ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ И СИСТЕМЫ

УДК 681.511.4
DOI: 10.17586/0021-3454-2019-62-7-593-601

МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ КАЧЕСТВА ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

В. Н. Арсеньев, Е. Н. Белихин, А. А. Ядренкин

Военно-космическая академия им. А. Ф. Можайского, 197198, Санкт-Петербург, Россия
E-mail: djak2008@inbox.ru

Проводится сравнительный анализ методов максимума апостериорной вероятности и приоритета опытной информации при оценивании показателей качества функционирования сложных систем. Отмечено, что одно из основных достоинств метода приоритета опытной информации — учет близости априорных данных к экспериментальным, что фактически исключает необходимость проверки всей имеющейся информации на однородность. Показано также, что этот метод может быть использован при отсутствии априорного распределения. При известном априорном распределении оцениваемого параметра апостериорные оценки, полученные с использованием указанных методов, совпадают. Приведены формулы для определения выигрыша в числе испытаний и точности оценивания, полученного при учете априорной информации.

Ключевые слова: *сложная система, показатели качества функционирования, метод максимума апостериорной вероятности, метод приоритета опытной информации, сравнительный анализ, выигрыш в оценивании*

Введение. В теории оценивания показателей качества функционирования сложных систем широко используется метод максимума апостериорной вероятности (МАВ) [1]. Одно из условий применения этого метода, как и лежащего в его основе байесовского подхода к оцениванию, — наличие априорного распределения оцениваемых параметров [2—4]. Достаточно часто это распределение задается произвольно, например, в виде равномерного распределения в широкой области [5]. При эмпирическом байесовском подходе задается вид априорного распределения с точностью до неизвестных величин, которые оцениваются по той же выборке, что и сами параметры, или посредством проведения дополнительных опытов [6]. В некоторых случаях рассматривается совокупность априорных распределений. Такой подход позволяет получить апостериорные оценки, не являющиеся оптимальными, но обладающие устойчивыми свойствами в выбранном классе распределений [5]. В целом, задача обоснованного выбора априорного распределения достаточно сложна, и в настоящее время нет ее общего удовлетворительного решения [7]. Эта априорная неопределенность приводит к неопределенности апостериорных оценок, полученных методом максимума апостериорной вероятности.

Другой тонкий момент байесовского подхода к оцениванию неизвестных параметров — отсутствие вероятностной меры, определяющей близость априорной информации к результатам наблюдений, и допустимость объединения этих данных [8]. Очевидно, что чем ближе априорная информация к результатам наблюдений, тем больше должен быть ее вклад в апостериорную оценку и выигрыш в точности оценивания. Существенное расхождение априорных и экспериментальных данных говорит о нарушении принципа однородности и может привести не к уточнению оценок за счет использования априорной информации, а к их искажению. К сожалению, существующие методы исследования неоднородности объединяемых данных не решают этой проблемы [9]. В некоторых частных случаях ее удается решить путем выбора весовых коэффициентов для информации, полученной из различных источников [10—13].

На практике достаточно часто результаты априорных исследований системы или процесса представлены не в виде закона распределения, а как априорные оценки отдельных параметров. В этих случаях применение метода МАВ становится проблематичным. Однако если априорные оценки не противоречат результатам наблюдений, полученным на основе экспериментальных исследований системы, то можно принять, что априорная и опытная информация об оцениваемых параметрах является однородной, т.е. получена из одной генеральной совокупности. Тогда вид априорного распределения можно найти на основе функции правдоподобия для экспериментальных данных, а в качестве параметров использовать их априорные оценки. Тем не менее и при таком подходе могут возникнуть трудности, связанные с необходимостью интегрирования сложных функций.

Метод приоритета опытной информации (ПОИ) свободен от указанного недостатка, поскольку позволяет получить апостериорные оценки неизвестных параметров без непосредственного использования распределений их априорных и экспериментальных оценок [14]. Основные достоинства и недостатки двух подходов к апостериорному оцениванию неизвестных параметров, основанных на методах МАВ и ПОИ, рассматриваются в настоящей статье.

