

## СОВРЕМЕННЫЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА ВЕЩЕСТВ И МАТЕРИАЛОВ

Научная статья

УДК 53.089.68:006.354

<https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-93-102>



# Новые алгоритмы оценивания значения аттестуемой характеристики стандартных образцов веществ и материалов способом межлабораторной аттестации

П. М. Аронов<sup>1</sup> ✉, Е. П. Соби́на<sup>1</sup> , П. В. Мигаль<sup>1</sup> , О. Н. Кремлева<sup>1</sup> , В. В. Студенок<sup>1</sup> ,  
В. А. Фирсанов<sup>1</sup>, С. В. Медведевских<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> УНИИМ – филиал ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева», г. Екатеринбург, Россия

✉ [aronovpm@uniim.ru](mailto:aronovpm@uniim.ru)

<sup>2</sup> ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева», г. Санкт-Петербург, Россия

**Аннотация:** В настоящей работе на основе модели данных межлабораторного эксперимента, содержащих скрытые неопределенности, разработаны алгоритмы характеристики стандартных образцов, позволяющие оценить скрытые неопределенности и с учетом этих оценок скорректировать данные и получить согласованное значение аттестуемой характеристики. Методом Монте-Карло произведено исследование свойств оценок скрытых неопределенностей, а также исследование новых алгоритмов в сравнении с традиционными.

**Ключевые слова:** стандартный образец, межлабораторный эксперимент, статистическая модель межлабораторного эксперимента, неопределенность результатов межлабораторного эксперимента, согласованное значение аттестуемой характеристики стандартного образца, характеристика стандартного образца

**Ссылка при цитировании:** Новые алгоритмы оценивания значения аттестуемой характеристики стандартных образцов веществ и материалов способом межлабораторной аттестации / П. М. Аронов [и др.] // Эталоны. Стандартные образцы. 2023. Т. 19, № 3. С. 93–102. <https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-93-102>

Статья поступила в редакцию 13.12.2022; одобрена после рецензирования 25.03.2023; принята к публикации 25.04.2023.

## MODERN METHODS OF ANALYSIS OF SUBSTANCES AND MATERIALS

Research Article

# New Algorithms for Estimating the Value of the Certified Characteristic of Reference Materials of Substances and Materials by the Method of Interlaboratory Certification

Petr M. Aronov<sup>1</sup> ✉, Egor P. Sobina<sup>1</sup> , Pavel V. Migal<sup>1</sup> ,  
Olga N. Kremleva<sup>1</sup> , Valeriya V. Studenok<sup>1</sup> , Valeriy A. Firsanov<sup>1</sup>, Sergey V. Medvedevskikh<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology, Yekaterinburg, Russia  
✉ aronovpm@uniim.ru

<sup>2</sup> D. I. Mendeleev Institute for Metrology, St. Petersburg, Russia

**Abstract:** In this work, algorithms for the characterization of reference materials are developed based on the data model of an interlaboratory experiment containing hidden uncertainties. These algorithms make it possible to evaluate hidden uncertainties, and, taking into account these estimates, adjust the data and obtain an agreed value of the certified characteristics. The Monte Carlo method was used to study the properties of estimates of hidden uncertainties, as well as the study of new algorithms in comparison with traditional ones.

**Keywords:** reference material, interlaboratory experiment, statistical model of an interlaboratory experiment, uncertainty of the results of an interlaboratory experiment, agreed value of the certified characteristic of a reference material, characterization of a reference material

**For citation:** Aronov P. M., Migal P. V., Sobina E. P., Kremleva O. N., Studenok V. V., Firsanov V. A. et al. New algorithms for estimating the value of the certified characteristic of reference materials of substances and materials by the method of interlaboratory certification. *Measurement Standards. Reference Materials*. 2023;19(3):93–102. <https://doi.org/10.20915/2077-1177-2023-19-3-93-102>

The article was submitted 13.12.2022; approved after reviewing 25.03.2023; accepted for publication 25.04.2023.

### Введение

В настоящее время широкое распространение для определения аттестованных значений стандартных образцов получил метод межлабораторного эксперимента.

Соответствующие математические алгоритмы оценки аттестуемого значения характеристики стандартного образца (СО) приведены в ГОСТ 8.532-2002 и основаны на предположении, что экспериментальные данные, получаемые разными аналитическими методами от разных лабораторий, представляют собой выборку из одной генеральной совокупности и имеют нормальное, может быть, засоренное выбросами, вероятностное распределение. Однако на основе анализа результатов международных сличений эталонов, выполняемых

национальными метрологическими институтами при оценке опорного значения сличения, установлена необходимость учета неопределенности результатов измерений в конкретной лаборатории [1]. Установлено возможное статистически значимое влияние эффектов лабораторий на результаты оценивания опорного значения, связанное с отклонением от нормального вида распределения случайных эффектов лабораторий, описываемых распределением Лапласа, приводящее к появлению скрытых неопределенностей или смещений в результатах межлабораторного эксперимента, результаты этих работ обобщены в [2].

