и запишем формулы для их определения:

$$P_\alpha^{(1)} = \frac{1+\sqrt{1-4d}}{2}, \quad P_\alpha^{(2)} = \frac{1-\sqrt{1-4d}}{2}.$$

Подстановка значений корней $P_\alpha^{(1)}$ и $P_\alpha^{(2)}$ в выражение (2) приводит к следующим выражениям для определения корней $\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)}$ и $\left(q_1^{(B)}\right)^{(2)}$:

$$\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)} = \frac{1-P_\alpha^{(1)}}{ab+1+P_\alpha^{(1)}}, \quad \left(q_1^{(B)}\right)^{(2)} = \frac{1-P_\alpha^{(2)}}{ab+1+P_\alpha^{(2)}}.$$

Покажем, что при выполнении условий леммы существует единственный вспомогательный ПВК.

Рассмотрим сначала вариант равенства корней $P_\alpha^{(1)}$ и $P_\alpha^{(2)}$, сумма которых определяется выражением

$$\frac{1+\sqrt{1-4d}+1-\sqrt{1-4d}}{2} = 1.$$

В этом случае, согласно теореме Виета, $P_{\alpha}^{(1)} = P_{\alpha}^{(2)} = 0,5.$ Тогда должно быть справедливо равенство нулю дискриминанта $D = 1 - 4d = 0$ или при $d = a(1 - a) = P_{\beta}(1 - P_{\beta})$, имеем квадратное уравнение относительно P_{β} вида

$$4P_{\beta}^{\,2} - 4P_{\beta} + 1 = 0,$$

корни которого $P_{\alpha}^{(1)} = 0,5$ и $P_{\alpha}^{(2)} = 0,5.$

Значения $\left(q_1^{(B)}\right)^i$ $(i = 1, 2)$ являются функциями трех аргументов $\left(q_1^{(B)}\right)^i = f\left(P_{\beta}, q_0, P_{\alpha}\right)$, а для случая равенства корней $P_{\alpha}^{(1)} = P_{\alpha}^{(2)} = 0,5$ и $P_{\beta}^{(1)} = P_{\beta}^{(2)} = 0,5$ величины $\left(q_1^{(B)}\right)^i$ являются функциями одного аргумента $\left(q_1^{(B)}\right)^i = f^*\left(q_0\right)$, которые при $P_{\alpha}^{(1)} = 0,5$ имеют вид

$$\left(q_1^{(B)}\right)^i = \frac{1 - P_{\alpha}^{(i)}}{\dfrac{P_{\beta}\left(1 - q_0\right)}{q_0} + 1 + P_{\alpha}^{(i)}} = \frac{0,5q_0}{0,5 - 0,5q_0 + q_0 + 0,5q_0} = \frac{0,5q_0}{0,5 + q_0}.$$

По условию (а) леммы $q_0 << 0,5.$ Следовательно, $\left(q_1^{(B)}\right)^i \approx \approx \dfrac{0,5q_0}{0,5} = q_0$, т. е. $\left(q_1^{(B)}\right)^i \approx q_0$. Таким образом, при равенстве корней $P_{\alpha}^{(1)}$ и $P_{\alpha}^{(2)}$ оба значения $\left(q_1^{(B)}\right)^i$ $(i = 1, 2)$ равны примерно q_0. Этот результат противоречит определению вспомогательного ПВК, так как не выполнено условие $\left(q_1^{(B)} >> q_0\right)$.

Рассмотрим теперь случай неравенства корней $P_{\alpha}^{(1)}$ и $P_{\alpha}^{(2)}$.

Не нарушая общности доказательства, согласно условию (б) леммы положим $P_{\alpha}^{(1)} = P_{\beta}$. По теореме Виета $P_{\alpha}^{(2)} = 1 - P_{\beta}$.

Для $P_{\alpha}^{(1)}$ имеем

$$\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)} = \frac{q_0\left(1 - P_{\alpha}^{(1)}\right)}{P_{\beta}\left(1 - q_0\right) + q_0 + q_0 P_{\alpha}^{(1)}} = \frac{q_0\left(1 - P_{\beta}\right)}{P_{\beta}\left(1 - q_0\right) + q_0 + q_0 P_{\beta}} = \frac{q_0\left(1 - P_{\beta}\right)}{P_{\beta} + q_0}.$$

По условию (а) леммы $P_{\beta} << 0,5,$ поэтому $q_0\left(1 - P_{\beta}\right) \approx q_0$. Тогда, поскольку отношение $\dfrac{\left(1 - P_{\beta}\right)}{P_{\beta} + q_0} >> 1,$ имеем неравенство $\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)} >> q_0$.

