

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ ТЕХНОЛОГІЙ І ЗВ'ЯЗКУ



**Дванадцята Всеукраїнська науково-практична
конференція молодих учених і студентів**

**«ТЕХНІЧНЕ РЕГУЛЮВАННЯ, МЕТРОЛОГІЯ,
ЯКІСТЬ, ІНФОРМАЦІЙНІ ТА
ТРАНСПОРТНІ ТЕХНОЛОГІЇ»**

03-04 червня 2021 р.

Одеса

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ
ТЕХНОЛОГІЙ І ЗВ'ЯЗКУ



*Дванадцята Всеукраїнська науково-практична
конференція молодих учених і студентів*

**«ТЕХНІЧНЕ РЕГУЛЮВАННЯ, МЕТРОЛОГІЯ,
ЯКІСТЬ, ІНФОРМАЦІЙНІ ТА ТРАНСПОРТНІ
ТЕХНОЛОГІЇ»**

*Координатор конференції:
Факультет метрології, автоматизації та електроніки*

03-04 червня 2021 р.

Одеса

Технічне регулювання, метрологія, якість, інформаційні та транспортні технології: матеріали Дванадцяті Всеукраїнської науково-практичної конференції молодих учених і студентів. (Одеса, 03-04 червня 2021 р.) / ред. М. О. Манзарук. Одеса: ДУІТЗ, 2021. 133 с.

Рекомендовано до друку рішенням Вченої ради факультету метрології, автоматизації та електроніки Державного університету інтелектуальних технологій і зв'язку Міністерства освіти і науки України від 20.05.2021 р, протокол №9

В конференції беруть участь студенти, аспіранти та молоді учені закладів вищої освіти та підприємств, зокрема:

- Військова академія, м. Одеса
- ВСП «Фаховий коледж вимірювань», м. Одеса
- Державний університет інтелектуальних технологій і зв'язку, м. Одеса
- Івано-Франківський національний технічний університет нафти і газу, м. Івано-Франківськ
- Київський національний торговельно-економічний університет, м. Київ
- Київський національний університет імені Тараса Шевченка, м. Київ
- Національний авіаційний університет, м. Київ
- Національний аерокосмічний університет ім. М.Є Жуковського «Харківський авіаційний інститут», м. Харків
- Національний університет «Львівська політехніка», м. Львів
- Національний університет цивільного захисту України, м. Харків
- Одеська національна академія харчових технологій, м. Одеса
- Український науковий центр екології моря (УкрНЦЕМ), м. Одеса
- Харківська філія Державної наукової установи «Український науково-дослідний інститут прогнозування та випробування техніки і технологій для сільськогосподарського виробництва ім. Л. Погорілого
- Черкаський інститут пожежної безпеки ім. Героїв Чорнобиля Національного університету цивільного захисту України, м. Черкаси
- Черкаський державний технологічний університет, м Черкаси

Організатори конференції:

- Департамент технічного регулювання та метрології Мінекономрозвитку
- Державна служба України з питань безпечності харчових продуктів та захисту споживачів
- Міжнародна Академія Стандартизації
- ВГО "Союз споживачів України"
- Міжнародна Академія інформаційних технологій
- ВГО «Союз споживачів України»
- Технічний комітет стандартизації України ТК 163 «Якість освітніх послуг»
- ПАТ «Одесакабель»
- Державний університет інтелектуальних технологій і зв'язку
- Чорноморський національний університет ім. Петра Могили
- Херсонський національний технічний університет

Програмний комітет

Голова: Коломієць Леонід Володимирович, д.т.н., професор, проректор ДУІТЗ з навчальної роботи, перший віце-президент Міжнародної Академії Стандартизації, Заслужений працівник сфери послуг України, м. Одеса

Члени комітету:

Васіліу Євген Вікторович, д.т.н., професор, декан факультету кібербезпеки, комп'ютерних та радіо технологій ДУІТЗ;

Гордієнко Тетяна Богданівна, д.т.н., професор, завідувач кафедри стандартизації, оцінки відповідності та освітніх вимірювань ДУІТЗ;

Новіков Володимир Миколайович, д.ф.-м.н., професор, директор ВСП «Інститут підвищення кваліфікації фахівців в галузі технічного регулювання та споживчої політики» ДУІТЗ;

Флейта Юрій Вікторович, к.т.н., доцент, завідувач кафедри комп'ютерно-інтегрованих технологічних процесів і виробництв ДУІТЗ.