Постановка задачи. Исследуется надежность сложной системы. Время безотказной работы системы $\hat{X}$ имеет экспоненциальный закон распределения [2]:

$$\varphi_{\hat{X}}(X;\mu)=\exp(-X/\mu)/\mu\,, \tag{1}$$

где μ — среднее время безотказной работы.

По результатам априорных исследований надежности системы получена априорная оценка $\mu_р$ параметра μ. Проведены испытания $N_о$ опытных образцов сложной системы на надежность, по которым получены значения X_i, $i=\overline{1,N_о}$, времени безотказной работы.

Необходимо, используя методы приоритета опытной информации и максимума апостериорной вероятности, найти апостериорные оценки $\mu_{ПОИ}$ и $\mu_{МАВ}$ среднего времени безотказной работы системы.

Апостериорное оценивание среднего время безотказной работы системы методом ПОИ. Для экспоненциального закона распределения (1) функцию правдоподобия, определяемую выражением [14]

$$\prod_{i=1}^{N_о}\varphi_{\hat{X}}(X_i;\mu)=\prod_{i=1}^{N_о}\frac{1}{\mu}\exp(-X_i/\mu)=\frac{1}{\mu^{N_о}}\exp\left(-\sum_{i=1}^{N_о}X_i\Big/\mu\right),$$

можно представить следующим образом:

$$\prod_{i=1}^{N_о}\varphi_{\hat{X}}(X_i;\mu)=\frac{1}{\mu^{N_о}}\exp\left(-\frac{N_о\mu_о}{\mu}\right)=L(\mu_о;\mu)\,, \tag{2}$$

где $\mu_о=\sum_{i=1}^{N_о}X_i\Big/N_о$ — опытная оценка среднего времени безотказной работы системы, полученная методом максимального правдоподобия исходя из необходимого условия максимума функции правдоподобия:

$$\left.\frac{\partial\ln\dfrac{1}{\mu^{N_о}}\exp\left(-\sum_{i=1}^{N_о}X_i\Big/\mu\right)}{\partial\mu}\right|_{\mu=\mu_о}=0\,.$$

Для априорной оценки $\mu_{\text{р}}$ вводится функция, аналогичная функции (2):

$$L(\mu_{\text{р}};\mu)=L(\mu_{\text{о}};\mu)\Big|_{\mu_{\text{о}}=\mu_{\text{р}};\,N_{\text{о}}=N_{\text{р}}}=\frac{1}{\mu^{N_{\text{р}}}}\exp\left(-\frac{N_{\text{р}}\mu_{\text{р}}}{\mu}\right), \tag{3}$$

где $N_{\text{р}}=N_{\text{о}}\nu^{*}$; $\nu^{*}=\left(\dfrac{\mu_{\text{о}}}{\mu_{\text{р}}}\right)^{N_{\text{о}}}\exp\left[-N_{\text{о}}\left(\dfrac{\mu_{\text{о}}}{\mu_{\text{р}}}-1\right)\right]$ — отношение правдоподобия для проверки статистической гипотезы $\text{H}:\mu{=}\mu_{\text{р}}$ [14].

Тогда общая функция правдоподобия

$$L(\mu_{\text{о}},\mu_{\text{р}};\mu)=L(\mu_{\text{р}};\mu)L(\mu_{\text{о}};\mu)=\frac{1}{\mu^{N_{\text{о}}+N_{\text{р}}}}\exp\left(-\frac{N_{\text{о}}\mu_{\text{о}}+N_{\text{р}}\mu_{\text{р}}}{\mu}\right). \tag{4}$$

Поскольку функция плотности распределения (1) является регулярной в смысле первой и второй производных по параметру μ [6], то апостериорная оценка $\mu_{\text{ПОИ}}$ среднего времени безотказной работы системы определяется исходя из необходимого условия максимума функции $L(\mu_{\text{о}},\mu_{\text{р}};\mu)$:

$$\left.\frac{\partial\ln L(\mu_{\text{о}},\mu_{\text{р}};\mu)}{\partial\mu}\right|_{\mu=\mu_{\text{ПОИ}}}=0 \quad \text{или} \quad \left.\frac{\partial\ln L(\mu_{\text{о}};\mu)}{\partial\mu}\right|_{\mu=\mu_{\text{ПОИ}}}+\left.\frac{\partial\ln L(\mu_{\text{р}};\mu)}{\partial\mu}\right|_{\mu=\mu_{\text{ПОИ}}}=0\,.$$

