



ISSN 1681-7710

МІНІСТЕРСТВО ОБОРОНИ УКРАЇНИ
ХАРКІВСЬКИЙ УНІВЕРСИТЕТ ПОВІТРЯНИХ СИЛ
ІМЕНІ ІВАНА КОЖЕДУБА

Системи обробки інформації

Наукове
періодичне
видання

Випуск 6 (131)



I

ОБРОБКА ІНФОРМАЦІЇ
В СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМАХ



ОБРОБКА ІНФОРМАЦІЇ
В СКЛАДНИХ ОРГАНІЗАЦІЙНИХ СИСТЕМАХ

Харків
2015

З М І С Т

ОБРОБКА ІНФОРМАЦІЇ В СКЛАДНИХ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМАХ

<i>Альраваидех Бакер, Сергиенко М.П.</i> Применение адаптивного алгоритма идентификации динамических характеристик измерительных преобразователей на базе искусственных нейронных сетей	6
<i>Аль Раваидех Лейт Ахмед Мустафа, Овчарова Т.А., Руженцев И.В.</i> Разработка нейросетевых моделей и алгоритмов компенсации нелинейности функции преобразования при определении местонахождения подвижных транспортных объектов	10
<i>Альраваидех Раки</i> Метод та система вимірювання октупольного магнітного моменту зональної гармоніки зовнішнього магнітного поля	13
<i>Боцюра О.А., Захаров И.П.</i> Особенности оценивания неопределенности измерений типа А на основе Байесовского подхода	17
<i>Величко О.М., Шевкун С.М., Карпенко С.Р.</i> Групове експерте оцінювання стану метрологічного забезпечення вимірювання електричної потужності	21
<i>Винничук А.Г., Середиук О.С., Лютенко Т.В.</i> Дослідження гідравлічних витратних характеристик нестандартних звужувальних пристроїв	25
<i>Войчишен О.Л., Дербабя В.А., Корсун В.І., Пацера С.Т.</i> Імітаційно-статистична модель інструментальних похибок вимірювання радіального биття зубчастих коліс	29
<i>Габльовська Н.Я., Кононенко М.А., Луцишин Т.І., Румежак Д.С.</i> До питання можливості виявлення глибини залягання мікроефекту при двосторонньому доступі до зони контролю елементів металевих конструкцій, що перебувають під дією навантажень	32
<i>Глухова Н.В.</i> Оцінка невизначеності ентропії зображень випромінювання води	36
<i>Демченко М.О., Філіппова М.В., Безручко В.М.</i> Система неруйнівного контролю балочних елементів промислових споруд	39
<i>Деркач Е., Чистоклетов А., Матсвеєнка Н., Барашкова Т.</i> Использование концепции фрактала при оценке напряжённно-деформированного состояния объекта	43
<i>Дороніна М.А., Корсун В.І.</i> Використання збурень хвильової структури для підвищення точності відтворення вхідного сигналу засобу вимірювання	47
<i>Евстафьева Е.О., Дядюра К.А., Катрич О.А.</i> Синергетический подход к описанию реализации продукции на этапах проектирования, изготовления и эксплуатации	50
<i>Єременко В.С., Шегедін П.А.</i> Система обробки експериментальних даних динамічних випробувань рухомого складу	58

