Key words: airy blowing hole optimization of gas flow, the zone of self-similarity, the towing resistance, high-speed catamaran.

REFERENCES

1. Pashin, V. M., A. N. Ivanov, V. G. Kaljuzhnyj, A. V. Sverchkov, A. G. Ljahovickij, and G. A. Pavlov. "Gidrodinamika i proektirovanie sudov na vozdushnoj kaverne." 6 *Mezhdunarodnaja konferencija po sudostroeniju, sudohodstvu, oborudovaniju morskih platform i obespechivajushhih ih rabotu plavstredstv, morskaja tehnika dlja osvoenija okeana i shelfa (Neva 2001).* SPb., 2001:127-129.

2. Kryzhevich, G. B. "New step structures for high-speed fast speeds vessels." *Trudy CNII im. akad. A. N. Krylova* 75(359) (2013): 180-186.

3. Pustoshnyj, A. V., and A. A. Ruseckij. "Artificial cavitation and experience of its application in domestic shipbuilding." *Trudy CNII im. akad. A. N. Krylova* 1.73(357) (2013): 5-16.

4. Pustoshnyj, A. V., A. A. Ruseckij, V. A. Mackevich, A. V. Sverchkov, and M. A. Mavljudov. "Basic trends in improving the hydrodynamic characteristics of river-type ships." *Morskoj vestnik* 4 (2007): 85-90.

5. Pustoshnyj, A. V., and A. A. Koval. "Studies of the effect of pressure function parameters on the broadband spectrum." *Trudy CNII im. akad. A. N. Krylova* 1.73(357) (2013): 121-132.

6. Sverchkov, A. V., A. V. Pustoshnyj, and Ju. N. Gorbachev. "Jeksperimentalnye issledovanija i proektnye prorabotki po primeneniju vozdushnyh kavern na sudah smeshannogo plavanija." *Trudy CNII im. akad. A. N. Krylova* 69 (2012): 23-38.

7. Denisihina, D. M., M. P. Lobachev, A. V. Pustoshnyj, and I. A. Chicherin. "Influence of a choice of a turbulence model on an accuracy of calculation of viscosity resistance of transport vessels." *Morskoj vestnik* 3 (2008): 95-100.

8. Anosov, V. N. "The influence of board artificial cavities on high-speed vessel running resistance." *Sudostroenie* 3 (2008): 23-26.

9. Dubrovskiy, V. A., and A. G. Lyakhovitsky. *Multi-Hull Ships.* USA: Backbone Publishing Co., 2001.

10. Ljahovickij, A. G., Thun Jin. "Fast passenger ships: design characteristics and tendencies of development." *Morskoj vestnik* 2 (2008): 19-22.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Метелица Сергей Сергеевич –
аспирант.
Нижегородский Государственный Технический Университет им. Р. Е. Алексеева
Научный руководитель:
Грамузов Евгений Михайлович,
доктор технических наук, профессор
meteserg@yandex.ru

INFORMATION ABOUT THE AUTHOR

Metelitsa Sergei Sergeevich –
postgraduate student.
Nizhny Novgorod State Technical University n.a. R.E. Alekseev
Supervisor:
Gramuzov Evgeniy Mihajlovich —
Doctor of Engineering, professor
meteserg@yandex.ru

УДК 631.717

В. А. Куликов

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОГРАММНЫМИ СРЕДСТВАМИ СЛУЧАЙНЫХ ПОГРЕШНОСТЕЙ ИЗМЕРЕНИЯ В СУДОСТРОЕНИИ

Размерный контроль деталей в судовом машиностроении в реальных условиях всегда сопровождается ошибками в разбраковке деталей, отрицательно сказывающимися как на качестве деталей и соединений, так и на экономической эффективности производства. Количественно эти ошибки характеризуются так называемыми параметрами разбраковки, значение которых определяется погрешностью измерения. Важно обнаружить и оценить случайную составляющую погрешности измерения. Стандарт *рекомендует оценивать эту составляющую погрешности измерения границами доверительного интервала. При этом доверительная вероятность теоретического распределения Стьюдента переносится на выборочное распределение в реальных условиях многократных измерений. Экспериментальная проверка достоверности определяемой таким образом погрешности при ограниченном объеме выборок практически невозможна. Цифровые компьютерные технологии позволяют смоделировать случайные выборочные распределения при измерениях величин с единственным значением и исследовать достоверность оценок погрешности.*