Из последнего уравнения получаем

$$\mu_{\text{ПОИ}}=\frac{N_{\text{о}}\mu_{\text{о}}+N_{\text{р}}\mu_{\text{р}}}{N_{\text{о}}+N_{\text{р}}}=\frac{\mu_{\text{о}}+\nu^{*}\mu_{\text{р}}}{1+\nu^{*}}, \tag{5}$$

откуда следует, что при получении апостериорной оценки $\mu_{\text{ПОИ}}$ осуществляется взвешенный учет априорной и опытной информации, причем чем ближе априорные данные к результатам испытаний, тем больше их вес в апостериорной оценке.

Можно показать, что выигрыш в числе испытаний и точности оценивания, получаемый благодаря учету априорной информации, как и при использовании других подходов [15—17], зависит от ее близости к экспериментальным данным.

Действительно, согласно формуле (4) апостериорная оценка $\mu_{\text{ПОИ}}$ может рассматриваться как оценка, полученная по выборке объемом $N_{\text{а}}=N_{\text{о}}+E\left[\nu^{*}N_{\text{о}}\right]$, где $E[\cdot]$ — функция округления до ближайшего целого числа. Следовательно, можно говорить о выигрыше в числе испытаний

$$\delta'=E\left[\nu^{*}N_{\text{о}}\right],$$

получаемом за счет учета априорной информации,

При совпадении оценок $\mu_{\text{р}}$ и $\mu_{\text{ПОИ}}$ выигрыш в числе испытаний будет максимальным: $\delta'=N_{\text{о}}$, поскольку $\nu^{*}=1$. В этом случае можно полагать, что апостериорная оценка $\mu_{\text{ПОИ}}$ получена по результатам испытаний $2N_{\text{о}}$ опытных образцов.

Выигрыш в точности оценивания может быть определен по формуле

$$\delta''=D[\mu_{\text{о}}]/D[\mu_{\text{ПОИ}}], \tag{6}$$

где $D[\cdot]$ — оператор дисперсии.

Дисперсия опытной оценки $\mu_\text{о} = \sum_{i=1}^{N_\text{о}} X_i \Big/ N_\text{о}$ может быть получена, если учесть, что дисперсии всех измеренных значений X_i, $i = \overline{1, N_\text{о}}$, одинаковы и равны μ^2:

$$D[\mu_\text{о}] = \frac{1}{N_\text{о}^2} D\left[\sum_{i=1}^{N_\text{о}} X_i\right] = \frac{1}{N_\text{о}^2} \sum_{i=1}^{N_\text{о}} D[X_i] = \frac{1}{N_\text{о}^2} \sum_{i=1}^{N_\text{о}} \mu^2 = \frac{\mu^2}{N_\text{о}} \approx \frac{\mu_\text{о}^2}{N_\text{о}}. \tag{7}$$

Для определения дисперсии апостериорной оценки $D[\mu_\text{ПОИ}]$ общая функция правдоподобия (4) преобразуется к виду

$$L(\mu_\text{о}, \mu_\text{р}; \mu) = \mu^{-(N_\text{о}+N_\text{р})} \exp\left[-\mu_\text{ПОИ}(N_\text{о}+N_\text{р})/\mu\right] = L(\mu_\text{ПОИ}; \mu),$$

откуда следует, что оценка $\mu_\text{ПОИ}$ является достаточной статистикой. Тогда, согласно [18], функцию $L(\mu_\text{ПОИ}; \mu)$ можно представить следующим образом:

$$L(\mu_\text{ПОИ}; \mu) = \varphi_{\hat{\mu}_\text{ПОИ}}(\mu_\text{ПОИ}; \mu) c_1(\mu_\text{ПОИ}) c_2, \tag{8}$$