C O N T E N T

INFORMATION PROCESSING IN COMPLEX ENGINEERING SYSTEMS

<i>Alravashdeh Baker, Sergienko M.P.</i> The artificial neural networks based identification algorithm application for measuring transducers	6
<i>Al Rawashdeh L., Ovcharova T.A., Ruzhentsev I.V.</i> The development of neural network models and algorithms to compensate for the nonlinearity of the conversion function during the locating of mobile transport objects	10
<i>Alrawashdeh Raqi</i> Method and system for measuring zonal harmonic of the octupole magnetic moment of external magnetic field	13
<i>Botsiura O.A., Zakharov I.P.</i> Peculiarities of evaluation of measurement uncertainty type a based on a Bayesian approach	17
<i>Velychko O.M., Shevkun S.M., Karpenko S.R.</i> Group expert evaluation of the state of the metrological assurance of measuring of electrical power	21
<i>Vynnychuk A.G., Serediuk O.J., Liutenko T.V.</i> Research of hydraulic consumables characteristics NON-narrowing devices	25
<i>Voichishen O.L., Derbaba V.A., Korsun V.I., Patsera S.T.</i> Imitation-statistical model of the instrumental errors of measuring the radial run out of gear wheels	29
<i>Gabl'ovs'ka N.Ya, Kononenko M.A., Luctushun T.I., Rymezhak D.S.</i> The question detection depth to macro-defect with bilateral access to zone control elements of metal structures that are under loading	32
<i>Glukhova N.V.</i> Uncertainty evaluation of entropy of water radiation images	36
<i>Demchenko M.O., Filippova M.V., Bezruchko V.M.</i> Nondestructive test system for beam elements of industrial structures	39
<i>Derkach E., Chistakletov A., Matsveyenka N., Barashkova T.</i> Application of the concept of fractal for the assessment of intense-deformed condition of an object	43
<i>Doronina M.A., Korsun V.I.</i> Using perturbation wave patterns to improve the accuracy of the input signal of measurement means	47
<i>Yevstafeva E.O., Dyadyura K.A., Katrich O.A.</i> Synergetic approach to the description of realization of the product at the stages of design, manufacturing and operation	50
<i>Yeremenko V.S., Shegedin P.A.</i> The system of experimental data processing of rolling stock dynamic tests	58

УДК 006.91

О.А. Боцюра, И.П. Захаров

Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков

ОСОБЕННОСТИ ОЦЕНИВАНИЯ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ ТИПА А НА ОСНОВЕ БАЙЕСОВСКОГО ПОДХОДА

Описана ревизия GUM, рассмотрены основные особенности оценивания стандартной и расширенной неопределенности измерений типа А на основе Байесовского подхода.

Ключевые слова: неопределенность измерений, Байесовский подход, функция плотности вероятности.

Введение

В 1992 году Рабочая группа ISO, состоящая из экспертов BIPM, ISO, OIML и IEC, обнародовала «Руководство по выражению неопределенности измерений» (GUM:1993) [1], которое в настоящее время является фактическим международным стандартом выражения качества измерений в аккредитованных на соответствие требованиям ISO/IEC 17025 [2] лабораториях. GUM был переиздан в 2008 году [3] с незначительными исправлениями, хотя в процессе его использования в деятельности лабораторий накапливались вопросы по его применению в сложных ситуациях и претензии к достоверности получаемых оценок. Это поставило задачу перед рабочей группой объединенного комитета по руководствам в метрологии JCGM WG1 о ревизии GUM [4]. Ключевым вопросом при этом является поиск правильного баланса между точностью изложения материала и простотой применения для среднего пользователя.

JCGM-WG 1 считает, что наиболее простым и интуитивно понятным способом преодолеть упомянутые трудности, было принять в новом Руководстве Байесовский подход к оцениванию неопределенности измерений, используемый в приложениях GUM-S1 и GUM-S2 [5-6]. В этих документах функции плотности вероятности (PDF) связаны с входными величинами в модели измерения и трансформируются через нее, используя метод Монте-Карло. Результатом этой процедуры является численное приближение к PDF для измеряемой величины, или совместное PDF для многомерных измеряемых величин. PDF является универсальным способом выражения состояния знаний экспериментатора об измеряемой величине [7]. Из PDF могут быть извлечены такие параметры как математическое ожидание и стандартное отклонение, принимаемые, соответственно, в качестве оценок истинного значения измеряемой величины и связанной с ним стандартной неопределенностью. Кроме того, из PDF может быть получен интервал охвата (обычно наименьший или вероятностно симметричный) для любой вероятности охвата.

В [4] отмечается, что «В действующем руководстве Байесовский вывод не используется, и Байесовский подход принимается только как способ рассмотрения нестатистических вкладов в неопределенность, так называемых оценок типа В. В самом деле, в процедуре Руководства дисперсии распределений используются и распространяются таким же образом, как и в частотном методе. Соответственно, степени свободы закреплены за этими оценками либо закономерно, для оценок типа А, или искусственно, для оценок типа В (см [1], G.4.2). Таким образом, в действующем Руководстве Байесовский подход введен только для того, чтобы избежать трудностей, но частотный взгляд является доминирующим. Этот подход включает в себя ряд осложнений, особенно в построении интервала охвата. Кроме того, предложенная процедура страдает от отсутствия общности».