Программными средствами из стандартизованного нормального распределения случайной величины получены две серии выборок, которые показали, что только 15 – 20 % из их числа воспроизводят доверительные границы моделируемого распределения. Следовательно, рассчитываемые по стандарту границы погрешности при ограниченных объемах выборки доверительными не являются. Показана целесообразность выполнения при измерениях двух выборок и проверки гипотетических значений параметров распределения и погрешности измерения с определенным уровнем значимости.

Ключевые слова: нормальное распределение, выборки, погрешность измерения, параметры распределения, статистические гипотезы, уровень значимости.

КАЧЕСТВО изделий судового машиностроения и эффективность производства во многом определяются погрешностями измерений в контрольных операциях при приемке деталей. На качество изделий влияет ошибочная приемка, а на эффективность производства ошибочная выбраковка деталей. Эти ошибки контроля обусловлены погрешностью измерений. В решении актуальной задачи оценки погрешности измерений особую сложность представляет задача оценки случайной составляющей погрешности.

На данном этапе отмечаются явные расхождения в суждениях о достоверности оценки случайной погрешности измерений. С одной стороны постулируется возможность оценки погрешности с заданной доверительной вероятностью [1] — [5], с другой стороны предлагается понятие неопределенности и в то же время приводятся оценки доверительной вероятности неопределенности [6]. Высказывается мнение о неприменимости понятия доверительной вероятности к выборочным распределениям [7]. Прежде всего, в математике существует понимание принципиальных различий в оценках погрешностей между теорией и практикой выборочных распределений. Представляет интерес исследование степени различий в статистических оценках. Экспериментальные исследования в этом направлении практически невозможны.

Цифровые компьютерные технологии дают возможность моделирования процесса измерения случайных величин и исследования этих вопросов [8]. Равномерное распределение случайных чисел воспроизводится испытаниями по схеме Бернулли и приводится в виде таблиц случайных чисел. Нормальное распределение воспроизводится квантованием теоретической совокупности на интервалы с равной вероятностью. Применение равномерно распределенных случайных чисел к нумерованным квантам нормального распределения воспроизводит выборки из нормальной совокупности заданного объема. Образуется генератор нормального распределения — идеальная цифровая модель процесса измерения в виде выборок заданного объема, открывающая возможность исследования закономерностей формирования результатов измерений на компьютере. Стандартные программные средства построения гистограмм наглядно демонстрируют воспроизводимость нормального распределения случайной величины в стандартизованном выражении в выборке на 10 тыс. точек этим способом, что невозможно экспериментально на практике.

В итоге получаем эталонное теоретическое распределение с математическим ожиданием μ, равным нулю, и средним квадратическим отклонением σ, равным единице. Выборка из этого распределения равносильна измерению с неограниченной точностью отсчета по шкале с ценой деления, равной единице. С вероятностью 0,95 доверительный интервал для показаний x_i составляет ±2,0, а для среднего $\overline{x}$ из пяти — ±0,9 (0,9, таким образом, — эталонная погрешность измерения).

Для исследования получено 20 выборок. В массиве цифровых данных представлен компьютерный вывод в виде матрицы чисел — показаний при измерении x_i, каждый столбец которой — выборка объема $n = 5$. Для каждой выборки рассчитаны и приведены в массиве цифровых данных:

– $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$ — среднее значение измеряемой величины, принимаемое за оценку измеряемой величины;

– $s(\bar{x}) = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2}$ — среднее квадратическое отклонение оценки измеряемой величины;

– w — размах выборки;

– $\chi^2 = \sum_{i=1}^{n} x_i^2$ (χ^2 — распределение);

– $t = \frac{\bar{x}}{s(\bar{x})}$ — параметрический критерий Стьюдента, служащий для проверки статистической гипотезы о значении математического ожидания $\mu = 0$;

– $\mu = s(\bar{x}) \cdot t_{0,05}(n-1)$ — расчетная выборочная эмпирическая оценка доверительной границы случайной погрешности измерения [1].

