

DOI: 10.21821/2309-5180-2017-9-4-777-785

MEASUREMENT ERRORS IN SHIP REPAIR AND ESTIMATION OF MOMENTS OF SELECTIVE DISTRIBUTION

V. A. Kulikov

Admiral Makarov State University of Maritime and Inland Shipping,
St. Petersburg, Russian Federation

Analysis of multiple measurements reveals effects that attract attention and require additional research due to their importance for assessing the reliability of quality control of manufacturing parts in shipbuilding, ship repair and industrial products in general. Rounding the observed readings to integer scale divisions transforms the continuous distribution of random measurement results into a discrete distribution. By the method of integral transformations of the discrete function of the distribution of a random variable into a characteristic function, the effect of the scale division on the estimates of the moments of the entire population of the distribution is investigated, and thus the condition for introducing corrections is formulated — an unlimited sample size.

There is a significant discrepancy between the measurement error calculated by the standard and the determination of the confidence limit of the error. It proposed and theoretically proved solution which is in the standard GOST P ISO 5725-1-2002 (ISO 5725) is denoted as a statistical problem - evaluation confidence limits of measurement error. The confidence limit of the random measurement error should be determined by doubling the calculated error value with the possible excess of it over the true (theoretical) value. The excess value is characterized by a confidence probability determined by the integral distribution curve calculated by ch2-distribution. Calculated and plotted cumulative distribution curves exceeding the guaranteed confidence limit error of measurement over the true value for the sample volume $n = 5$ and $n = 20$. The result obtained theoretically agrees with the result of computer modeling, set forth in a published literature source

The work may be of interest for metrological services, teachers and specialists in the processing of measurement results.

Keywords: discrete distribution, characteristic function, parameters, samples, measurement errors, confidence limit, confidence probability.

For citation:

Kulikov, Valentin A. "Measurement errors in ship repair and estimation of moments of selective distribution". *Vestnik Gosudarstvennogo universiteta morskogo i rechnogo flota imeni admirala S. O. Makarova* 9.4 (2017): 777–785. DOI: 10.21821/2309-5180-2017-9-4-777-785.

УДК 631.717

ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ В СУДОРЕМОНТЕ И ОЦЕНКА МОМЕНТОВ ВЫБОРОЧНЫХ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

В. А. Куликов

ФГБОУ ВО «ГУМРФ имени адмирала С. О. Макарова»,
Санкт-Петербург, Российская Федерация

Анализ многократных измерений выявляет эффекты, привлекающие к себе внимание и требующие дополнительного исследования вследствие их значимости для оценки достоверности контроля качества деталей в судостроении, судоремонте и промышленной продукции в целом. Округление наблюдаемых показаний до целых делений шкалы преобразует непрерывное распределение случайных результатов измерения в дискретное распределение. Методом интегральных преобразований дискретной функции распределения случайной величины в характеристическую функцию исследовано влияние цены деления шкалы на оценки моментов всей совокупности распределения, тем самым сформулировано условие внесения поправок — неограниченность объема выборки.

Обнаружено значительное несоответствие рассчитываемой по стандарту погрешности измерения определению доверительной границы погрешности. Предложено и теоретически обосновано решение задачи, которая в стандарте ГОСТ Р ИСО 5725-1-2002 (ISO 5725) обозначена как статистическая

проблема — оценка доверительных границ погрешности измерения. Доверительная граница случайной погрешности измерения должна определяться удвоением расчетного значения погрешности с возможным превышением ее над истинным (теоретическим) значением. Значение превышения характеризуется доверительной вероятностью, определяемой по кривой интегрального распределения, рассчитываемой по χ^2 -распределению. Рассчитаны и построены кривые интегрального распределения гарантированного превышения доверительной границы погрешности измерения над истинным значением для выборок объема $n = 5$ и $n = 20$. Полученный теоретически результат согласуется с результатом компьютерного моделирования.