В настоящей работе предлагается достаточно обобщающая статистическая модель результатов измерений

в межлабораторном эксперименте, в которой последние показаны в виде набора представителей из различных генеральных совокупностей.

Данные, полученные из лабораторий, представляют собой набор пар  $\{x_i, u_i\}, i = \overline{1, n}$ ,

$$x_i = x + \Delta_i + \xi_i, i = \overline{1, n}, \quad (1)$$

где  $x_i$  – результат измерений в  $i$ -той лаборатории;  $x$  – истинное значение измеряемой величины;  $\Delta_i$  – неизвестное смещение результата в  $i$ -той лаборатории;  $\xi_i$  – случайная погрешность результата  $i$ -той лаборатории, приводящая к стандартной неопределенности  $u_i$  типа А, которая считается известной;  $n$  – количество лабораторий участников межлабораторного эксперимента.

Отметим, что для модели данных уравнения (1) квадрат стандартной неопределенности результата  $i$ -той лаборатории имеет вид

$$u^2(x_i) = E(x_i - x)^2 = \Delta_i^2 + u_i^2, \quad (2)$$

то есть содержит скрытую часть в виде квадрата смещения.

В силу центральной предельной теоремы теории вероятностей случайные величины  $\xi_i$ , а вместе с ними и результаты измерений  $x_i$ , полученные при обработке повторных измерений, такие как среднее арифметическое, медиана и тому подобные, имеют распределение, близкое к нормальному. Если данные лабораторий согласованы, то есть удовлетворяют хи-квадрат тесту, то оптимальной оценкой (оценкой максимального правдоподобия) является взвешенное среднее результатов лабораторий с весами, обратно пропорциональными их дисперсиям. Однако наличие в результатах скрытых сдвигов  $\Delta_i$ , приводящее к скрытым неопределенностям, в подавляющем числе случаев делает данные лабораторий несогласованными.

На основе этой модели разработаны методы оценки скрытых неопределенностей и смещений результатов межлабораторного эксперимента. Разработаны алгоритмы коррекции данных, позволяющие сделать их согласованными и применить оптимальную процедуру оценивания аттестуемого значения характеристики стандартного образца и его неопределенности.

### Описание алгоритмов обработки результатов межлабораторного эксперимента

В основе разработанных алгоритмов лежит процедура отыскания максимального подмножества согласованных данных [3, 4], представленных лабораториями,

а также необходимая для согласования коррекция данных не вошедших в него лабораторий. Для этого вычисляют взвешенное среднее

$$\bar{x} = \left( \sum_{i=1}^n u_i^{-2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^n u_i^{-2} x_i \quad (3)$$

и проводят тест на согласованность данных, то есть проверяют выполнение условия

$$\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{u_i^2} \leq \chi^2(P; n-1), \quad (4)$$

где  $\chi^2(P; n-1)$  –  $P$ -квантиль хи-квадрат распределения с  $n-1$  степенями свободы. Если условие (4) выполняется, то данные всех лабораторий согласованы, оценка (3) является оптимальной и имеет стандартную неопределенность

$$u = \left( \sum_{i=1}^n u_i^{-2} \right)^{-\frac{1}{2}}. \quad (5)$$

В противном случае нумерацию лабораторий устанавливают так, что:

$$\frac{(x_1 - \bar{x})^2}{u_1^2} \leq \frac{(x_2 - \bar{x})^2}{u_2^2} \leq \dots \leq \frac{(x_n - \bar{x})^2}{u_n^2}. \quad (6)$$

Исключают данные лаборатории с номером  $n$  и заново вычисляют величины (3) и (4) уже для  $n-1$  участников. Проверяют выполнение для них условия согласованности (4). Процесс повторяют до тех пор, пока для оставшихся  $k$  участников впервые выполнится условие согласованности

$$\sum_{i=1}^k \frac{(x_i - \bar{x}_k)^2}{u_i^2} \leq \chi^2(P; k-1), \quad \bar{x}_k = \left( \sum_{i=1}^k u_i^{-2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^k u_i^{-2} x_i. \quad (7)$$

Таким образом, максимальное согласованное подмножество данных найдено. Для согласования исключенных данных последние необходимо скорректировать.

Рассмотрим данные последнего исключенного участника с номером  $k+1$ , для которого значение величины

$$\frac{(x_{k+1} - \bar{x}_{k+1})^2}{u_{k+1}^2} \quad (8)$$

оказалось слишком большим, чтобы выполнялся хи-квадрат тест. Для включения данных этого участника в согласованное подмножество необходимо скорректировать их так, чтобы величина (8) уменьшилась до значения, при котором хи-квадрат тест будет выполняться. Это может быть сделано двумя способами:

1) увеличением неопределенности в данных  $k+1$ -го участника, которое приводит к росту знаменателя в (8);

2) коррекцией результата измерения в данных  $k + 1$ -го участника, приводящей к уменьшению числителя в (8).