где $\varphi_{\hat{\mu}_\text{ПОИ}}(\mu_\text{ПОИ}; \mu)$ — функция плотности распределения апостериорной оценки $\mu_\text{ПОИ}$; $c_1(\mu_\text{ПОИ}) = \int_0^\infty L(\mu_\text{ПОИ}; \mu) d\mu = \dfrac{\Gamma(N_\text{о}+N_\text{р}-1)}{(N_\text{о}+N_\text{р})^{N_\text{о}+N_\text{р}-1} \mu_\text{ПОИ}^{N_\text{о}+N_\text{р}-1}}$; $\Gamma[\cdot]$ — гамма-функция; $c_2 = \int_0^\infty \dfrac{L(\mu_\text{ПОИ}; \mu)}{c_1(\mu_\text{ПОИ})} d\mu_\text{ПОИ} = \dfrac{N_\text{о}+N_\text{р}-1}{N_\text{о}+N_\text{р}}$.

Из формулы (8) следует

$$\varphi_{\hat{\mu}_\text{ПОИ}}(\mu_\text{ПОИ}; \mu) = \frac{(N_\text{о}+N_\text{р})^{N_\text{о}+N_\text{р}}}{\Gamma(N_\text{о}+N_\text{р})\mu^{N_\text{о}+N_\text{р}}} \mu_\text{ПОИ}^{N_\text{о}+N_\text{р}-1} \exp\left[-\mu_\text{ПОИ}(N_\text{о}+N_\text{р})/\mu\right]. \tag{9}$$

На основе функции плотности распределения (9) можно получить вероятностные моменты апостериорной оценки $\mu_\text{ПОИ}$ среднего времени безотказной работы системы любого порядка.

Математическое ожидание оценки $\mu_\text{ПОИ}$

$$M[\mu_\text{ПОИ}] = \int_0^\infty \mu_\text{ПОИ} \varphi_{\hat{\mu}_\text{ПОИ}}(\mu_\text{ПОИ}; \mu) d\mu_\text{ПОИ} =$$

$$= \frac{(N_\text{о}+N_\text{р})^{N_\text{о}+N_\text{р}}}{\Gamma(N_\text{о}+N_\text{р})\mu^{N_\text{о}+N_\text{р}}} \int_0^\infty \mu_\text{ПОИ}^{N_\text{о}+N_\text{р}} \exp\left[-\mu_\text{ПОИ}(N_\text{о}+N_\text{р})/\mu\right] d\mu_\text{ПОИ} = \mu.$$

Таким образом, апостериорная оценка $\mu_\text{ПОИ}$, полученная методом ПОИ, является несмещенной.

Дисперсия оценки $\mu_\text{ПОИ}$

$$D[\mu_\text{ПОИ}] = \int_0^\infty (\mu_\text{ПОИ} - \mu)^2 \varphi_{\hat{\mu}_\text{ПОИ}}(\mu_\text{ПОИ}; \mu) d\mu = \frac{\mu^2}{N_\text{о}+N_\text{р}} \approx \frac{\mu_\text{ПОИ}^2}{N_\text{о}+N_\text{р}}. \tag{10}$$

Подстановка приближенных значений дисперсий (7) и (10) в формулу (6) позволяет определить выигрыш в точности оценивания, получаемый за счет использования априорной информации:

$$\delta'' = D[\mu_o]/D[\mu_{ПОИ}] \approx \frac{\mu_o^2(N_o + N_p)}{\mu_{ПОИ}^2 N_o} = \frac{\mu_o^2(1+\nu^*)}{\mu_{ПОИ}^2}. \tag{11}$$

Очевидно, что выигрыш в точности тем больше, чем больше значение ν^*, характеризующее близость результатов априорных исследований надежности системы к результатам испытаний. В идеальном случае совпадения априорных и экспериментальных данных $\delta'' = 2$.

