УДК 629.7 DOI: 10.17587/mau.18.122-127

Г. П. Шибанов, д-р техн. наук, проф., вед. науч. сотр., gpshibanov@mail.ru,
Государственный летно-испытательный центр им. В. П. Чкалова

Методический подход к процессу испытаний вооружения и военной техники в условиях ресурсных ограничений

Рассматриваются возможности получения необходимых результатов испытаний вооружения и военной техники (ВВТ) в условиях жестких ресурсных ограничений. В связи с сильно ограниченным числом экземпляров опытных изделий ВВТ, поступающих на испытания, а также в связи с существенным сокращением объема испытаний каждого образца ВВТ предлагается на базе накопленного полигонного опыта испытаний авиационной техники военного назначения оценку боевой эффективности поступающего на испытания ВВТ и качества его в эксплуатации осуществлять на основе статистического анализа малых выборок с учетом каждой отдельной реализации этих выборок.

Ключевые слова: *методический подход, процесс испытаний, военная техника, ресурсные ограничения, малая выборка, статистический анализ, эффективность, качество*

В современных условиях экономического спада и существенного сокращения возможностей оборонной промышленности по созданию новейших образцов вооружения и военной техники (ВВТ) теория планирования эксперимента в классическом виде не может быть использована для составления планов всех видов испытаний. В настоящее время испытания могут планироваться лишь исходя из соображений здравого смысла с учетом реально складывающихся условий по финансированию процесса создания конкретного образца ВВТ и состояния соответствующего опытного производства, причем в любом случае число поступающих на испытания образцов опытного изделия не превышает нескольких десятков (для сравнительно простых изделий типа неуправляемых средств поражения или личного стрелкового оружия) и даже нескольких единиц (для более сложных изделий типа летательных аппаратов или зенитных ракетных комплексов). Наиболее сложные и дорогостоящие образцы ВВТ (типа авианосцев или тяжелых крейсеров) могут поступать на испытания и в единственном экземпляре.

Ограничения, налагаемые на процесс испытаний в целом по линии материально-технического обеспечения (отсутствие необходимого количества горючесмазочных материалов, сокращение выделяемых на испытания энергоресурсов и различных расходных материалов и т.д.) приводят к значительному сокращению числа и объема испытаний каждого из выделяемых для этого опытных экземпляров подлежащего испытаниям образца ВВТ.

Полигонный опыт последнего десятилетия говорит о том, что число реализаций по каждому виду испытаний в лучшем случае не превышает нескольких десятков. В этих же пределах оказывается и число реализаций при проведении войсковых испытаний образцов ВВТ в целях оценки эксплуатационных качеств и подтверждения показателей эффективности в условиях, максимально приближенных к боевым. Вместе с тем, при резком сокращении объема испытаний в значительной мере усложняется процедура оценки их результатов, и в максимально возможной степени приходится прибегать к замене натурных экспериментов математическим и полунатурным моделированием процессов боевого применения и эксплуатации образцов ВВТ.

Применительно к изделиям, поступающим на испытания малыми сериями, оценка их боевой эффективности и качества в эксплуатации базируется на статистическом анализе малых выборок, т.е. выборок, при обработке которых методами, основанными на группировке наблюдений и предназначенными для больших выборок, нельзя достигнуть заданных точности и достоверности. Особенность такого анализа состоит в том, что построение оценок плотностей распределения по выборкам параметров, характеризующих боевую эффективность или эксплуатационные качества изделия, осуществляется с учетом каждой отдельной реализации этих выборок. Указанные оценки плотностей распределения используются затем для получения численных значений показателей боевой эффективности и эксплуатационных качеств изделия, заданных тактико-техническими требованиями.

В настоящее время известно несколько методов оценивания плотности распределения случайных величин по выборкам малого объема, в частности, методы прямоугольных вкладов, уменьшения неопределенности, сжатия области существования интегральных законов распределения, априорно-эмпирических функций и др. Подробные сведения о них, их положительных качествах и недостатках можно найти в работе [1].

Для большинства из этих методов оценка плотности распределения обобщенно выражается линейной суммой априорной и эмпирической компонент:

$$f^{\bullet}(x) = \alpha_0 f_0(x) + \frac{1-\alpha_0}{N}\sum_{i=1}^{N} p(x - x_i),$$

где $f_0(x)$ — априорная компонента; $p(x - x_i)$ — составляющая эмпирической компоненты, связанная с i-й реализацией выборки; α_0 — вес априорной компоненты; N — суммарное число реализаций.