**Первый способ**

Построим функцию

$$g_{k+1}(\lambda) = \sum_{i=1}^k \frac{(x_i - \bar{x}_{k+1}(\lambda))^2}{u_i^2} + \frac{(x_{k+1} - \bar{x}_{k+1}(\lambda))^2}{u_{k+1}^2 + \lambda}, \lambda \geq 0, \quad (9)$$

где

$$\bar{x}_{k+1}(\lambda) = \left( \sum_{i=1}^k u_i^{-2} + (u_{k+1}^2 + \lambda)^{-1} \right)^{-1} \cdot \left( \sum_{i=1}^k u_i^{-2} x_i + (u_{k+1}^2 + \lambda)^{-1} x_{k+1} \right). \quad (10)$$

Функция  $g_{k+1}(\lambda)$  монотонно убывает, так как

$$\frac{dg_{k+1}(\lambda)}{d\lambda} = - \frac{(x_{k+1} - \bar{x}_{k+1}(\lambda))^2}{(u_{k+1}^2 + \lambda)^2} < 0. \quad (11)$$

Нижняя граница значений функции (9) при  $\lambda \rightarrow \infty$  определяется левой частью неравенства (7) и не превосходит  $\chi^2(P; k-1)$ . В связи с тем, что  $\chi^2(P; k-1) < \chi^2(P; k)$ , существует значение  $\lambda = \sigma_{k+1}^2$ , при котором

$$g_{k+1}(\sigma_{k+1}^2) = \sum_{i=1}^k \frac{(x_i - \bar{x}_{k+1}(\sigma_{k+1}^2))^2}{u_i^2} + \frac{(x_{k+1} - \bar{x}_{k+1}(\sigma_{k+1}^2))^2}{u_{k+1}^2 + \sigma_{k+1}^2} \leq \chi^2(P; k). \quad (12)$$

Это значение может быть найдено последовательным вычислением значений функции  $g_{k+1}(\lambda)$  с некоторым шагом по  $\lambda$ , начиная с  $\lambda = 0$ . Таким образом, увеличивая стандартную неопределенность  $k + 1$ -го участника межлабораторного эксперимента, получают согласованное подмножество уже  $k + 1$  участников.

Продолжая этот процесс, включая посредством увеличения стандартной неопределенности все новых участников из исключенных в ходе построения наибольшего согласованного подмножества данных, в конечном итоге получают согласованное значение характеристики СО

$$\bar{x}_n(\sigma_{k+1}^2, \dots, \sigma_n^2) = \left( \sum_{i=1}^k u_i^{-2} + \sum_{i=k+1}^n (u_i^2 + \sigma_i^2)^{-1} \right)^{-1} \cdot \left( \sum_{i=1}^k x_i u_i^{-2} + \sum_{i=k+1}^n x_i (u_i^2 + \sigma_i^2)^{-1} \right), \quad (13)$$

квадрат стандартной неопределенности которого имеет вид

$$u^2(\bar{x}_n(\sigma_{k+1}^2, \dots, \sigma_n^2)) = \left( \sum_{i=1}^k u_i^{-2} + \sum_{i=k+1}^n (u_i^2 + \sigma_i^2)^{-1} \right)^{-1}. \quad (14)$$

Найденные значения параметров  $\{\sigma_i^2\}_{i=k+1}^n$  в соответствии с (2) являются оценками величин  $\Delta_i^2$  и характеризуют скрытые стандартные неопределенности лабораторий, участвующих в межлабораторном эксперименте.

**Второй способ**

Он основан на коррекции результатов участников, не попавших в наибольшее согласованное подмножество. Запишем корректирующее параметрическое семейство в виде

$$\hat{x}_{k+1}(\mu) = x_{k+1} - \mu \cdot \text{sign}(x_{k+1} - \bar{x}_k), \mu \geq 0, \quad (15)$$

а также функцию

$$f_{k+1}(\mu) = \sum_{i=1}^k \frac{(x_i - \bar{x}_{k+1}(\mu))^2}{u_i^2} + \frac{(\hat{x}_{k+1}(\mu) - \bar{x}_{k+1}(\mu))^2}{u_{k+1}^2}, \quad (16)$$

где

$$\bar{x}_{k+1}(\mu) = \left( \sum_{i=1}^{k+1} u_i^{-2} \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^k x_i u_i^{-2} + \hat{x}_{k+1}(\mu) u_{k+1}^{-2} \right). \quad (17)$$

Можно показать, что  $\frac{df_{k+1}(\mu)}{d\mu} < 0$  и функция (16)

монотонно убывает при  $0 \leq \mu \leq |\bar{x}_k|$ .

Существует значение  $\mu = |\hat{\Delta}_{k+1}|$ , при котором

$$f_{k+1}(\hat{\Delta}_{k+1}) \leq \chi^2(P; k). \quad (18)$$

Это значение может быть найдено последовательным вычислением значений функции  $f_{k+1}(\mu)$  с некоторым шагом по  $\mu$ , начиная с  $\mu = 0$ .