Работа может представлять интерес для метрологических служб, преподавателей и специалистов по обработке результатов измерений.

Ключевые слова: дискретное распределение, характеристическая функция, параметры, выборки, погрешность измерения, доверительные границы, доверительные вероятности.

Для цитирования:

Куликов В. А. Погрешности измерений в судоремонте и оценка моментов выборочных распределений / В. А. Куликов // Вестник Государственного университета морского и речного флота имени адмирала С. О. Макарова. — 2017. — Т. 9. — № 4. — С. 777–785. DOI: 10.21821/2309-5180-2017-9-4-777-785.

Введение

Достоверность контроля качества промышленной продукции, в том числе продукции судоремонтного производства, представляет собой проблему, само существование которой обусловлено неизбежными погрешностями измерения при контроле. Показатели достоверности контроля определяются погрешностью измерения контролируемых параметров продукции. Актуальность задачи объективной оценки погрешности измерений очевидна, и эта задача решается по различным направлениям [1] – [4]. Однако при решении этой задачи возникают определенные проблемы [5] – [7]. Особую сложность представляет собой задача оценки моментов выборочных распределений и оценка на этой основе случайной составляющей погрешности измерения. Необходимость достоверной оценки погрешности измерения делает актуальным учет всех факторов, которые могут оказывать влияние на погрешность измерения. К таким факторам относятся шкала средства измерения и представления о закономерностях формирования выборочного распределения при многократных измерениях.

Отсчетные устройства средств измерений в виде шкалы с указателем или цифрового устройства являются первым определяющим фактором для погрешности средства измерения и погрешности измерения в целом. Значимость цены деления шкалы или единицы наименьшего разряда цифрового показания средства измерения для точности измерений очевидна, поскольку связь между ними прямая и явная. И, возможно, по этой причине исследований влияния цены деления шкалы на результаты измерений немного. Однако кажущаяся простота вопроса не соответствует действительности. На сложность вопроса указывал Ф. В. Цидулко в 1981 г. [8]. С того времени мало что изменилось.

Есть две стороны вопроса: цена деления и погрешность показания средства измерения — первая; цена деления и случайность показаний при многократных измерениях — вторая.

Первая часть вопроса ясна. Теоретически

$$\frac{1}{2} \Delta E \leq \Delta_p,$$

где $\frac{1}{2} \Delta x$ — неизбежная погрешность округления показания; Δx — цена деления шкалы; Δ_p — предельная погрешность средства измерения.

На практике в комплексе нормируемых метрологических характеристик цена деления шкалы и предельная погрешность приборов приводятся раздельно, но соотношение между ними даже более определено — приведенное неравенство можно по факту заменить равенством. Сама по себе в однократном измерении погрешность округления мало что значит, но представляет интерес исследование вопроса о влиянии ошибки округления на оценки моментов распределений при многократных измерениях.

Вторая часть вопроса изучена недостаточно. При многократных измерениях случайных величин точность измерения определяется достоверностью описания функции распределения измеряемой величины моментами распределения, рассчитываемыми по результатам измерений с погрешностью округления до целых делений шкалы. Происходит преобразование непрерывного распределения случайной величины в дискретное распределение, характеристики которого определяются ценой деления шкалы средства измерения.

Аналогичная задача решается при обработке больших по объему выборок в статистике — при так называемом *группировании данных* [9], где также имеет место округление данных в пределах классового интервала длиной ΔX . Для компенсации группирования (округления) данных применяются известные поправки Шеппарда, которые принято распространять и на обработку результатов измерения [10]. Например, «...средняя ошибка округления $\Delta X/2$... воздействует обычно на s^2 только как $(\Delta X)^2/12$ », т. е. крайне незначительно. Поэтому в нормативных документах при обработке результатов измерений эти поправки обычно не применяют.