Для $P_\alpha^{(2)}$ справедливо выражение

$$\left(q_1^{(B)}\right)^{(2)} = \frac{\left[1-\left(1-P_\beta\right)\right]q_0}{P_\beta\left(1-q_0\right)+q_0+\left(1-P_\beta\right)q_0} \approx \frac{P_\beta q_0}{P_\beta+2q_0\left(1-P_\beta\right)} = \frac{P_\beta q_0}{P_\beta+2q_0} < q_0.$$

Поскольку отношение $\dfrac{P_\beta q_0}{P_\beta+2q_0} < 1,$ справедливо неравенство $\left(q_1^{(B)}\right)^{(2)} < q_0.$

По определению вспомогательного ПВК необходимо выполнение условий $\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)} >> q_0$ и $\left(q_1^{(B)}\right)^{(2)} < q_0$. Отсюда следует, что существует единственный вспомогательный ПВК, для которого выполнено условие $\left(q_1^{(B)}\right)^{(1)} >> q_0$, а другой вспомогательный ПВК из рассмотрения исключается, потому что для него $\left(q_1^{(B)}\right)^{(2)} < q_0$. ■

Вспомогательный ПВК является наиболее экономичным, но имеет максимальную зону нечувствительности. В связи с этим возникает задача минимизации этой зоны путем увеличения необходимого числа выборочных испытаний *M*. Решение этой задачи базируется на теоремах 1, 2 и 3.

Теорема 1. Если определены характеристики $q_1^{(B)}$ и $P_\alpha^{(B)}$ вспомогательного ПВК, а число прогонов ПО АСПД больше, чем для вспомогательного ПВК с двумя отрицательными исходами испытаний, то существует квазиоптимальный ПВК по критерию минимума зоны нечувствительности принятия положительного решения при двух отрицательных исходах испытаний.

Доказательство. Введем обозначение **ПВК*2** для квазиоптимального ПВК по критерию минимума зоны нечувствительности принятия положительного решения при двух отрицательных исходах испытаний.

По условию теоремы процесс может завершиться положительным решением при двух отрицательных исходах испытаний. Следовательно, выражение для верхней границы зоны нечувствительности $q_1^{(K2)}$ квазиоптимального **ПВК*2** будет иметь вид

$$m_2^{(K2)} = \frac{2-C_2}{D} \text{ или } m_2^{(K2)} = \frac{2\ln\left(\dfrac{q_1^{(K2)}}{q_0}\dfrac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right)-\ln\left(\dfrac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}\right)}{\ln\left(\dfrac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right)}.$$

Преобразовав это равенство, получим

$$2\ln\left(\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right)+2\ln\left(\frac{1-q_0}{q_0}\right)-\ln P_\beta+\ln\left(1-P_\alpha^{(K2)}\right)=m_2^{(K2)}\ln\left(\frac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right).$$

В этом уравнении есть два неизвестных для оптимального **ПВК*2**: $q_1^{(K2)}$ и $P_\alpha^{(K2)}$. Для того чтобы исключить величину $P_\alpha^{(K2)}$, воспользуемся выражением для $C_2=-1$, которое определяет зависимость $P_\alpha^{(K2)}$ от $q_1^{(K2)}$. Поскольку выражение для линии приема партии ДП БПЛА справедливо для любого вида ПВК, основанного на использовании последовательного критерия отношения вероятностей Вальда, выражение для $C_2=-1$ можно записать в виде

$$\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}\right)=-\ln\left(\frac{q_1^{(K2)}}{q_0}\frac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right)\text{ или }\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}=\frac{q_0\left(1-q_1^{(K2)}\right)}{q_1^{(K2)}\left(1-q_0\right)}.$$

После преобразования этого выражения, получим

$$P_\alpha^{(K2)}=1-P_\beta\left[\frac{1-q_0}{q_0}\right]\left[\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right]. \qquad (3)$$

В произведение $P_\beta\left[\frac{1-q_0}{q_0}\right]$ входят только заданные величины, поэтому оно является известным числом, которое обозначим через A. С учетом принятого обозначения для $P_\alpha^{(K2)}$ как функции от $q_1^{(K2)}$ получим следующее выражение:

$$P_\alpha^{(K2)}=1-A\left[\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right].$$

В уравнение (3) величина $P_\alpha^{(K2)}$ входит в виде выражения $\ln\left(1-P_\alpha^{(K2)}\right)$, равного $\ln\left[A\,\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right]$.