Таким образом, основным мотивом для принятия решения о пересмотре Руководства являлось то, что Руководство после принятия приложений GUM-S1 и GUM-S2 больше не согласуется с ними в части оценивания составляющих типа А.

Целью статьи является рассмотрение особенностей оценивания неопределенности измерений типа А в соответствии с Байесовским подходом.

1. Функция плотности вероятности для статистических вкладов неопределенности и ее параметры

Исходными данными для оценки стандартной неопределенности типа А входной величины X_j являются результаты ее многократных измерений $x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jn_j}$, где n_j – количество этих измерений. Чаще всего за оценку x_j величины X_j принимают их среднее арифметическое:

$$x_j = \bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{ji} \quad (1)$$

Такая оценка является состоятельной и несмещенной при любом законе распределения $x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jn_j}$ и эффективной для нормального за-

кона [8], который принимается для результатов измерений исходя из центральной предельной теоремы теории вероятности в предположении, что на результат каждого измерения воздействует множество факторов, вызывающих его отклонение от среднего значения.

За несмещенную оценку дисперсии отдельных измерений принимают величину:

$$s^2(x_{ji}) = \frac{1}{n_j - 1} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2. \quad (2)$$

Оценка стандартного отклонения среднего арифметического будет равна:

$$s(\bar{x}_j) = s(x_{ij}) / \sqrt{n_j} \quad (3)$$

и принимается в [1] равной стандартной неопределенности типа А.

Границы интервала охвата для X_j в этом случае имеют вид [7]:

$$\bar{x}_j - t_p(v_j) \cdot s(\bar{x}_j) \leq X_j \leq \bar{x}_j + t_p(v_j) \cdot s(\bar{x}_j), \quad (4)$$

где $t_p(v_j)$ – коэффициент Стьюдента для вероятности p и числа степеней свободы $v_j = n_j - 1$. Этот коэффициент рассчитывается из равенства:

$$\int_0^{t_p(v_j)} p(t, v_j) dt = \frac{p}{2}, \quad (5)$$

где
$$p(t, v_j) = \frac{1}{\sqrt{\pi v_j}} \frac{\Gamma\left(\frac{v_j + 1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v_j}{2}\right)} \left(1 + \frac{t^2}{v_j}\right)^{-\frac{v_j + 1}{2}} \quad (6)$$

распределения Стьюдента (t-распределение).

Это распределение имеет нулевое математическое ожидание и дисперсию

$$\alpha_j^2 = \frac{v_j}{v_j - 2}. \quad (7)$$

Теоретические $\alpha_{\text{теор}}$ и рассчитанные методом Монте-Карло $\bar{\alpha}$ значения α приведены в табл. 1.

Байесовский подход предполагает оценку неопределенности измерений как стандартного отклонения распределения X_j . Таким образом, стандартная неопределенность типа А будет равна:

$$u_A(x_j) = \alpha_j \cdot s(\bar{x}_j) = \sqrt{\frac{(n_j - 1)}{(n_j - 3)}} s(\bar{x}_j), \quad (8)$$

Зависимость коэффициента α от n приведена на рис. 1. Из рис. 1 видно, что максимальное отличие $u_A(x_i)$ от $s(\bar{x}_j)$ достигается при $n=4$ и равно $\sqrt{3}$. При $n \rightarrow \infty$ коэффициент $\alpha \rightarrow 1$, а оценка $u_A(x_i)$ стремится к $s(\bar{x}_j)$, предписанной в [1].

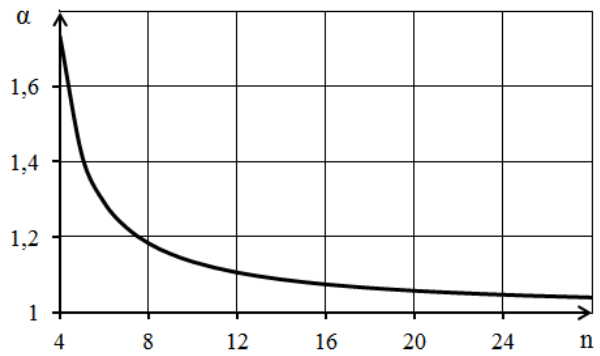


Рис. 1. Зависимость коэффициента α от числа измерений n

Необходимо отметить, что оценка (8) будет существовать только при $n > 3$. Это условие вынудило ограничить определение многократных измерений, принятое в [9], четырьмя измерениями. Однако в метрологической практике довольно часто число производимых измерений принимается равным трем (например, при измерениях, сопряженных с большими временными затратами) [10].