Более глубокое и корректное исследование того же вопроса было выполнено с использованием интегральных преобразований функции распределения (ФР) в характеристическую функцию (ХФ) [9]. В этом источнике указывается, что оценки моментов совпадают с истинными значениями, когда характеристическая функция $\chi_x(q)$ функции распределения измеряемой случайной величины равна нулю, т. е. когда

$$\chi_x(q) = 0 \text{ при } q \geq \left(\frac{2\pi}{\Delta x} - \varepsilon \right), \varepsilon > 0.$$

Здесь q — действительная переменная со значениями от $-\infty$ до $+\infty$, нули ХФ могут быть получены при любом Δx , и при любом Δx найдется такое q , которое удовлетворяет приведенному неравенству.

Указанных условий для получения истинных значений моментов явно недостаточно. Все определяет соотношение Δx и среднеквадратического отклонения ФР σ . Только при $\Delta x < 2\sigma$ можно говорить о совпадении оценок моментов, и эти оценки приводятся. Но в практике измерений это соотношение остается неизвестным. Тем не менее, для полноты картины представляет интерес получение оценок моментов при $\Delta x \geq 2\sigma$ и это первая задача следующего далее аналитического исследования.

Методы и материалы

Для распределения случайных погрешностей измерений наиболее характерным является *закон нормального распределения*. В результате измерений с округлением показаний до целых делений шкалы образуется дискретное (решетчатое) распределение с точками разрыва x_i в отметках шкалы. Для получения оценок моментов необходимо исследовать характеристическую функцию дискретного выборочного распределения.

На первом этапе исследования примем объем выборки достаточно большим, когда получаемые данные заполняют всю зону рассеяния случайной величины, как это бывает при группировании данных. Характеристическая функция дискретного распределения в общем случае имеет вид [9]:

$$\chi_x(q) = \sum_x e^{iqx} p(x),$$

где e^{iqx} — показательная функция комплексного переменного; q — действительная переменная, изменяющаяся от $-\infty$ до $+\infty$; x — случайная величина (в нашем случае результат измерения, принимающий значения, соответствующие целым делениям шкалы прибора); $p(x)$ — вероятность некоторого значения величины x .

Построим характеристическую функцию для дискретного распределения, возникающего при измерении случайной величины, распределенной по нормальному закону с математическим ожиданием $\xi = 0$ и среднеквадратическим отклонением $\sigma = 1$. Допустим (полагаем), что математи-

ческому ожиданию соответствует середина шкалы и эта точка служит началом отсчета в долях σ . Тогда в спектре дискретных значений x_i получим два ряда чисел, равных по модулю и обратных по знаку, соответствующих отметкам шкалы. При этом вследствие симметричности дифференциальной функции нормального распределения будем иметь

$$p(+x_i) = p(-x_i) = \int_{x_i-0,5\Delta x}^{x_i+0,5\Delta x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx.$$

Тогда характеристическая функция дискретного распределения принимает вид

$$\chi_x(q) = \sum_{x_i} e^{iqx_i} p(x_i) + \sum_{-x_i} e^{-iqx_i} p(-x_i) = \sum_{x_i} (e^{iqx_i} + e^{-iqx_i}) p(x_i).$$

Разложением в степенные ряды несложно показать, что

$$(e^{iqx_i} + e^{-iqx_i}) = 2 \cos q x_i.$$

Поэтому

$$\chi_x(q) = \sum_{x_i} p(x_i) 2 \cos q x_i$$

Фиксация $\chi_x(q) = \text{const}$ делает ХФ зависимой от $q x_i$, которое должно принимать определенные значения в зависимости от значения $\chi_x(q)$.

При $\chi_x(q) = 0$

$$q x_i = \frac{\pi}{2} k, \quad k = 1, 3, 5, \dots,$$

где $k = 1$ в первой, $k = 3$ во второй, $k = 5$ в третьей относительно центра группирования отметок шкалы и т. д.