Полученные данные по первым пяти величинам представляют интерес как результат тестирования модели. Эти данные свидетельствуют о том, что моделирование адекватно воспроизводит теоретическое распределение, а именно — с вероятностью 0,95 соблюдаются известные доверительные интервалы:

– для x_i — ± 2,0;
– для $\bar{x}$ — ± 0,9;
– $\chi^2 \leq 11{,}06$;
– $0{,}85 \leq w \leq 4{,}2$ [6], [9];
– $t \leq 2{,}776$.

В рамках настоящего исследования, обсуждая вопрос о погрешности измерения, будем различать:

– теоретическую погрешность как доверительную границу, рассчитанную по функции распределения для $\bar{x}$ при $n = 5$ и $P = 0{,}95$ — эталонное значение, равное 0,9;

– эмпирическую погрешность, определяемую по выборкам:

– симулированное на модели значение — $\Delta = \bar{x} - \mu = \bar{x}$;

– расчетное значение ε [1].

Из полученных данных становится возможным наблюдение случайной погрешности измерения Δ, определяемой как разность оценки величины $\bar{x}$ и истинного значения измеряемой величины; последнее изначально заложено в модель процесса как математическое ожидание $\mu = 0$; поэтому $\Delta = \bar{x}$ — для модели, а для реальных измерений правдоподобная оценка μ — это задача, решаемая по выборочным $\bar{x}$ и $s(\bar{x})$.

Моделирование показывает (что является существенным в приложениях для практики измерений), что «доверительные границы» погрешности измерений ε являются таковыми, т. е. $\Delta \leq \varepsilon$ лишь для данной выборки — результат вполне соответствует теории [10]. Из цифровых данных приведенного массива и диаграммы (рис. 1) следует, что от выборки к выборке границы погрешности изменяются более чем в четыре раза вследствие случайности $s(\bar{x})$. При этом в десяти выборках из 20-ти (с вероятностью 0,5) расчетная ε превышает эталонное значение, равное 0,9, достигая значения 1,88, в остальных десяти выборках ε меньше 0,9 — иногда в три раза. В двух выборках из 20-ти (выборки № 6 и № 17) $\Delta > \varepsilon$ и, как следствие, истинное значение $\mu = 0$ не попадает в расчетный доверительный интервал.