Подстановка этого выражения в уравнение (3) приведет к следующему уравнению относительно одного неизвестного — $q_1^{(K2)}$:

$$\mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\left(q_1^{(K2)}\right)\right]=$$

$$=\left[2\ln\left(\frac{1-q_0}{q_0}\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right)-\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}\right)\right]\Big/\ln\left(\frac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right)=\mathrm{E}\left[\frac{2}{q_0}\right].$$

Получить аналитическое решение этого нелинейного уравнения не представляется возможным. Оно может быть решено с помощью приближенных методов, в результате чего получим приближенные к оптимальным характеристики квазиоптимального **ПВК*2**. Необходимо доказать, что решение этого уравнения существует и позволяет минимизировать зону нечувствительности **ПВК*2**. Обозначим через $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]$ выражение

$$f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]=\left[2\ln\left(\frac{1-q_0}{q_0}\frac{q_1^{(K2)}}{1-q_1^{(K2)}}\right)-\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}\right)\right]\Bigg/\ln\left(\frac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right).$$

Заметим, что $\lim_{q_1^{(K2)}\to q_0} f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]=+\infty$. Сместим ось абсцисс на величину $M=\mathrm{E}\left[\dfrac{2}{q_0}\right]$. Тогда функция $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]$, являющаяся непрерывной и дифференцируемой, на концах отрезка $\left[q_0, q_1^{(K2)}\right]$ будет иметь разные знаки. На основании первой теоремы Больцано — Коши функция $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]$ пересечет ось абсцисс в некоторой точке $\left(q_1^{(K2)}\right)_M$, являющейся корнем этого уравнения, что и доказывает существование решения уравнения $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)_M\right]=M$.

Функция $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]$ — убывающая, а в точке $q_1^{(B)}$ ее значение отрицательное. По условию теоремы число вариантов тестовых данных при контроле ДП БПЛА больше, чем для вспомогательного ПВК с двумя отрицательными исходами испытаний. Следовательно, существует возможность получить решение $q_1^{(K2)}$, находящееся ближе к оптимальному решению $\left(q_1^{(K2)}\right)_M$, чем $q_1^{(B)}$.

Вследствие непрерывности функции $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)\right]$ при приближении аргумента $q_1^{(K2)}$ к точке $\left(q_1^{(K2)}\right)_M$ имеет место очевидное неравенство

$$\Delta^*=\left(q_1^{(K2)}-\left(q_1^{(K2)}\right)_M\right)<\Delta=\left(q_1^{(B)}-\left(q_1^{(K2)}\right)_M\right).$$

Следовательно, нахождение корня $\left(q_1^{(K2)}\right)_M$ уравнения $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)_M\right]=M$ минимизирует зону нечувствительности принятия положительного решения при двух допустимых отрицательных исходах контроля ДП БПЛА. ■

Поскольку число испытаний всегда целое, а точное решение уравнения $f\left[\left(q_1^{(K2)}\right)_M\right]=M$ может потребовать дробного числа испытаний, указанные ПВК названы квазиоптимальными.

После того как будет найден корень $\left(q_1^{(K2)}\right)_M$ по формуле (3) вычисляется величина $\left(P_\alpha^{(K2)}\right)_M$, что и завершает процедуру определения характеристик квазиоптимального **ПВК*2**.

Теорема 2. Если определены характеристики вспомогательного ПВК $q_1^{(B)}$ и $P_\alpha^{(B)}$, а число прогонов ПО АСПД больше, чем для вспомогательного ПВК с двумя отрицательными исходами испытаний, то существует квазиоптимальный ПВК по критерию минимума зоны нечувствительности принятия положительного решения при одном отрицательном исходе испытаний.