Как видно из формулы (11), приближенная оценка выигрыша в точности может быть определена по формуле

$$\delta'' \approx 1 + \nu^*.$$

Апостериорное оценивание среднего время безотказной работы системы методом МАВ. Поскольку в исходных данных отсутствует априорная плотность распределения $\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_p)$, то найти апостериорную условную плотность распределения оцениваемого параметра μ в соответствии с формулой Байеса

$$\varphi_{\hat{\mu}}(\mu/\mu_o;\mu_p) = \frac{\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_p)L(\mu_o;\mu)}{\int_0^\infty \varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_p)L(\mu_o;\mu)\partial\mu} \tag{12}$$

и апостериорную оценку μ_{MAB} этого параметра, обеспечивающую максимум условной плотности распределения, не представляется возможным.

Как отмечено выше, существуют различные подходы к выбору априорного распределения, позволяющие получить, в общем случае, различные оценки исследуемого параметра. При решении этой задачи необходимо учитывать, что априорное распределение должно быть близко к истинному. С другой стороны, сложность функции $\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_p)$ может вызвать проблемы с определением апостериорной оценки неизвестного параметра. В ряде случаев уменьшить неопределенность, связанную с выбором априорного распределения, можно следующим образом.

Предполагается, что априорная информация не противоречит результатам испытаний опытных образцов сложной системы. В этом случае априорная оценка μ_p параметра μ может рассматриваться как достаточная статистика, полученная по некоторой гипотетической выборке из совокупности величин с плотностью распределения $\varphi_{\hat{X}}(X;\mu)$, и для определения априорного распределения можно воспользоваться формулой, приведенной в работе [18]:

$$\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_p) = \frac{L(\mu_p;\mu)}{c(\mu_p)}, \tag{13}$$

где $c(\mu_p) = \int_0^\infty L(\mu_p;\mu)d\mu = \dfrac{\Gamma(N_p - 1)}{N_p^{N_p-1}\mu_p^{N_p-1}}$.

Как видно из формул (12), (13), при таком выборе априорного распределения апостериорные оценки, полученные методами ПОИ и МАВ, совпадают, причем это справедливо в общем случае.

Применительно к рассматриваемому примеру экспоненциального распределения заметим, что подстановка в числитель уравнения (13) функции $L(\mu_p;\mu)$ из формулы (3), а в знаменатель — выражения $c(\mu_p)$ дает

$$\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_\text{р}) = \frac{N_\text{р}^{N_\text{р}-1}\mu_\text{р}^{N_\text{р}-1}}{\Gamma(N_\text{р}-1)}\frac{1}{\mu^{N_\text{р}}}\exp\left(-\frac{N_\text{р}\mu_\text{р}}{\mu}\right). \qquad (14)$$

Тогда выражение (12) с учетом формул (2) и (14) принимает следующий вид:

$$\varphi_{\hat{\mu}}(\mu/\mu_\text{о};\mu_\text{р}) = \frac{C}{\mu^{N_\text{р}+N_\text{о}}}\exp\left(-\frac{N_\text{р}\mu_\text{р}+N_\text{о}\mu_\text{о}}{\mu}\right),$$

где C — константа, не зависящая от параметра μ.

Для определения апостериорной оценки $\mu_\text{МАВ}$ среднего времени безотказной работы сложной системы используется необходимое условие максимума функции $\varphi_{\hat{\mu}}(\mu/\mu_\text{о};\mu_\text{р})$:

$$\left.\frac{\partial \ln \varphi_{\hat{\mu}}(\mu/\mu_\text{о};\mu_\text{р})}{\partial\mu}\right|_{\mu=\mu_\text{МАВ}} = 0 \quad \text{или} \quad -\frac{N_\text{р}+N_\text{о}}{\mu_\text{МАВ}} + \frac{N_\text{р}\mu_\text{р}+N_\text{о}\mu_\text{о}}{\mu_\text{МАВ}^2} = 0 .$$

Из последнего уравнения получаем

$$\mu_\text{МАВ} = \frac{N_\text{о}\mu_\text{о}+N_\text{р}\mu_\text{р}}{N_\text{о}+N_\text{р}} = \frac{\mu_\text{о}+\nu^*\mu_\text{р}}{1+\nu^*}, \qquad (15)$$

откуда следует, что апостериорная оценка (15), полученная методом МАВ, совпадает с оценкой (5), полученной методом ПОИ.