Оргкомітет конференції

Голова:

Назаренко Олександр Аскольдович, к.ф.-м.н., доцент, в.о. ректора ДУІТЗ

Заступники Голови:

Братченко Геннадій Дмитрович, д.т.н., професор, проректор ДУІТЗ з навчально-наукової роботи та міжнародної діяльності;

Грабовський Олег Вікторович, к.т.н., доцент, декан факультету метрології, автоматизації та електроніки ДУІТЗ.

Члени оргкомітету:

Банзак Оксана Вікторівна, д.т.н., професор завідувач кафедри електроніки та мікросистемної техніки ДУІТЗ;

Боряк Костянтин Федорович, д.т.н., професор, завідувач кафедри метрології та метрологічного забезпечення ДУІТЗ;

Волков Сергій Леонідович, д.т.н., доцент, завідувач кафедри автоматизованих систем та інформаційно-вимірювальних технологій ДУІТЗ;

Манзарук Марія Олександрівна, старший викладач кафедри метрології та метрологічного забезпечення ДУІТЗ;

Меленчук Тетяна Михайлівна, д.т.н., професор, завідувач кафедри транспортних технологій та менеджменту ДУІТЗ;

Янковський Олег Георгійович, к.т.н., доцент, завідувач кафедри загальної підготовки ДУІТЗ.

ЗА ЗМІСТ ПУБЛІКАЦІЇ НЕСЕ ВІДПОВІДАЛЬНІСТЬ АВТОР

ЗМІСТ

СЕКЦІЯ 1. ТЕНДЕНЦІЇ РОЗВИТКУ СИСТЕМИ ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ, ОЦІНКИ ВІДПОВІДНОСТІ ТА МЕНЕДЖМЕНТУ ЯКОСТІ

ІНФОРМАЦІЙНА МОДЕЛЬ ФОРМУВАННЯ РИЗИКІВ ДІЯЛЬНОСТІ ВИПРОБУВАЛЬНОЇ ЛАБОРАТОРІЇ <i>Коробко А.І.</i>	8
АУДИТИ ЯК СКЛАДОВА ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ФУНКЦІОНУВАННЯ СИСТЕМ УПРАВЛІННЯ ЯКІСТЮ <i>Антюшко Д.П.</i>	10
ВПРОВАДЖЕННЯ СИСТЕМИ НАССР НА ЕЛЕВАТОРАХ СИЛОСНОГО ТИПУ <i>Чорна О. Р., Байцар Р. І.</i>	12
РЕГЛАМЕНТУВАННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ХОЛОДИЛЬНИХ УСТАНОВОК З ПОРШНЕВИМИ КОМПРЕСОРАМИ <i>Лисий Ю. І., Буданов В.О.</i>	14
ТЕХНОХІМІЧНИЙ КОНТРОЛЬ У ЗАБЕЗПЕЧЕНІ ЯКОСТІ ПРОДУКЦІЇ РЕСТОРАННОГО БІЗНЕСУ <i>Паладі О.С., Сичов М.І., Янковський О.Г.</i>	16
МАРКУВАННЯ МАТЕРІАЛІВ, ЩО ВИКОРИСТОВУЮТЬСЯ ДЛЯ ВИГОТОВЛЕННЯ ОСНОВНИХ СКЛАДОВИХ ВЗУТТЯ, ЯКЕ НАДХОДИТЬ ДЛЯ ПРОДАЖУ СПОЖИВАЧУ <i>Шевченко В.А., Жеребцова Л.М.</i>	19
ДІАГНОСТИКА ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ХОЛОДИЛЬНИХ КОМПРЕСОРІВ З МЕТОЮ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЇХ ВИСОКОЇ ЯКОСТІ <i>Мілованов В.І., Рамазанов Р.</i>	21
ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ СТАЛОГО РОЗВИТКУ ОРГАНІЗАЦІЙ ЧЕРЕЗ ВПРОВАДЖЕННЯ ІНТЕГРОВАНИХ СИСТЕМ МЕНЕДЖМЕНТУ <i>Медведєва Н.А., Добржанська Б.В.</i>	24

СЕКЦІЯ 2. МЕТРОЛОГІЯ ТА МЕТРОЛОГІЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ПІДХОДУ ДО ОЦІНКИ ВІДПОВІДНОСТІ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАЛЬНОЇ ТЕХНІКИ <i>Новикова А.І., Чумак А.Ю.</i>	27
ІДЕНТИФІКАЦІЯ ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СЛУЧАЙНОЙ ВЕЛИЧИНЫ ГРАФОАНАЛИТИЧЕСКИМ МЕТОДОМ <i>Миргород О.В., Беседовская Т.П.</i>	30