Таким образом, корректируя результат  $k + 1$ -го участника межлабораторного эксперимента,

$$\begin{aligned} \hat{x}_{k+1}(\hat{\Delta}_{k+1}) &= x_{k+1} - |\hat{\Delta}_{k+1}| \cdot \text{sign}(x_{k+1} - \bar{x}_k) = \\ &= x_{k+1} - \hat{\Delta}_{k+1}, \end{aligned} \quad (19)$$

получают согласованное подмножество уже  $k + 1$  участников.

Продолжая этот процесс, включая посредством корректировки результатов все новых участников

из исключенных в процессе построения максимального согласованного подмножества, в конечном итоге получают согласованное значение аттестуемой характеристики

$$\bar{x}_n(\hat{\Delta}_{k+1}, \dots, \hat{\Delta}_n) = \left( \sum_{i=1}^n u_i^{-2} \right)^{-1} \cdot \left( \sum_{i=1}^k x_i u_i^{-2} + \sum_{i=k+1}^n \hat{x}_i(\hat{\Delta}_i) u_i^{-2} \right), \quad (20)$$

квадрат стандартной неопределенности которой имеет вид

$$u^2(\bar{x}_n(\hat{\Delta}_{k+1}, \dots, \hat{\Delta}_n)) = \left( \sum_{i=1}^n u_i^{-2} \right)^{-1}. \quad (21)$$

Параметры  $\{-\hat{\Delta}_i\}_{i=k+1}^n$  оценивают скрытые смещения результатов измерений лабораторий, участвующих в межлабораторном эксперименте в соответствии с моделью результатов измерений (1).

### Результаты

Для изучения свойств оценок скрытых неопределенностей (первый алгоритм, назовем его «взвешенное среднее с коррекцией неопределенностей») и скрытых смещений (второй алгоритм, назовем его «взвешенное среднее с коррекцией результатов») был поставлен эксперимент Монте-Карло. Данные лабораторий моделировались в соответствии с моделью (1)

$$x_i = 10 + \Delta_i + \xi_i, \quad i = \overline{1, 15},$$

где смещения выбирались в виде

$$\Delta_i = \pm 0.1 \cdot i,$$

(знак выбирался случайным образом), а случайная составляющая погрешности результатов генерировалась из нормальной совокупности  $N(0, u)$  с нулевым мате-

матическим ожиданием и среднеквадратическим отклонением  $u = 0.5$ . Значения оценок скрытых неопределенностей и скрытых смещений для результатов, попадающих в максимальное согласованное подмножество, полагались равными нулю. Генерация данных производилась 260 раз. В качестве характерных примеров приведены гистограммы оценок для первых шести лабораторий на рис. 1, в первой колонке – для алгоритма с коррекцией неопределенностей, во второй – для алгоритма с коррекцией результатов. Красной вертикальной чертой обозначены истинные значения (т. е. это те значения параметров, которые задавались в программном обеспечении при моделировании распределений методом Монте-Карло) для первого алгоритма модулей смещений, для второго смещений с учетом знака.

Как видно из рис. 1, наблюдается неплохое соответствие значений оценок заданным скрытым параметрам в условиях, когда их значения сопоставимы по величине случайным погрешностям.

Для сравнения описанных выше алгоритмов с известными методами оценивания был произведен другой численный эксперимент по методу Монте-Карло. Данные лабораторий моделировались в соответствии с моделью (1).

Скрытые смещения и случайные погрешности результатов выбирались из нормальных совокупностей

$$\Delta_i \sim N(0, \sigma_i), \quad \xi_i \sim N(0, u_i),$$

где  $\sigma_i$  и  $u_i$  выбирались случайным образом, первые из генеральной совокупности с экспоненциальной плотностью распределения  $e(x) = \exp(-x)$ ,  $x \geq 0$ , вторые случайно из интервала  $[0.1, 0.5]$ . Рассчитывалась среднеквадратическая погрешность для различных оценок. Результат приведен в табл. 1.

Как видно из табл. 1, наименьшую погрешность среди сравниваемых оценок имеет новый

Таблица 1. Сравнение различных оценок при обработке данных модельного межлабораторного эксперимента

Table 1. Comparison of various estimates in the processing of data from a model interlaboratory experiment

Оценка	Результат среднеквадратической погрешности
Среднее арифметическое	0,41
Медиана	0,25
Средне взвешенное без коррекции данных	0,36
Средневзвешенное с коррекцией неопределенностей	0,27
Средневзвешенное с коррекцией результатов	0,23

