

Метод оценки надежности программного обеспечения по результатам испытаний на этапе его разработки

© А.Г. Андреев¹, Г.В. Казаков¹, В.В. Корянов²

¹ФГБУ «4 ЦНИИ» Минобороны России, Королёв Московской обл., 141091, Россия

²МГТУ им. Н.Э. Баумана, Москва, 105005, Россия

Наличие ошибок в специальном программном обеспечении подготовки данных полета космических аппаратов средствами автоматизированной системы управления для подвижных объектов наблюдения обуславливает необходимость решения задачи учета всех видов испытаний, которым подвергается специальное программное обеспечение за период его разработки и межведомственных испытаний на тестовых вариантах заказчика. Известны два способа учета априорной информации, которые применяются при байесовском подходе решения статистических задач. Первый способ заключается в полном учете априорной информации, получаемой в ходе испытаний программного обеспечения, второй — в непрерывном учете априорной информации в зависимости от ее ценности для определения общей оценки показателя надежности программного обеспечения. В статье предложен новый метод учета априорной информации и получения гарантированно незавышенной оценки показателя надежности программного обеспечения. Для решения задачи использован байесовский подход с регрессионным учетом априорной информации.

Ключевые слова: гипотеза, контроль, космический аппарат, надежность, подготовка данных, программное обеспечение.

Введение. Для подвижных объектов наблюдения особенность расчета показателя надежности программного обеспечения (ПО) автоматизированной системы управления космическими аппаратами (АСУ КА) заключается в том, что наблюдение за полетом КА можно осуществлять с установленного множества точек разрешенных участков маршрута их движения. Поэтому, чтобы получить требуемое значение показателя качества подготовленных данных полета КА, необходимо проводить большое число испытаний ПО АСУ КА из допустимой входной области $X_{\text{доп}}$. Значение этого показателя определяется возможностью ввода подготовленных данных полета КА в базы данных АСУ КА и систему управления КА, а также положительными результатами контроля правильности данных полета КА средствами этих систем.

На качество подготовленных данных полета КА влияют следующие факторы риска, приводящие к прерыванию процесса подготовки данных полета КА:

- случайные программные ошибки в ПО АСУ КА;
- синтаксические ошибки в данных полета КА, обусловленные несоответствием форматов их представления на разных носителях;
- ошибки оперативного персонала;
- методические и инструментальные ошибки ПО АСУ КА и системы управления КА;
- сбои технических средств, реализующих процесс подготовки данных полета КА.

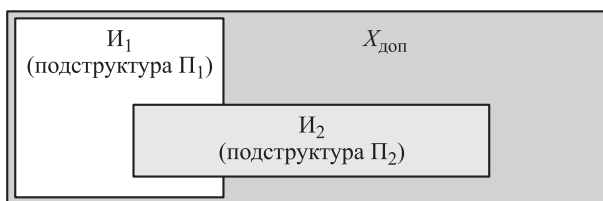
По этим причинам необходим учет всех видов испытаний, которым подвергается ПО за период его разработки и проведения межведомственных испытаний на тестовых вариантах заказчика. Суть такого учета сводится к следующему.

Пусть имеются результаты испытаний ПО АСУ КА двух этапов, которые характеризуются условиями:

A_1 : общее число испытаний ПО АСУ КА равно I_1 , среди которых D_1 неуспешных;

A_2 : общее число испытаний ПО АСУ КА равно I_2 , среди которых D_2 неуспешных.

Различия между этими условиями определяются режимами испытаний (областями тестовых вариантов из допустимой области $X_{\text{доп}}$, представленными на рисунке) и наличием доработок ПО АСУ КА при исправлении обнаруженных ошибок.



Области тестирования ПО АСУ КА, определяющие режим испытаний

Способы учета априорной информации. Известны два способа учета априорной информации, которые используют при байесовском подходе решения статистических задач. Первый способ заключается в полном учете априорной информации, получаемой в процессе испытаний ПО АСУ КА [1], а второй способ — в непрерывном ее учете в зависимости от ценности этой информации для получения общей оценки показателя надежности ПО АСУ КА [2–12].

В соответствии со вторым способом учета априорной информации предлагается оценивать показатель надежности ПО АСУ КА с помощью вероятности $P_{\text{ПО}}$ (правильности подготовки данных полета КА) по следующему выражению:

$$P_{\text{ПО}} = K^* \left(1 - \frac{D_1 + D_2}{I_1 + I_2} \right) + (1 - K^*) \left(1 - \frac{D_2}{I_2} \right),$$

где $K^* \in (0, 1)$ — некоторый коэффициент, который определяется на основе теории проверки гипотез введением гипотез H_0 и H_1 :

- гипотеза H_0 состоит в предположении, что условия A_1 и A_2 идентичны;
- гипотеза H_1 заключается в предположении, что условия A_1 и A_2 не идентичны.