Отсюда получаем:

$$q = f(x_1) = \frac{\pi}{2} \cdot \frac{1}{x_1};$$

$$\Delta x = \frac{\pi}{q} = 2x_1.$$

И обратно:

$$x_1 = \frac{1}{2} \Delta x.$$

Тогда для значений x_i в отметках шкалы получаем:

– при $\Delta x = 1\sigma$ и $q = \pi$ $x_1 = 0,5; x_2 = 1,5; x_3 = 2,5 \dots;$

– при $\Delta x = 2\sigma$ и $q = \frac{\pi}{2}$ $x_1 = 1,0; x_2 = 3,0; x_3 = 5,0 \dots;$

– при $\Delta x = 3\sigma$ и $q = \frac{\pi}{3}$ $x_1 = 1,5; x_2 = 4,5; x_3 = 7,5 \dots,$

что соответствует приведенному ранее условию $q \geq \frac{2\pi}{\Delta x} - \varepsilon$ при некотором ε , но, как показано далее, не всегда гарантирует совпадение оценок моментов.

Найдем оценки моментов дискретного распределения, получаемого при измерении по шкале с ценой деления $\Delta x = 3\sigma$, где $\sigma = 1$ — по условию.

Начальный момент первого порядка определяется по выражению

$$\alpha_1 = i^{-1} \chi_x^{(1)}(0) = \xi,$$

где $\chi_x^{(1)}(0)$ — производная первого порядка ХФ при $q = 0$; ξ — математическое ожидание дискретной ФР.

Центральный момент второго порядка определяется по выражению

$$\mu_2 = \sigma^2 = \alpha_2 - \xi^2,$$

где α_2 — начальный момент второго порядка ФР; $\alpha_2 = i^{-2} \chi_x^{(2)}(0)$, где $\chi_x^{(2)}(0)$ — производная второго порядка ХФ при $q = 0$.

Из $\chi_x(q) = \sum_{x_i} p(x_i) 2 \cos qx_i$ получаем:

$$\chi_x^{(1)}(q) = 2[p(x_1)(-\sin qx_1)x_1 + p(x_2)(-\sin qx_2)x_2 + \dots];$$

$$\chi_x^{(2)}(q) = 2\{p(x_1)[\cos(qx_1 + \pi)]x_1^2 + p(x_2)[\cos(qx_2 + \pi)]x_2^2 + \dots\};$$

$$p(x_1 = 1,5) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^3 e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0,49865.$$

При $q = 0$ и вследствие малости $p(x_2 = 4,5)$:

$$\chi_x^{(1)}(0) = 0;$$

$$\chi_x^{(2)}(0) = -2,24392.$$

После подстановок получаем:

$$\alpha_1 = \xi = 0;$$

$$\mu_2 = \sigma^2 = 2,24392.$$

Аналогичные расчеты моментов при $\Delta x = 1\sigma$ и при $\Delta x = 2\sigma$ дают результаты, приведенные далее в таблице.

Результаты

Значения моментов дискретного распределения

Δx	$-\frac{(\Delta x)^2}{12}$	Dx	μ_2	μ'_2
3σ	0,75	1,0	2,24	1,49
2σ	0,33	1,0	1,35	1,02
1σ	0,08	1,0	1,06	0,98

Примечания: Dx — истинное значение момента для непрерывного распределения; μ_2 — значение момента для дискретного распределения; μ'_2 — значение момента с поправкой

Обозначим далее ε — расчетная случайная погрешность измерения.