Следует отметить, что численный эксперимент, проведенный методом Монте-Карло с объемом выборок $N=10^7$ все же показывает наличие у распределения Стьюдента с $v = 2$ стабильного значения стандартного отклонения α , в среднем равного 4 (табл. 1).

Таблица 1

Стандартные отклонения распределения Стьюдента α для степеней свободы $v=1 \dots 6$

i	v=1	v=2	v=3	v=4	v=5	v=6
1	1920	4,231	1,723	1,415	1,290	1,224
2	6505	3,877	1,721	1,415	1,291	1,225
3	7032	3,692	1,729	1,414	1,291	1,225
4	1530	4,299	1,731	1,414	1,291	1,225
5	1032	4,032	1,743	1,414	1,290	1,225
6	1933	4,089	1,738	1,415	1,290	1,224
7	6514	3,923	1,729	1,416	1,291	1,225
8	6910	4,209	1,736	1,415	1,290	1,224
9	6127	3,806	1,744	1,416	1,292	1,225
10	2626	3,851	1,734	1,414	1,290	1,224
$\bar{\alpha}$	4213	4,001	1,7328	1,4148	1,2906	1,2246
$s(\bar{\alpha})$	25768	0,203	0,0077	0,0008	0,0007	0,0005
$\alpha_{\text{теор}}$	–	–	1,7321	1,4142	1,2910	1,2247

Однако стандартное отклонение его оказывается в 25 раз больше, чем для $v = 3$ и в 250 раз больше, чем для $v \geq 4$. Этот же эксперимент показал, что для $v = 1$ α не имеет стабильного значения (табл. 1).

В работе [7] отмечается, что расширенная неопределенность $U_A(p)$, понимаемая как полуширина интервала охвата, существует для любых $n \geq 2$ и равна

$$U_A(p) = t_p(n_j - 1) \cdot s(\bar{x}_j). \quad (9)$$

С другой стороны, эта неопределенность может быть вычислена как

$$U_A(p) = k_p \cdot u_A(x_j) = k_p \cdot \alpha_j \cdot s(\bar{x}_j), \quad (10)$$

где k_p – коэффициент охвата, откуда

$$k_p = \frac{t_p(n_j - 1)}{\alpha_j} = t_p(n_j - 1) \sqrt{\frac{n_j - 3}{n_j - 1}}. \quad (11)$$

Зависимость k_p для неопределенности типа А для разных уровней значимости p и числа измерений $n > 3$ имеет вид, представленный на рис. 2.

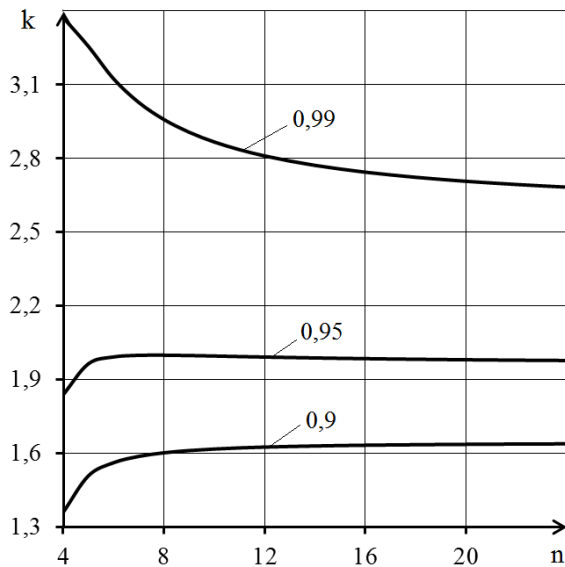


Рис. 2. Зависимость коэффициентов охвата для разных уровней значимости p и числа измерений n

Из рис. 2 видно, что для вероятности 0,95 значения коэффициента охвата изменяются в диапазоне от 1,84 (при $n=3$) до 2,0 (при $n=8$) и с дальнейшим увеличением стремится к 1,96. Если приблизительно считать $k_{0,95}=1,96$, погрешность вычисления расширенной неопределенности будет находиться в пределах от 6,7 до -1,9 %. Принятие $k_{0,95}=1,915$ симметрирует границы погрешности вычисления расширенной неопределенности для всех значений $n > 3$ до $\pm 4,2$ %. Для других вероятностей ($p=0,9$ или $p=0,99$) использование единого коэффициента охвата для всех n приводит к существенным погрешностям вычисления расширенной неопределенности, поэтому не применимо. Следует отметить, что применение вероятности 0,95 для вычисления расширенной неопределенности рекомендует MRA [11].