При этом

$$K^* = \begin{cases} 1, & \text{если верна гипотеза } H_0; \\ 0, & \text{если верна гипотеза } H_1. \end{cases}$$

Как уже отмечалось, в работах [2–5] предложен способ непрерывного учета априорной информации. Пусть событие S состоит в том, что имеет место безотказная работа ПО АСУ КА в ходе испытаний. Тогда $P_{\text{ПО}} = P(S)$. Рассмотрим гипотезы:

$$H_0: P_1 = P_2 \text{ (условия } A_1 \text{ и } A_2 \text{ эквивалентны } (A_1 \sim A_2));$$

$$H_1: P_1 < P_2;$$

$$H_2: P_1 > P_2;$$

$$H_3: P_1 \neq P_2.$$

Выбор конкурирующей гипотезы заметно влияет на конечный результат, поэтому должен быть обоснован заранее.

Если H — произвольная гипотеза из H_1, H_2 или H_3 , то по формуле полной вероятности имеем

$$P(S) = P(H_0)P(S \setminus H_0) + P(H)P(S \setminus H),$$

где $P(S \setminus H_0)$ и $P(S \setminus H)$ — условные вероятности (функции правдоподобия гипотез H_0 и H соответственно).

Вероятность $P(S \setminus H_0)$ определяется из условия, что I_1 и I_2 принадлежат одной генеральной совокупности и могут быть объединены. Вероятность $P(S \setminus H)$ находится из условия учета только испытаний I_2 . Следовательно, точечная оценка $P^*(S)$ показателя $P(S)$ определится выражением вида

$$P^*(S) = K^* P(1, 2) + (1 - K^*) P(2), \quad (1)$$

где K^* — коэффициент, вычисляемый на основе теории проверки гипотез и равный вероятности нулевой гипотезы $P(H_0)$; $P(1, 2)$ — оценка показателя надежности ПО АСУ КА при учете двух этапов

испытаний; $P(2)$ — оценка показателя надежности ПО АСУ КА при учете только второго этапа испытаний. Отметим, что $P(H_0) + P(H) = 1$. Отсюда следует, что $P(H) = 1 - P(H_0) = 1 - K^*$.

Для оценки точности (надежности) значения $P^*(S)$ необходимо иметь правило определения верхней $P_v(e)$ и нижней $P_n(e)$ границ уровня e .

Очевидно, что формула (1) представляет собой линейную интерполяцию функции надежности $P(S)$ по двум ее значениям в крайних точках переменной K^* — в точках 0 и 1:

$$P(0) = P(S \setminus H); \quad P(1) = P(S \setminus H_0).$$

Значение $P(0)$ отвечает ситуации наибольшей неоднородности данных первого и второго этапов испытаний ($K^* = 0$), а $P(1)$ — полностью однородных данных на этих этапах ($K^* = P(H_0)$). Таким образом, K^* является весовым коэффициентом, отражающим степень неоднородности данных первого и второго этапов.

Для того чтобы найти значения $P_v(e)$ и $P_n(e)$, необходимо привести исходы испытаний первого и второго этапов к эквивалентным.

Под эквивалентными исходами I_3 и D_3 понимаются такие исходы испытаний, при которых оценка показателя $P(S)$ равна оценке показателя $P^*(S)$, т. е.

$$P^*(S) = 1 - \frac{D_3}{I_3}.$$

Из этого выражения, после подстановки в него выражения (1), следует, что

$$K^*P(1, 2) + (1 - K^*)P(2) = 1 - \frac{D_3}{I_3}.$$

Отсюда

$$D_3 = I_3(1 - P^*(S)) = I_3 \left\{ 1 - \left[K^*P(1, 2) + (1 - K^*)P(2) \right] \right\}.$$

В эквивалентном числе испытаний I_2 испытаний должны быть учтены полностью, поскольку они соответствуют актуальным условиям A_2 , в то время как I_1 испытаний учитываются не полностью, поскольку они соответствуют актуальным лишь с вероятностью нулевой гипотезы K^* . Отсюда

$$I_3 = E(I_1 K^* + I_2),$$

где $E(\cdot)$ — операция выделения целой части числа. По таблицам [5] находят нижнюю и верхнюю границы уровня e :

$$P_n(e) = f_1(I_3, K^*, e); P_b(e) = f_2(I_3, K^*, e).$$

Вероятность $K^* = P(H_0)$ гипотезы H_0 вычисляют при альтернативах H_1 , H_2 и H_3 . Для определенности полагают, что

$$\frac{D_1}{I_1} > \frac{D_2}{I_2}.$$

В противном случае второй этап следует считать первым.