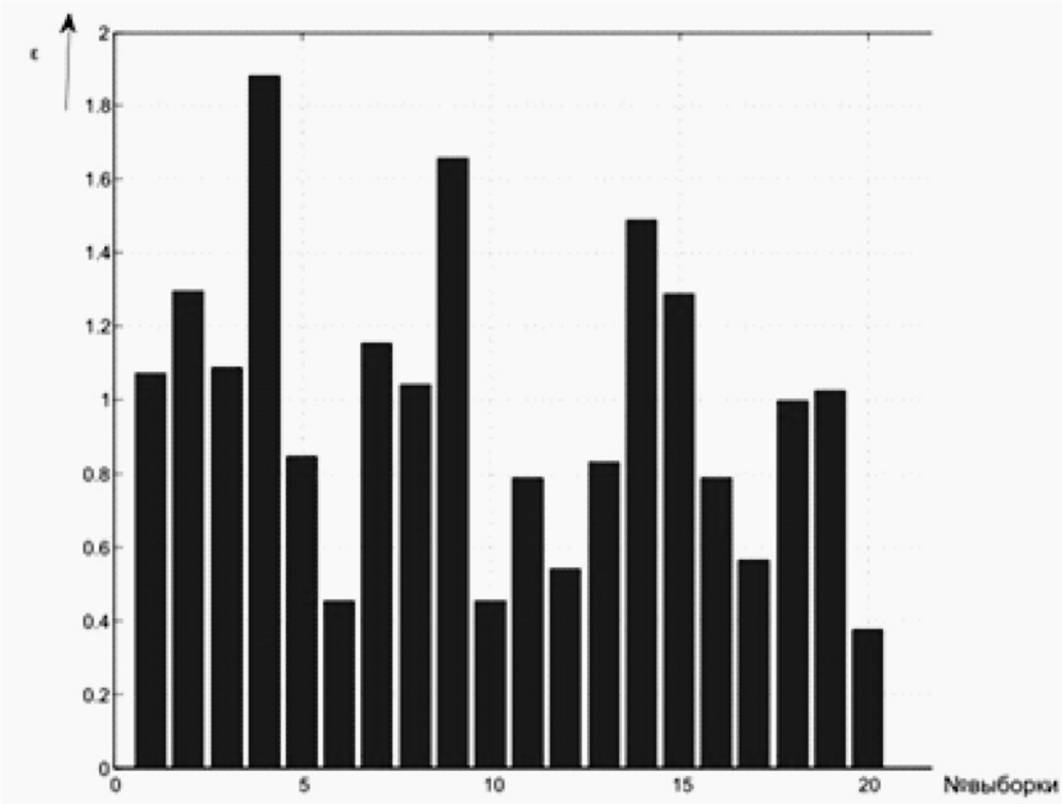

Рис. 1. Диаграмма распределения погрешности ε по выборкам

На рис. 2 представлена гистограмма распределения вероятности P для расчетной погрешности ε по представленным в таблице 20-ти выборкам. Выпадение первого интервала гистограммы из распределения типа одномодального обусловлено ограниченным числом выборок.

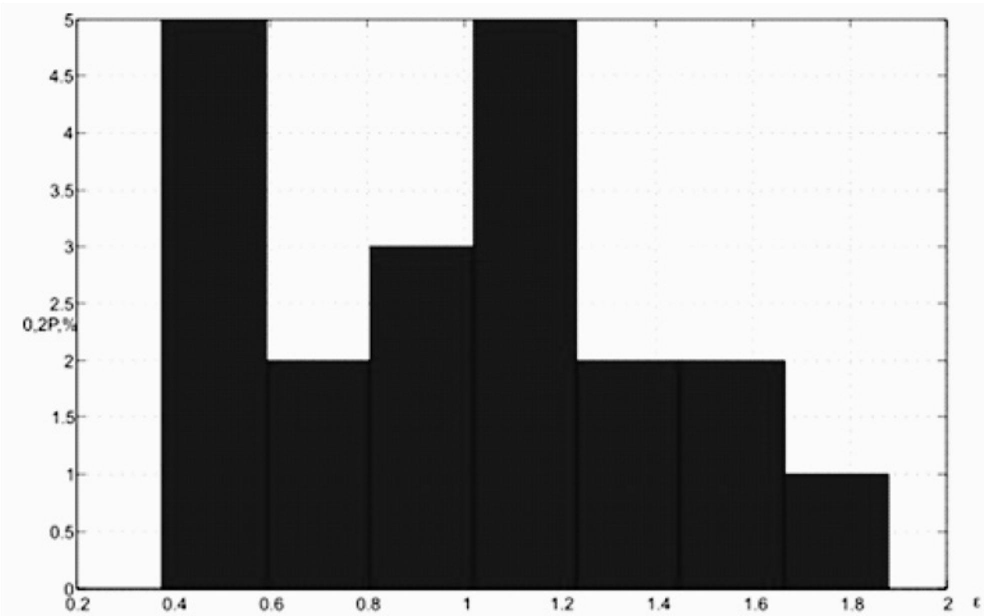

Рис. 2. Гистограмма распределения вероятности P по значениям ε для 20-ти выборок

На рис. 3 представлена гистограмма распределения вероятности P для расчетной эмпирической верхней границы доверительного интервала $\theta = (\bar{x} + \varepsilon)$ по 100 выборкам того же объема.