Необходимо также отметить, что в случае известного априорного распределения $\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_\text{р})$ использование метода ПОИ позволяет получить оценки, обеспечивающие максимум апостериорной вероятности. Действительно, из формулы (13) следует $L(\mu_\text{р};\mu) = c(\mu_\text{р})\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_\text{р})$; подстановка этой функции в формулу (4) дает $L(\mu_\text{о},\mu_\text{р};\mu) = = c(\mu_\text{р})\varphi_{\hat{\mu}}(\mu;\mu_\text{р})L(\mu_\text{о};\mu)$. Сравнение полученного выражения с уравнением (12) показывает, что функции, стоящие в их правых частях, достигают максимума при одном и том же значении параметра μ.

Заключение. Сравнительный анализ методов МАВ и ПОИ, используемых для апостериорного оценивания показателей качества функционирования сложных систем, показал наличие определенных достоинств метода ПОИ. Во-первых, при этом методе не требуется знание априорного распределения. При заданном априорном распределении оцениваемого параметра апостериорные оценки, полученные с использованием методов МАВ и ПОИ, совпадают. Во-вторых, вес априорной информации в апостериорной оценке изменяется в зависимости от ее близости к экспериментальным данным и, следовательно, отсутствует необходимость проверки всей имеющейся информации на однородность. В-третьих, достаточно просто оценить выигрыш в точности и числе испытаний, получаемый за счет использования априорных данных.

Вследствие указанных причин метод ПОИ может оказаться весьма эффективным при решении различных задач, связанных с необходимостью принятия решений при ограниченном объеме экспериментальных данных.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Александровская Л. Н., Круглов В. И., Кузнецов А. Г.* и др. Теоретические основы испытаний и экспериментальная отработка сложных технических систем: Учеб. пособие. М.: Логос, 2003. 736 с.

2. *Вентцель Е. С.* Теория вероятностей: Учебник для вузов. М.: Изд. центр „Академия“, 2003. 576 с.
3. *Фроленков К. В.* Уточнение оценок вероятностей при локальном апостериорном выводе алгебраической байесовской сети в случае неточного свидетельства // Тр. СПИИРАН. 2013. № 1 (24). С. 152—164.
4. *Щербаков П. С.* Использование априорной информации для уточнения оценок параметров // Изв. АН СССР. Автоматика и телемеханика. 1988. № 5. С. 80—89.
5. *Айвазян С. А., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д.* Прикладная статистика: основы моделирования и первичная обработка данных: Справочное изд. М.: Финансы и статистика, 1983. 471 с.
6. *Пугачев В. С.* Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Физматлит, 2002. 496 с.
7. *Городецкий В. И., Дмитриев А. К., Марков В. М., Петухов Г. Б., Юсупов Р. М.* Элементы теории испытаний и контроля технических систем / Под ред. *Р. М. Юсупова*. Л.: Энергия, 1978. 192 с.
8. *Арсеньев В. Н., Силантьев С. Б., Хомоненко А. Д., Ададуров С. Е.* Определение вероятности выполнения задачи сложной системой при ограниченном объеме опытной информации // Сб. докл. XXI Междунар. конф. по мягким вычислениям и измерениям (SCM'2018). СПб: „ЛЭТИ“ им. В. И. Ульянова (Ленина), 2018. Т. 1. С. 43—46.
9. *Арсеньев В. Н., Силантьев С. Б., Ядренкин А. А.* Использование априорной информации для коррекции модели потока событий в сложной системе // Изв. вузов. Приборостроение. 2017. Т. 60, № 5. С. 391—397.
10. *Постников В. М., Спиридонов С. Б.* Методы выбора весовых коэффициентов локальных критериев // Наука и образование. (МГТУ им. Н. Э. Баумана. Электронный журн.) 2015. № 06. С. 267—287.
11. *Коробов Б. В.* Сравнительный анализ методов определения весовых коэффициентов „влияющих факторов“ // Социология: методология, методы, математическое моделирование. 2005. № 20. С. 54—73.
12. *Пугачев В. Н.* Комбинированные методы определения вероятностных характеристик. М.: Сов. радио, 1973. 256 с.
13. *Буряк Ю. И., Скрынников А. А.* Повышение степени обоснованности принимаемых решений в системе распознавания за счет использования априорной информации // Науч. вестн. Моск. гос. техн. ун-та гражданской авиации. 2015. № 220 (10). С. 47—54.
14. *Арсеньев В. Н., Лабецкий П. В.* Метод апостериорного оценивания характеристик системы управления летательного аппарата // Изв. вузов. Приборостроение. 2014. Т. 57, № 10. С. 23—28.
15. *Бондаренко В. А., Ярица А. И.* Сравнительный анализ априорной и апостериорной оценок точности плановой геодезической сети с помощью программного комплекса „Россия—Беларусь“, разработанного в Полоцком государственном университете // Вестн. Полоцкого гос. ун-та. Сер. F: Строительство. Прикладные науки. 2014. № 16. С. 92—95.
16. *Сайпулаева Г. А., Дандамаев А. У.* Разработка методики априорной и апостериорной оценки трудозатрат в системе технического обслуживания и ремонта // Системные технологии. 2016. № 3 (20). С. 43—52.
17. *Тулупьев А. Л.* Апостериорные оценки вероятностей в алгебраических байесовских сетях // Вестн. Санкт-Петербург. ун-та. Прикладная математика. Информатика. Процессы управления. 2012. № 2. С. 51—59.
18. *Арсеньев В. Н.* Метод определения закона распределения оценок показателей качества системы // Изв. вузов. Приборостроение. 1991. Т. 34, № 12. С. 10—15.