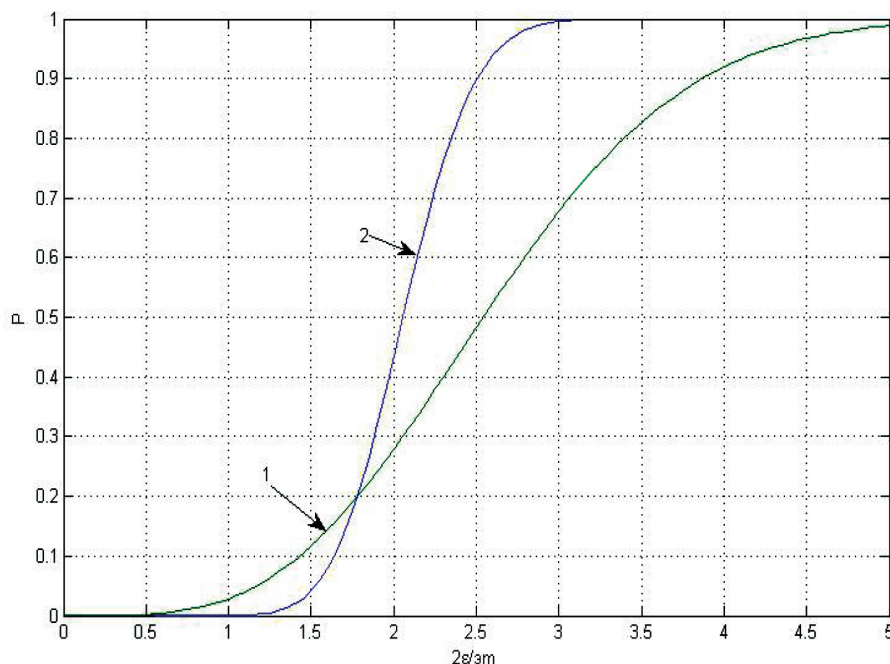
Для выборки объема n с доверительной вероятностью P получим [11]

$$\varepsilon = t_k(P) \cdot s(\bar{x}),$$

где $s(\bar{x})$ — выборочное среднеквадратическое отклонение оценки измеряемой величины $\bar{x}$; $t_k(P)$ — случайная величина, распределенная по закону Стьюдента при числе степеней свободы $k = (n - 1)$ и доверительной вероятности P .

Теоретически для случайных величин, распределенных по нормальному закону с параметрами $(0, 1)$, эталонное (истинное) значение погрешности $\varepsilon_{\text{эт}}$ измерения определяется как квантиль распределения среднееарифметического $\bar{x}$. Например, при $P = 0,95$ для выборки объема $n = 5$ $\varepsilon_{\text{эт}} = 0,9$; для выборки объема $n = 20$ $\varepsilon_{\text{эт}} = 0,45$. Однако случайность $s(\bar{x})$ делает границы расчетной погрешности также случайными [12] – [17]. При симметричных распределениях измеряемой величины около половины расчетных значений погрешности измерения оказываются несоответствующими определению доверительной границы [18]. Поэтому представляет интерес задача нахождения закона распределения удвоенного значения погрешности измерения в виде 2ε . Эта вторая задача настоящего исследования решается теоретически с использованием χ^2 -распределения с учетом того, что [19] $\frac{n-1}{\sigma^2} s^2(x)$ соответствует χ^2 -распределению с $(n - 1)$ степенями свободы.

Результаты представлены на графике в виде выборочного интегрального распределения $2\varepsilon/\varepsilon_{\text{эт}}$, где $\varepsilon_{\text{эт}}$ — эталонное значение погрешности $\varepsilon_{\text{эт}}$.



Интегральное распределение $2\varepsilon/\varepsilon_{\text{эт}}$ для выборок объема $n = 5$ (кривая 1) и $n = 20$ (кривая 2)

Обсуждение

Из данных таблицы следует, что погрешность округления оказывает значительное влияние на оценку второго центрального момента, особенно при $\Delta x \geq 2\sigma$. Внесение поправки не гарантирует компенсации ошибки округления из-за неопределенности соотношения Δx и σ . При недостаточной разрешающей способности шкалы внесение поправки может привести к абсурдному результату — оценка момента распределения может оказаться отрицательной, но и это даже не главное. Приведенный детальный анализ применен для группирования данных, воспроизводящих всю теоретическую совокупность распределения. При всей схожести процессов округления при группировании данных и при измерениях есть одно существенное различие, состоящее в объеме обрабатываемых данных. При измерениях реализуется случайная выборка всегда ограниченного объема, поэтому нет оснований распространять заключение о степени влияния классового интервала на оценки моментов при группировании данных на область измерений.