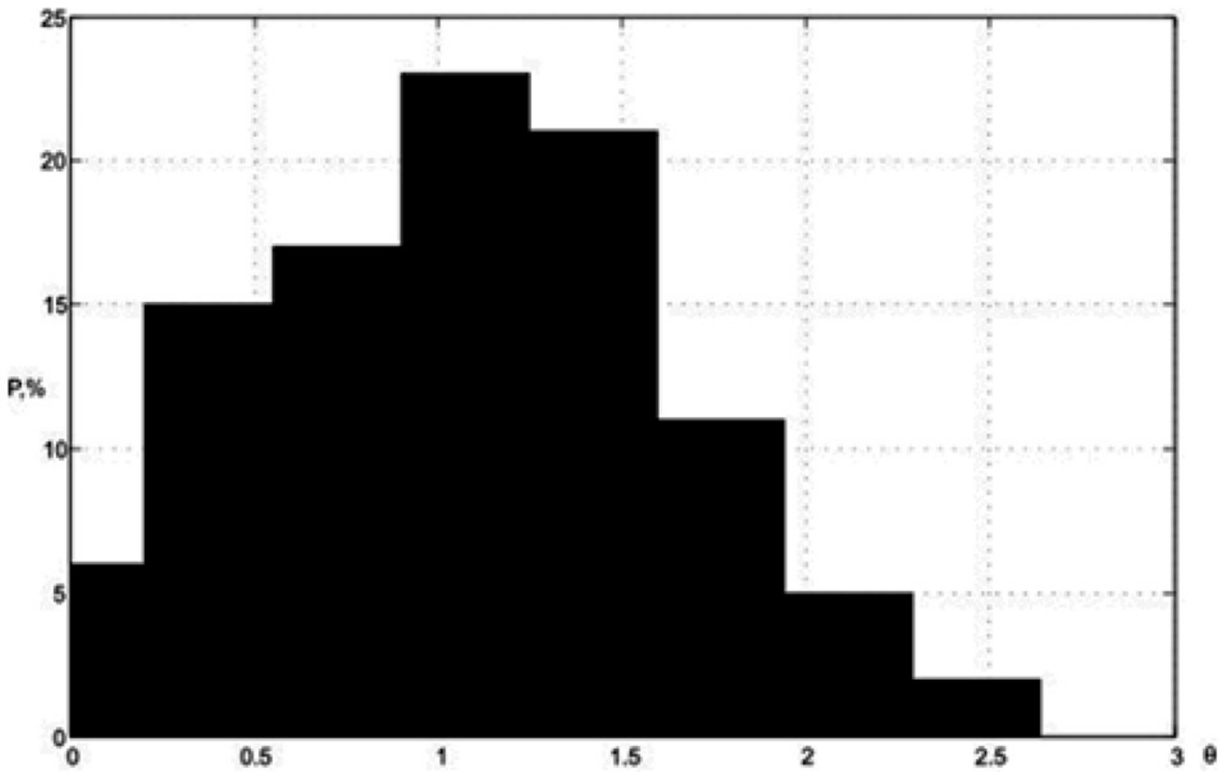

Рис. 3. Гистограмма распределения вероятности *P* по значениям θ для 100 выборок

Таким образом, ε и θ — это случайные величины, распределенные по законам, близким к нормальному. Гистограммы показывают, что лишь 15 — 20 % наблюдаемых выборок [10] воспроизводят эталонное значение ε и θ. Вопрос оценки доверительной границы по единственной выборке в практике измерений остается открытым.

Такие термины как «доверительный интервал», «доверительная вероятность» и «доверительные границы» применимы для теоретических распределений с известными математическим ожиданием μ и среднеквадратическим отклонением σ. В статистических исследованиях и в задачах обработки результатов измерений категоричность таких выражений и оценок вряд ли применима. По результатам единичных эмпирических выборок сделать вывод о доверительных границах невозможно [11], и именно это наблюдается на модели. В теории статистики аналогичные задачи решаются в терминах и выражениях теории проверки статистических гипотез. Возможны лишь суждения, что на данном уровне значимости отсутствуют возражения в принятии той или иной гипотезы о значении того или иного параметра распределения. А это уже совсем другое суждение, но более правильное. Поэтому представляется, что математическая обработка результатов измерений должна заключаться в оценке параметров распределения и в последующей проверке полученных гипотетических значений параметров на заданном уровне значимости. Для этого необходимы измерения в форме двух выборок [11] — по одной рассчитывается $\bar{x}$, как оценка математического ожидания μ, т.е. истинного значения измеряемой величины, и $s(x)$, как оценка среднего квадратического отклонения σ; по другой выборке рассчитываются значения критерия Стьюдента и критерия χ^2-распределения. На принятом уровне значимости по распределению Стьюдента находятся доверительные границы для критерия Стьюдента, по χ^2-распределению — для критерия χ^2-распределения и принимается решение о приемлемости гипотез — $\mu = \bar{x}$ и $\sigma = s(x)$. И вопрос об истинном значении измеряемой величины и о погрешности исчерпан — до новой выборки.