Сведения об авторах

Владимир Николаевич Арсеньев — д-р техн. наук, профессор; ВКА им. А. Ф. Можайского, кафедра бортовых информационных и измерительных комплексов; E-mail: vladar56@mail.ru

Евгений Николаевич Белихин — ВКА им. А. Ф. Можайского, кафедра бортовых информационных и измерительных комплексов; E-mail: djak2008@inbox.ru

Андрей Александрович Ядренкин — канд. техн. наук, доцент; ВКА им. А. Ф. Можайского, кафедра бортовых информационных и измерительных комплексов; E-mail: andrei_nikita@mail.ru

Поступила в редакцию
26.02.19 г.

Ссылка для цитирования: *Арсеньев В. Н., Белихин Е. Н., Ядренкин А. А.* Методы оценивания показателей качества функционирования сложных систем // Изв. вузов. Приборостроение. 2019. Т. 62, № 7. С. 593—601.

ESTIMATION METHODS FOR QUALITY INDICATORS OF COMPLEX SYSTEMS FUNCTIONING

V. N. Arseniev, E. N. Belikhin, A. A. Yadrenkin

A. F. Mozhaysky Military Space Academy, 197198, St. Petersburg, Russia
E-mail: djak2008@inbox.ru

A comparative analysis of method of maximum posterior probability and experimental information priority method as applied to estimation of quality indicators of complex systems functioning, is carried out. One of the basic advantages of experimental information priority method, namely the account for proximity of aprioristic and experimental data, is noted to exclude the necessity of checking uniformity of the entire available information. It is also shown that this method may be used in the absence of aprioristic distribution. With a known aprioristic distribution of the estimated parameter, the posterior estimates obtained by methods of a maximum of a posterior probability and a priority of the experimental information, coincide. Formulas for determining the gain in the number of tests and the accuracy of evaluation obtained by taking into account a priori information, are presented.

Keywords: complex system, quality indicators of functioning, method of maximum posterior probability, experimental information priority method, comparative analysis, gain in estimation