При этом априорная компонента $f_0(x)$ определяется по результатам всех видов испытаний образца ВВТ, проводившихся в условиях завода-изготовителя, полигонов заказчика и на базе эксплуатирующей организации (в процессе войсковых испытаний и эксплуатационной оценки образца).

Для обработки накапливаемых в процессе таких испытаний статистических данных, характеризующих боевую эффективность и эксплуатационные качества мелкосерийных опытных изделий, наибольшее распространение получил метод прямоугольных вкладов. При его использовании в качестве априорной информации предполагается знание интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$ изменения случайной величины x, непрерывность оцениваемой функции распределения $f_0(x)$ на заданном интервале и соблюдение условий

$$f_0(x) \geqslant 0 \text{ при } x_{\min} \leqslant x \leqslant x_{\max};$$
$$f(x) \equiv 0 \text{ при } x < x_{\min},\ x > x_{\max}.$$

Наличие такой априорной информации позволяет построить оценку плотности распределения $f^{\bullet}(x)$ даже при отсутствии реализации x.

На начальном этапе испытаний и опытной эксплуатации образца ВВТ ни одной из возможных реализаций внутри интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$ нельзя отдать предпочтение, и поэтому считается, что в пределах данного интервала имеет место равномерное распределение случайной величины x, т.е.

$$f_0(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{x_{\max} - x_{\min}},\ x_{\min} \leqslant x \leqslant x_{\max}; \\ 0,\ x < x_{\min},\ x > x_{\max}. \end{cases} \qquad (1)$$

Оптимальное значение вклада в зависимости от объема выборки и закона распределения оцениваемого параметра

Объем выборки	Закон распределения оцениваемого параметра		
	Нормальный	Экспоненциальный	Релея
10	0,409	0,210	0,400
20	0,312	0,167	0,350
30	0,276	0,150	0,309
40	0,260	0,138	0,280
50	0,249	0,132	0,250
60	0,243	0,126	0,243
70	0,241	0,120	0,232
80	0,240	0,116	0,223
90	0,240	0,112	0,214
100	0,240	0,110	0,209

В связи с этим при отсутствии статистических данных $(x_1, ..., x_N)$ оценка плотности $f^{\bullet}(x)$ представляется в виде априорной плотности распределения $f_0(x)$:

$$f^{\bullet}(x) = f_0(x). \qquad (2)$$

Появление реализаций случайной величины (выборки) дает возможность уточнить оценку (2). Это осуществляется путем индивидуального подхода к каждой отдельной реализации x_i выборки $(x_1, ..., x_N)$, при которой ей приписывается элементарная равномерная плотность или так называемая функция вклада

$$\psi_{x_i}(x) = \begin{cases} \dfrac{1}{d} \text{ при } x_i - \dfrac{d}{2} \leqslant x \leqslant x_i + \dfrac{d}{2}; \\ 0 \text{ при остальных значениях } x, \end{cases} \qquad (3)$$

где d — ширина функции вклада.

Функция вклада задается симметрично относительно точки $x = x_i$ на конечном интервале длиной d, что является "размазыванием" информации о случайной величине, полученной от этой реализации.

Линейное суммирование с равными весами априорной плотности (1) и вкладов (3) для всех N элементов выборки $(x_1, ..., x_N)$ приводит в итоге к искомой оценке плотности:

$$f^{\bullet}(x) = \frac{1}{N+1}\left[f_0(x) + \sum_{i=1}^{N}\psi_{x_i}(x)\right], \qquad (4)$$

где $\dfrac{1}{N+1}$ — весовой коэффициент, с помощью которого осуществляется нормирование оценки плотности $f^{\bullet}(x)$.

При построении оценки плотности $f^{\bullet}(x)$ по выражению (4) для вкладов, выходящих за одну из границ интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$, рекомендуется отбрасывать части, выходящие за эти границы. Над оставшейся частью вклада, лежащей внутри интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$ как над основанием, следует равномерно надстраивать прямоугольник, площадь которого равна отброшенной.

При практическом использовании метода прямоугольных вкладов следует помнить, что для каждого объема выборки существует такое оптимальное значение вклада α_{opt}, при котором получается наилучшая оценка закона распределения.