Ключевым моментом в статистических исследованиях является признание (или непризнание) того, что случайные $t_\alpha(f)$ и χ^2 — это статистики, выбранные в качестве критериев проверки соответствующих гипотез, и их значение должно определяться по опытным данным, α — уровень значимости. В выражении для ε значение $t_{0,05}(n-1)$ принимается по теоретическому распределению.

Понятно стремление исследователей найти доверительную границу. Известна идея об использовании χ^2-распределения для определения доверительных границ для $s(\bar{x})$, а в конечном счете и для погрешности измерения; но эта идея сталкивается с необходимостью оценки σ исходной совокупности. Иное означает безальтернативное принятие единственной выборки. Эта же идея для решения той же «хорошо известной статистической проблемы» используется в ГОСТ Р ИСО 5725-1-2002 [6]; однако расчетная неопределенность A, равная 0,69 для одной выборки объема $n = 5$, на компьютерной модели в нашем случае соблюдается лишь на 15-ти выборках из 20-ти, т.е. с вероятностью не 0,95 как предполагается, а 0,75. При этом верхняя граница расчетного интервала для $s(x)$ в трех выборках превышает истинное значение, равное 1, более чем в два раза.

Приводимая далее оценка результатов измерения и их трактовка по методам проверки статистических гипотез представляется более продуктивной и адекватной модели, а, следовательно, и реальности.

В массиве цифровых данных представлены значения статистик [11]:

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s(\bar{x})};$$

$$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2(x)}{\sigma^2},$$

где в качестве μ и σ (нулевая гипотеза H_0 в терминах теории) приняты соответственно $\bar{x}$ и $s(x)$ одной выборки, а $\bar{x}$ и $s^2(x)$ — по результатам второй, следующей за первой, выборки.

На уровне значимости 0,05 для двустороннего критерия Стьюдента $t_{0,025}(n-1) = 2{,}776$ [11]. При $|t| < 2{,}776$ нет оснований отвергать нулевые гипотезы в отношении μ.

На уровне значимости 0,05 по таблицам χ^2-распределения для критерия χ^2 принимаем $\chi^2_{0,95}(4) = 9{,}49$ [11]. При $\chi^2 < 9{,}49$ нет оснований отвергать нулевую гипотезу в отношении σ.

В массиве цифровых данных полужирным шрифтом выделены пары выборок, в которых получены статистические оценки параметров распределения, отвергаемые на данном уровне значимости. Среди них выборки № 6 и № 17 с эталонным значением критерия t, значительно превышающим критическое значение 2,776, их расчетный доверительный интервал не охватывает истинное $\mu = 0$.

Проверка гипотез позволяет, таким образом, не претендуя на указание доверительных границ, выявить и исключить неверные результаты в оценке погрешности, которые допускает стандартный метод расчета.

Массив цифровых данных

Показания x_i и расчетные параметры распределения с точным отсчетом

x_i =

Выборки № 1 – № 14

0,6232 0,7990 0,9409 –0,9921 0,2120 **0,2379** –1,0078 –0,7420 1,0823 –0,1315 0,3899 0,0880 –0,6355 –0,5596

0,0000 –0,3179 1,0950 –1,8740 0,4282 **0,8956** 0,7310 0,5779 0,0403 0,6771 0,5689 –0,2556 –0,3775 –0,2959

–1,6041 0,2573 –1,0565 1,4151 –0,8051 **0,5287** 0,2193 –0,9219 –2,1707 –0,0592 –1,0106 0,6145 0,5077 1,6924

0,2944 –1,3362 0,7143 1,6236 –0,6918 **0,8580** 1,2540 –1,5937 –1,4410 0,5711 –0,3999 0,6900 0,8156 0,7119

–0,4326 –1,6656 0,1253 0,2877 –1,1465 **1,1909** 1,1892 –0,0376 0,3273 0,1746 –0,1867 0,7258 –0,5883 2,1832

Выборки № 15 – № 20
0,4437 –0,9499 **0,7812** 0,5690 –0,8217 –0,2656
–1,4751 –0,2340 **0,1184** 0,3148 1,4435 –0,3510
0,5913 –0,6436 **0,3803** –1,0091 –0,0195 –0,0482
1,2902 0,6686 **1,1908** –1,2025 –0,0198 –0,1567
–0,1364 0,1139 **1,0668** 0,0593 –0,0956 –0,8323