Суммарное число испытаний и суммарное число отказов обозначены соответственно через I и D : $I = I_1 + I_2$; $D = D_1 + D_2$.

Условное распределение случайной величины D_1 или D_2 при $D_1 + D_2 = D$ является гипергеометрическим, если верна нулевая гипотеза. Следовательно,

$$P\{D_1 = r \mid D_1 + D_2 = D\} = \frac{C_{I_1}^r C_{I_2}^{D-r}}{C_I^D}.$$

Для гипотезы $H_1: P_1 < P_2$ « K -значение» обозначается через K_1 и определяется выражением вида [2, 4]

$$K_1 = P\{r > D_1 \mid (D_1 + D_2 = D)\} = \frac{1}{C_I^D} \sum_{r=D_1}^D C_{I_1}^r C_{I_2}^{D-r}, \quad (2)$$

где

$$D^* = \min\{D, I_1, I_2\}. \quad (3)$$

При альтернативе $H_2: P_1 > P_2$ « K -значение» обозначается через K_2 и вычисляется по формуле

$$K_2 = 1 - K_1 = 1 - \frac{1}{C_I^D} \sum_{r=D_1}^D C_{I_1}^r C_{I_2}^{D-r} = \frac{1}{C_I^D} \sum_{r=0}^{D^*-1} C_{I_1}^r C_{I_2}^{D-r}.$$

При альтернативе $H_3: P_1 \neq P_2$ « K -значение» обозначается через K_3 и вычисляется по формуле

$$K_3 = 2 \min\{K_1, 1 - K_1\}. \quad (4)$$

Информация первого этапа испытаний служит априорной информацией для второго этапа.

Исключение составляет случай, когда все отказы D_1 в условии A_1 определяются набором факторов Φ_1 , а отказы D_2 — другим набором факторов, причем $\Phi_1 \cap \Phi_2 = \emptyset$, где \emptyset — символ пустого множества.

В этом случае информация первого этапа испытаний не является априорной для второго этапа.

С формальной точки зрения подготовленные данные полета КА можно рассматривать как некоторую «продукцию» большого объема. Поскольку для контроля данных полета в каждой точке разрешенного маршрута подвижного объекта наблюдения потребуются значительные временные ресурсы, то необходимо определить критерий, согласно которому либо вся партия «продукции» по числу проконтролированных изделий (числу подготовленных данных полета КА) принимается или отвергается, либо испытания продолжаются.

Метод оценки показателя надежности ПО АСУ КА для подвижных объектов наблюдения. В настоящей статье предложен практически реализуемый метод оценки показателя надежности ПО АСУ КА, основанный на его тестовых испытаниях с использованием результатов семантического контроля минимально необходимого объема тестовых вариантов входных данных из допустимой области. Применение этого метода обеспечит получение оценки показателя надежности ПО АСУ КА с заданной доверительной вероятностью, равной 0,99.

Поскольку результаты подготовки данных полета КА определяются величиной

$$x_i = \begin{cases} 0, & \text{если получен положительный результат контроля;} \\ 1, & \text{если получен отрицательный результат контроля,} \end{cases}$$

а вероятность $P_{\Pi 0}$ наличия дефектов в ПО изменяется незначительно, то схема испытаний ПО АСУ КА соответствует схеме Бернулли. В этом случае функция правдоподобия L имеет вид

$$L(P_{\Pi 0}) = P(\Pi, И \setminus P_{\Pi 0}) = C_{И}^{\Pi} (P_{\Pi 0})^{\Pi} (1 - P_{\Pi 0})^{Д}, \quad (5)$$

где Π , $Д$ — число испытаний, для которых программа выдала соответственно правильный ($x_i = 0$) и неправильный ($x_i = 1$) результат, (x_i — результат i -го испытания ПО АСУ КА); $И = \Pi + Д$ — общее число испытаний.