REFERENCES

1. Aleksandrovskaya L.N., Kruglov V.I., Kuznetsov A.G. et al. *Teoreticheskiye osnovy ispytaniy i eksperimental'naya otrabotka slozhnykh tekhnicheskikh sistem* (Theoretical Basis of Testing and Experimental Testing of Complex Technical Systems), Moscow, 2003, 736 p. (in Russ.)
2. Ventcel E.S. *Teoriya veroyatnostey* (Probability Theory), Moscow, 2003, 576 p. (in Russ.)
3. Frolenkov K.V. *Trudy SPIIRAN* (SPIIRAS Proceedings), 2013, no. 1(24), pp. 152–164. (in Russ.)
4. Shcherbakov P.S. *Automation and Remote Control*, 1988, no. 5, pp. 80–89. (in Russ.)
5. Ayvazyan S.A., Enyukov I.S., Meshalkin L.D. *Prikladnaya statistika: osnovy modelirovaniya i pervichnaya obrabotka dannykh. Spravochnoe izd.* (Applied Statistics: Fundamentals of Modelling and Primary Data Processing. Reference ed.), Moscow, 1983. 471 p. (in Russ.)
6. Pugachev V.S. *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika* (Probability Theory and Mathematical Statistics), Moscow, 2002, 496 p. (in Russ.)
7. Gorodetskiy V.I., Dmitriyev A.K., Markov V.M., Petukhov G.B., Yusupov R.M. *Elementy teorii ispytaniy i kontrolya tekhnicheskikh sistem* (Elements of the Theory of Testing and Control of Technical Systems), Leningrad, 1978, 192 p. (in Russ.)
8. Arsen'yev V.N., Silant'yev S.B., Khomonenko A.D., Adadurov S.E. *XXI Mezhdunarodnaya konferentsiya po myagkim vychisleniyam i izmereniyam (SCM'2018) v Sankt-Peterburge* (XXI International Conference on Soft Computing and Measurements (SCM'2018) in St. Petersburg), 2018, vol. 1, pp. 43–46. (in Russ.)
9. Arsen'yev V.N., Silant'yev S.B., Yadrenkin A.A. *Journal of Instrument Engineering*, 2017, no. 5(60), pp. 391–397. (in Russ.)
10. Postnikov V.M., Spiridonov S.B. *Science and Education of Bauman MSTU*, 2015, no. 06, pp. 267–287. (in Russ.)
11. Korobov B.V. *Sociology: methodology, methods, mathematical modeling (4M)*, 2005, vol. 20, pp. 54–73. (in Russ.)
12. Pugachev V.N. *Kombinirovannye metody opredeleniya veroyatnostnykh kharakteristik* (Combined Methods of Definition of Probability Characteristics), Moscow, 1973, 256 p. (in Russ.)
13. Buryak Yu.I., Skrynnikov A.A. *Civil Aviation High Technologies*, 2015, no. 220(10), pp. 47–54. (in Russ.)
14. Arsen'yev V.N., Labetskiy P.V. *Journal of Instrument Engineering*, 2014, no. 10(57), pp. 23–28. (in Russ.)
15. Bondarenko V.A., Yaritsa A.I. *Vestnik of Polotsk State University Part F. Constructions. Applied Sciences*, 2014, no. 16, pp. 92–95. (in Russ.)
16. Saypulayeva G.A., Dandamayev A.U. *Journal of System technologies*, 2016, no. 3(20), pp. 43–52. (in Russ.)
17. Tulup'yev A.L. *Vestnik of Saint Petersburg University. Applied Mathematics. Computer Science. Control Processes*, 2012, no. 2, pp. 51–59. (in Russ.)
18. Arsen'ev V.N. *Journal of Instrument Engineering*, 1991, no. 12(34), pp. 10–15. (in Russ.)

Data on authors

Vladimir N. Arseniev — Dr. Sci., Professor; A. F. Mozhaysky Military Space Academy, Department of On-board Information and Measuring Complexes; E-mail: vladar56@mail.ru

Evgeny N. Belikhin — A. F. Mozhaysky Military Space Academy, Department of On-board Information and Measuring Complexes; E-mail: djak2008@inbox.ru

Andrey A. Yadrenkin — PhD, Associate Professor; A. F. Mozhaysky Military Space Academy, Department of On-board Information and Measuring Complexes; E-mail: andrei_nikita@mail.ru

For citation: Arseniev V. N., Belikhin E. N., Yadrenkin A. A. Estimation methods for quality indicators of complex systems functioning. *Journal of Instrument Engineering*. 2019. Vol. 62, N 7. P. 593—601 (in Russian).

DOI: 10.17586/0021-3454-2019-62-7-593-601