$\overline{x} =$
Выборки *№ 1 – № 14*
–0,2238 –0,4527 0,3638 0,0921 –0,4006 **0,7422** 0,4771 –0,5435 –0,4323 0,2464 –0,1277 0,3725 –0,0556 0,7464
Выборки № 15 – № 20
0,1427 –0,2090 **0,7075** –0,2537 0,0974 –0,3308

$w =$
Выборки № 1 – № 14
2,2273 2,4646 2,1515 3,4976 1,5747 **0,9530** 2,2618 2,1716 3,2530 0,8086 1,5795 0,9814 1,4511 2,7428
Выборки № 15 – № 20
2,7654 1,6185 **1,0724** 1,7714 2,2652 0,7841

$\chi^2 =$
Выборки № 1 – № 14
3,2353 5,3653 3,7264 9,2174 2,6694 **3,2928** 4,5846 4,2758 8,0683 0,8360 1,6918 1,4535 1,8155 8,5381
Выборки № 15 – № 20
4,4058 1,8313 **3,3250** 2,8906 2,7689 0,9134

$t =$
Выборки № 1 – № 14
–0,5793 –0,9716 0,9294 0,1359 –1,3113 **4,5247** 1,1494 –1,4528 –0,7239 1,5106 –0,4500 1,9114 –0,1853 1,3918
Выборки № 15 – № 20
0,3077 –0,7359 **3,4896** –0,7079 0,2640 –2,4439

$\varepsilon =$
Выборки № 1 – № 14
1,0724 1,2933 1,0867 1,8802 0,8481 **0,4554** 1,1523 1,0385 1,6579 0,4529 0,7877 0,5410 0,8328 1,4888
Выборки № 15 – № 20
1,2878 0,7883 **0,5628** 0,9949 1,0240 0,3757

Таким образом, по результатам программного моделирования на компьютере процесса измерения величин, в том числе и размеров деталей на производстве, со случайной погрешностью можно заключить, что:

– с заданной вероятностью истинное значение измеряемой величины находится в расчетных пределах, однако доверительными границами эти пределы не являются; только 15 – 20 % выборок объема $n = 5$ из числа наблюдаемых воспроизводят эталонное значение погрешности измерения;

– стандартный метод расчета погрешности измерения целесообразно и необходимо дополнить проверкой статистических гипотез о значении параметров измеряемого распределения и оценивать погрешность измерения на принятом уровне значимости.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. ГОСТ Р 8.736-2011. ГСИ. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения. Дата введения — 2013-01-01.
2. *Гармаш А. В.* Метрологические основы аналитической химии / А. В. Гармаш, Н. М. Сорокина. — М.: Изд-во МГУ им. М. В. Ломоносова, 2005.
3. *Яворский В. А.* Планирование научного эксперимента и обработка экспериментальных данных / В. А. Яворский. — М.: Изд-во МФТИ, 2006.
4. *Сергеев А.* Метрология, стандартизация, сертификация / А. Сергеев, В. Терегеря, М. Латышев. — М.: ЛитРес, 2013.
5. *Недавний О. И.* Основы метрологии: учеб. пособие / О. И. Недавний, А. А. Метель, М. М. Богатырева. — Томск: Изд-во Томс. ГАСУ, 2013.
6. ГОСТ Р ИСО 5725-1-2002. Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Часть 1. Основные положения и определения.
7. *Вощинин А. П.* Задачи анализа с неопределенными данными – интервальность и/или случайность? / А. П. Вощинин // Интервальная математика и распространение ограничений: раб. совещания. — М.: Изд-во МКВМ, 2004. — С. 147—158.
8. *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.
9. *Pearson E. S.* The probability Integral of the Range in Samples of n Observations from a normal Population [Электронный ресурс] / E. S. Pearson. — Режим доступа http:/biomet.oxfordjournals.org/content/32/3 — 4.toc (дата обращения: 15.01.2012).
10. *Куликов В. А.* Наблюдаемость выборочных распределений при измерениях в судостроении / В. А. Куликов // Вестник Государственного университета морского и речного флота имени адмирала С. О. Макарова. — 2015. — № 4 (32). — С. 158–163.
11. *Корн Г.* Справочник по математике / Г. Корн, Т. Корн. — М.: Наука, 1974.