2. Комбинация вкладов неопределенности типа А

В общем виде модель измерений описывается выражением [1]:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_m), \quad (12)$$

где Y – измеряемая величина, X_1, X_2, \dots, X_m – входные величины.

В этом случае выражение для суммарной стандартной неопределенности Y при отсутствии корреляции между аргументами будет иметь вид:

$$u_{cA}(y) = \sqrt{\sum_{j=1}^m c_j^2 u_A^2(\bar{x}_j)}, \quad (13)$$

где c_j – соответствующие коэффициенты чувствительности.

Расширенную неопределенность типа А можно вычислить по формуле:

$$U_A(p) = k_p u_{cA}(y) = k_p \sqrt{\sum_{j=1}^m c_j^2 \alpha_j^2 s^2(\bar{x}_j)}, \quad (14)$$

где k_p – коэффициент охвата.

В частном случае, при $n_j = n$, будем иметь

$$U_A(p) = k_p \alpha \sqrt{\sum_{j=1}^m c_j^2 s^2(\bar{x}_j)}. \quad (15)$$

Общий коэффициент α , вынесенный за корень, говорит о том, что PDF для измеряемой величины в этом случае – распределение Стьюдента с числом степеней свободы $\nu = n - 1$.

В общем случае приблизительно можно принять в выражении (14) $k_p = 1,96$ с указанной выше погрешностью.

Более точно значение k_p можно вычислить исходя из следующих рассуждений.

В работе [12] показано, что расширенная неопределенность для вероятности $p=0,95$ композиции законов распределения Стьюдента, определяется выражением (т.н. закон распространения расширенной неопределенности):

$$U_A(p) = \sqrt{\sum_{j=1}^m U_p^2(x_j)} = \sqrt{\sum_{j=1}^m t_{0,95}^2(\nu_i) c_j^2 s^2(\bar{x}_j)}. \quad (16)$$

В частном случае, при $n_j = n$, будем иметь

$$U_A(p) = t_{0,95}(n-1) \sqrt{\sum_{j=1}^m c_j^2 s^2(\bar{x}_j)}, \quad (17)$$

что хорошо согласуется с выводами, сделанными после выражения (15).

С другой стороны $U_A(p)$ определяется выражением (14), поэтому

$$k_p = \sqrt{\sum_{j=1}^m t_{0,95}^2(v_j) c_j^2 s^2(\bar{x}_j)} / \sqrt{\sum_{j=1}^m c_j^2 \alpha_j^2 s^2(\bar{x}_j)}. \quad (18)$$

При наличии коррелированных входных величин, например X_j и X_k следует рассчитать их суммарную стандартную неопределенность типа А по формуле:

$$\begin{aligned} u_{jk}(y) &= \\ &= \sqrt{c_j^2 u_A^2(\bar{x}_j) + 2\rho_{jk} c_j c_k u_A(\bar{x}_j) + c_k^2 u_A^2(\bar{x}_k)} = \\ &= \alpha_{jk} \sqrt{c_j^2 s^2(\bar{x}_j) + 2\rho_{jk} c_j c_k s(\bar{x}_j) s(\bar{x}_k) + c_k^2 s^2(\bar{x}_k)}, \quad (19) \end{aligned}$$

где ρ_{jk} – коэффициент корреляции между данными измерений X_j и X_k , α_{jk} – стандартное отклонение для распределения Стьюдента с числом степеней свободы ν_{jk} , одинаковым для обеих входных величин. После расчета $u_{jk}(y)$ ее можно подставить вместо вкладов неопределенности $u_{jk}(y)$ и $u_{jk}(y)$ в формулу (13). Все остальные выражения (14)–(18) будут справедливы для этого случая.