ВИКОРИСТАННЯ АПАРАТУ НЕЧІТКОЇ ЛОГІКИ З МЕТОЮ ОЦІНКИ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ <i>Сорока С.В., Волянський С.В., Романова Ю.І.</i>	35
ОЦЕНКИ ХАРАКТЕРИСТИК ПОГРЕШНОСТЕЙ СРЕДСТВ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ <i>Рудаков С.В., Шибяев И.С.</i>	39
МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСУ ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ «ЗА СТАНОМ» З ФІКСОВАНОЮ ПЕРІОДИЧНІСТЮ КОНТРОЛЮ <i>Банзак Г.В., Тарасенко С.М.</i>	44
МЕТРОЛОГІЧНИЙ АНАЛІЗ ТЕРМОПАРНОГО ВАКУУМЕТРА ДЛЯ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ТЕХНОЛОГІЧНОГО ПРОЦЕСУ ВИГОТОВЛЕННЯ ТОРЦЬОВИХ УЩІЛЬНЕНЬ <i>Чеховський С. А., Піндус Н. М., Шаар Мурад.</i>	46
УДОСКОНАЛЕННЯ МЕТРОЛОГІЧНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ СИСТЕМИ КОНТРОЛЮ ОСЬОВОГО НАВАНТАЖЕННЯ АВТОМОБІЛЬНОГО ТРАНСПОРТУ НА АВТОШЛЯХАХ <i>Подлесна К.І., Боряк К.Ф., Манзарук М.О.</i>	48
СЕКЦІЯ 3. ІННОВАЦІЇ ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНИХ СИСТЕМ І ТЕХНОЛОГІЙ	
ВПЛИВ ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ НА ЯКІСТЬ ЖИТТЯ ЛЮДИНИ <i>Габер А.А., Шевельова І.О., Габер В.С.</i>	51
АЛГОРИТМ АДАПТАЦІЇ МОДЕЛІ ДЛЯ ОЦІНКИ ДОСТОВІРНОСТІ ТЕХНОЛОГІЧНИХ ДАНИХ В КАНАЛАХ АСУТП <i>Бондар І. І., Мунтян С. С.</i>	54
ПЕРСПЕКТИВИ І ПРОБЛЕМИ РОЗВИТКУ ІНТЕРНЕТУ РЕЧЕЙ <i>Кордіяка Ю.М., Байцар Р.І.</i>	56
РОЗРОБКА РЕГУЛЯТОРА ПАРАМЕТРА СИСТЕМИ НА БАЗІ НЕЧІТКОЇ ЛОГІКИ <i>Сорока С.В., Волянський С.В., Постарніченко К.Ю.</i>	62
СПОСОБИ ПОКРАЩЕННЯ ПОКАЗНИКА ЕФЕКТИВНОСТІ ГЕНЕРУВАННЯ ЕНЕРГІЇ ОТРИМАНОЇ СОНЯЧНИМИ ПАНЕЛЯМИ <i>Заріцький В. О., Кузнєцова Л.В.</i>	67
ПРОБЛЕМИ МОДЕЛЮВАННЯ СТОХАСТИЧНИХ ПРОЦЕСІВ МЕТОДОМ ЗВОРотної ФУНКЦІЇ <i>Георгієв В.М., Буценко В.О., Незгода Д.В., Сауленко Р.В.</i>	69

ОЦЕНКИ ХАРАКТЕРИСТИК ПОГРЕШНОСТЕЙ СРЕДСТВ ИЗМЕРИТЕЛЬНОЙ ТЕХНИКИ

**Рудаков С.В., к.т.н., доцент, Шibaев И.С., курсант
Национальный университет гражданской защиты Украины,
г. Харьков**

Рассмотрим экспериментальные оценки следующих характеристик погрешности средств измерительной техники (СИТ): значение систематической составляющей погрешности Δ_s , среднее квадратическое отклонение случайной составляющей погрешности $\sigma[\Delta]$ и граница $\pm \Delta_p$ интервала, в котором находится погрешность (P – заданная вероятность, с которой погрешность лежит в интервале $-\Delta_p, \Delta_p$, в большинстве случаев $P=0,95$). Обычно для оценки этих характеристик погрешности используются методы, основанные на предположении о нормальном законе распределения погрешности. Между тем истинный закон распределения (ЗР) в большинстве случаев отличен от нормального. Причиной этому является большое разнообразие составляющих погрешностей, которые могут иметь самые различные ЗР. Например, погрешность квантования распределена равномерно, а погрешность, вызванная сетевой наводкой – по арксинусоидальному закону. Применение приведенных оценок к таким ситуациям может привести (при отличии ЗР от нормального) к значительному отклонению оценок характеристик погрешности от истинных значений этих характеристик.