Теорема 3. Если определены характеристики вспомогательного ПВК $q_1^{(B)}$ и $P_\alpha^{(B)}$, а число прогонов ПО АСПД больше, чем для вспомогательного ПВК с двумя отрицательными исходами испытаний, то существует квазиоптимальный бездефектный ПВК по критерию минимума зоны нечувствительности принятия положительного решения.

Доказательство теорем 2, 3 полностью совпадает с доказательством теоремы 1.

Правила принятия решений для различных видов планов выборочного контроля данных полета беспилотных летательных аппаратов. Используя лемму, можно определить характеристики вспомогательных ПВК (**ПВК*2**, **ПВК*1**, **ПВК*0**) в виде требуемого числа испытаний для контроля ДП БПЛА:

– необходимое число бездефектных испытаний $\mathrm{E}\left[m_0^{(Ki)}\right]$ $\left(L_{\text{пр}}^{(Ki)}(m)=0\right)$ $(i=2,1)$:

$$\mathrm{E}\left[m_0^{(Ki)}\right]=\mathrm{E}\left[\left|\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(Ki)}}\right)\Big/\ln\left(\frac{1-q_0}{1-q_1^{(Ki)}}\right)\right|\right];$$

– необходимое число испытаний с одним отрицательным исходом $\mathrm{E}\left[m_1^{(Ki)}\right]\left(L_{\text{пр}}^{(Ki)}(m)=1\right)(i=2,1)$:

$$\mathrm{E}\left[m_1^{(Ki)}\right]=\mathrm{E}\left[\left|\left[\ln\left(\frac{q_1^{(Ki)}(1-q_0)}{q_0\left(1-q_1^{(Ki)}\right)}\right)-\ln\left(\frac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(Ki)}}\right)\right]\Big/\ln\left(\frac{1-q_0}{1-q_1^{(Ki)}}\right)\right|\right];$$

– необходимое число испытаний с двумя отрицательными исходами испытаний $\mathrm{E}\left[m_1^{(K2)}\right]\left(L_{\text{пр}}^{(K2)}(m)=2\right)$:

$$\mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\right]=\mathrm{E}\left[\left|\frac{2\ln\left(\dfrac{q_1^{(K2)}(1-q_0)}{q_0\left(1-q_1^{(K2)}\right)}\right)-\ln\left(\dfrac{P_\beta}{1-P_\alpha^{(K2)}}\right)}{\ln\left(\dfrac{1-q_0}{1-q_1^{(K2)}}\right)}\right|\right].$$

Для автоматизации процесса принятия положительного решения о надежности ПО АСПД необходимо формализовать решающие правила для квазиоптимальных ПВК трех типов. В протоколе испытаний $\{x_i\}$ обозначим через J_1, J_2, J_3 порядковые номера отрицательных исходов испытаний, расположенных в порядке их возрастания, и сформулируем следующие формальные решающие правила для указанных типов квазиоптимальных ПВК.

1. Формальное решающее правило для **ПВК*2**.

Положительное решение принимается, если выполнены условия:

а) $J_1<\mathrm{E}\left[m_0^{(K2)}\right]$ или $\mathrm{E}\left[m_0^{(K2)}\right]<J_1<\mathrm{E}\left[m_1^{(K2)}\right]$ (рис. 2);

б) $J_1<\mathrm{E}\left[m_0^{(K2)}\right]$, а $\mathrm{E}\left[m_0^{(K2)}\right]<J_2<\mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\right]$ (рис. 3);

в) $J_1<\mathrm{E}\left[m_0^{(K2)}\right]$, а $\mathrm{E}\left[m_k\right]<J_2<\mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\right]$ (см. рис. 3).