Применительно к наиболее распространенным при оценке боевой эффективности и эксплуатационных качеств изделий мелкосерийного производства законам распределения (нормальному, экспоненциальному и Релея) О. П. Березиным, как это указано в работе [1], были найдены и рекомендованы в качестве оптимальных для выборок от 10 до 100 реализаций значения α_{opt}, для удобства сведенные в таблицу.

Используя приведенные в таблице данные, ширину функции вклада можно представить в виде

$$d' = L\alpha_{\text{opt}}, \quad (5)$$

где L — величина интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$, выраженная в единицах измерения случайной величины x.

Тогда выражение (3) примет вид

$$\psi_{x_i}(x) = \begin{cases} \dfrac{Lf_0(x_i)}{d'} \text{ при } x_i - \dfrac{d'}{2} \leqslant x \leqslant x_i + \dfrac{d'}{2}; \\ 0 \text{ при остальных значениях } x, \end{cases} \quad (6)$$

где $f_0(x_i)$ — плотность вероятности предполагаемого теоретического распределения в центре вклада.

Суммируя пересекающиеся вклады, получаем ломаную линию функции суммарного вклада $\psi_\Sigma(x)$.

Значение эмпирической функции плотности распределения вычисляется по формуле

$$F^{\text{э}}(x) = \frac{2}{N+1}[Rf_0(x) + (1 - R)\psi_\Sigma(x)],$$

где R — коэффициент значимости априори, вычисляемый из условия попадания случайной величины x на заданный интервал $[x_{\min}, x_{\max}]$ с вероятностью 0,997.

После определения эмпирической функции плотности распределения по известным формулам теории вероятностей вычисляются сглаженные числовые характеристики исследуемой выборки (математические ожидание, дисперсия, среднеквадратичное отклонение) и ее интегральная функция.

Практические приемы применения метода прямоугольных вкладов сводятся к следующему.

1. Используя априорное предположение о виде искомой функции распределения и полученные экспериментальные значения случайной величины x, оценивают область существования функции $f(x)$. Для этого классическими методами статистического анализа вычисляют математическое ожидание, дисперсию и среднеквадратичное отклонение исследуемой выборки:

$$m_0 = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i}{N}; \quad D_0 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (x_i - m_i)^2}{N-1}.$$

Длина интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$ принимается равной:

- для нормального распределения

$$L = 6\sigma_0; \; x_{\min} = m_0 - 3\sigma_0; \; x_{\max} = m_0 + 3\sigma_0;$$

- для экспоненциального закона распределения

$$L = 5{,}8\sigma_0; \; x_{\min} = 0; \; x_{\max} = 5{,}8m_0;$$

- для распределения Релея

$$L = 2{,}72m_0; \; x_{\min} = 0; \; x_{\max} = 2{,}72m_0.$$

2. Исходя из объема полученной выборки определяется оптимальная ширина прямоугольного вклада. При этом для промежуточных значений N величина α_{opt} находится посредством линейного интерполирования.

По формуле (5) в единицах измерения случайной величины вычисляется ширина вклада.

3. По формуле (6) для каждой i-й реализации выборки вычисляется функция вклада, причем входящие в данную формулу значения функции плотности предполагаемого распределения определяются из следующих выражений:

- для нормального закона

$$f_0(x_i) = \frac{1}{\sigma_0\sqrt{2\pi}} \mathbf{e}^{-\frac{(x_i - m_0)^2}{2\sigma_0^2}};$$

- для экспоненциального закона

$$f_0(x_i) = \frac{1}{m_0} \mathbf{e}^{-\frac{x_i}{m_0}};$$

- для закона Релея

$$f_0(x_i) = \frac{x_i}{\sigma_p^2} \mathbf{e}^{-\left(\frac{x_i^2}{2\sigma_p^2}\right)},$$

где σ_p принимается равным $0{,}8m_0$.

В процессе вычисления функции вклада при значениях x_i, отстоящих от концов интервала $[x_{\min}, x_{\max}]$ на расстояние меньше $d/2$, часть вклада, выходящая за пределы интервала, отсекается. В этом случае получим

$$d'' = x_i - x_{\min} + d'/2 \text{ или } d'' = x_{\max} - x_i + d'/2.$$

4. На вспомогательном графике строятся все функции прямоугольных вкладов. Суммируя все пересекающиеся вклады, получаем ломаную линию суммарного вклада $\psi_\Sigma(x)$. На этой линии отыскиваются точки, в которых имеет место скачок функции суммарного вклада, и находятся соответствующие данным точкам значения x_q ($q = 1, 2, ..., Q$).