SIMULACION OF RANDOM MEASUREMENT ERRORS IN SHIPBUILDING PROGRAMMATICALLY

Dimensional control of details in the ship's engineering in the real world is always accompanied by errors in select parts, afflicting both the quality of parts and assemblies, and on the economic efficiency of production. Quantitatively this errors are characterized by the parameters whose value is determined by the measurement error.

It is important to detect and estimate the random component of measurement error. The standard recommends that evaluate this component of measurement error confidence interval boundaries. The confidence level of the theoretical Student's t-distribution is transferred to the sampling distribution of the multiple real-world measurements.

Experimental validation of defined thus errors with limited samples almost impossible. Digital computer technologies allow to simulate random sampling distributions when measuring values with a single value and to explore the reliability of estimates of error.

Through software we obtained two sets of samples from standardized normal distribution of random variable. They showed that only 15 ... 20% of them reproduce the trust boundary of the simulated distribution. Therefore, calculated according to the standard boundary errors in sampling small amounts of trust are not. The expediency of implementation when two samplings and measurements verify the hypothetical values for the parameters of the distribution and measurement error with a certain level of notability.

Keywords: Normal population, samples, random error, parameters of a distribution, statistic hypothesis, level of the significance.

REFERENCES

1. Russian Federation. GOST R 8.736-2011. GSI. Izmerenija prjamye mnogokratnye. Metody obrabotki rezul'tatov izmerenij. Osnovnye polozhenija. 01 Jan. 2013.

2. Garmash, A. V., and N. M. Sorokina. *Metrologicheskie osnovy analiticheskoj himii*. M.: Moskovskij gosudarstvennyj universitet im. M.V. Lomonosova, 2005.

3. Javorskij, V. A. *Planirovanie nauchnogo jeksperimenta i obrabotka jeksperimentalnyh dannyh.* M.: MFTI, 2006.

4. Sergeev, A., V. Teregerja, and M. Latyshev. *Metrologija, standartizacija, sertifikacija.* Litres, 2013.

5. Nedavnij, O. I., A. A. Metel, and M. M. Bogatyreva. *Osnovy metrologii. Ucheb. posobie.* Tomsk: Izd-vo Tom. gos. arhit.-stroit. un-ta, 2013.

6. Russian Federation. GOST R ISO 5725-1-2002. Tochnost (pravilnost i precizionnost) metodov i rezultatov izmerenij. Chast 1. Osnovnye polozhenija i opredelenija.

7. Voshhinin, A. P. "Zadachi analiza s neopredelennymi dannymi–intervalnost i/ili sluchajnost?" *Intervalnaja matematika i rasprostranenie ogranichenij: Rabochie soveshhanija*. — M.: MKVM, 2004: 147-158.

8. Rabinovich, S. G. "O neobhodimosti sozdanija novyh rekomendacij po ocenivaniju pogreshnostej i neopredelennostej izmerenij." *Sistemi obrobki* **informacії** 4 (2010): 23-26.

9. Pearson E. S. The probability Integral of the Range in Samples of n Observations from a normal Population. Web. 15 Jan. 2012 < http:/biomet.oxfordjournals.org/content/32/3 — 4.toc >.

10. Kulikov,V. A. "Observability sampling distributions when measuring in the marine engineering." *Vestnik Gosudarstvennogo universiteta morskogo i rechnogo flota imeni admirala S.O. Makarova* 4(32) (2015): 158-163.

11. Korn, G., and T. Korn. *Spravochnik po matematike*. M.: Nauka, 1974.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ	**INFORMATION ABOUT THE AUTHOR**
Куликов Валентин Александрович — кандидат технических наук, доцент. ФГБОУ ВО «ГУМРФ имени адмирала С.О. Макарова» *valekulikov@yandex.ru*	*Kulikov Valentin Alexandrovich* — Candidate of Engineering, associate professor. Admiral Makarov State University of Maritime and Inland Shipping *valekulikov@yandex.ru*