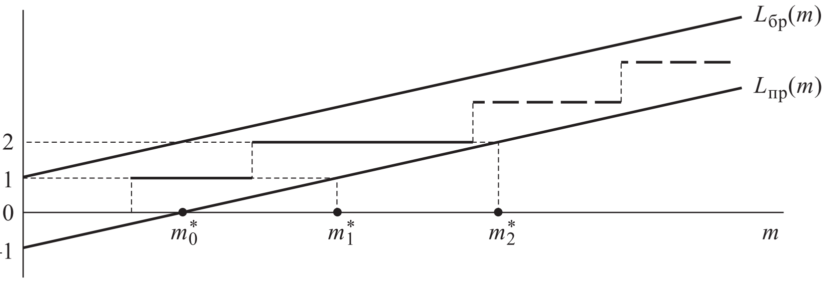

Рис. 2. Ситуация (а) принятия положительного решения

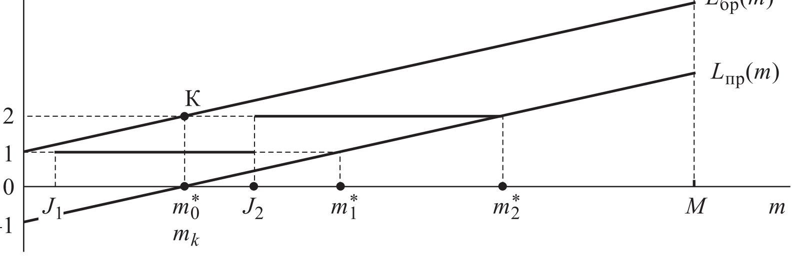

Рис. 3. Ситуации (б) и (в) принятия положительного решения

На рис. 3 видно, что на прямой $L_{бр}(m)$ существует критическая точка К, в которой при двух отрицательных исходах испытаний ломаная процесса контроля касается прямой $L_{бр}(m)$, и должно быть принято решение о непригодности подготовленных ДП БПЛА, хотя два отрицательных результата контроля допускаются. Эта ситуация должна учитываться в решающем правиле (в);

г) $\mathrm{E}\left[m_1^{(K2)}\right] < (J_1, J_2) < \mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\right]$ (рис. 4).

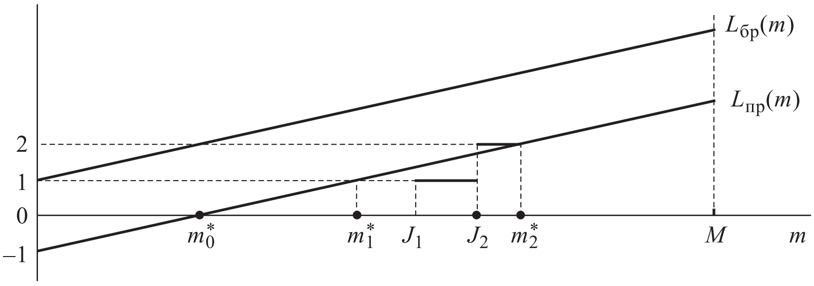

Рис. 4. Ситуация (г) принятия положительного решения

Отрицательное решение принимается, если имеет место неравенство $J_3 < \mathrm{E}\left[m_2^{(K2)}\right]$ (три отказа) или $J_1 < m_0$, а $J_2 < m_k$.

2. Формальное решающее правило для **ПВК*1**.

Положительное решение принимается при выполнении условия

$$J_1 < \mathrm{E}\left[m_1^{(K1)}\right].$$

Отрицательное решение принимается, если имеет место J_2 (два отказа) на интервале $\left(0, \mathrm{E}\left[m_1^{(K1)}\right]\right)$.

3. Формальное решающее правило для **ПВК*0**.

Положительное решение принимается, если $J_1 > \mathrm{E}\left[m_0^{(K0)}\right]$, в противном случае принимается отрицательное решение.

Заключение. В настоящей статье проведен анализ трех групп методов оценки показателя надежности ПО, по результатам которого сделан вывод о непригодности их использования для оценки показателя надежности ПО АСПД. В связи с этим был предложен новый метод, который исключает недостатки рассмотренных методов и по сравнению с ними имеет преимущества. Учет специфики ДП БПЛА позволил разработать теоретические основы формирования ПВК. Для строго математического обоснования расчетных формул оценки характеристик ПВК доказаны лемма, определяющая возможность построения единственного вспомогательного ПВК, и три теоремы, из которых следует возможность построения квазиоптимальных ПВК с одним (**ПВК*1**) и с двумя (**ПВК*2**) допустимыми отрицательными исходами испытаний, а также бездефектного квазиоптимального ПВК (**ПВК*0**). Для каждого квазиоптимального ПВК разработаны в формализованном виде решающие правила принятия положительного или отрицательного решения по результатам проведенных испытаний ПО АСПД на тестовых вариантах из допустимой области.