В практике измерений при ограниченном объеме выборки прежде всего необходимо обратить внимание на явление наблюдаемости распределения, по отношению к которому формулируется расширенное понятие *разрешающей способности шкалы*, только одним из аспектов которого является цена деления [20]. Правильность оценки моментов распределения определяет доверительные границы погрешности измерения и цена деления шкалы здесь не единственный влияющий фактор.

Из приведенного графика следует, что для выборок объема $n = 5$ доверительная граница погрешности измерения может быть получена удвоением расчетного значения погрешности в виде 2ε . Вероятность того, что $2\varepsilon < \varepsilon_{\text{эт}}$, составляет 0,028. Вероятность того, что $\varepsilon_{\text{эт}} \leq 2\varepsilon \leq 5\varepsilon_{\text{эт}}$, составляет 0,96. Вероятность того, что $2\varepsilon \leq 2,5\varepsilon_{\text{эт}}$, составляет 0,5. Аналогичные оценки для выборок объема $n = 20$ следуют из кривой 2. И это остается справедливым для всех выборок того же объема, выполненных в условиях воспроизводимости или, по крайней мере, в условиях повторяемости.

Таким образом, расчетное значение погрешности ε — случайная величина, 2ε — доверительная граница погрешности, для которой случайным становится превышение над истинным значением с известным найденным интегральным распределением. В соответствии с представлениями

о качестве измерений [21] такой результат измерения следует признать случайным, но правильным. Мерой правильности является превышение доверительной границы погрешности измерения над истинным значением, оцениваемое по доверительной вероятности. Полученные теоретически результаты непротиворечиво воспроизводятся компьютерным моделированием многократных измерений [18], [22] при достаточной разрешающей способности шкалы цифровой модели.

Заключение

Таким образом, практически значимые результаты теоретического исследования сводятся к следующему:

- цена деления шкалы оказывает значительное влияние на оценки моментов распределения измеряемой случайной величины и, следовательно, на оценку погрешности измерения;
- расчетная погрешность измерения не соответствует определению доверительной границы погрешности измерения;
- доверительная граница погрешности может и должна определяться по χ^2 -распределению.
- для выборок объемом $n = 5$ и $n = 20$ рассчитаны интегральные функции распределения доверительной границы погрешности измерения, которая определяется как удвоенное значение расчетной погрешности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Солопченко Г. Н. Области эффективного применения статистических методов обработки многократных измерений / Г. Н. Солопченко // Измерительная техника. — 2016. — № 5. — С. 20–26.
2. Назаров Н. Г. Оценка качества партии однородной продукции при использовании случайной однократной выборки с учетом степени риска / Н. Г. Назаров, М. В. Зеленкова // Метрология. — 2014. — № 6. — С. 13–21.
3. Боцюра О. А. Влияние закона распределения показаний средств измерений на точность оценок неопределенности измерений / О. А. Боцюра, И. П. Захаров // Метрология. — 2016. — № 3. — С. 12–18.
4. E Vasconcellos Renata T. B. Error analysis in high-accuracy digital measurements / R. T. B. e Vasconcellos, M. L. R. de Campos // Measurement. — 2012. — Vol. 45. — Is. 5. — Pp. 881–888. DOI: 10.1016/j.measurement.2012.02.008.
5. ГОСТ Р ИСО 5725-1-2002. Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Ч. 1. Основные положения и определения. — М.: Изд-во стандартов, 2002. — 24 с.
6. Рабинович С. Г. О необходимости создания новых рекомендаций по оцениванию погрешностей и неопределенностей измерений / С. Г. Рабинович // Системи обробки інформації. — 2010. — № 4. — С. 23–26.
7. Ye X. The new concepts of measurement error theory / X. Ye, X. Xiao, J. Shi, M. Ling // Measurement. — 2016. — Vol. 83. — Pp. 96–105. DOI: 10.1016/j.measurement.2016.01.038.
8. Иванов О. А. Общие методы и средства линейно-угловых измерений: учеб. пособие / О. А. Иванов, [и др.]; под ред. Ф. В. Цидулко. — М.: Изд-во стандартов, 1981. — 216 с.
9. Корн Г. Справочник по математике / Г. Корн, Т. Корн. — М.: Наука, 1974. — 832 с.
10. Бурдун Г. Д. Основы метрологии: учеб. пособие / Г. Д. Бурдун, Б. Н. Марков. — М.: Изд-во стандартов, 1972. — 312 с.
11. ГОСТ Р 8.736-2011. Государственная система обеспечения единства измерений. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения. — М.: Стандартинформ, 2013. — 20 с.
12. Фридман А. Э. Основы метрологии. Современный курс / А. Э. Фридман. — СПб.: Изд-во НПО «Профессионал», 2008. — 284 с.
13. Плуталов В. Н. Метрология и техническое регулирование: учеб. пособие / В. Н. Плуталов. — М.: Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2011. — 415 с.
14. Гармаш А. В. Метрологические основы аналитической химии / А. В. Гармаш, Н. М. Сорокина. — М.: МГУ им. М. В. Ломоносова, 2005. — 34 с.
15. Яворский В. А. Планирование научного эксперимента и обработка экспериментальных данных / В. А. Яворский. — М.: Изд-во МФТИ, 2006. — 24 с.