Априорной плотностью вероятности $f_{\text{апр}}$ неизвестного параметра $P_{\Pi 0}$ является бета-распределение с параметрами a и b :

$$f_{\text{апр}} = B(a, b)(P_{\Pi 0})^{a-1}(1 - P_{\Pi 0})^{b-1}. \quad (6)$$

Здесь бета-функция

$$B(a, b) = \frac{\Gamma(a + b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)},$$

где гамма-функция

$$\Gamma(y) = \int_0^{\infty} x^{y-1} e^{-x} dx.$$

Апостериорная плотность вероятности $f_{\text{апост}}$ неизвестного параметра $P_{\text{ПО}}$ определяется по формуле Байеса:

$$f_{\text{апост}}(P_{\text{ПО}} \setminus \Pi, \text{И}) = \frac{f_{\text{апр}}(P_{\text{ПО}})L(P_{\text{ПО}})}{\int_0^1 f_{\text{апр}}(P_{\text{ПО}})L(P_{\text{ПО}})dP_{\text{ПО}}}. \quad (7)$$

После подстановки в формулу (7) выражений (5) и (6) имеем

$$f_{\text{апост}}(P_{\text{ПО}} \setminus \Pi, \text{И}) = \frac{B(a, b)(P_{\text{ПО}})^{a-1}(1-P_{\text{ПО}})^{b-1} C_{\text{И}}^{\Pi}(P_{\text{ПО}})^{\Pi}(1-P_{\text{ПО}})^{\text{Д}}}{\int_0^1 B(a, b)(P_{\text{ПО}})^{a-1}(1-P_{\text{ПО}})^{b-1} C_{\text{И}}^{\Pi}(P_{\text{ПО}})^{\Pi}(1-P_{\text{ПО}})^{\text{Д}} dP_{\text{ПО}}}.$$

Сокращая числа $B(a, b)$ и $C_{\text{И}}^{\Pi}$ и умножая числитель и знаменатель этой дроби на бета-функцию $B(a + \Pi, b + \text{Д})$, получим окончательное выражение для апостериорной плотности вероятности (интеграл в знаменателе равен единице, поэтому апостериорная плотность вероятности является бета-функцией):

$$f_{\text{апост}} = B(a + \Pi, b + \text{Д})(P_{\text{ПО}})^{a+\Pi-1}(1-P_{\text{ПО}})^{b+\text{Д}-1}.$$

Известно, что байесовская оценка определяется максимумом апостериорной плотности вероятности, который для квадратичной функции потерь равен математическому ожиданию апостериорной вероятности. Поскольку апостериорная вероятность является бета-функцией, ее математическое ожидание

$$P_{\text{Б}} = \frac{a + \Pi}{a + \Pi + b + \text{Д}}. \quad (8)$$

Для оценки показателя надежности ПО АСУ КА для подвижных объектов наблюдения по результатам испытаний ПО на тестовых вариантах разработчика предлагается новый метод, который основан на использовании байесовского подхода, но с регрессионным учетом априорной информации.

Суть предлагаемого метода заключается в следующем. Имеются данные двух этапов испытаний ПО АСУ КА. Поскольку режимы испытаний разные (каждый этап преследует свои специфические цели и проводится на основе разных вариантов входных данных) и второй этап является актуальным, то данные первого этапа необходимо

учесть с вероятностью нулевой гипотезы (об однородности выборок первого и второго этапов), используя при этом регрессионный метод.

Дефекты в программе не распределены по равномерному закону, поэтому равенство объемов испытаний первого и второго этапов не означает, что условия эквивалентны. Проводить оба этапа испытаний ПО АСУ КА по одним и тем же вариантам входных данных с точки зрения обнаружения в нем ошибок смысла не имеет.

Тестовые варианты входных данных на разных этапах испытаний различны (на первом этапе испытаний ПО АСУ КА тестируется некоторая подструктура P_1 , а на втором — подструктура P_2). Каждая из этих подструктур содержит разное число ошибок, которое неизвестно. По этой причине заранее неизвестно соотношение между вероятностями появления ошибок P_1 на первом этапе и P_2 на втором этапе испытаний.

Поскольку распределение дефектов по допустимой входной области неизвестно, то неизвестно и соотношение истинных значений показателя надежности ПО в условиях испытаний на первом и на втором этапах. По этой причине целесообразно воспользоваться « K_3 -значением», определяемым выражением (4), для учета испытаний первого этапа.

В формуле Байеса предлагается использовать не априорную вероятность оцениваемого параметра, а плотность его распределения. По этой причине предполагается, что оценка показателя надежности ПО АСУ КА распределена по закону бета-распределения. Как известно, что бета-распределение для случайной величины, распределенной на интервале $(0, 1)$, при некоторых ограничениях обеспечивает максимум энтропии и является самовоспроизводящимся [13, 14].

По результатам первого этапа испытаний оценку показателя надежности ПО АСУ КА вычисляют с учетом только той их части, которая определяется коэффициентом K_3 . Оценку проводят по критерию минимакса, не завышающего, как показано в работах [13–15], значение показателя в соответствии с леммой Лео — Крамера.