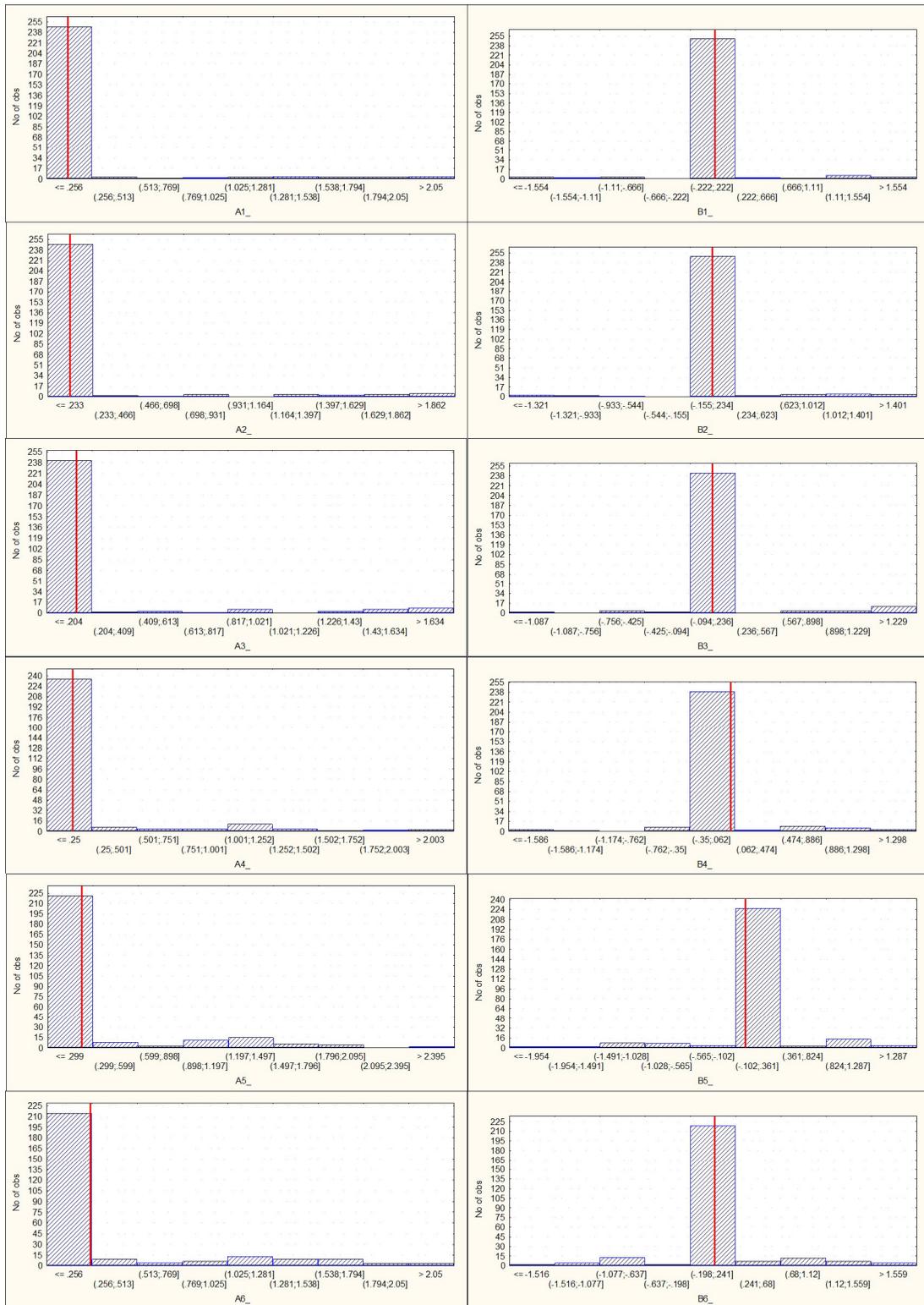


Рис. 1. Гистограммы оценок модулей смещений для первого алгоритма (левая колонка; А1–А6 – номера лабораторий) и смещений с учетом знака для второго алгоритма (правая колонка; В1–В6 – номера лабораторий) («No of obs» – количество результатов)  
 Fig. 1. Histograms of estimations of bias modules for the first algorithm (left column; А1–А6 – numbers of laboratories) and biases based on the sign for the second algorithm (right column; В1–В6 – numbers of laboratories) («No of obs» – number of results)

алгоритм средневзвешенного с коррекцией результатов лабораторий.

Было произведено также опробование разработанных алгоритмов на реальных данных. На рис. 2 и 3 проиллюстрирована работа алгоритмов при обработке результатов межлабораторного эксперимента по измерению теплотворной способности угля. Голубым цветом обозначено максимальное согласованное подмножество результатов, черным – не согласованные

результаты, зеленым – скорректированные неопределенности на рис. 2 и скорректированные результаты на рис. 3.