ЛИТЕРАТУРА

[1] Моррис У. *Наука об управлении: байесовский подход*. Москва, Мир, 1971, 304 с.

[2] Гмурман В.Е. *Теория вероятностей и математическая статистика*. Москва, Юрайт, 2016, 479 с.

[3] Bernardo J.M., Smith A.F.M. *Bayesian Theory*. Wiley & Sons, Ltd, 2000, 611 p. (Wiley series in probability and statistics.)

[4] Congdon P. *Bayesian statistical modelling*. 2nd edition. Wiley & Sons, Ltd, 2006, 598 p. (Wiley series in probability and statistics.)

[5] Гончаров Р.Б. Исследование эффективности алгоритмов параметрической оптимизации применительно к процессам ударного воздействия на примере бампера и кабины автомобиля. *Известия высших учебных заведений. Машиностроение*, 2019, № 4, с. 28–40. DOI: 10.18698/0536-1044-2019-4-28-40

[6] Тимофеев В.С., Фаддеенков А.В. Классификация регрессионных методов на основе объема априорной информации. *Научный вестник НГТУ*, 2015, т. 60, № 3, с. 58–68.

[7] Андреев А.Г., Казаков Г.В., Корянов В.В. Метод оценки надежности программного обеспечения по результатам испытаний на этапе его разработки. *Инженерный журнал: наука и инновации*, 2016, вып. 6. http://dx.doi.org/10.18698/2308-6033-2016-06-1504

[8] Дрейпер Н. *Прикладной регрессионный анализ*. Москва, ИД «Вильямс», 2019, 912 с.

[9] Kutner M.H., Nachtsheim C.J., Neter J., Li W. *Applied linear statistical models*. McGraw-Hill, 2004, 1424 p.

[10] Вальд А. *Последовательный анализ*. Москва, Физматгиз, 1960, 328 с.

[11] Баулина Е.Е., Дементьев Ю.В., Круташов А.В., Серебряков В.В., Деев О.И., Филонов А.И. Логика управления прогностического типа для транспортного средства. *Известия высших учебных заведений. Машиностроение*, 2016, № 6, с. 42–49.

[12] Постовалов С.Н. Проверка простых и сложных гипотез с использованием последовательного критерия Вальда. *Доклады АН ВШ РФ*, 2011, № 2, с. 140–150.

[13] Олейникова С.А., Кирилов А.А. Численная оценка параметров бета-распределения. *Вестн. Воронеж. гос. техн. ун-та*, 2011, № 7, с. 209–212.

[14] Шведов А.С. Бета-распределение случайной матрицы и его применение в модели состояние-наблюдение. *Препринт WP2/2009/01*. Москва, Государственный университет — Высшая школа экономики, 2009, 36 с.

[15] Судаков Р.С. и др. *Оценка надежности изделий при конструкторских испытаниях с учетом проводимых доработок*. Ленинград, ЛДНТП, 1979, с. 18–23.

[16] Тимофеев Г.А., Барбашов Н.Н., Терентьева А.Д. Статистические методы управления технологическими процессами. *Известия высших учебных заведений. Машиностроение*, 2016, № 12, с. 58–65.

[17] Титова Л.А. Применение современных статистических методов контроля качества. *Экономинфо*, 2009, № 12, с. 28–32.

[18] Юдин С.В. Некоторые проблемы статистического контроля качества и методы их решения. *Фундаментальные исследования*, 2015, № 10 (часть 2), с. 324–329.

[19] Сажин Ю.В., Басова В.А., Егорова Г.В. *Статистические методы анализа и контроля качества продукции*: *монография*. Тольятти, ТГИС, 2003, 246 с.

[20] Грудинин В.Г. Современная нормативная база процедур выборочного контроля по альтернативному признаку. *Вестник Иркутского гос. техн. ун-та*. 2013, № 5, с. 25–32.

[21] Маркелов В.В., Власов А.И., Зотьева Д.Е. Автоматизация многоступенчатого контроля качества в среде MATLAB. *Надежность и качество сложных систем*, 2015, № 1, с. 58–62.