По оценке показателя надежности ПО АСУ КА, полученной при использовании минимаксного критерия, и ее дисперсии определяют параметры бета-распределения с помощью метода моментов, и закон распределения случайной величины (показателя надежности ПО АСУ КА) становится известным. Поскольку бета-распределение зависит только от двух параметров, то в методе моментов необходимо использовать два момента — математическое ожидание и дисперсию.

По результатам второго этапа испытаний ПО АСУ КА определяют оценку показателя его надежности по формуле Байеса при этом в качестве априорного распределения оцениваемого параметра (показателя надежности ПО) используют полученное ранее бета-распределение.

Процедуры вычисления оценки показателя K_3 надежности ПО АСУ КА, а также вычисления K_3 по формуле Байеса и определения параметров бета-распределения повторяются для третьего и последующих этапов испытаний ПО АСУ КА. При этом предыдущие этапы (автономные испытания компонентов ПО, комплексные, лабораторные, отработочные испытания ПО и, возможно, другие виды испытаний) объединяют в один (первый) этап, а актуальный (последний) этап считают вторым.

Методика оценки показателя надежности ПО АСУ КА для подвижных объектов наблюдения. Изложенный метод оценки показателя надежности ПО АСУ КА представим в виде методики, снабженной иллюстрирующим примером.

Исходные данные:

1) результаты испытаний ПО АСУ КА на первом этапе: всего испытаний I_1 , испытаний с отрицательным исходом — D_1 , испытаний с положительным исходом — $\Pi_1 = I_1 - D_1$;

2) результаты испытаний ПО АСУ КА на втором этапе: всего испытаний I_2 , испытаний с отрицательным исходом — D_2 , испытаний с положительным исходом — $\Pi_2 = I_2 - D_2$.

Пусть указанные исходные данные имеют следующие числовые значения:

$$I_1 = 60, D_1 = 2, \Pi_1 = 58;$$

$$I_2 = 60, D_2 = 1, \Pi_2 = 59.$$

Решение.

1. В качестве оценки показателя надежности ПО АСУ КА на первом этапе предлагается «пессимистическая» оценка по *минимаксному* критерию. Для этой оценки необходимы целые значения эквивалентного числа испытаний. Будем считать, что неизвестно, как изменится этот показатель на втором этапе (увеличится или уменьшится), поэтому в качестве « K -значения» выбираем K_3 , которое вычисляется следующим образом.

1.1. Определяем значение D^* по формуле (3):

$$D^* = \min \{D, I_1, I_2\} = \min \{3, 60, 60\} = 3.$$

1.2. Вычисляем значение K_1 по формуле (2):

$$K_1 = \frac{3599}{28084} = 0,128.$$

1.3. Определяем значение K_3 по формуле (4):

$$K_3 = 2 \min \{0,128, 1 - 0,128\} = 0,256.$$

1.4. Вычисляем целые значения эквивалентного числа результатов испытаний ПО АСУ КА на первом этапе:

$$I_1^* = E[I_1 K_3 + 0,5] = E[60 \cdot 0,256 + 0,5] = 16;$$

$$D_1^* = E[D_1 K_3 + 0,5] = E[2 \cdot 0,256 + 0,5] = 1;$$

$$\Pi_1^* = I_1^* - D_1^* = 16 - 1 = 15,$$

где $E[\cdot]$ — операция округления до большего целого.

1.5. Определяем минимаксную оценку показателя надежности ПО АСУ КА по результатам первого этапа испытаний:

$$P_{MM}^* = \frac{\Pi_1^* + \sqrt{I_1^*} / 2}{I_1^* + \sqrt{I_1^*}} = \frac{15 + 2}{16 + 4} = 0,85.$$

2. Вычисляем оценку показателя надежности ПО АСУ КА по результатам двух этапов испытаний.

2.1. Находим дисперсию минимаксной оценки:

$$D_{MM}(P_{MM}^*) = \frac{1}{4(\sqrt{I_1^*} + 1)^2} = \frac{1}{4(\sqrt{16} + 1)^2} = 0,01.$$

2.2. Полагаем, что оценка показателя надежности ПО АСУ КА распределена по закону бета-распределения с параметрами a и b , и составляем систему уравнений для определения этих параметров.