### Заклучение

1. Предложенная в настоящей работе модель описания результатов межлабораторного эксперимента в виде набора представителей из различных генеральных совокупностей позволяет при оценке аттестованного значения стандартного образца учитывать возможность

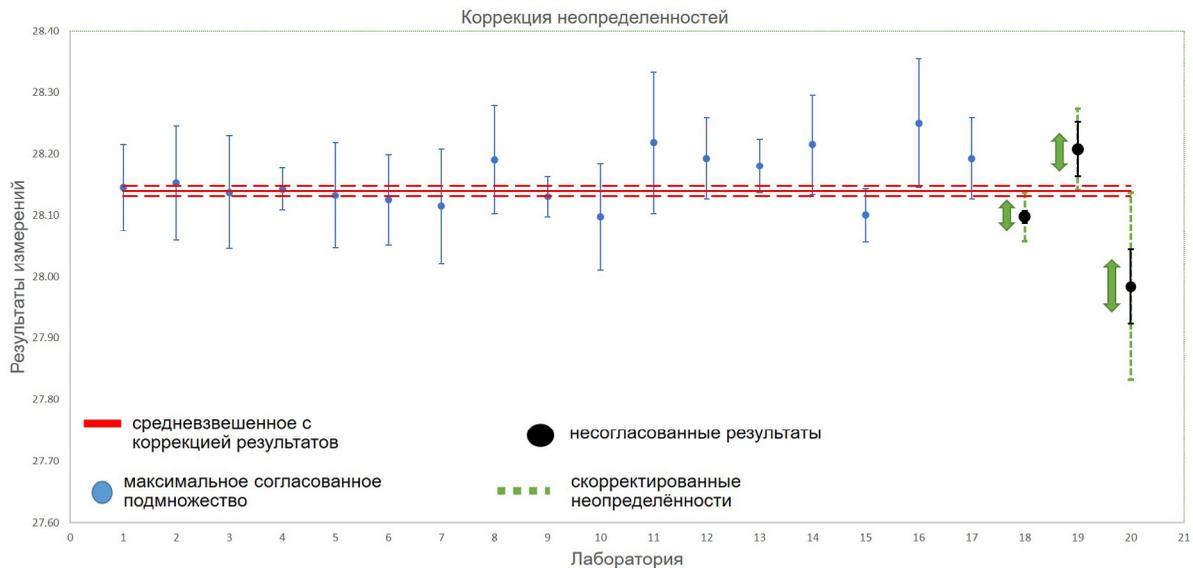


Рис. 2. Согласование результатов межлабораторного эксперимента путем коррекции неопределенностей  
 Fig. 2. Coordination of the results of an interlaboratory experiment by correcting uncertainties

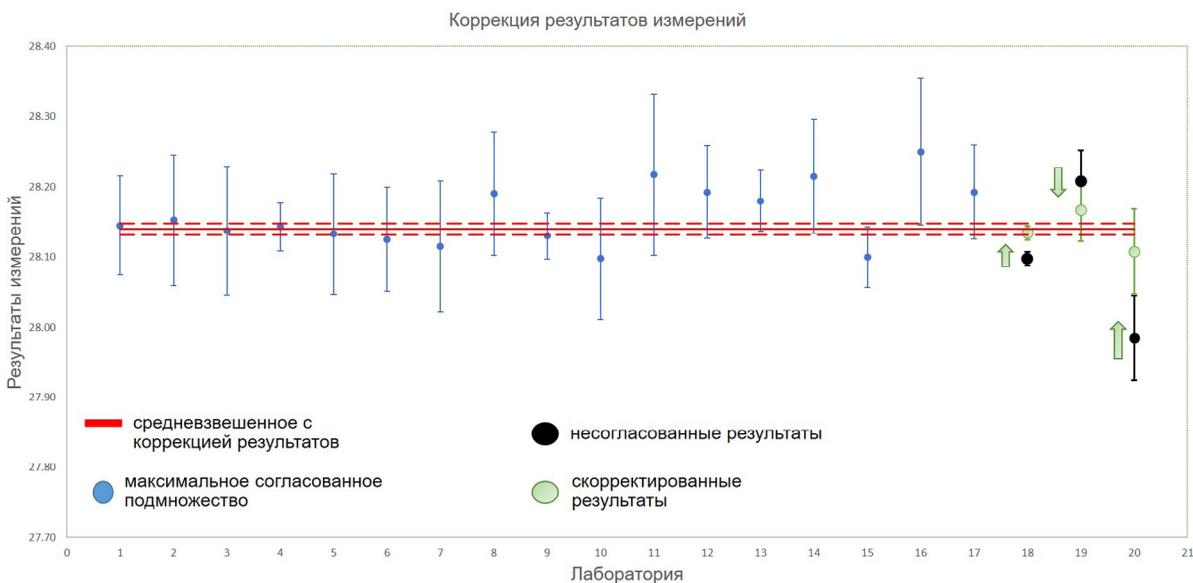


Рис. 3. Согласование результатов межлабораторного эксперимента путем коррекции результатов  
 Fig. 3. Coordination of the results of the interlaboratory experiment by correcting the results

наличия скрытых неопределенностей (или смещений), обусловленных влиянием на результаты измерений в данной лаборатории характерных особенностей методов, методик и средств измерений, стандартных образцов, технических средств, реактивов, применяемых при измерении значения аттестуемой характеристики стандартного образца.

2. Данная модель является более точной моделью по сравнению с традиционной статистической моделью межлабораторного эксперимента, основанной на предположении о статистическом усреднении возможных смещений результатов измерений, полученных в разных лабораториях, разными методами, по разным методикам, с использованием разных средств измерений.