Выводы

1. Ревизия GUM, проводимая JCGM WG1 вызвана тем, что GUM после принятия приложений GUM-S1 и GUM-S2 больше не согласуется с ними. В основу нового Руководства будет положен Байесовский подход к оцениванию неопределенности измерений, опирающийся на распределения входных величин.

2. Рассмотрена функция плотности вероятности для статистических вкладов неопределенности и ее параметры. Показано, что этот подход применим для числа многократных измерений больше четырех, однако его применение возможно и для трех измерений, поскольку методом Монте-Карло показано, что распределение Стьюдента для числа степеней свободы два имеет стабильное стандартное отклонение, равное 4.

3. Получены выражения для оценивания суммарной стандартной и расширенной неопределенности для комбинации вкладов неопределенности типа А. Показано, что эти выражения могут быть использованы при отсутствии и наличии корреляции между результатами измерений входных величин.

ности для комбинации вкладов неопределенности типа А. Показано, что эти выражения могут быть использованы при отсутствии и наличии корреляции между результатами измерений входных величин.

Список литературы

1. *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement, ISO, Geneva, First Edition, – 1995 – 101 p.*
2. *ISO/IEC 17025:2005. General requirements for the competence of testing and calibration laboratories.*
3. *JCGM 100:2008. Evaluation of measurement data – Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement. – JCGM, 2008. – 120 p.*
4. *Bich et al. Revision of the «Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement»// Metrologia. – 2012. – Vol. 49, pp. 702–705.*
5. *JCGM 101:2008. Evaluation of measurement data – Supplement 1 to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” – Propagation of distributions using a Monte Carlo method. – JCGM, 2008. – 88 p.*
6. *JCGM 102:2011 Evaluation of measurement data – Supplement 2 to the “Guide to the expression of uncertainty in measurement” – Extension to any number of output quantities. – JCGM, 2011. – 72 p.*
7. *Вегер В. Информация о измеряемой величине как основа для формирования плотности вероятности / В. Вегер // Измерительная техника. – 2003. – № 9. – С. 3-9.*
8. *Крамер Г. Математические методы статистики / Г. Крамер. – М.: Мир, 1975. – 648 с.*
9. *ГОСТ Р 8.736 – 2011. ГСИ. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения. – М.: Стандартинформ, 2013 – 24 с.*
10. *Мироновский Л.А. Алгоритмы оценивания результата трех измерений / Л.А. Мироновский, В.А. Слаев. – СПб.: Проффессионал, 2010 – 192 с.*
11. *Mutual recognition of national measurement standards and of calibration and measurement certificates issued by national metrology institutes. Paris, 1999 – 48 p.*
12. *Захаров И.П. Композиция законов распределения Стьюдента / И.П. Захаров // Системи обробки інформації. – 2005. – Вип. 8. – С. 28-35.*

Поступила в редколлегию 1.04.2015

Рецензент: д-р техн. наук. проф. Ю.П. Мачехин, Харьковский национальный университет радиоэлектроники, Харьков.

ОСОБЛИВОСТІ ОЦІНЮВАННЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ВИМІРЮВАНЬ ЗА ТИПОМ А НА ОСНОВІ БАЙЄСІВСЬКОГО ПІДХОДУ

О.А. Боцюра, І.П. Захаров

Описано ревізію GUM, розглянуто основні особливості оцінювання стандартної та розширеної невизначеності вимірювань за типом А на основі Байєсівського підходу.

Ключові слова: невизначеність вимірювань, Байєсівський підхід, функція щільності ймовірності.

PECULIARITIES OF EVALUATION OF MEASUREMENT UNCERTAINTY TYPE A BASED ON A BAYESIAN APPROACH

O.A. Botsiura, I.P. Zakharov

The revision of GUM is described, the basic peculiarities of evaluation of standard and extended measurement uncertainties of type A based on the Bayesian approach is reviewed.

Keywords: measurement uncertainty, Bayesian approach, probability density function.