16. *Сергеев А.* Метрология, стандартизация, сертификация / А. Сергеев, В. Терегеря. — М.: Юрайт-Издат, 2013. — 820 с.
17. *Орлов А. И.* Вероятность и прикладная статистика: основные факты / А. И. Орлов. — М.: КНОРУС, 2016. — 192 с.
18. *Куликов В. А.* Моделирование программными средствами случайных погрешностей измерения в судостроении / В. А. Куликов // Вестник Государственного университета морского и речного флота имени адмирала С. О. Макарова. — 2015. — № 5 (33). — С. 110–118.
19. *Брандт З.* Статистические методы анализа наблюдений / З. Брандт. — М.: Мир, 1975. — 312 с.
20. *Куликов В. А.* Цена деления и разрешающая способность шкалы / В. А. Куликов, А. В. Куликов // Известия высших учебных заведений. Приборостроение. — 2013. — Т. 56. — № 3. — С. 44–47.
21. *Шишкин И. Ф.* Теоретическая метрология: в 2 ч. / И. Ф. Шишкин. — Питер, 2010. — Ч. 1. Общая теория измерений. — 192 с.
22. *Куликов В.* Очерки по теории измерений. Анализ и компьютерное моделирование / В. Куликов. — LAP Lambert Academic Publishing, 2017. — 108 с. ISBN: 978-3-330-06928-2.