3. Показано, что скрытые неопределенности (или смещения) результатов измерений межлабораторного эксперимента необходимо выявлять и учитывать при оценке неопределенности аттестованного значения стандартного образца.

4. Проведенные в работе исследования подтвердили возможность применения предложенных алгоритмов обработки измерительной информации для коррекции данных межлабораторного эксперимента. Применение данных алгоритмов может оказаться эффективным в случаях участия в межлабораторном эксперименте малого числа лабораторий, а также в случаях высоких финансовых, материальных и временных затрат, необходимых для проведения экспериментов.

5. Предлагаемые в работе новые алгоритмы оценивания значения аттестуемой характеристики СО безусловно требуют дальнейшего изучения, однако уже первые исследования показывают, что они заслуживают внимания при пересмотре ГОСТ 8.532-2002 Государственная система обеспечения единства измерений. Стандартные образцы состава веществ и материалов. Межлабораторная метрологическая аттестация.

**Благодарности:** Это исследование не получало финансовой поддержки в виде гранта от какой-либо организации государственного, коммерческого или некоммерческого сектора.

**Acknowledgments:** The research did not receive financial support in the form of a grant from any organization in the public, commercial or non-profit sectors.

**Вклад соавторов:** Аронов П. М. – разработка и анализ математических алгоритмов, проведение математических исследований, описание алгоритмов, работа над текстом; Собина Е. П. – концепция и инициация исследования, методическая поддержка, общее руководство

работами, анализ результатов; Мигаль П. В. – методическая поддержка, общее руководство работами, анализ результатов; Кремлева О. Н. – участие в общем редактировании статьи, предоставление реальных экспериментальных данных в примерах для оценки применимости предложенных моделей и алгоритмов в метрологической практике в области стандартных образцов; Фирсанов В. А. – программирование алгоритмов и численных экспериментов; Медведевских С. В. – участие в проведении исследовательских работ в части статистической обработки экспериментальных данных.

**Contribution of the authors:** Aronov P. M. – development and analysis of mathematical algorithms, conducting mathematical research, description of algorithms, work on the text; Sobina E. P. – concept and initiation of the study, methodological support, general management of the work, analysis of the results; Migal P. V. – methodological support, general management of the work, analysis of results; Kremleva O. N. – participation in the general editing of the article, providing experimental data for examples to assess the applicability of the proposed models and algorithms in metrological practice in the field of reference materials; Firsanov V. A. – programming of algorithms and numerical experiments; Medvedevskikh S. V. – participation in research work in terms of statistical processing of experimental data.

**Конфликт интересов:** Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов. Авторы Медведевских С. В., Собина Е. П., Кремлева О. Н. входят в состав редакционной коллегии журнала «Эталоны. Стандартные образцы».

Материал статьи подготовлен на основе доклада, представленного на V Международной научной конференции «Стандартные образцы в измерениях и технологиях» (Екатеринбург, 13–16 сентября 2022 г.). Переводная версия статьи на английском языке планируется к публикации в книге Sobina E. et al. (eds.). Reference Materials in Measurement and Technology. RMMT 2022. Switzerland: Springer, Cham.

**Conflict of interest:** The authors declare no conflict of interest. The authors Medvedevskikh S. V., Sobina E. P., Kremleva O. N. are members of the Editorial Board of the journal «Measurement Standards. Reference Materials».

The authors declare no conflict of interest. The material of the article was prepared on the basis of the report presented at the V International Scientific Conference «Reference Materials in Measurement and Technology» (Yekaterinburg, September 13–16, 2022). A translated version of the article in English is planned for publication in the book Sobina E. et al. (eds.). Reference Materials in Measurement and Technology. RMMT 2022. Switzerland: Springer, Cham.

**СПИСОК ИСТОЧНИКОВ**

1. CCQM Guidance note: Estimation of consensus KCRV and associated Degrees of Equivalence. Version: 10 // BIPM. URL: <https://www.bipm.org/documents/20126/28430045/working-document-ID-5794/49d366bc-295f-18ca-c4d3-d68aa54077b5>
2. Meija J., Possolo A. Interlaboratory comparisons of chemical measurements: Quo Vadis? // *Accreditation and Quality Assurance*. 2022. <https://doi.org/10.1007/s00769-022-01505-y>
3. Cox M. G. The evaluation of key comparison data: determining the largest consistent subset // *Metrologia*. 2007.V. 44, № 3. P. 187–200. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/44/3/005>
4. Aronov P. M. Estimation of consensus value of interlaboratory measurement results accompanied by a minimum increase in associated uncertainty // *Reference Materials in Measurement and Technology*. RMMT 2018 / S. V. Medvedevskikh [et al.] (eds). Springer Nature Switzerland AG, 2020. P. 151–155. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-32534-3\\_15](https://doi.org/10.1007/978-3-030-32534-3_15)