Математическое ожидание случайной величины, распределенной по закону бета-распределения с параметрами a и b ,

$$MO = \frac{a}{a+b},$$

а дисперсия

$$D = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}.$$

Следовательно, система уравнений имеет вид

$$\begin{cases} \frac{\Pi_1^* + \sqrt{I_1^*} / 2}{I_1^* + \sqrt{I_1^*}} = \frac{a}{a+b}, \\ \frac{1}{4(\sqrt{I_1^*} + 1)^2} = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}. \end{cases} \quad (9)$$

2.3. Вычисляем оценки параметров a^* и b^* как решение системы уравнений (9). В результате получаем

$$a^* = \frac{4A^2(\sqrt{I_1^*C} - A) - I_1^*A}{\sqrt{I_1^*{}^3C}}; \quad (10)$$

$$b^* = \frac{4A^2(\sqrt{I_1^*C} - A)^2 - I_1^*(\sqrt{I_1^*C} - A)}{\sqrt{I_1^*{}^3C}}, \quad (11)$$

где $A = \Pi_1 + \frac{\sqrt{I_1^*}}{2}$; $C = \sqrt{I_1^*} + 1$.

2.4. Подстановка выражений (10) и (11) в формулу (8) дает следующее выражение для вычисления байесовской оценки с регрессионным учетом априорной информации:

$$P_B = \frac{a^* + \Pi_2}{a^* + b^* + I_2} = \frac{AB + \Pi_2\sqrt{I_1^*{}^3C}}{\sqrt{I_1^*}CB + I_2\sqrt{I_1^*{}^3C}}, \quad (12)$$

где $B = 4A(\sqrt{I_1^*C} - A) - I_1^*$.

Подставляя исходные данные в формулу (12), получаем значение байесовской оценки показателя надежности ПО АСУ КА с регрессионным учетом априорной информации:

$$P_B = \frac{3\,196 + 18\,880}{3\,760 + 19\,200} = 0,96.$$

Следует отметить, что оценка показателя надежности ПО АСУ КА, полученная по критерию *максимума правдоподобия* с учетом двух этапов испытаний, но без учета актуальности второго этапа,

$$P_{МП} = 1 - (D_1 + D_2)/(I_1 + I_2) = 1 - 3/120 = 0,975,$$

т. е. является завышенной на 0,015 по сравнению с байесовской оценкой, что недопустимо.

Изложенный метод предназначен для использования в процессе разработки ПО АСУ КА с целью получения предварительной оценки показателя надежности ПО АСУ КА для подвижных объектов наблюдения. При этом метод допускает применение всех видов тестирования ПО АСУ КА на этапе его разработки.

Заключение. Проблема оценки качества любой продукции, в том числе и данных полета КА как продукции АСУ КА, является на сегодняшний день весьма острой и актуальной. Решению этой проблемы посвящено большое число работ разного плана, включая стандарты. В связи с этим в настоящей статье ставилась следующая задача: анализ всех разновидностей методов оценки качества продукции на

предмет возможности их применения для оценки качества подготовленных данных полета КА. Предложен метод оценки показателя надежности ПО АСУ КА, который позволяет получить гарантированную (незавышенную) оценку этого показателя. При этом в качестве исходных данных используют результаты различных испытаний программ ПО АСУ КА на тестовых вариантах входных данных из допустимой области. Рассмотренный пример показывает практическую пригодность предлагаемого метода оценки показателя надежности ПО АСУ КА для подвижных объектов наблюдения.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Моррис У.Т. *Наука об управлении. Байесовский подход*. Москва, Мир, 1971, 304 с.
- [2] Скрипник В.М., Гречин А.Л. *Альтернативные испытания малых выборок на надежность*. Москва, Наука и техника, 1986, 238 с.
- [3] Судаков Р.С., Чеканов А.Н. К вопросу об учете предварительной информации в схеме биномиальных испытаний. *Надежность и контроль качества*, 1974, № 1, с. 24–28.
- [4] Тескин О.И. Об одном методе учета разнородной информации при оценке надежности. *Надежность и контроль качества*, 1980, № 4, с. 9–17.
- [5] Судаков Р.С., ред. *Статистические задачи обработки систем и таблицы для числовых расчетов показателей надежности*. Москва, Высш. шк., 1975, 608 с.
- [6] Федоровский А.А., Строгалев В.П., Владыкин Е.Н. Обоснование системы технического контроля при разработке и испытаниях объектов ракетной и космической техники. *Наука и образование: электронное научное издание*, 2015, № 8. URL: <http://technomag.bmstu.ru/doc/782796.html> (дата обращения 10.05.2016).
- [7] Сидорин А.В., Романова Т.Н. Новая модификация метода анализа кодов программ на основе резюме для тестирования сложных программных комплексов. *Наука и образование: электронное научное издание*, 2015, № 8. URL: <http://technomag.bmstu.ru/doc/793227.html> (дата обращения 10.05.2016).
- [8] Аноп М. Ф., Катуева Я. В., Михаличук В. И. Алгоритмы роевого интеллекта в задаче обеспечения надежности по постепенным отказам. *Наука и образование: электронное научное издание*, 2015, № 1. URL: <http://technomag.bmstu.ru/doc/755194.html> (дата обращения 10.05.2016).
- [9] Галактионов В.С., Знак В.А., Знак Н.Е., Казаков Г.В., Котяшев Н.Н., Сидоров А.В. О принципах испытания программного обеспечения АСУ двойного назначения с гибкими показателями эффективности. *Стратегическая стабильность*, 2009, № 3, с. 59–66.
- [10] Бордюков М.М., Галактионов В.С., Знак В.А., Знак Н.Е., Казаков Г.В., Сидоров А.В. Гарантированное оценивание конечного фазового состояния управляемых систем на заданном множестве достижимости. *Двойные технологии*, 2009, № 4, с. 34–38.
- [11] Казаков Г.В., Знак В.А., Данилин С.Б. Об одном подходе к формированию рационального множества тестовых вариантов на основе метода факторного анализа. *Тр. МИИТ*, 2015, т. 15, ч. 1, с. 114–119.
- [12] Казаков Г.В. Метод оценки показателя надежности специального программного обеспечения комплексов средств подготовки данных по результатам испытаний на этапе разработки. *Тр. МИИТ*, 2015, т. 15, ч. 1, с. 102–113.