Кроме указанных оценок характеристик, желательно знать их интервальные оценки. Для нормального ЗР интервальные оценки описаны в [1]. При отличии реальных ЗР от нормального применение формул для нахождения границ доверительных интервалов может привести к отличию оценок от истинных значений соответствующих характеристик.

В связи с этим актуальной является задача построения методов интервального оценки метрологических характеристик, применимых при любом ЗР погрешности.

Анализ литературы. Существует несколько непараметрических методов интервального оценивания значения Δ_p [1, 2]. Недостатком этих методов является большое число измерений вне зависимости от вида ЗР. Анализ возможных ЗР погрешностей средств измерительной техники (СИТ) был проведен в серии работ, результаты которых обобщены в [3]. Как показали исследования [1], наиболее распространенным ЗР, охватывающим около половины всех СИТ, является экспоненциальный ЗР.

Класс экспоненциальных распределений описывается плотностью вероятности вида:

$$f_e(x) = A(\lambda, \rho) \exp\left(-\frac{|x - \alpha|^{\rho}}{\rho \lambda^{\rho}}\right), \quad (1)$$

где α, λ, ρ – параметры; $A(\lambda, \rho) = \left[\rho / 2\rho^{1/\rho} \lambda \Gamma(1/\rho)\right]$ – нормирующий множитель. Этот класс законов включает в себя равномерный (при $\rho \rightarrow \infty$); нормальный (соответствующий в (1) значению $\rho = 2$); закон распределения

Лапласа (при $\rho = 1$) и другие промежуточные распределения.

Цель статьи. Разработать метод оценки параметров ЗР с использованием статистических методов, основанных на предположении экспоненциального закона распределения погрешностей СИТ.

Метод получения интервальных оценок метрологических характеристик СИТ.

В общем случае невозможно заранее ограничиться классом вероятностных распределений. В ситуации, где предполагается экспоненциальный ЗР, для оценки среднего значения $\alpha = E(\xi)$ произвольной случайной величины по выборке $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$ в математической статистике предлагаются робастные методы [2, 4]. Наиболее эффективными среди них являются так называемые М-методы, при которых значение α определяется из условия:

$$\sum_i \psi(\xi_i - \alpha) \rightarrow \min_{\alpha}, \quad (2)$$

где $\psi(x)$ – некоторая четная функция, выбор которой определяет М-метод. При $\psi(x) = x^2$ получается известный метод наименьших квадратов, который приводит к оценке $\hat{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \xi_i$. При $\psi(x) = |x|$ – метод наименьших модулей, приводящий к медианной оценке, максимально нечувствительной к грубым промахам.

Не ограничиваясь целыми степенями $|x|$, рассмотрим метод с произвольным показателем ρ , который состоит в минимизации ρ -х степеней отклонений: $\sum_{i=1}^n |\xi_i - \alpha|^\rho \rightarrow \min_{\alpha}$ (в математике сумма ρ -х степеней компонент вектора называется l^ρ – нормой, поэтому этот метод называется еще l^ρ – методом). Численные эксперименты показали, что методы с произвольным показателем лучше других М-методов. Это согласуется со следующим строгим математическим результатом: какой бы критерий выбора М-метода (удовлетворяющий некоторым разумным условиям) мы ни выбирали, наилучшим в смысле этого критерия будет М-метод, соответствующий $\xi(x) = |x|^\rho$ [5].

Поэтому для оценки Δ_s предлагаем использовать метод с произвольным показателем $\sum_{i=1}^n \left| \Delta_s - \Delta x_i \right|^\rho \rightarrow \min_{\hat{\Delta}_s}$.