**REFERENCES**

1. CCQM Guidance note: Estimation of consensus KCRV and associated Degrees of Equivalence. Version: 10. Available from: <https://www.bipm.org/documents/20126/28430045/working-document-ID-5794/49d366bc-295f-18ca-c4d3-d68aa54077b5>
2. Meija J., Possolo A. Interlaboratory comparisons of chemical measurements: Quo Vadis? *Accreditation and Quality Assurance*. 2022. <https://doi.org/10.1007/s00769-022-01505-y>
3. Cox M. G. The evaluation of key comparison data: determining the largest consistent subset. *Metrologia*. 2007;44(3):187–200. <https://doi.org/10.1088/0026-1394/44/3/005>
4. Aronov P. M. Estimation of consensus value of interlaboratory measurement results accompanied by a minimum increase in associated uncertainty. In: Medvedevskikh S. V., Kremleva O. N., Vasil'eva I. V., Sobina E. P. (eds). *Reference Materials in Measurement and Technology*. RMMT 2018. Springer Nature Switzerland AG, 2020. P. 151–155. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-32534-3\\_15](https://doi.org/10.1007/978-3-030-32534-3_15)

**БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК**

ГОСТ 8.532-2002 Государственная система обеспечения единства измерений. Стандартные образцы состава веществ и материалов. Межлабораторная метрологическая аттестация. = State system for ensuring the uniformity of measurements. Certified reference materials of composition of substances and materials. Interlaboratory metrological certification. Content and order of works. М.: Издательство стандартов, 2003. 12 с.

**ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ**

**Аронов Петр Михайлович** – канд. физ.-мат. наук, ведущий научный сотрудник лаборатории математического моделирования измерительных процессов и систем УНИИМ – филиала ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева»  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: AronovPM@uniim.ru

**Собина Егор Павлович** – д-р техн. наук, директор УНИИМ – филиала ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева», заведующий лабораторией метрологического обеспечения nanoиндустрии, спектральных методов анализа и стандартных образцов, член-корреспондент Метрологической академии  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: 251@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0001-8489-2437>

**Мигаль Павел Вячеславович** – канд. техн. наук, заместитель директора филиала по науке УНИИМ – филиала ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева», заведующий лабораторией математического моделирования измерительных процессов и систем  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: mig@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0003-1951-9868>

**INFORMATION ABOUT THE AUTHORS**

**Petr M. Aronov** – Cand. Sci. (Phys.-Mat.), Leading Researcher of the Laboratory for Mathematical Modeling of Measuring Processes and Systems, UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: AronovPM@uniim.ru

**Egor P. Sobina** – Dr. Sci. (Eng.), Director, UNIIM – Affiliated branch of the D. I. Mendeleev, Head of the Laboratory for Metrological Assurance of Nano Industry, Spectral Methods of Analysis and Reference Materials, Corresponding Member of the Metrological Academy  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: sobina\_egor@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0001-8489-2437>

**Pavel V. Migal** – Cand. Sci. (Eng.), Deputy Director of the Branch for Science, UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology, Head of the Laboratory for Mathematical Modeling of Measuring Processes and Systems  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: mig@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0003-1951-9868>

**Кремлева Ольга Николаевна** – заведующий отделом государственной службы стандартных образцов УНИИМ – филиал ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева»  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: kremleva77@yandex.ru  
<https://orcid.org/0000-0002-6003-040X>

**Студенок Валерия Владимировна** – заместитель заведующего отделом государственной службы стандартных образцов УНИИМ – филиал ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева»  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: studenok@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0002-3363-3133>

**Фирсанов Валерий Александрович** – ведущий инженер лаборатории математического моделирования измерительных процессов и систем УНИИМ – филиал ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева»  
620075, Россия, г. Екатеринбург, ул. Красноармейская, 4  
e-mail: valeryaleks1939@gmail.com

**Медведевских Сергей Викторович** – канд. техн. наук, руководитель отделения механических измерений ФГУП «ВНИИМ им. Д. И. Менделеева»  
190005, Россия, г. Санкт-Петербург, пр. Московский, 19  
e-mail: s.v.medvedevskih@vniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0003-3084-1612>

**Olga N. Kremleva** – Head of the Department of the State Service of Reference Materials, UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: kremleva77@yandex.ru  
<https://orcid.org/0000-0002-6003-040X>

**Valeriya V. Studenok** – Deputy Head of the Department of the State Service of Reference Materials, UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: studenok@uniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0002-3363-3133>

**Valeriy A. Firsanov** – Leading Engineer of the Laboratory for Mathematical Modeling of Measuring Processes and Systems, UNIIM – Affiliated Branch of the D. I. Mendeleev Institute for Metrology  
4 Krasnoarmeyskaya str., Yekaterinburg, 620075, Russia  
e-mail: valeryaleks1939@gmail.com

**Sergey V. Medvedevskikh** – Cand. Sci. (Eng.), Head of the Mechanical Metrology Department, D. I. Mendeleev Institute for Metrology  
19 Moskovsky ave., St. Petersburg, 190005, Russia  
e-mail: s.v.medvedevskih@vniim.ru  
<https://orcid.org/0000-0003-3084-1612>