- [13] Кринецкий Е.И., Александровская Л.Н., Шаронов А.В., Голубков А.С. *Летные испытания ракет и космических аппаратов*. Москва, Машиностроение, 1979, 464 с.
- [14] Каган А.М., Линник Ю.В., Рао С.Р. *Характеристические задачи математической статистики*. Москва, Наука, 1972, 656 с.
- [15] Феллер В. *Введение в теорию вероятностей и ее приложения*. Т. 1. Москва, Мир, 1984, 528 с.

Статья поступила в редакцию 10.05.2016

Ссылку на эту статью просим оформлять следующим образом:

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>

Статья подготовлена по материалам доклада, представленного на XL Академических чтениях по космонавтике, посвященных памяти академика С.П. Королёва и других выдающихся отечественных ученых — пионеров освоения космического пространства, Москва, МГТУ им. Н.Э. Баумана, 26–29 января 2016 г.

Андреев Анатолий Георгиевич — канд. техн. наук, старший научный сотрудник, старший научный сотрудник ФГБУ «4 ЦНИИ» Минобороны России. Автор более 60 работ в области надежности автоматизированных систем управления. e-mail: kgv.64@mail.ru

Казаков Геннадий Викторович — канд. техн. наук, доцент, начальник управления ФГБУ «4 ЦНИИ» Минобороны России. Автор более 50 работ в области надежности автоматизированных систем управления. e-mail: kgv.64@mail.ru

Корянов Всеволод Владимирович — канд. техн. наук, доцент, первый заместитель заведующего кафедрой «Динамика и управление полетом ракет космических аппаратов» МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор более 40 публикаций. e-mail: koryanov@bmstu.ru

Development stage test-based software reliability indicator estimation for automated spacecraft flight control systems and mobile objects under surveillance

© A.G. Andreev¹, G.V. Kazakov¹, V.V. Koryanov²

¹Federal State Budgetary Institution 4th Central Research Institute of the Ministry of Defense of the Russian Federation, Korolev, Moscow region, 141091, Russia

²Bauman Moscow State Technical University, Moscow, 105055, Russia

The fact that errors may be present in the specialized software performing spacecraft flight data preparation by means of an automated control system for mobile objects under surveillance means that it is necessary to solve the problem of taking into account all types of tests that the specialized software is subjected to during its development and verification over the course of inter-department trials based on the customer's validation options. There exist two known methods of taking prior information into account that are used in the Bayesian approach to solving problems in statistics. The first one comprises a complete account of prior information obtained during software testing. The second one involves continuous accounting for prior information depending on whether it is of any value in obtaining a general estimation of the software reliability indicator. The study suggests a new method of accounting for prior information and obtaining a guaranteed non-overstated estimation of the software reliability indicator. The problem solution uses a Bayesian approach with regression accounting for prior information.

Keywords: hypothesis, control, spacecraft, reliability, data preparation, software.