Для получения точечных и интервальных оценок интересующих нас метрологических характеристик будем исходить из предположения, что погрешность распределена по экспоненциальному закону. Для определения ρ, Δ_s и s используем ММП (метод максимального правдоподобия) – метод. (Он асимптотически оптимален; использовать более точные оценки нет смысла, так как исходим как раз из ММП-метода для определения $\hat{\Delta}_s$). Для определения ρ можно использовать и «метод по эксцессу» [1]. После определения ρ характеристики Δ_s и s оцениваем следующим образом:

$$\hat{\Delta}_s = \arg \min_{\Delta_s} \sum_{i=1}^n |\Delta x_i - \Delta_s|^\rho, \quad (3)$$

$$s = \left(\frac{\rho}{n}\right)^{1/\rho} \left(\frac{\Gamma(3/\rho)}{\Gamma(1/\rho)}\right)^{1/2} \left(\sum_{i=1}^n |\Delta x_i - \hat{\Delta}_s|^\rho\right)^{1/\rho}. \quad (4)$$

При $\rho=2$ эти оценки переходят в приведенные выше традиционные статистические оценки.

Заметим, что если истинная плотность распределения ЗР нормальна, то получится, что $\rho=2$, и оценки Δ_s и s вычисляются по приведенным выше традиционным формулам. При загрязнении выборки грубыми промахами и росте значений этих выбросов оценка параметра ρ получится близкой к 1, поэтому в силу формулы (3) в качестве оценки $\hat{\Delta}_s$ будем иметь выборочную медиану, которая, как известно, устойчива к грубым промахам. Поэтому предварительное исключение грубых промахов при использовании l^ρ – метода не требуется.

Как показали проведенные численные эксперименты, при $n=200$ относительная погрешность (4) составляет 10-15% (так как речь идет о погрешности оценки погрешности, то эта точность вполне удовлетворительна). При $n=100$ погрешность составляет 10-20%, а при $n=40$ (обычно проводимое число испытаний) погрешность – 25-40%.

Таким образом, уже при $n=40$ использование (4) может в полтора раза исказить истинную оценку метрологической характеристики, что недопустимо.

С целью проверки работоспособности предлагаемого метода робастного оценивания характеристик погрешности были смоделированы погрешности измерений, распределенные в соответствии с каждым из пяти классов распределений, описанных в [1]. Эти распределения моделировались путем функционального преобразования выборочных значений, генерируемых машинным датчиком нормально распределенных случайных чисел. Массивы выборочных значений генерировались размером $n=100$ каждый со следующими параметрами: математическое ожидание $\Delta_s=0$; для распределения типа «шапо» значение параметра c_p составляет 2,24, значение параметра ρ экспоненциальной составляющей выбиралось $\rho_{экс.} = 0,5; 1; 2$; для двумодальных распределений параметр c_g равен единице, значение параметра ρ выбиралось $\rho_{экс.} = 0,5; 1; 2$; трапецидальные распределения генерировались с параметрами $b/c=1/4; 1/2; 1$ (b и c – значения ширины двух равномерных распределений, композиция которых дает трапецеидальное); арксинусоидальное распределение генерировалось с размахом, равным единице.

По каждому из смоделированных таким образом выборочных массивов вычислялись оценки $\hat{\rho}$ и $\hat{\Delta}_s$ параметров ρ и Δ_s описанным выше методом. Полученные значения оценок сравнивались с истинным значением Δ_s . С другой стороны, поскольку ЗР перечисленных типов СИТ известны, методом максимального правдоподобия вычислялись также оценки систематической составляющей погрешности, которые мы обозначили через $\Delta_{см}$.

В табл. 1, 2 кроме введенных выше обозначений, используются также: $\bar{\rho}$ – среднее значение выборочных оценок $\hat{\rho}$; \bar{s}_{ρ} – среднее квадратическое отклонение выборочных оценок $\hat{\rho}$ от их среднего значения на множестве всех смоделированных выборочных массивов.

Из табл. 1, 2 следует, что оценки $\bar{\Delta}_s$, полученные с помощью аппроксимации выборочных значений распределениями из класса (1), практически не отличаются от истинного значения $\Delta_s=0$, а разброс этих оценок лишь незначительно превышает разброс оценок максимального правдоподобия, полученных при полной информации о плотности распределения.

При практическом определении доверительных интервалов не требуется выполнять статистического моделирования вновь.