АЛФАВІТНИЙ ПОКАЖЧИК

Альравашдех Бакер	6	Зінченко С.В.	68	Опришкіна М.І.	99
Аль Равашдех Л.	10	Іванов С.О.	75	Павлович В.І.	131
Альравашдех Раї	13	Кадацька О.Й.	79	Пацера С.Т.	29
Артюхова Ю.В.	140	Калашніков С.Г.	92	Поліщук О.В.	150
Бабкін С.І.	88	Карніна А.Ю.	84	Полобюк Т.А.	107
Барашкова Т.В.	43	Карпенко С.Р.	21	Полярус О.В.	123
Безручко В.М.	39	Карташов В.М.	88	Романів В.М.	127
Бельмега А.В.	103	Катрич О.О.	50	Руженцев І.В.	10, 64, 135
Берегун В.С.	107	Каюн І.Г.	92	Румежак Д.С.	32
Боцюра О.А.	17	Кива І.Л.	147	Сабурова С.О.	79
Величко О.М.	21	Клименко О.П.	84	Світало В.П.	119
Винничук А.Г.	25	Коваль А.О.	123	Сергієнко М.П.	6
Войчишен О.Л.	29	Коломієць Л.В.	95	Середюк О.Є.	25
Воробійов Л.Й.	75	Кондрашов С.І.	99	Скачков В.В.	131
Габльовська Н.Я.	32	Кононенко М.А.	32	Снітко Л.М.	119
Гармаш О.В.	107	Корсун В.І.	29, 47	Стеценко А.А.	135
Глова Ю.С.	135	Корчакова А.С.	161	Толстих Є.Г.	88
Глухова Н.В.	36	Кошовий М.Д.	103	Туз Ю.М.	140
Года О.Ю.	157	Красильніков О.І.	107	Ульянова А.А.	140
Горкун В.В.	147	Крилов В.М.	153	Філіппова М.В.	39
Декуша Л.В.	75	Куц Ю.В.	111	Чала О.В.	143
Демченко М.О.	39	Левін С.Ф.	116	Чалий В.П.	143
Дербаба В.А.	29	Лимаренко А.С.	95	Чепкій В.В.	131
Деркач Є.О.	43	Лимаренко О.М.	95	Чистікова З.Е.	103
Добролюбова М.В.	68	Луцишин Т.І.	32	Чистоклетов О.А.	43
Дороніна М.А.	47	Лютенко Т.В.	25	Шевкун С.М.	21
Дроздова Т.В.	99	Маков Д.К.	150	Шевченко К.Л.	147
Дядюра К.О.	50	Матвієнка Н.В.	43	Шегедін П.А.	58
Євстафєва С.О.	50	Мельник О.С.	111	Шенгур С.В.	111
Єременко В.С.	58	Мельничук С.І.	127	Шифанова М.С.	119
Єфимчиков О.М.	131	Мисов О.П.	84, 92	Щерба А.А.	150
Запорожець О.В.	64	Михайленко В.В.	119	Щербакова Г.Ю.	153
Захаров І.П.	17	Недзельський С.Д.	135	Яремчук Н.А.	157
Зінченко В.П.	68	Овчарова Т.О.	10, 64		

НАУКОВЕ ВИДАННЯ

СИСТЕМИ ОБРОБКИ ІНФОРМАЦІЇ

ЗБІРНИК НАУКОВИХ ПРАЦЬ

Випуск 6 (131)

Відповідальна за випуск *Н.О. Королюк*

Свідоцтво про державну реєстрацію КВ № 9500 від 13.01.2005 р.

Комп'ютерна верстка: *В.В. Кірвас*

Оформлення обкладинки: *І.В. Льїна*

Техн. редактор *В.В. Кірвас*

Коректор *Н.К. Гур'єва*

Підписано до друку 12.05.2015	Формат 60×84/8	Папір офсетний	
Гарнітура «Times New Roman»	Друк – різнограф	Ум.-друк. арк. – 21,25	Обл.-вид. арк. – 19,78
Ціна договірної	Наклад 150 прим.	Зам. 512-15	

Видавництво Харківського університету Повітряних Сил імені Івана Кожедуба

Свідоцтво про державну реєстрацію ДК № 2535 від 22.06.2006 р.

Адреса видавництва: 61023, Харків-23, вул. Сумська, 77/79

Віддруковано з готових оригінал-макетів у друкарні ФОП Петров В.В.
Єдиний державний реєстр юридичних осіб та фізичних осіб-підприємців.
Запис № 2480000000106167 від 08.01.2009.

61144, м. Харків, вул. Гв. Широнінців, 79в, к. 137, тел. (057) 778-60-34
e-mail: bookfabrik@rambler.ru