5. По приведенной ниже формуле вычисляется коэффициент значимости априори:

$$R = \\ = \frac{\sum_{q=1}^{Q} [\psi_\Sigma(x_q) + \psi_\Sigma(x_{q+1})]\Delta x_q - 0{,}997(N+1)}{\sum_{q=1}^{Q} \{[\psi_\Sigma(x_q) + \psi_\Sigma(x_{q+1})] - [f_0(x_q) + f_0(x_{q+1})]\}\Delta x_q}, \quad (7)$$

где $f_0(x_q)$ — значение функции плотности предполагаемого теоретического распределения в точке q-го скачка; $\psi_\Sigma(x_q)$ — значение функции суммарного вклада в точке q-го скачка; Δx_q — q-й интервал между скачками функции суммарного вклада $\Delta x_q = x_{q+1} - x_q$; N — число реализаций в исследуемой выборке; 0,997 — принятая вероятность попадания случайной величины x на интервал $[x_{\min}, x_{\max}]$.

6. Из выражения (8) находится значение эмпирической функции плотности исследуемой выборки:

$$f^{\text{Э}}(x_q) = \frac{2}{N+1}[Rf_0(x_q) + (1 - R)\psi_{\Sigma}(x_q)]. \quad (8)$$

7. Вычисляются сглаженные числовые характеристики исследуемой выборки:

- математическое ожидание

$$m = \sum_{q=1}^{Q}[f^{\text{Э}}(x_q) + f^{\text{Э}}(x_{q+1})]\left(x_q + \frac{\Delta x_q}{2}\right)\frac{\Delta x_q}{2};$$

- дисперсия

$$D = \sum_{q=1}^{Q}[f^{\text{Э}}(x_q) + f^{\text{Э}}(x_{q+1})]\left(x_q + \frac{\Delta x_q}{2} - m\right)^2\frac{\Delta x_q}{2};$$

- среднеквадратичное отклонение $\sigma = \sqrt{D}$.

8. Отыскивается значение эмпирической интегральной функции исследуемого массива статистических данных:

$$F^{\text{Э}}(x_{q+1}) = \sum_{q=1}^{Q}[f^{\text{Э}}(x_q) + f^{\text{Э}}(x_{q+1})]\frac{\Delta x_q}{2}$$

$$\text{при } x_{q+1} < x_q \leqslant x_{q=Q};$$

$$F^{\text{Э}}(x) = 0 \text{ при } x \leqslant x_{q=1};$$

$$F^{\text{Э}}(\infty) = 1.$$

При практическом использовании описанных методических приемов необходимо особое внимание уделять вопросу априорного выбора вида искомой функции распределения параметров, характеризующих боевую эффективность и эксплуатационные качества испытываемого образца ВВТ, например, вероятность поражения цели заданного типа, распределение времени его безотказного функционирования или времени между отказами. В частности, полезно помнить, что экспоненциальное распределение целесообразно применять для анализа эксплуатационных качеств образцов ВВТ, состоящих из разнородных элементов и прошедших период приработки, а нормальное — для анализа боевой эффективности и эксплуатационных качеств образцов, у которых имеет место постепенное изменение значений параметров во времени, или образцов, для которых доля внезапных отказов весьма мала. Распределение Релея рационально применять при анализе эксплуатационных качеств и боевой эффективности сложных изделий, когда происходит их интенсивное старение и снижение точности функционирования основных систем. Имеется специфика применения и других известных законов распределения. Достаточно полно она, например, отражена применительно к задачам оценки надежности опытных изделий в работе [2].

Для проверки согласия эмпирического и теоретического распределений значений параметров, полученных в процессе испытаний опытных образцов ВВТ, можно воспользоваться критериями χ^2 и ω^2 [3]. Применительно к выборкам небольшого объема, характерным для опытных образцов ВВТ, критерий ω^2 является более мощным, чем χ^2. Если же в выборке оказались несколько наблюдений, равных по величине, то лучше использовать критерий χ^2.