[22] Дзиркал Э.В. Метод последовательного контроля Н.О. Демидовича. *Надежность*, 2014, № 3, с. 137–150.
https://doi.org/10.21683/1729-2646-2014-0-3-137-150

[23] *ГОСТ Р 50779.81–2018. Статистические методы. Двухступенчатые планы контроля по альтернативному признаку с минимальным объемом выработки на основе значений PRQ И CRQ*. Москва, Стандартинформ, 2018, 78 с.

Статья поступила в редакцию 16.03.2022

Ссылку на эту статью просим оформлять следующим образом:

Казаков Г.В., Корянов В.В. Метод определения количества бездефектных испытаний программного обеспечения автоматизированной системы подготовки данных полета беспилотных летательных аппаратов. *Инженерный журнал: наука и инновации*, 2022, вып. 6. http://dx.doi.org/10.18698/2308-6033-2022-6-2188

Казаков Геннадий Викторович — канд. техн. наук, доцент, начальник управления ФГБУ «4 ЦНИИ» Минобороны России, почетный работник науки и техники Российской Федерации; автор более 100 публикаций. e-mail: kgv.64@mail.ru

Корянов Всеволод Владимирович — канд. техн. наук, доцент, первый заместитель заведующего кафедрой «Динамика и управление полетом ракет и космических аппаратов» МГТУ им. Н.Э. Баумана; автор более 170 публикаций.
e-mail: vkoryanov@bmstu.ru

Method for determining the number of defect-free tests of software for an automated system of preparing unmanned aerial vehicles flight data

© G.V. Kazakov[1], V.V. Koryanov[2]

[1]FSBI “The 4th Central Research Institute of the Ministry of Defence of the Russian Federation”, Korolyov town, Moscow Region, 141091, Russia
[2]Bauman Moscow State Technical University, Moscow, 105005, Russia

Calculating the reliability indicator of software for an automated system of preparing unmanned aerial vehicles flight data is special because of the variety of permitted points of the vehicles departure, one of which cannot be determined in advance. Since data quality control requires significant time resources, it is necessary to define a criterion according to which the entire amount of data is either accepted or rejected, or tests continue. Existing methods for assessing the software reliability index have shortcomings that prevent methods to be practically used in assessing the flight data quality. In this regard, we developed a new method based on monitoring the selection of test variants of input data from the permissible region using the results of syntactic and semantic control of the minimum required amount of test variants. The method assesses the quality indicator of the flight data of unmanned aerial vehicles with a given probability of an error of the second kind and is easily implemented in practice. For its implementation, we give the concept of an auxiliary sampling plan and prove a lemma on the uniqueness of this plan and theorems on the existence of quasi-optimal sampling plans according to the criterion of the minimum dead zone for making a positive decision with two and one negative test outcomes, as well as a defect-free plan. We also developed decisive rules for making a positive or negative decision based on the results of software tests.

Keywords: *automated system of preparing data, defect-free tests, unmanned aerial vehicle, flight data, A. Wald probability ratio criterion, sampling plan, semantic control, syntactic control*

REFERENCES

[1] Morris W. *Management Science: A Bayesian Introduction*. 1st ed. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 1968 [In Russ.: Morris W. Nauka ob upravlenii: bayesovskiy podkhod. Moscow, Mir, 1971, 304 p.].
[2] Gmurman V.E. *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika* [Fundamentals of Probability Theory and Mathematical Statistics]. Moscow, Urait Publ., 2016, 479 p.
[3] Bernardo J.M., Smith A.F.M. *Bayesian Theory.* Wiley series in probability and statistics. Wiley & Sons, Ltd, 2000, 611 p.
[4] Congdon P. *Bayesian statistical modelling*. 2nd ed. Wiley series in probability and statistics. Wiley & Sons, Ltd, 2006, 598 p.
[5] Goncharov R.B. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie — BMSTU Journal of Mechanical Engineering*, 2019, no. 4, pp. 28–40. DOI: 10.18698/0536-1044-2019-4-28-40
[6] Timofeev V.S., Faddeenkov A.V. *Nauchny vestnik NGTU — Science Bulletin of the NSTU*, 2015, vol. 60, no. 3, pp. 58–68.
[7] Andreev A.G., Kazakov G.V., Koryanov V.V. *Inzhenerny zhurnal: nauka i innovatsii — Engineering Journal: Science and Innovation*, 2016, iss. 6. http://dx.doi.org/10.18698/2308-6033-2016-06-1504

[8] Draper H. *Applied regression analysis*. 3rd ed. Wiley-Interscience, 1998, 736 p. [In Russ.: Draper H. Prikladnoy regressionny analiz. Moscow, Williams Publ., 2019, 912 p.].