REFERENCES

- [1] Morris W.T. *Management science: a Bayesian introduction*. Upper Saddle River, Prentice-Hall, 1968, 226 p. [In Russ.: Morris W.T. *Nauka ob upravlenii. Bayesovskiy podkhod*. Moscow, Mir Publ., 1971, 304 p.]
- [2] Skripnik V.M., Grechin A.L. *Alternativnye ispytaniya malyykh vyborok na nadezhnost* [Alternative reliability testing of small samples]. Moscow, Nauka i Tekhnika Publ., 1986, 238 p.
- [3] Sudakov R.S. and others. *Nadezhnost i kontrol kachestva — Reliability and quality control*, 1974, no.1, pp. 24–28.
- [4] Teskin O. I. *Nadezhnost i kontrol kachestva — Reliability and quality control*, 1980, no. 4, pp. 9–17.
- [5] Sudakov R. S., ed. *Statisticheskie zadachi obrabotki sistem i tablitsy dlya chislovykh raschetov pokazateley nadezhnosti* [Statistical problems of system processing and tables for numerical computations]. Moscow, Vysshaya Shkola Publ., 1975, 608 p.
- [6] Feller W. *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*. Vol. 1. Hoboken, John Wiley and Sons, 1964, 461 p. [In Russ.: Feller V. *Vvedenie v teoriyu veroyatnostey i ee prilozheniya*. In 2 vols. Vol. 1. Moscow, Mir Publ., 1984, 528 p.]
- [7] Krinetskiy E.I. and others. *Letnye ispytaniya raket i kosmicheskikh apparatov* [Flight testing of rockets and spacecraft]. Moscow, Mashinostroenie Publ., 1979, 464 p.
- [8] Kagan A.M., Linnik Yu.V., Rao S.R. *Kharakteristicheskie zadachi matematicheskoy statistiki* [Characteristic problems of mathematical statistics]. Moscow, Nauka Publ., 1972, 656 p.

- [9] Fedorovskiy A.A., Strogalev V.P., Vladykin E.N. *Nauka i obrazovanie: nauchnoe izdanie — Science and Education: Scientific Journal*, 2015, no. 8. Available at: <http://technomag.bmstu.ru/doc/782796.html>.
- [10] Sidorin A.V., Romanova T.N. *Nauka i obrazovanie: nauchnoe izdanie — Science and Education: Scientific Journal*, 2015, no. 8. Available at: <http://technomag.bmstu.ru/doc/793227.html>.
- [11] Anop M. F., Katueva Ya. V., Mikhailichuk V. I. *Nauka i obrazovanie: nauchnoe izdanie — Science and Education: Scientific Journal*, 2015, no. 1. Available at: <http://technomag.bmstu.ru/doc/755194.html>
- [12] Galaktionov V.S., Znak V.A., Znak N.E., Kazakov G.V., Kotyashev N.N., Sidorov A.V. *Strategicheskaya stabilnost — Strategic Stability*, 2009, no. 3, pp. 59–66.
- [13] Bordyukov M.M., Galaktionov V.S., Znak V.A., Znak N.E., Kazakov G.V., Sidorov A.V. *Dvoynye tekhnologii — Dual-Purpose Technologies*, 2009, no. 4, pp. 34–38.
- [14] Kazakov G.V., Znak V.A., Danilin S.B. Ob odnom podkhode k formirovaniyu ratsionalnogo mnozhestva testovykh variantov na osnove metoda faktornogo analiza [On one approach to forming a rational set of verification options based on the factor analysis method]. *Trudy MIT* [Proc. of Moscow Institute of Thermal Technology], 2015, vol. 15, no. 1, pp. 114–119.
- [15] Kazakov G.V. Metod otsenki pokazatelya nadezhnosti spetsialnogo programmnoho obespecheniya kompleksov sredstv podgotovki dannykh po rezul'tatam ispytaniy na etape razrabotki [Development stage test-based reliability indicator estimation method for specialised software of data preparation packages]. *Trudy MIT* [Proc. of Moscow Institute of Thermal Technology], 2015, vol. 15, no. 1, pp. 102–113.

Andreev A.G. (b. 1941), Cand. Sci. (Eng.), Senior Research Scientist, IFederal State Budgetary Institution 4th Central Research Institute of the Ministry of Defense of the Russian Federation. Author of over 60 scientific publications in the fields of automated guidance system reliability. e-mail: kgv.64@mail.ru

Kazakov G.V. (b. 1964), Cand. Sci. (Eng.), Assoc. Professor, Head of Administration, IFederal State Budgetary Institution 4th Central Research Institute of the Ministry of Defense of the Russian Federation. Author of over 50 scientific publications in the fields of automated guidance system reliability. e-mail: kgv.64@mail.ru

Koryanov V.V. (b. 1982) graduated from Bauman Moscow State Technical University in 2006. Cand. Sci. (Eng.), Assoc. Professor of the Department of Dynamics and Control of Rocket and Spacecraft Flight. Author of more than 20 works in the field of ballistics modelling and dynamics of spacecraft and descent vehicle motion. e-mail: vkoryanov@bmstu.ru