Исходными данными для проверки согласия эмпирического и теоретического распределений являются: значения наблюдаемых параметров испытываемого образца ВВТ (x_1, x_2, ..., x_n), например, вероятности захвата цели и ее сопровождения в условиях противодействия вероятного противника или наработки данного образца на отказ; число значений n; уровень значимости α, при котором проводится проверка гипотезы о том, что неизвестная функция распределения генеральной совокупности (к которой принадлежит выборка x_1, x_2, ..., x_n) совпадает с заданной функцией распределения $F(x)$; вид функции теоретического распределения $F(x)$.

Проверка проводится при нескольких уровнях значимости, например, при $\alpha = 0{,}1$ и $\alpha = 0{,}05$.

Критерий χ^2 применяют для проверки согласия следующим образом.

Результаты наблюдений x_1, x_2, ..., x_n располагают в вариационный ряд и определяют максимальное ($x_{\max}$) и минимальное ($x_{\min}$) числа в этом ряду. Интервал $[x_{\min}, x_{\max}]$ разбивают на k равных по величине подынтервалов, длительность каждого из которых равна

$$\Delta x = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{k},$$

где k определяют по формуле $k = 5\ln n$.

Подсчитывают число ϑ^i наблюдений, находящихся в каждом из подынтервалов ($\vartheta_1 + \vartheta_2 + ... + \vartheta_k) = n$, и вычисляют частоты попадания наблюдений в каждый подынтервал, которые служат оценками для неизвестных вероятностей того, что значение наблюдаемого в процессе испытаний параметра окажется в данном подынтервале.

Для каждого подынтервала вычисляют теоретическую вероятность того, что значение наблюдаемого параметра не выходит за пределы соответствующего подынтервала

$$p_i = F(i\Delta x) - F[(i - 1)\Delta x], \; i = 1, 2, ..., k.$$

Статистикой критерия χ^2 является величина η, вычисляемая по формуле

$$\eta = \sum_{i=1}^{k}\frac{(\vartheta_i - np_i)^2}{np_i} = \sum_{i=1}^{k}\frac{\vartheta_i^2}{np_i} - n.$$

При достаточно большом n статистика η приближенно подчиняется распределению χ^2 с $k - 1$ степенями свободы.

Вычисляют интеграл

$$P(\chi^2) = \frac{1}{2^{k/2}} \frac{1}{\Gamma(k/2)} \int_0^{\chi^2=\eta} y^{\frac{k}{2}-1} \mathbf{e}^{\frac{y}{2}} dy,$$

где $\Gamma(k/2)$ — гамма-функция величины $k/2$.

На основе полученного значения интеграла принимают решение о проверяемой гипотезе. При $\alpha/2 < P(\chi^2) < 1 - \frac{\alpha}{2}$ гипотезу принимают, и согласие считают удовлетворительным. Если же $P(\chi^2) < 1 - \frac{\alpha}{2}$ или $P(\chi^2) \leqslant \frac{\alpha}{2}$, то гипотезу отвергают.

Статистикой критерия ω^2 является величина $n\omega_n^2$, вычисляемая по формуле

$$n\omega_n^2 = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^{n} \left[F(x_i) - \frac{2i-1}{2n}\right]^2.$$

При достаточно большом n величина $n\omega_n^2$ подчиняется распределению, функция которого определяется из выражения

$$A(x) = P(n\omega_n^2 < x) =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2x}} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\Gamma(i+1/2)}{\Gamma(1/2)\Gamma(i+1)} \sqrt{4i+1}\, \mathbf{e}^{-\frac{(4i+1)^2}{16x}} \times$$

$$\times \left\{ I_{-\frac{1}{4}}\left[\frac{(4i+1)^2}{16x}\right] - I_{\frac{1}{4}}\left[\frac{(4i+1)^2}{16x}\right] \right\},$$

где I — модифицированная функция Бесселя.

Затем вычисляют значение $n\omega^2$ и $A(x)$, где в качестве x используют значение $n\omega_n^2$, и принимают решение о проверяемой гипотезе. Если $\frac{\alpha}{2} < A(x) < 1 - \frac{\alpha}{2}$, то гипотеза принимается. При $A(x) \leqslant \frac{\alpha}{2}$ или $A(x) \geqslant 1 - \frac{\alpha}{2}$ — отвергается.