[9] Kutner M.H., Nachtsheim C.J., Neter J., Li W. *Applied Linear Statistical Models*. McGraw-Hill, 2004, 1424 p.

[10] Wald A. *Sequential analysis*. Dover Publications, 2013, 224 p. [In Russ.: Wald A. Posledovatelny analiz. Moscow, Fizmatgiz Publ., 1960, 328 p.].

[11] Baulina E.E., Dementev Yu.V., Krutashov A.V., Serebryakov V.V., Deev O.I., Filonov A.I. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie — BMSTU Journal of Mechanical Engineering*, 2016, no. 6, pp. 42–49.

[12] Postovalov S.N. *Doklady AN VSh RF — Proceedings of the Russian Higher School Academy of Sciences*, 2011, no. 2, pp. 140–150.

[13] Oleynikova S.A., Kirilov A.A. *Vestnik Voronezhskogo gos. tekhn. un-ta* (*VSTU Proceedings*), 2011, no. 7, pp. 209–212.

[14] Shvedov A.S. Beta-raspredelenie sluchaynoy matritsy i ego primenenie v modeli sostoyanie-nablyudenie [Beta distribution of a random matrix and its application in the state-observation model]. *Preprint WP2/2009/01*. Moscow, HSE Publ., 2009, 36 p.

[15] Sudakov R.S., et al. *Otsenka nadezhnosti izdelii pri konstruktorskikh ispytaniyakh s uchetom provodimykh dorabotok* [Evaluation of the reliability of products during design tests, taking into account ongoing improvements]. Leningrad, LDNTP Publ., 1979, pp. 18–23.

[16] Timofeev G.A., Barbashov N.N., Terenteva A.D. *Izvestiya vysshikh uchebnykh zavedeniy. Mashinostroenie — BMSTU Journal of Mechanical Engineering*, 2016, no. 12, pp. 58–65.

[17] Titova L.A. *Ekonominfo* (*Economicinfo*), 2009, no. 12, pp. 28–32.

[18] Yudin S.V. *Fundamentalnye issledovaniya — Fundamental research*, 2015, no. 10 (part 2), pp. 324–329.

[19] Sazhin Yu.V., Basova V.A., Egorova G.V. *Statisticheskie metody analiza i kontrolya kachestva produktsii* [Statistical methods of analysis and quality control of products]. Monograph. Tolyatti, TGIS Publ., 2003, 246 p.

[20] Grudinin V.G. *Vestnik Irkutskogo Gosudarstvennogo Tekhnicheskogo Universiteta — The Bulletin of Irkutsk State University*, 2013, no. 5, pp. 25–32.

[21] Markelov V.V., Vlasov A.I., Zoteva D.E. *Nadezhnost i kachestvo slozhnykh system — Reliability and Quality of Complex Systems*, 2015, no. 1, pp. 58–62.

[22] Dzirkal E.V. *Nadezhnost — Dependability*, 2014, no. 3, pp. 137–143.

[23] *GOST R 50779.81–2018. Statisticheskie metody. Dvukhstupenchatye plany kontrolya po alternativnomu priznaku s minimalnym obemom vyrabotki na osnove znachenii PRQ I CRQ* [GOST R 50779.81–2018. Statistical methods. Two-stage attribute control plans with minimum production based on PRQ and CRQ]. Moscow, Standartinform Publ., 2018, 78 p.

Kazakov G.V. (b. 1964), Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Professor, Head of the FSBI "The 4th Central Research Institute of the Ministry of Defence of the Russian Federation", honorary worker of science and technology of the Russian Federation; author of more than 100 research papers in the field of automated control system reliability. SPIN-code: 8553-9753.
e-mail: kgv.64@mail.ru

Koryanov V.V. (b. 1982) graduated from Bauman Moscow State Technical University in 2006; Cand. Sc. (Eng.), Assoc. Professor, Department of Dynamics and Flight Control of Rockets and Spacecraft; author of more than 170 research papers in the field of ballistics modelling and dynamics of spacecraft and descent vehicle motion.
e-mail: vkoryanov@bmstu.ru