REFERENCES

1. Solopchenko, G.N. "Oblasti effektivnogo primeneniya statisticheskikh metodov obrabotki mnogokratnykh izmerenii." *Izmeritel'naya tekhnika* 5 (2016): 20–26.
2. Nazarov, N. G., and M. V. Zelenkova. "Otsenka kachestva partii odnorodnoi produktsii pri ispol'zovanii sluchainoi odnokratnoi vyborki s uchetom stepeni riska." *Metrologiya* 6 (2014): 13–21.
3. Botsyura, O. A., and I. P. Zakharov. "Vliyanie zakona raspredeleniya pokazanii sredstv izmerenii na tochnost' otsenok neopredelennosti izmerenii." *Metrologiya* 3 (2016): 12–18.
4. e Vasconcellos, Renata T. Barros, and Marcello LR de Campos. "Error analysis in high-accuracy digital measurements." *Measurement* 45.5 (2012): 881–888. DOI: 10.1016/j.measurement.2012.02.008.
5. Russian Federation. State Standard GOST R ISO 5725-1-2002. Accuracy (trueness and precision) of measurement methods and results. Part 1. General principles and definitions. M.: IPK Izdatel'stvo standartov, 2002.
6. Rabinovich, S. G. "O neobkhodimosti sozdaniya novykh rekomendatsii po otsenivaniyu pogreshnostei i neopredelennosti izmerenii." *Sistemi obrobki informatsii* 4 (2010): 23–26.
7. Ye, Xiaoming, Xuebin Xiao, Junbo Shi, and Mo Ling. "The new concepts of measurement error theory." *Measurement* 83 (2016): 96–105. DOI: 10.1016/j.measurement.2016.01.038.
8. Ivanov, O. A., et al. *Obshchie metody i sredstva lineino-uglovykh izmerenii: Uchebnoe posobie*. Edited by F.V.Tsidulko. M.: Izd-vo standartov, 1981.
9. Korn, G., and T. Korn. *Spravochnik po matematike*. M.: Nauka, 1974.
10. Burdun, G. D., and B. N. Markov. *Osnovy metrologii. Uchebnoe posobie dlya vuzov*. M.: Izdatel'stvo standartov, 1972.
11. Russian Federation. State Standard GOST R 8.736-2011. State system for ensuring the uniformity of measurements. Multiple Direct measurements. Methods of measurement results processing. Main positions. M.: Standartinform, 2013.
12. Fridman, A. E. *Osnovy metrologii. Sovremennyy kurs*. SPb.: NPO "Professional", 2008.
13. Plutalov, V. N. *Metrologiya i tekhnicheskoe regulirovanie: ucheb. posobie dlya vuzov*. M.: Izd-vo MGTU im. N. E. Baumana, 2011.
14. Garmash, A. V., and N.M. Sorokina. *Metrologicheskie osnovy analiticheskoi khimii*. M.: Moskovskii gosudarstvennyi universitet im. M. V Lomonosova, 2005.
15. Yavorskii, V. A. *Planirovanie nauchnogo eksperimenta i obrabotka eksperimental'nykh dannykh*. M.: MFTI, 2006.
16. Sergeev, A., and V. Teregerya. *Metrologiya, standartizatsiya, sertifikatsiya*. Yurait-Izdat, 2013.
17. Orlov, A.I. *Veroyatnost' i prikladnaya statistika: osnovnye fakty*. M.: KNORUS, 2016.
18. Kulikov, V. A. "Simulacion of random measurement errors in shipbuilding programmatically." *Vestnik Gosudarstvennogo universiteta morskogo i rechnogo flota imeni admirala S.O. Makarova* 5(33) (2015): 110–118.
19. Brandt, Z. *Statisticheskie metody analiza nablyudenii*. M.: Mir, 1975.

20. Kulikov, Valentin A., and Alexander V. Kulikov. "Scale division and resolving capacity of the scale." *Journal of Instrument Engineering* 56.3 (2013): 44–47.
21. Shishkin, I. F. *Teoreticheskaya metrologiya. Chast' 1. Obshchaya teoriya izmerenii. Uch. dlya vuzov*. Piter, 2010.
22. Kulikov, V. *Ocherki po teorii izmerenii. Analiz i komp'yuternoe modelirovanie*. LAP Lambert Academic Publishing, 2017. ISBN: 978-3-330-06928-2.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Куликов Валентин Александрович —
кандидат технических наук, доцент.
ФГБОУ ВО «ГУМРФ имени адмирала
С. О. Макарова»
198035, Российская Федерация, г. Санкт-Петербург,
ул. Двинская, 5/7
e-mail: valekulikov@yandex.ru

INFORMATION ABOUT THE AUTHOR

Kulikov, Valentin A. —
PhD, associate professor
Admiral Makarov State University of Maritime
and Inland Shipping
5/7 Dvinskaya Str., St. Petersburg, 198035,
Russian Federation
e-mail: valekulikov@yandex.ru

Статья поступила в редакцию 17 июня 2017 г.
Received: June 17, 2017.