Подробные пояснения по блок-схеме, в соответствии с которой реализуется описанный алгоритм проверки согласия эмпирического и теоретического распределения на цифровых вычислительных машинах, можно найти в работе [3], а также в работах [4—6].

Список литературы

1. **Гаскаров Д. В., Шаповалов В. И.** Малая выборка. М.: Статистика, 1976. 248 с.
2. **Войнов К. Н.** Прогнозирование надежности механических систем. М.: Машиностроение, 1978. 208 с.
3. **Методика** статистической обработки информации о надежности технических изделий на ЭВМ. М.: Издательство стандартов, 1974. 55 с.
4. **Вентцель Е. С.** Теория вероятностей. М.: Наука. Физматгиз, 1974. 564 с.
5. **Пугачёв В. С.** Теория вероятностей и математическая статистика. М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1979. 496 с.
6. **Королюк В. С., Портенко Н. И., Скороход А. В., Турбин А. Ф.** Справочник по теории вероятностей и математической статистике. М.: Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1985. 640 с.
7. **Шибанов Г. П., Адгамов Р. И., Дмитриев С. В., Кожевников Ю. В.** Автоматизация испытаний и контроля авиационных ГТД. М.: Машиностроение, 1977. 280 с.
8. **Зажигаев Л. С., Кишьян А. А., Романиков Ю. И.** Методы планирования и обработки результатов физического эксперимента. М.: Атомиздат, 1978. 232 с.
9. **Адгамов Р. И., Боровик В. О., Дмитриев С. В., Кожевников Ю. В., Шибанов Г. П.** Обработка и анализ информации при автоматизированных испытаниях газотурбинных двигателей. М.: Машиностроение, 1987. 216 с.
10. **Адгамов Р. И., Дмитриев С. В., Кожевников Ю. В., Хайруллин А. Х., Шибанов Г. П.** Автоматизированные испытания в авиастроении. М.: Машиностроение, 1989. 426 с.

Methodological Approach to Testing of the Arms and Military Equipment in the Conditions of Limited Resources

G. P. Shibanov, gpshibanov@mail.ru✉
Government Test-flight Center named after V. P. Chkalov, Akhtubinsk, Russian Federation

Corresponding author: **Shibanov Georgi P.**, D. Sc., Professor, Leading Researcher, Government Test-flight Center named after V. P. Chkalov, Akhtubinsk, Russian Federation, e-mail: gpshibanov@mail.ru

Received on September 29, 2016
Accepted on October 14, 2016

The present conditions of economic crisis essentially limit the opportunities for the military industry, and the country's industrial potential. The resources allocated for production of the military equipment have been cut. The test specimens of the military equipment are provided in single units. There are no agreed-upon methods for testing of the military equipment by single units. In our case the accuracy rating may be expressed as a percentage of the indication or as a percentage of the full-scale value. The accuracy rating is given as the limit, which the errors will not exceed. The theory is based on the facts, the reliability of which was verified more than once. The given conditions are characterized by a limited number of the experimental test specimens, amount of the power-generating fuel, lubricants, oil, energy, accumulated energy, wear and depreciation charges, and so on. All this to a great extent limits the number and volume of tests of every specimen of military equipment. Evaluation of the engineering and fighting efficiency, maintenance and service properties, statistical acceptance quality control are put into practice by every test-specimen. Processing and treatment of the evaluation results demand application of special instruments. Let us choose such an instrument as the method of a small sample. The use of this method makes it possible to obtain evaluations of the power density function. Experimental data are represented by the following distributions: distribution of the fighting efficiency, distribution of maintenance and service properties. Evaluation of the distribution used under these conditions receive a numerical value (quantity) of the fighting efficiency and operating quality of the test-specimen of the military equipment.

Keywords: *methodology principle, test-process, military equipment, limited resources, small sample, statistical analysis, effectiveness, quality*

For citation:

Shibanov G. P. Methodological Approach to Testing of the Arms and Military Equipment in the Conditions of Limited Resources, *Mekhatronika, Avtomatizatsiya, Upravlenie,* 2017, vol. 18, no. 2, pp. 122—127.