Таблица 1

Класс распределения	Значения параметров и оценок						
	$\rho_{\text{экср.}}$	$\bar{\Delta}_s$	$\bar{\Delta}_{sM}$	\bar{s}	\bar{s}_M	$\bar{\rho}$	\bar{s}_{ρ}
Шапо	2	-0,0456	-0,012	0,24	0,22	3	0,3
	1	-0,091	-0,082	0,248	0,228	2,8	0,227
	0,5	-0,033	-0,022	0,288	0,276	1,6	0,362
Двумодальные	2	-0,018	-0,008	0,141	0,133	2,65	0,332
	1	-0,062	-0,048	0,15	0,141	2,17	0,274
	0,5	-0,066	-0,06	0,146	0,136	1,97	0,447

Таблица 2

Класс распределения	Значения параметров и оценок						
	b/s	$\bar{\Delta}_s$	$\bar{\Delta}_{sM}$	\bar{s}	\bar{s}_M	$\bar{\rho}$	\bar{s}_{ρ}
Трапецеидальные	1/4	-0,013	-0,003	0,081	0,075	3	0,095
	1/2	-0,008	-0,007	0,053	0,048	2,8	0,082
	1	-0,005	-0,006	0,04	0,038	2,65	0,16
Арксинусоидальные	-	0,0015	0,0033	0,075	0,069	3	0,49

По выборочным данным определим параметр ρ , после чего вычисляем точечные оценки (2), (3), а затем с помощью графиков определяем доверительные интервалы для искоемых характеристик по известным значениям n .

Выводы.

1. Предлагаемый метод применим для интервального оценивания погрешностей СИТ при произвольном ЗР и является устойчивым к наличию грубых погрешностей, поэтому их предварительное исключение не требуется.

2. Метод приводит к оценкам, которые при одном и том же объеме выборки ненамного хуже по точности, чем оценки, полученные в предположении о точном знании вида ЗР. Вместе с тем для законов типа арксинусоидального вычислительная сложность предлагаемого метода намного больше, чем у традиционных.

Література

1. Новицкий П.В., Зограф И.А. Оценки погрешности результатов измерений. М.: Энергоатомиздат, 1991. 212 с.
2. Хьюбер П. Робастные методы в статистике. М. Мир, 1985. 164 с.
3. Рудаков С.В. Методы обработки результатов измерительного эксперимента. *Вестник Харьковского государственного политехнического университета*. Харьков, 1999. Вып. 42. С. 54-57.
4. Рудаков С.В., Дубийчук О.Ю. Методика идентификации закона распределения случайной величины графоаналитическим методом. *Системи обробки інформації*. Харків: ХВУ, 2003. вип. 6. С. 79-85.
5. Крейнович В.Я. Выбор М-метода для решения технических задач. Тезисы 4-й Всесоюзной конференции по приложениям математич. логики. Таллин.: 1986. С. 126.
6. Determination of conformance with specifications or limit values with particular reference to measurement uncertainties — possible strategies. EUROLAB “Cook Book”, 2008. Doc no. 8.0. Available at: www.eurolab.org/documents/Cookbook_No_8.pdf.
7. JCGM 106:2012. Evaluation of measurement data — The role of measurement uncertainty in conformity assessment. Joint Committee for Guides in Metrology, 2012.
8. OIML G 19:2017(E). The role of measurement uncertainty in conformity assessment decisions in legal metrology. International Organization of Legal Metrology, France, Paris, 2017. 72 p.
9. Zakharov I.P., Vodotyka S.V., Shevchenko E.N. Methods, models, and budgets for estimation of measurement uncertainty during calibration. *Measurement Techniques*, July, 2011, vol. 54, no. 4, pp. 387–399.
10. Zakharov I., Neyezhnikov P. Peculiarity of measurement instruments verification by results of their calibrations. *Measurement – 2017: Proceedings of the 11th International Conference (Smolenice, Slovakia, May 29 – 31, 2017)*. Institute of Measurement Science Slovak Academy of Sciences, 2017, pp. 19 – 22.
11. Zakharov I., Neyezhnikov P., Botsyura O. Compliance probability determination on basis of the Monte Carlo method. *Metrology and Metrology Assurance 2017: Proceedings of 27-th International Scientific Symposium (Sozopol, Bulgaria, Sep- Український метрологічний журнал, 2018, № 3. С. 18 – 23.*

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИХ ТЕХНОЛОГІЙ І ЗВ'ЯЗКУ

Матеріали Дванадцятої Всеукраїнської
науково-практичної конференції
молодих учених і студентів

**«ТЕХНІЧНЕ РЕГУЛЮВАННЯ, МЕТРОЛОГІЯ,
ЯКІСТЬ, ІНФОРМАЦІЙНІ ТА ТРАНСПОРТНІ
ТЕХНОЛОГІЇ»**

03-04 червня 2021 р.

Стиль та орфографія авторів збережені
Підписано до друку 31.05.2021 р.
Формат 60*84/16. Гарнітура Times New Roman
Ум.друк.арк. 12,56

Виготовлено у Державному університеті інтелектуальних технологій і зв'язку
65029, м. Одеса, вул. Кузнєчна, 1