DOI: 10.17587/mau.18.122-127

References

1. **Gaskarov D. V., Shapovalov V. I.** *Malaya vyborka* (Small sample), Moscow, Statistics, 1976, 248 p. (in Russian).
2. **Voinov K. N.** *Prognozirovanie nadezhnosti mekhanicheskikh sistem* (Forecast the reliability of mechanical systems), Moscow, Mashinostroenie, 1978, 208 p. (in Russian).
3. ***Metodika*** *statisticheskoi obrabotki informatsii o nadezhnosti tekhnicheskikh izdelii na EVM* (Procedure of statistical working of information about the reliability of engineering article on electronic computer), Moscow, Publication of standards, 1974, 55 p. (in Russian).
4. **Ventcel E. S.** *Teoriya veroyatnostei* (Theory of probability), Moscow, Nauka, Fismatgis, 1974, 564 p. (in Russian).
5. **Pugachev V. S.** *Teoriya veroyatnostei i matematicheskaya statistika* **(**Theory of probability and mathematical statistics), Moscow, Nauka, Fismatgis, 1979. 496 p. (in Russian).
6. **Korolijk V. S., Portenko N. I., Skorohod A. V., Turbin A. F.** *Spravochnik po teorii veroyatnostei i matematicheskoi statistike* (Reference book by theory of probability and mathematical statistics), Moscow, Nauka, Fismatgis, 1985, 640 p. (in Russian).
7. **Shibanov G. P., Adgamov R. I., Dmitriev S. V., Kojevnikov J. V.** *Avtomatizatsiya ispytanii i kontrolya aviatsionnykh GTD* (Automatization of testing and control aviation gas-turbine engines), Moscow, Mashinostroenie, 1977, 280 p. (in Russian).
8. **Zajigaev L. S., Kishijn A. A., Romanikov J. I.** *Metody planirovaniya i obrabotki rezul'tatov fizicheskogo eksperimenta* (Methods of planning and Processing of results physical experiment), Moscow, Atomizdat, 1978, 232 p. (in Russian).
9. **Adgamov R. I., Borovik V. O., Dmitriev S. V., Kojevnikov J. V., Shibanov G. P.** *Obrabotka i analiz informatsii pri avtomatizirovannykh ispytaniyakh gazoturbinnykh dvigatelei* (Processing and analysis information under automatization testing of gas-turbine engine), Moscow, Mashinostroenie, 1987, 216 p. (in Russian).
10. **Adgamov R. I., Dmitriev S. V., Kojevnikov J. V., Hairullin A. H., Shibanov G. H.** *Avtomatizirovannye ispytaniya v aviastroenii* (Automatization testing at aircraft industry), Moscow, Mashinostroenie, 1989, 426 p. (in Russian).

УДК 519.68:15:681.5 DOI: 10.17587/mau.18.127-134

В. М. Гриняк, канд. техн. наук, доц., victor.grinyak@gmail.com,
Дальневосточный федеральный университет,
О. А. Горошко, канд. физ.-мат. наук, доц.,
Владивостокский государственный университет экономики и сервиса,
А. С. Девятисильный, д-р техн. наук, гл. науч. сотр., devyatis@iacp.dvo.ru,
Институт автоматики и процессов управления ДВО РАН

Система экспертного оценивания и визуализации параметров траектории безопасного движения судна[1]

Рассмотрена модель информационной системы, оценивающей возможность опасного сближения морских судов и обеспечивающей поддержку принятия решений по предотвращению опасного сближения. Предложен метод визуализации информации о навигационной обстановке на акватории, сочетающий в себе классические подходы построения "области маневра" и многоуровневую оценку риска опасного сближения судов. Метод позволяет наглядно представлять информацию об опасных и безопасных параметрах движения судов на рабочем месте оператора береговой системы управления движением судов и судоводителя, что соответствует современной тенденции развития в направлении углубления интеграции береговых и судовых систем (е-навигация). Работа сопровождается результатами вычислительного эксперимента и натурных испытаний.

Ключевые слова: *управление движением судов, опасное сближение, траектория движения, маневрирование судна, нечеткая система*

Введение

Навигационная безопасность коллективного движения судов является актуальной проблемой эксплуатации водных транспортных путей [1]. В ограниченных водах ее обеспечение возложено на особый класс технических средств — береговые системы управления движением судов (СУДС). Их задачи реализуются с использованием измерительной информации, доставляемой радарами и спутниковыми средствами траекторных измерений — транспондерами Автоматической идентификационной системы (АИС) [2, 3].

[1] Работа поддержана грантом РФФИ, проект 15-08-00234.